

National Pension Income Redistribution: The Case of Early Insureds by Net Benefit Measure

Ki-Hong Choi^a · Seung-Hee Shin^{a,1}

^aNational Pension Research Institute

(Received July 15, 2015; Revised August 12, 2015; Accepted August 13, 2015)

Abstract

The importance of the old age income security will increase for an aging society due to the deepening income polarization. The National Pension(NP) is a representative Social Security scheme in charge of old age income security as well as income redistribution for the insured. Studies by Kim (2002), Kim *et al.* (2003), and Hong (2013) have reported the possibility of unsatisfactory income redistribution of the NP. Recently Choi (2015) attributed those results to an unnoticed defect in the benefit formula. This study is a test for the unsatisfactory income redistribution of the current National Pension using early participants who have now become pensioners. The method aggregates cohorts and combines individual history data before the year 2013 and the results of the actuarial projection model of the 2013 after the year 2014. The results are divided by measures taken. The redistribution is obviously progressive by the income replacement rate; however, it is significantly regressive when measured by the net benefit theoretically as more plausible. Considering the effect of differing lifetime contribution year among income classes, the regressive redistribution will prevail more in the future pensioners.

Keywords: National Pension, benefit formula, income redistribution, income replacement rate, net benefits

1. 서론

건강보험과 함께 우리나라 사회보장의 한 축을 담당하고 있는 국민연금(國民年金)은 사회보장연금(social security pension)으로 대다수 국민들의 장수위험(longevity risk)에 대한 보험기능과 함께 정부재정과 소득재분배 기능을 분담한다. 국민연금은 1988년 제도가 도입된 이후 두 차례의 개혁에도 불구하고 지속가능성 문제가 남아있어 추가적 개혁이 불가피한 상황이다. 이제는 본격적으로 수급자가 발생하는 시점에 도달했지만 보험료 인상과 같은 지속가능성을 위한 개혁에 앞서 국민연금의 기능에 대한 면밀한 재검토가 필요하다. 본 연구는 국민연금의 소득재분배 기능에 초점을 맞추기로 한다.

현재 국민연금에 대한 인식은 소득계층별로 차이가 크다. 저소득 계층들에서는 국민연금이 소위 「용돈연금」으로 폄하되지만 중산층들에서는 정부의 홍보와 같이 「노후의 든든한 버팀목」으로 인식된다. 정작 필요한 저소득 계층들에게 노후의 버팀목으로 인정받지 못하는 현실은 국민연금이 원래의 기능을 제대로 수행하고 있는 것인지 의문을 갖게 한다. 또한, 국민연금의 재정적 지속가능성을 위한 급여삭감 또

¹Corresponding author: National Pension Research Institute, 180, Giji-ro, Deokjin-gu, Jeonju-si, Jeollabuk-do, 54870, Korea. E-mail: ssh77@nps.or.kr

는 보험료 인상에 대한 반대 논리는 저소득 계층의 낮은 급여수준을 근거로 한다. 이러한 현실은 국민연금의 소득재분배 기능의 효과성에 대한 재검토의 필요성을 제기한다.

국민연금의 소득재분배에 대한 기존 연구는 충분하지 않으며 대부분 가상적 수치적 모의실험에 기초하고 있다. 그 이유는 제도의 도입 이후 현재 약 27년 경과하였지만 아직 정상적인 수급자에 대한 데이터가 충분히 축적되지 못했기 때문이다. 최근 들어 급속히 수급자 수가 증가하고 있지만 2013년 기준으로 약 300만 명의 수급자들 가운데 60%는 5년을 조금 넘는 가입기간으로 연금수급권을 얻은 특례연금 수급자들인바 국민연금의 장기적 소득재분배에 대한 대표성에는 한계가 있다. 기존의 국민연금 소득재분배 연구에 실제 조사자료에 기초한 연구는 매우 드물며 Kim (2002)와 Kim 등 (2003)는 예외적이다. Kim (2002)는 당시 가용하였던 대우패널 조사자료를 사용하였으며 Kim 등 (2003)는 최초로 국민연금의 가입 이력자료에 기초한 소득재분배 분석을 시도하였다.

기존 국민연금 소득재분배 연구들은 수익비 또는 내부수익률과 같은 수익성 지표를 소득재분배의 측정에서 사용한 경우가 많았다. 수익성 지표는 개인연금, 퇴직연금 등에서 널리 사용되지만 사회보장연금의 소득재분배 분석에는 한계점이 있다. 수익성으로 볼 때 현재 국민연금의 저소득계층은 높은 수익성을 보이지만 급여액은 용돈에 가까운 미미한 수준인 경우가 많다. 즉, 수익성지표는 혜택의 규모를 고려하지 못한다. 소득재분배의 분석에는 수익성 대신 순이전(net transfer) 또는 순혜택(net benefit)을 소득재분배의 중심 지표로 사용하는 것이 중요하다. 미국 사회보장청(Social Security Administration)은 순혜택을 세대간, 세대내 소득재분배의 대표적 지표로 선택하고 있다 (예를 들어 Leimer (1994, 1999, 2004, 2007)).

과거 1, 2차 재정계산 자료들에서 수치적 모의실험에 의한 소득계층별 수익성 차이를 국민연금의 소득재분배 기능으로 소개하였지만 3차에서는 너무 명백해서인지 그마저 생략하였다. 최근의 Hong (2013)는 2007년 연금개혁에 따른 9% 보험료와 40% 소득대체율을 가정한 10분위 소득계층별 모의실험에서 수익비로는 5.54~1.66으로 명확한 소득재분배의 누진성이 나타나지만 순혜택에서는 다소 역진성이 있음을 보였다. 예외적으로 대우패널을 이용한 Kim (2002)와 국민연금 가입이력자료를 이용한 Kim 등 (2003)는 젊은 세대일수록 누진성이 강하며 모든 가입자의 순혜택이 정(+)의 값을 가지므로 미래세대로의 부담전가, 즉 세대간불평등이 크게 발생하고 있음을 지적하였다.

본 연구는 Kim 등 (2003)를 이어받아 그 이후 방대한 규모로 축적된 국민연금 가입 이력자료와 수급 이력자료를 활용하고 순혜택을 소득재분배의 지표로 하여 국민연금의 소득재분배 현황을 파악하는 것을 연구의 목적으로 한다. 본 연구의 직접적 선행연구는 Choi와 Shin (2011), Choi (2013), Choi와 Shin (2014), Choi (2015) 등의 일련의 연구들이며 이들은 모두 국민연금의 연금급여 산식인 기본연금액(Basic Pension Amount)의 소득재분배 기제에 들어있는 잘 알려지지 않은 구조적 문제점에 주목하고 있다.

국민연금의 소득재분배 기제는 기본연금액 산식의 소위 균등부분이라고 하는 A 값과 소득비례부분이라고 하는 B 값의 작용에 의한 것은 잘 알려져 있다 (기본연금액 산식의 이러한 구조에 대한 가장 오래된 기록은 1962년 3월에 공포된 「사회보장제도심의위원회규정」에 따라 설치된 보사부 산하 사회보장심의 연구실에서 1973년 3월2일에 제출한 보고서이다 (Kim, 2010)). Choi와 Shin (2011)은 약간의 변형에 의하여 국민연금의 기본연금액 산식은 가입자 전체의 평균소득 A 값과 개인의 생애평균소득 B 값의 가중평균 소득에 생애가입기간(여기서 가입기간은 납부예외 기간은 제외한 보험료를 납부한 기간을 의미한다.)과 법정소득대체율을 곱하여 연금액을 결정하는 구조임을 보였다. 여기서 A 값과 B 값의 가중평균 대신 생애평균소득 B 값으로 바꾸면 바로 일본 후생연금의 소득비례 급여산식에 해당한다는 사실에 주목이 필요하다. 즉 국민연금의 기본연금액 산식은 소득재분배 기능을 위하여 소득비례연금의 급여산식을 조금 변형한 것이지만 소득재분배를 불충분하게 하는 측면을 간과한 것이다.

일반적으로 생애평균소득 수준이 높은 근로자들은 더 오래 노동시장에 남아있고 따라서 생애 취업기간이 더 긴 경향이 있다. Choi (2013)은 이러한 보편적 사실이 국민연금 가입자들에서도 성립함을 국민연금 가입이력자료로부터 보였다. Choi와 Shin (2014)는 국민연금의 기본연금액 산식의 누진적 소득재분배 기제를 가입기간이 약화 또는 심지어 역진적으로 만들 수 있음을 지적하였다. 참고로 미국의 사회보장연금 OASDI(Old-Age, Survivors, and Disability Insurance)의 급여산식에서는 국민연금과 달리 가입기간이 직접 작용하지 않는다는 점에 주목이 필요하다.

따라서 우리나라 국민연금의 소득재분배에 대한 분석에는 소득계층별 가입기간의 정확한 측정이 중요성을 가진다. Choi와 Shin (2014)는 기존의 기준소득 모형에 가입기간의 모형을 추가한 두 개의 고정효과 패널회귀 모형으로 출생연도별 소득계층별 소득대체율을 측정하였다. 출생연도가 1955-1974 기간의 가입자들의 경우 소득대체율의 5분위배율이 1.0을 상회하는 것으로 나타났다. 이는 상위 20% 소득계층의 소득대체율이 하위 20% 소득계층의 소득대체율을 상회하는 것이며 역진성의 존재를 의미한다. Choi (2015)은 같은 패널회귀 모형을 사용한 미시모의실험으로 국민연금의 누진성에 영향을 미치는 기본연금액 산식의 소득비례계수를 낮추는 경우 소득대체율이 다시 누진적으로 변함을 보이고 기본연금액 산식에서 소득비례계수를 현재의 1.0에서 1998년 이전의 0.75 또는 그 이하로 설정할 필요성을 제기하였다.

본 연구의 선행 연구들과의 차별성은 가능한 객관적 자료를 사용하여 소득계층별 순혜택의 규모를 측정하는 것이다. 그러한 목적에는 국민연금의 노령연금수급자 이력자료가 적합하다. 이 자료에는 실제 생애평균소득, B 값이 기록되어 있어 기존 연구들과 달리 소득계층의 객관적 구분이 가능하다. 다만 이 자료는 현재 노령연금수급자들의 가입기간 1988-1998 11년 동안에는 소득비례 계수가 0.75로 1999년 이후 1.0에 비해 누진성이 높다는 점과 이들은 특례가입자들이 절반 이상이어서 소득계층간 가입기간의 차이가 적다는 특수성이 있다. 만일 이들 초기세대들의 순혜택이 역진성을 보인다면 소득비례계수의 누진성이 낮고 소득계층간 가입기간의 차이가 더 큰 이후 세대들의 역진성은 더 클 것으로 예상된다.

원고의 구조는 다음과 같다. 먼저 다음 2장에서는 기본연금액 산식의 소득재분배 기제와 문제점을 살펴본다. 3장에서는 수급자이력자료에 대한 소개와 함께 수급자들의 구조와 특성을 소개한다. 그리고 이력자료에 기록된 생애평균소득 B 값을 59세 당시 가입자평균소득 A 값으로 정규화한 B 값을 기준으로 소득계층을 구분하고 가입기간과 소득대체율의 상관관계를 검토한다. 다음으로 국민연금의 가입자, 수급자 이력자료와 2013년 장기재정추계 결과를 연결하여 구한 생애 수급부담 추계를 이용하여 초기 수급자들의 소득재분배를 추정해 본다. 마지막 4장은 연구의 요약과 정책적 시사점을 밝힌다.

2. 국민연금의 소득재분배 기제와 문제점

국민연금이 지급하는 연금은 저축성을 가지는 노령연금과 보장성을 가지는 유족연금, 장애연금으로 구분된다. 노령연금이 이들 가운데 중심이며 나머지 유족연금은 가입자의 사망으로부터 부양가족을 보호하기 위한 파생적 연금이며 장애연금은 가입자에게 발생한 장애 정도에 따라 지급된다. 이들 연금액들은 모두 기본연금액이라는 급여산식을 기초로 산정된다.

국민연금의 급여산식 기본연금액은 기초연금과 소득비례연금의 속성을 동시에 가지는 독특한 급여산식으로 소득재분배 기제를 포함하고 있다. Min과 Choi (1985)에 의하면 기본연금액 산식은 1973년도 제정된 「국민복지연금법」에 이미 수록되어 40년에 달하는 역사에도 불구하고 그 소득재분배 측면에 주목한 연구는 찾기 힘들다. 여기서는 국민연금 급여산식의 구조를 분석하여 의도된 소득재분배 기능을 저하시킬 수 있는 요인이 존재함을 보인다.

2.1. 예시적 기본연금액 산식의 구조와 소득재분배 기제

우리나라 국민연금의 기본연금액 산식에는 1998년 국민연금법 개정을 전후로 식 (2.1)과 (2.2) 두 종류가 있다. 식 (2.1)은 1998년 이전의 70% 소득대체율의 급여산식이며 식 (2.2)는 그 이후의 60% 소득대체율의 급여산식이다. 2007년에는 2008년부터 소득대체율을 50%로 줄이고 이후 점진적으로 40%까지 낮추는 급여산식의 변경이 있었으나 이는 식 (2.2)에서 상수만 조금씩 감소시키는 것에 해당한다.

$$BPA = 2.4(A + 0.75B)[1 + 0.05(n - 20)] = \frac{2.4}{20}n(A + 0.75B), \quad (2.1)$$

$$BPA = 1.8(A + B)[1 + 0.05(n - 20)] = \frac{1.8}{20}n(A + B). \quad (2.2)$$

위의 식에서 n 은 가입자의 보험료를 납부한 기여연수이다. A 는 전체 가입자들이 신고하는 월 소득의 평균으로 “ A 값”이라고 한다(익년 3월경 공시되며 실제로는 지나친 등락을 피하기 위하여 3년 이동 평균에 의하여 결정된다.). B 는 가입자 개인의 신고소득을 A 값의 증가율로 재평가한 소득의 평균으로 “ B 값”이라고 한다. 59세 시점에 은퇴하는 개인의 B 값은 시점 i 의 연 소득 y_i 를 평균소득 상승률 A_{59}/A_i 로 은퇴시점의 가치로 재평가하여 다음과 같이 결정된다.

$$B = \frac{\sum_{i=20}^{59} y_i \frac{A_{59}}{A_i}}{n}. \quad (2.3)$$

그런데 기본연금 산식 (2.1)과 (2.2)에서 A 와 B 는 월 소득이지만 전체 기본연금액은 연간 수급하는 연금액이어서 다소 혼란스럽다. 따라서 두 기본연금액 산식을 월 소득으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \frac{BPA}{12} &= \frac{2.4}{20 \times 12}n(A + 0.75B) \\ &= \frac{2.4 \times 1.75 \times 40}{20 \times 12} \times \frac{n}{40} \left(\frac{A + 0.75B}{1.75} \right) \\ &= \frac{2.4 \times 1.75}{6} \times \frac{n}{40} \left(\frac{A + 0.75B}{1.75} \right) = 0.7 \times \frac{n}{40} \left(\frac{A + 0.75B}{1.75} \right), \end{aligned} \quad (2.4)$$

$$\begin{aligned} \frac{BPA}{12} &= \frac{1.8}{20 \times 12}n(A + B) \\ &= \frac{1.8 \times 2 \times 40}{20 \times 12} \times \frac{n}{40} \left(\frac{A + B}{2} \right) \\ &= \frac{1.8 \times 2}{6} \times \frac{n}{40} \left(\frac{A + B}{2} \right) = 0.6 \times \frac{n}{40} \left(\frac{A + B}{2} \right). \end{aligned} \quad (2.5)$$

위의 두 개의 기본연금액 산식은 각각 다음의 두 식으로 변형할 수 있으며 C 는 전체 가입자 평균 월소득 A 와 생애평균 월소득 B 의 가중평균 월소득에 해당한다. 각각의 식에서 $n = 40$ 년 가입을 가정하면 $0.7 \times C$, $0.6 \times C$ 로 나타나서 기본연금액은 소득대체율의 정의에 따라 가중평균 소득 C 의 70%와 60%임을 확인할 수 있다.

$$\frac{BPA}{12} = 0.7 \times \frac{n}{40} \times C, \quad C \equiv \frac{4}{7}A + \frac{3}{7}B, \quad (2.6)$$

$$\frac{BPA}{12} = 0.6 \times \frac{n}{40} \times C, \quad C \equiv \frac{1}{2}A + \frac{1}{2}B. \quad (2.7)$$

식 (2.6)에서 소득비례 정도 π 는 0.75이며 소득대체율은 70%이다. 마찬가지로 식 (2.7)에서 소득비례 정도 π 는 1이며 소득대체율은 60%이다. 즉, 1998년의 제도 개선은 급여산식의 소득비례 정도는 높이

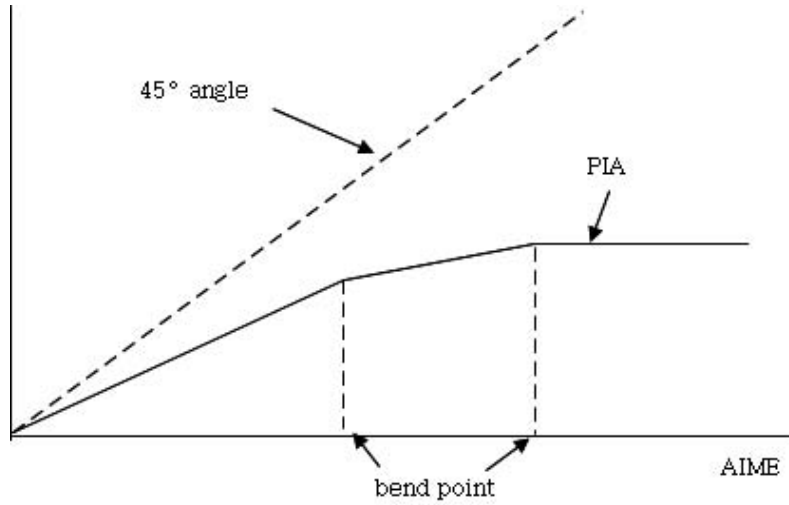


Figure 2.1. The structure of primary insurance amount formula.

고 소득대체율은 낮은 것이다. 식 (2.6)과 식 (2.7)을 종합하면 국민연금의 기본연금액 산식은 다음 식 (2.8)과 같이 일반적 형태로 쓸 수 있다. 식 (2.9)에서 R 은 소득대체율이며 B 값의 가중치 π 는 소득비례 정도를 나타낸다.

$$\frac{BPA}{12} = R \times \frac{n}{40} \times C, \tag{2.8}$$

$$R \equiv \frac{c(1 + \pi)}{6}, \quad C \equiv \frac{A + \pi B}{1 + \pi}. \tag{2.9}$$

위의 식 (2.8)을 다시 변형하면 다음과 같으며 하첨자 i 는 개인을 나타내며 기본연금액 BPA_i , 개인의 생애 평균소득 B_i 그리고 가입기간 n_i 가 개인별로 다를 수 있음을 의미한다. R_i 는 명목 소득대체율과 달리 개인별로 차이가 나며 R_i 로 나타낸다. R_i 는 명목 소득대체율 R 과 기본연금액 산식의 소득재분배 기제 () 안과 그리고 일종의 정규화된 가입기간 $n_i/40$ 으로 구성된다. 그런데 생애 가입기간 n_i 이 생애 평균소득과 상관관계가 크며 그것이 의도된 소득재분배 기제를 약화 또는 심지어 악화시킬 가능성이 있다는 것이 그간 간과된 것으로 보인다. 예를 들어 평균소득 B_i 가 A 의 두 배인 고소득자의 () 속 소득재분배 기제는 π 가 1인 경우 $(1/2 + 1) \div 2 = 3/4$ 이다. 그런데 이 고소득자의 가입기간 n_i 도 평균 보다 2배 길다고 하면 간단한 계산으로 $3/4 \times 2 = 3/2$ 와 같이 실제 소득대체율 R_i 는 평균적 가입자의 그것 보다 커질 수 있다.

$$\frac{BPA_i}{12} = R_i B_i, \tag{2.10}$$

$$R_i = R \left(\frac{A/B_i + \pi}{1 + \pi} \right) \frac{n_i}{40}. \tag{2.11}$$

미국 OASDI의 연금급여는 우리나라의 기본연금액(BPA)에 해당하는 PIA(Primary Insurance Amount) 산식에 의하여 결정된다. 미국의 기본연금액 PIA는 개인별 생애평균 월 소득 AIME(Average Indexed Monthly Earnings)의 함수이지만 소득재분배를 위하여 오목한 분절선분(piecewise linear)들로 구성된다. Kim과 Hong (2011), Rejda (1999, p.92)에 의하면 PIA의 첫 번째 분절선분의 기울기는 예를 들어 0.9이며, 다음 분절선분의 기울기는 0.32, 그 다음 분절선분의 기울기는 0.15 등 계속 완만해진

Table 2.1. The parameters of the basic pension amount formula

Period	Replacement rate factor	Earnings-related factor
	c_i	π_i
1988~1998	2.4	0.75
1999~2007	1.8 ¹⁾	1.0 ¹⁾
2008	1.5 ²⁾	1.0 ¹⁾
2009~2027	linear interpolation ²⁾	1.0 ¹⁾
2028~	1.2 ²⁾	1.0 ¹⁾

Note: 1) 1998 Revision of Act, 2) 2007 Revision of Act.

다. 여기서 소득의 분절점(bending point)은 매년 임금상승률과 정해진 소득대체율을 반영하여 공식적으로 개정된다. 이러한 기본연금액 PIA의 함수는 다음과 같이 오목한 형태를 가지며, 이 함수에 의하여 결정되는 개인별 기본연금액 PIA의 생애 평균소득 AIME에 대한 소득대체율은 AIME에 대해 단조 감소하여 국민연금 기본연금액과 같은 역전 현상은 발생하지 않는다는 것에 주목이 필요하다.

2.2. 실제 기본연금액 산식의 구조

그러나 식 (2.1)은 1998년 이전 70% 소득대체율에서, 식 (2.2)는 2008년 이전 60% 법정 소득대체율에서만 적용되며 실제 법정 소득대체율은 2007 연금개혁으로 2008년 50%에서 2028년 40%까지 계속해서 낮아진다. 본고는 식들을 특수한 경우로 포함하는 기본연금액의 일반적 형태로부터 소득대체율을 유도하고 사회보장연금의 기본적 기능인 소득재분배 기능에 대해 검토하고자 한다.

확정급여 방식의 국민연금은 가입자들이 60세에 도달하는 시점에 기본연금액이라는 산식으로 연금액을 결정한다. 1988년 이후 1998, 2007년 연금개혁까지 반영된 실제 사용되는 기본연금액 산식은 다음과 같이 나타낼 수 있다(1998년 연금개혁에 의하여 1953년생 이후는 61~65세까지 수급시점이 늦춰지지만 본고의 논리는 거의 그대로 성립한다.). 식에서 하첨자 i 는 가입자 개인의 연령을 나타내며 18~59세 사이의 값을 가진다.

$$BPA = \sum_{i=18}^{59} \frac{c_i \times n_i}{20} (A_{59} + \pi_i B) \quad (2.12)$$

위에서 c_i 는 개인이 i 세 시점 기본연금액 산식의 소득대체율 계수, n_i 는 같은 시점의 가입기간으로 구간 $[0, 1]$ 의 값을 가진다. A_{59} 는 개인의 59세 시점의 가입자 전체 월평균소득, B 는 가입자 개인의 생애 월평균소득이다. B 의 계수 π_i 는 소득비례 계수로 명명하며 소득재분배에 영향을 미친다. 분모의 20 또는 $1/20 = 0.05$ 는 소득대체율과 관련된 모수이다.

소득대체율 계수 c_i 와 소득비례 계수 π_i 는 다음 Table 2.1에서와 같이 1998, 2007년 두 차례에 걸쳐 크게 수정되었다. 1998년 개혁은 1999년부터 소득대체율을 70%에서 60%으로 낮추고 소득비례 계수는 0.75에서 1.00으로 상향 조정하였다. 소득비례 계수를 증가시킨 것은 소위 기여-수급 연계성을 증가시켜 경제적 효율성을 증진시키려는 의도로 보인다. 2007년 연금법 개정은 2008년 일시에 종전의 소득대체율 60%를 50%로 낮추고 2009년 이후는 20년에 걸쳐 2028년까지 연간 0.005씩 낮추어 2028년에는 40%가 된다. 그러나 소득비례 계수는 종전의 1.0을 유지하였다.

앞에서 식 (2.12)의 계수들과 법정 소득대체율 간의 연결고리를 찾아내서 기본연금액 산식에 내포된 소득재분배에 영향을 미치는 요인들을 쉽게 식별할 수 있는 변형을 유도한다. 식 (2.12)의 양변을 12로 나눈 월별 기본연금액 산식으로부터 다음의 식과 같은 변형을 얻는다. 다음 식의 우변 마지막 항에는 소득

Table 2.2. The parameters of the modified formula for calculating basic pension amount

Period	Nominal replacement rate	Earnings-related factor
	R_i^L	π_i
1988~1998	0.7	0.75
1999~2007	0.6 ¹⁾	1.0 ¹⁾
2008	0.5 ²⁾	1.0 ¹⁾
2009~2027	linear interpolation ²⁾	1.0 ¹⁾
2028~	0.4 ²⁾	1.0 ¹⁾

Note: 1) 1998 Revision of Act, 2) 2007 Revision of Act.

대체율 계수 c_i 가 법정 소득대체율 R_i^L 로 대체된 것이 중요하다. 다음 식의 우변 하단은 가중평균의 형태이며 그 가중치는 전체 가입기간에서 해당 법정 소득대체율이 적용되는 기간의 비중 $s_i = n_i/n$ 이다.

$$\begin{aligned} \frac{BPA}{12} &\equiv \sum_{i=18}^{59} \frac{n_i}{n} \frac{c_i(1+\pi_i)}{6} \left(\frac{1}{1+\pi_i} \frac{A_{59}}{B} + \frac{\pi_i}{1+\pi_i} \right) \frac{n}{40} B \\ &\equiv \left\langle \sum_{i=18}^{59} s_i \left[R_i^L \left\{ \frac{1}{1+\pi_i} \frac{A_{59}}{B} + \frac{\pi_i}{1+\pi_i} \right\} \left(\frac{n}{40} \right) \right] \right\rangle B. \end{aligned} \tag{2.13}$$

다음 식 (2.14)~(2.16)는 위의 식 (2.13)의 구성요소들에 대한 정의들이다. 먼저 n 는 개인의 생애 가입기간을 나타낸다. 다음 s_i 는 i 세 시점 가입기간 n_i 의 생애 가입기간 n 에서의 비중을 나타내는 가중치에 해당한다. 다음 R_i^L 는 개인의 i 세 시점의 법정 소득대체율로서 이 식이 바로 소득대체율 계수, 소득비례 계수와 법정 소득대체율 간의 연결고리에 해당한다.

$$n \equiv \sum_{i=18}^{59} n_i, \tag{2.14}$$

$$s_i \equiv \frac{n_i}{n}, \tag{2.15}$$

$$R_i^L \equiv \frac{c_i(1+\pi_i)}{6}. \tag{2.16}$$

식 (2.13)에 의하면 법정 소득대체율은 기본연금액 산식의 소득대체율 계수, 소득비례 계수에 의해서 결정된다. 즉, 원래의 기본연금액 산식이 Table 2.1과 같이 소득대체율 계수와 소득비례 계수에 의해서 나타나지만 식 (2.13)의 관계에 의하면 변형된 기본연금액 산식은 다음 Table 2.2와 같이 법정 소득대체율과 소득비례 계수에 의해 나타난다. 예를 들어 1988년 i 세인 개인의 소득대체율 계수 c_i 는 2.4, 소득비례 계수 π_i 는 0.75이므로 $R_i^L \equiv c_i(1+\pi_i) \div 6 = 2.4 \times 1.75 \div 6 = 0.7$ 로 1988년의 법정 소득대체율 70%가 된다. 나머지 연도에 대해서도 모두 성립함을 확인할 수 있다.

3. 국민연금 초기 수급자의 소득재분배

3.1. 수급 이력자료의 소개와 기초통계 분석

국민연금 수급 이력자료는 제도가 시작된 1988년부터 2013년 말까지 연금(또는 일시금) 수급자 및 수급자이었던 자에 대한 정보를 포함하고 있다. 개인별 수급이력에 대한 레이아웃(layout)은 노령연금의 경우 다음 Table 3.1과 같이 2013년 말 기준의 상태 정보가 기본항목으로 앞부분에 수록되어있고 연이어 1988년부터 2013년 말까지의 26 × 12개의 월별항목들이 하나의 레코드에 들어 있다.

Table 3.1. Data layout for beneficiaries of national pension old-age benefit

Basic entry											
Entry	National pension number	Regist-ration number	Contri-bution period	Payment start yrs	First B-value	Last income	Number of spouse	Number of children	Number of parents	Whether death	Death date
Column	11	14	3	6	15	10	2	2	2	1	8
Monthly entry(1988.01~2013.12)											
Insured state	Type of coverage	Income	Benefit state	Type of benefit	Double benefit	Reasoning for disappearance	Reasoning for stopping	Pension amount	Seperator		
1	1	10	1	2	2	2	2	9	!		

기본항목에서 순번 또는 NPS 번호는 국민연금 수급자 개개인을 식별하는 번호이며 주민번호는 개인정보 보호를 위해 앞부분의 7자리까지만 인식할 수 있으며 주민번호를 통해 개인의 출생연도 및 성을 구별할 수 있다. 가입기간의 경우에는 1988년 1월부터 2013년 12월까지 국민연금제도에 가입한 누적가입기간을 의미한다. 지급개시연월은 연금지급이 처음 시작된 연월을 나타낸다.

최초 B값은 지급개시연월 당시 B값을 의미하며, 최종기준소득월액은 연금수급 시점에서 거슬러서 가장 가까운 가입상태였을 당시 해당 월의 기준소득월액을 의미한다. 배우자 수, 자녀 수 및 부모 수(기본항목)는 각각 연금수급시작 시점에서의 부양가족연금액 산정의 대상인 배우자의 유무, 자녀 수 및 부모 유무를 나타낸다.

월별항목에서 가입상태, 가입종별 및 기준소득월액은 노령연금수급자가 가입자였을 당시 해당 월 가입자 개인의 가입상태, 가입종별 및 기준소득월액을 나타낸다. 수급상태는 해당 월에 수급자의 수급상태를 나타내고 있다. 급여세부종류는 해당 월에 수급하고 있는 연금급여의 세부종류를 나타낸다. 노령연금의 경우에는 10년 이상 20년 미만 노령연금, 20년 이상 노령연금, 특례노령, 소득활동이 있는 노령, 조기노령, 분할연금으로 구분되며, 장애연금의 경우에는 장애1급, 장애2급, 장애3급으로, 유족연금인 경우에는 가입자(사망자)의 가입기간에 따라(10년 미만, 10년 이상 20년 미만, 20년 이상) 구분되며, 일시금 및 미정의 코드가 추가적으로 존재한다.

장애연금과 유족연금의 개인별 수급이력에 대한 레이아웃은 노령연금과 유사하게 2013년 말 기준의 상태 정보가 기본항목으로 앞부분에 수록되어있고 연이어 1988년부터 2013년 말까지의 월별항목들이 하나의 레코드에 들어 있다. 유족연금의 경우 가입자와 수급자가 다르므로 가입자와 수급자의 순번 및 주민번호를 모두 포함하며, 유족연금 지급이 발생하게 된 사유를 나타내는 지급사유에 대한 정보를 제공한다.

다음은 본고에 사용된 2013년 연말 기준 노령연금수급자 이력자료에서 외국인 등 타당성이 떨어지는 전체의 0.06%에 해당하는 1,857명을 제외한 약 300만 노령연금수급자들의 급여종류별 출생코호트별 구조를 나타내고 있다.

특징적인 것은 현재 노령연금수급자들 가운데 58.2%가 특례노령연금수급자라는 것이다. 가입기간 20년 이상의 노령연금수급자는 전체 노령연금수급자의 3.1%에 불과하다. 10년 이상 20년 미만 가입기간의 노령연금, 특례노령, 소득활동이 있는 노령, 조기노령 등은 모두 가입기간이 짧을 것으로 예상된다. 이러한 낮은 가입기간은 국민연금이 도입되어 전국민으로 확대된 1999년의 초기 가입자들이 이미 40대에 도달했던 것에 기인한다. 또한 「국민연금의 8대 미밀」 등의 초기에 여러 차례 있었던 국민연금에 대

Table 3.2. Number of beneficiaries of old-age benefit, by type of benefits and birth cohort (Unit: Person)

Birth cohort	Old-age pension (more than 20 yrs)	Old-age pension (from 10 to less than 20 yrs)	Early old-age pension	Old-age pension under income-earning activities	Special old-age pension	Divided pension	Total
~1940	-	19	4,346	8	578,400(99.1)	1,119	583,892
1941	-	8	7,029	6	143,896(95.0)	476	151,415
1942	1	17	10,593	12	178,912(94.1)	681	190,216
1943	3	9,879	10,885	17,157	119,711(75.6)	731	158,366
1944	2	11,136	10,350	18,788	125,334(75.3)	795	166,405
1945	11	12,195	8,870	18,938	118,434(74.3)	874	159,322
1946	20	29,806	9,476	8,225	131,350(73.0)	985	179,862
1947	484	42,804	12,897	7,373	163,837(71.7)	1,128	228,523
1948	9,982	37,788	15,642	8,129	160,068(68.9)	869	232,478
1949	15,385	92,906	19,165	11,860	64,460(31.5)	778	204,554
1950	18,457	119,245	23,296	13,691	15,090(7.9)	595	190,374
1951	19,726	118,758	24,261	13,007	1(0.0)	445	176,198
1952	31,177	153,156	32,501	18,540	2(0.0)	534	235,910
1953~	382	787	232,228	720	1(0.0)	343	234,461
Total	95,630	628,504	421,539	136,454	1,799,496(58.2)	10,353	3,091,976

Note: () represents the ratio of the special old-age pension to the all old-age benefit.

한 근거 없는 반대 운동들이 적지 않은 영향을 미쳤을 것으로 보인다. 결과적으로 이러한 낮은 가입기간은 전체적으로 소득계층간 가입기간의 차이를 작게 하여 앞서 지적된 가입기간의 차이가 기본연금액 산식의 의도된 소득재분배 효과를 감소시키는 정도가 이후 세대들에 비해 상대적으로 적었을 것으로 예상된다.

다음의 Table 3.3은 2013년 말 기준 국민연금 노령연금수급자들을 급여종류별 소득분위별 2차원으로 구분하여 출생연도, 가입기간, 정규화 B값, 그리고 소득대체율을 비교하고 있다. 수급자들을 소득분위별로 구분하는 기준은 노령연금수급자들의 이력자료에 기록된 생애평균소득 B값을 59세 당시 가입자평균소득 A값으로 정규화(normalize)한 값이다. 정규화 B값은 출생연도와 관계없이 비교적 타당하게 수급자들의 생애평균소득을 비교할 수 있게 한다(서로 다른 시점의 금액을 비교 가능하게 하는 대표적 방법은 할인율로 기준년도의 가치로 환산하는 것이다. 할인된 값들은 서로 크기를 비교할 수 있으며 덧셈이 가능해진다. A값에 의한 정규화는 전체 임금상승률에 상당하는 할인율을 사용하는 것에 해당하며 정규화라는 이름과 같이 수치들을 1.0을 중심으로 하는 편리성을 가진다.).

전체 노령연금수급자들의 출생연도는 평균으로 1945.5년으로 연령은 만으로 70세를 조금 상회하는 것으로 나타난다. 이는 60%에 가까운 특례노령연금수급자들이 평균연령을 높인 것으로 보인다. 가입기간의 평균은 10년을 조금 넘는 10.4년이며 정규화 B값은 일반적인 소득불평등을 반영하여 대체로 1.0보다 조금 낮아진다.

노령연금수급자 이력자료에서도 Choi (2013)이 국민연금 가입자이력자료에서 보였던 생애평균소득과 가입기간의 상관관계가 비교적 명확하다(소득분위 2의 가입기간이 3분위 보다 다소 높은 것은 설명할 수 없지만 이전의 연구들에서도 종종 관찰되던 바이다.). 두 연구의 차이는 Choi (2013)에서는 가입자 이력자료에는 생애평균소득이 존재하지 않으므로 고정효과 패널회귀 모형으로 추정했던 것이고 이번 노령연금수급자 이력자료에는 생애평균소득이 B값으로 존재하는 것이다. 당연히 노령연금수급자 이력자

Table 3.3. Major statistics(mean), by type of benefits and income classes

		Income class 1	Income class 2	Income class 3	Income class 4	Income class 5	Total
Total	Year of birth	1942.8	1946.2	1945.9	1946.1	1946.6	1945.5
	Contribution period (year)	7.9	9.5	9.2	11.1	14.4	10.4
	The normalized average lifetime income	0.3	0.5	0.7	1.0	1.9	0.9
	Replacement rate (%)	26.7	20.2	16.3	16.4	14.8	18.9
Old-age pension (more than 20 yrs.)	Year of birth	1950.7	1950.8	1950.7	1950.6	1950.4	1950.5
	Contribution period (year)	21.5	21.6	21.7	21.8	22.1	21.9
	The normalized average lifetime income	0.4	0.6	0.7	1.0	1.9	1.4
	Replacement rate (%)	61.0	48.7	41.3	34.0	26.5	32.0
Old-age pension (from 10 to less than 20 yrs.)	Year of birth	1950.5	1950.2	1950.0	1949.4	1948.1	1949.7
	Contribution period (year)	13.1	12.6	12.7	13.9	15.4	13.4
	The normalized average lifetime income	0.4	0.5	0.7	1.0	1.8	0.8
	Replacement rate (%)	36.6	26.6	22.9	21.4	19.0	24.5
Early old-age pension	Year of birth	1952.2	1952.0	1951.9	1951.3	1950.6	1951.3
	Contribution period (year)	13.5	13.8	14.4	15.9	18.0	16.0
	The normalized average lifetime income	0.4	0.5	0.7	1.0	1.9	1.2
	Replacement rate (%)	33.2	25.5	22.5	20.8	17.9	21.6
Old-age pension under income-earning activities	Year of birth	1944.4	1944.7	1945.2	1946.6	1948.1	1947.4
	Contribution period (year)	13.6	13.6	13.9	14.8	17.6	16.5
	The normalized average lifetime income	0.4	0.6	0.7	1.0	2.0	1.6
	Replacement rate (%)	19.8	15.5	13.3	11.4	10.1	11.0
Special old-age pension	Year of birth	1941.0	1943.2	1943.4	1942.7	1941.3	1942.3
	Contribution period (year)	6.7	7.0	6.7	7.4	8.0	7.0
	The normalized average lifetime income	0.3	0.5	0.7	1.0	1.9	0.7
	Replacement rate (%)	24.8	15.9	12.5	11.8	9.8	16.2
Divided pension	Year of birth	1944.0	1945.7	1946.0	1946.0	1946.2	1945.7
	Contribution period (year)	7.3	8.3	8.6	9.9	11.9	9.5
	The normalized average lifetime income	0.3	0.5	0.7	1.0	1.8	1.0
	Replacement rate (%)	10.1	7.4	6.6	6.5	6.2	7.1

료에 의한 이번 결과가 보다 확실한 증거가 되며 패널회귀 고정효과 모형의 타당성에 대한 간접적 증거로 볼 수 있다.

노령연금수급자의 평균 소득대체율은 18.9%로 나타나며 대체적으로 누진적이다. 그러나, 현재 노령연금수급자 이력자료에 포함된 초기가입자들이 거친 1988~1998년의 11년 동안에는 누진성에 중요한 영향을 미치는 급여산식의 소득비례계수가 0.75로 1999년 이후 1.0에 비해 낮다는 점과 초기 가입자들의 경우 특례가입자들이 절반 이상인데 이들 간에는 가입기간의 차이가 적다는 특수성을 고려할 필요가 있다. Choi와 Shin (2014, p.90, Table 34)에서 가입이력자료로부터 추정된 소득대체율도 이들 초기 가입자들의 경우 역시 누진적인 모습을 보이고 있다. 그러나 가입기간의 분포는 급여종류별로 상이하므로 세부적 분석으로 그러한 추측들을 확인할 필요성이 있다.

가장 먼저 가입기간이 20년 이상인 노령연금수급자들은 전체와는 다른 모습을 보인다. 먼저 소득분위별 생애평균소득은 전체와 유사한 차이를 보이는데 비해 소득분위별 가입기간은 평균수준 21.9년에서 크게 벗어나지 않는다. 그 이유는 쉽게 설명될 수 있다. 그들의 평균 출생연도가 1950.5년이므로 국민연금이 최초 도입된 1988년 이미 30대 후반에 도달한 것이다. 그러므로 그들이 20년 이상 기여하면 60세에 임

박하므로 가입기간에 큰 차이가 없는 것은 쉽게 설명된다.

한편, 20년 미만 수급자들의 소득분위별 정규화 B 값은 20년 이상 수급자들의 정규화 B 값과 대동소이하다. 하지만 그들의 소득분위별 가입기간의 차이는 20년 이상 수급자들에 비해 큰 차이를 나타낸다. 이들의 가입기간은 10년에서 20년 사이에 분포하지만 1분위와 2분위 사이를 제외하면 생애평균소득과 가입기간은 비례한다는 것이 성립한다. 그런데 주목할 것은 생애평균소득이 비슷한 동일한 소득분위에서 소득대체율이 훨씬 낮은 것이다. 또한 20년 이상과 20년 미만 노령연금수급자들을 비교하면 가입기간의 차이가 적은 20년 이상에서 소득재분배가 더 현저한 것을 볼 수 있다.

특례노령연금은 다른 급여 집단에 비해 정규화 B 값으로 본 평균 소득이 0.7로 가장 낮으며 이들의 상대적으로 높은 연령과, 농업종사자들인 점을 반영한다. 이들은 높은 계층별 소득차이를 보임에도 불구하고 가입기간은 평균 7.0년에서 크게 벗어나지 않는다.

3.2. 코호트, 소득계층별 생애 수급부담의 추계

수급자 이력자료를 통해 살펴본 바와 같이 소득과 가입기간 간에 밀접한 상관관계가 존재하며, 소득계층별 가입기간의 차이는 국민연금의 소득재분배 기능을 약화시키는 요인으로 작용한다. 본 절에서는 국민연금의 제도 초기 가입자들로 구성된 현재 국민연금 수급자의 출생 코호트별, 소득계층별 생애 수급부담 분석을 통해 소득재분배 기능을 실증적으로 분석해보고자 한다. 1988년에 제도를 도입한 국민연금은 2013년을 기준으로 최대 가입기간이 26년이며, 2003년 최초로 노령연금수급자가 발생한지 10여년 밖에 경과되지 않았다. 본 연구는 2013년 현재 실제 수급자들을 대상으로 국민연금의 소득재분배 효과를 실증적으로 측정한다는 점에서 의의가 있다.

구체적인 분석방법은 다음과 같다. 먼저 노령연금 수급자 약 310만 명을 이력자료의 생애평균소득을 기준으로 5분위로 구분하였다. 생애평균소득은 국민연금의 기본연금액을 산정하는 소위 B 값을 지칭하며 가입자 개인의 가입기간 중 소득을 연금수급 개시 시점(t_0) 직전 년도로 재평가하여 평균한 금액으로 정의한다. 여기서 소득은 국민연금의 보험료와 급여를 산정하기 위하여 상·하한을 설정한 기준소득월액을 말한다. 2013년 기준으로 기준소득월액의 하한은 25만 원, 상한은 398만 원이다. 생애평균소득 B 는 식 (3.1)과 같이 나타낼 수 있으며, 분모의 n 은 총 기여기간, y_t 는 t 시점 소득, A_t 는 t 시점 전체 가입자의 평균소득으로 (A_{t_0-1}/A_t)는 연금수급 개시 시점 직전 년도 가치로 환산하는 재평가율을 나타낸다.

$$B = \frac{\sum_t y_t \frac{A_{t_0-1}}{A_t}}{n} \quad (3.1)$$

소득계층 구분 시에는 같은 출생연도의 개인들도 급여의 종류에 따라, 예를 들어 조기연금과 같이 급여의 결정 시점이 다를 수 있으므로 전체 가입자의 평균소득으로 나눈 정규화 생애평균소득 b 를 이용하였다.

$$b = \frac{B}{A_{t_0}} \quad (3.2)$$

소득재분배의 분석에는 순혜택과 수익비를 측정 지표로 하였다. 순혜택은 총 연금액 현재와 총 보험료 현재의 차이로 정의되며, 수익비는 총 보험료 현재와 총 연금액 현재의 비율로 정의된다. 즉 두 지표는 차이와 비율의 관계를 가진다. 본 연구는 앞서 언급된 바와 같이 순혜택을 중심지표로 사용한다. 생애에 걸친 총 보험료와 총 연금액의 추정을 위해 2013년 12월 기준으로 과거 기여한 보험료와 이미 수급한 연금액은 가입자 및 수급자 이력자료로부터 추출하여 집계했으며, 2014년 이후 발생될 연금액은 2013년 국민연금 재정계산의 장기재정추계 결과를 출생코호트 별로 분석하여 구했다.

Table 3.4. The Characteristic Values for selected birth cohorts, by type of benefits (Unit: Person, %, year)

Birth cohort	Income classes	Number of beneficiaries	Rate of male	Contribution period	The normalized average lifetime income
1943	Class 1	36,656	62.1%	7.1	0.3
	Class 2	36,657	63.8%	7.1	0.5
	Class 3	36,657	67.5%	6.7	0.7
	Class 4	36,657	82.3%	8.1	0.9
	Class 5	36,658	90.8%	10.3	1.8
	Total	183,285	73.3%	7.9	0.8
1948	Class 1	51,379	55.8%	9.5	0.4
	Class 2	1,381	59.9%	9.3	0.6
	Class 3	51,379	66.3%	9.2	0.7
	Class 4	51,381	83.3%	11.4	0.9
	Class 5	51,381	92.3%	15.1	1.7
	Total	256,901	71.5%	10.9	0.9
1952	Class 1	51,704	56.9%	13.7	0.4
	Class 2	51,706	60.6%	13.6	0.6
	Class 3	51,705	74.6%	14.4	0.7
	Class 4	51,706	87.4%	16.5	1.1
	Class 5	51,697	94.6%	20.0	1.9
	Total	258,518	74.8%	15.6	0.9

먼저 2013년 이전의 연도별 수급부담은 다음과 같이 추계된다. 가입자와 수급자들의 이력자료는 월별로 데이터베이스화 되어있기 때문에 연단위로 집계하는 것이 필요하다. 각 개인이 실제 월 보험료는 기준소득월액에 해당 기간의 보험료율을 곱하여 산출하였다. 연금액도 급여종별로 각 개인이 수급한 월의 연금액을 더하여 연간 연금액으로 집계하였다.

연금액에 노령연금 외에 장애연금 그리고 유족연금을 포함하였지만 반환일시금은 제외하였다. 따라서 분석대상은 2013년 12월 기준으로 수급자 또는 수급 이력이 있는 자로 노령연금 약 310만 명 외에도 유족연금 61만 명, 장애연금 13만 명이다. 유족연금은 가입자 또는 수급자(가입자에는 가입자 있었던 자도 포함되며 수급자에는 노령연금수급자, 장애등급 2급 이상인 장애연금 수급자를 포함한다.) 본인이 아니라 그로부터 부양을 받던 배우자, 자녀, 부모 등에 지급된다. 일반적인 수급부담구조 분석에서 유족연금은 유족 본인이 아니라 유족연금을 발생시킨 가입자의 코호트에 귀속시킨다. 2013년 이전의 유족연금은 유족연금 이력자료에 병기된 유족연금을 유발한 자의 코호트에 귀속시킨다.

다음으로 2014년 이후의 연도별 수급부담은 장기재정계산의 재정추계모형으로부터 다음과 같이 추계된다. 본 연구가 사용한 2013년 재정계산의 장기재정추계는 2011년 12월 기준 국민연금의 가입 및 수급 이력자료를 기초로 가입자 수, 수급자 수, 보험료, 연금액 등의 초기치를 설정하고 2013년부터 2083년까지 향후 70년의 재정수지를 전망하고 있다(따라서 2011년 말을 초기치로 설정한 장기재정추계 모형의 사용에는 2012년, 2013년의 실적과 괴리가 있지만 2014년 이후 발생될 연금액 전망에 있어 큰 무리가 없을 것으로 판단하였다.). 재정추계모형은 가입자가 연금제도에 가입하여 사망으로 연금 수급을 마감하기까지의 전 과정을 제도 내용에 맞게 구현한 수리적 모형으로 가입자와 가입자가 납부하는 보험료 수입, 수급자와 수급자가 지급받는 연금 지출 등의 산출을 통해 장기적인 연금재정을 전망한다.

초기세대는 2014년 이후는 수급자로만 존재한다. 본 연구에서 이용한 2014년 이후 수급자의 연도별 연

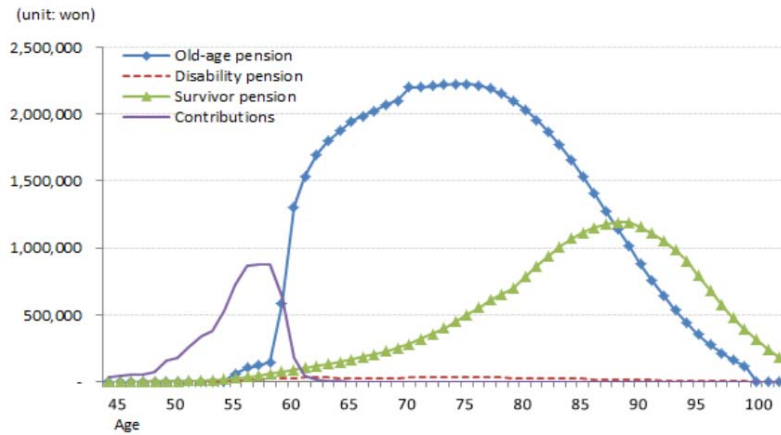


Figure 3.1. Cash flows of lifetime contributions and benefits (born in 1943).

금액은 모형의 수급자 수와 이들의 평균연금액의 곱으로 산출된다. 구체적으로 수급자는 신규수급자와 계속수급자로 구분되는데 신규수급자의 평균연금액은 급여산식에 의한 기본연금액을 기준으로 산출하며, 계속수급자의 평균연금액은 전년도 수급자의 평균연금액을 물가상승률로 인상한다. 그러나 2014년 이후 장기재정추계의 유족연금은 가장 확률이 높은 배우자(배우자 연령은 ± 3 세 연령으로 가정) 코호트에 귀속되는 것으로 하였다.

이렇게 추계된 출생 코호트별 연도별 총 보험료와 총 연금액은 2013년 기준으로 현재가치화 하였으며 할인율은 2013년 재정계산의 금리 가정을 적용하였다. 생애 총 연금액 현재와 총 보험료 현재의 차이와 비율은 각각 출생 코호트별 생애 순혜택과 수익비가 된다.

분석결과는 2013년 기준으로 연금수급 개시연령인 61세에 도달하는 1952년생과 65세, 70세에 도달하는 1948년생, 1943년생을 3개 출생 코호트를 대표로 제시하였다. 다음 Table 3.4는 출생코호트의 소득 계층에 따른 특성을 나타낸다. 남성 비중은 소득수준이 높을수록 높게 나타나는데 5계층의 경우 90% 이상이 남성으로 남녀 소득 격차는 특히 고소득에서 두드러지게 나타난다. 가입기간은 대체로 소득수준이 높을수록 더 긴 경향이 있다. 초기 수급자인 1943년생의 경우 제도에 노출된 기간에 1988년부터 2002년까지 15년에 불과하기 때문에 소득계층간 격차가 적게 나타나지만 이후 수급자의 경우 소득계층간 가입기간에 차이를 보인다. 정규화 생애평균소득을 살펴보면 중위 소득계층인 3계층의 정규화 생애 평균소득은 약 0.7 수준으로 1.0보다 작아 국민연금 수급자의 소득이 상향 편익이 있음을 알 수 있다.

Figure 3.1~Figure 3.3은 출생코호트별 생애에 걸친 보험료 납부와 연금 수급의 현금흐름을 나타낸다. 1988년도부터 2013년까지의 보험료와 연금액은 이력자료를 이용한 실제 자료이며, 2014년 이후 연금액은 동일 출생코호트에 대한 장기재정추계의 연금액 추정 자료이다. 연도별 총 보험료와 총 연금액을 2013년 12월 기준 수급 이력자를 가진 자 수로 나누어 1인당 평균 보험료와 평균 연금액으로 제시하였다. Figure 3.1의 1943년생의 경우 1988년 45세로 제도에 진입하여 59세까지 보험료를 납부하다 2003년 60세부터 사망 시까지 노령연금을 수급 받는 것이 가능하다. 2013년 국민연금 재정계산에서 사망확률은 2011년 통계청 장기인구추계의 중위가정을 적용하였으며 상한연령은 100세 이다. 60세 이후에도 65세 까지 임의계속 가입 신청을 통해 추가적인 보험료 납부가 가능하며, 노령연금 수급개시 연령인 60세 이전에도 55세부터 조기노령연금 신청을 통해 연금수급이 가능하다. Figure 3.2와 Figure 3.3은 각각 1948년생과 1952년생의 생애 보험료 납부와 연금 수급의 현금흐름을 나타낸다.

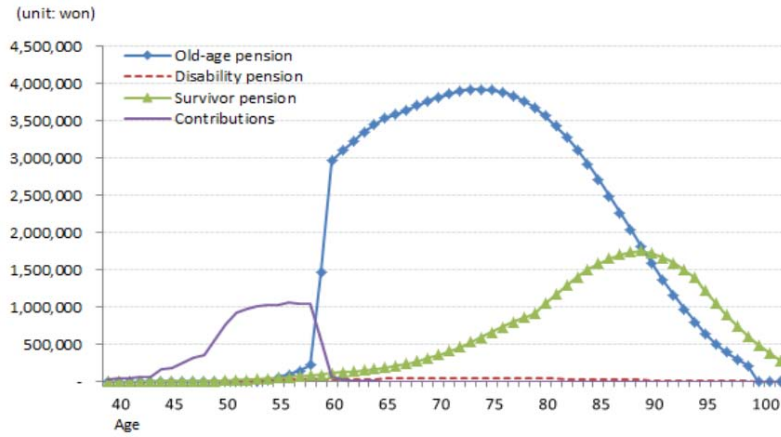


Figure 3.2. Cash flows of lifetime contributions and benefits (born in 1948).

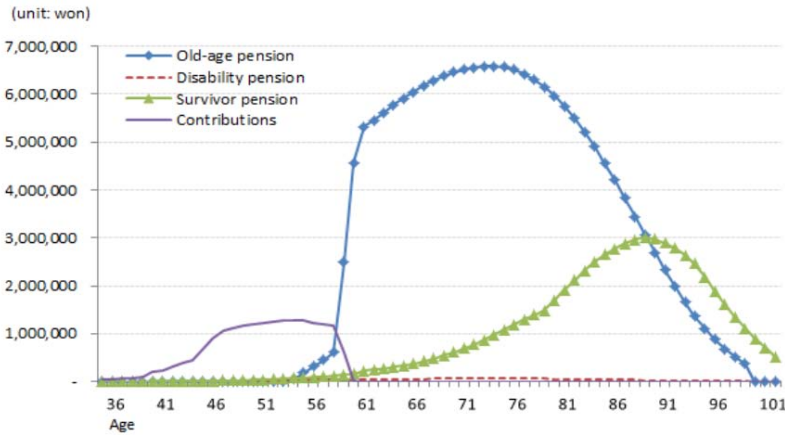


Figure 3.3. Cash flows of lifetime contributions and benefits (born in 1952).

다음 Figure 3.4~Figure 3.6은 소득계층별 생애에 걸친 보험료 납부와 연금 지급의 현금흐름을 보여준다. 지급 이력자료의 개인별 생애평균소득 B 를 이용하여 5분위로 소득 계층을 구분한 후 1988년도부터 2013년까지의 연도별 보험료 총액과 연금액 총액을 소득계층별로 나누었다. 그리고 2013년 기준 연금액 총액 대비 소득계층별 연금액 비중을 이용하여 2014년 이후의 연금액 총액을 소득계층별 연금액으로 나누었다. 그래프에서 가로축은 1988년도부터 출생코호트의 사망 년도까지 해당년도의 연령으로 나타내었다. 연령별 보험료 납부 패턴을 살펴보면 소득수준이 높을수록 저 연령을 포함한 전 연령 구간에서 기여가 이루어지는 것을 알 수 있다. 반면 연금액의 경우 규모의 차이는 있으나 연령별 패턴에는 크게 차이가 없다. 이는 소득계층과 상관없이 동일한 사망확률이 적용되기 때문이다.

다음 Table 3.6은 출생코호트별 소득계층에 따른 수익비와 순혜택을 나타낸다. 수익비는 소득수준이 낮을수록 높게 나타나는 반면 생애 순혜택은 소득수준과 반대로 나타난다. 국민연금의 초기 지급자들에서 수익성은 가장 낮은 고소득자의 수익비도 2.5를 넘는 높은 수익성을 보인다. 이는 국민연금은 세대내 소득재분배는 존재하지 않고 순혜택은 모두 후세대의 부담으로 귀착되는 세대간 소득재분배만 존재한다는

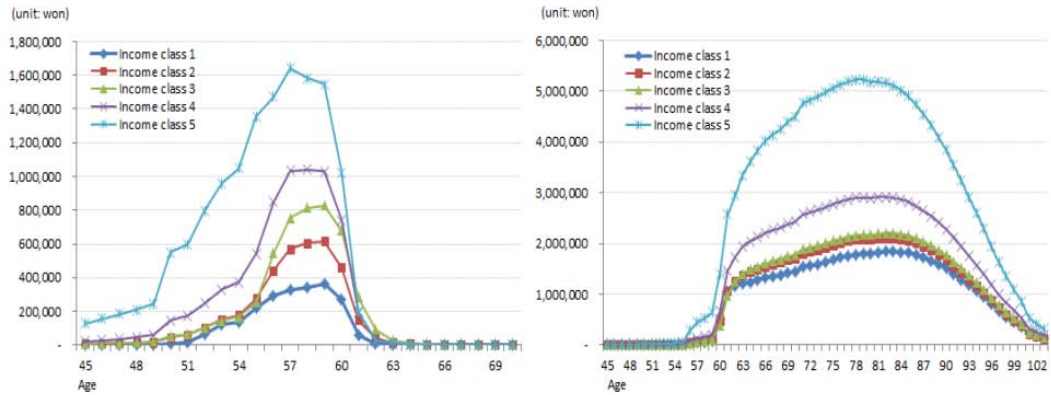


Figure 3.4. Cash flows of lifetime contributions and benefits, by income classes (born in 1943).

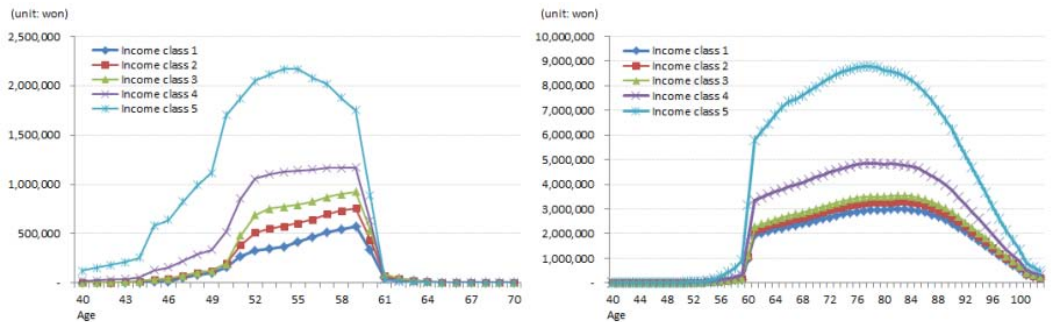


Figure 3.5. Cash flows of lifetime contributions and benefits, by income classes (born in 1948).

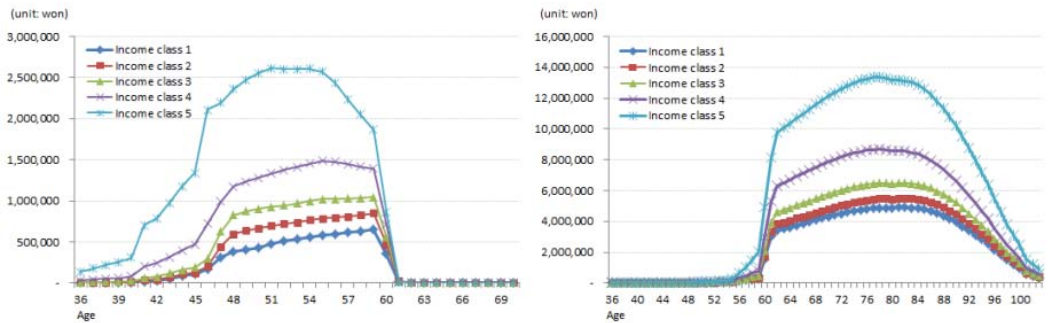


Figure 3.6. Cash flows of lifetime contributions and benefits, by income classes (born in 1952).

것이다. 그러나 세대 내에서 수익성은 수치적으로 높은 누진성을 나타낸다. 한편, 순혜택을 보면 5분위 배율이 2.0, 즉 고소득계층이 저소득계층의 2배 이상의 누진적 순혜택의 규모를 보인다. 그러나 고소득 계층이 저소득 계층에 비해 미래세대들로부터 더 많은 지원을 받을 어떤 정당성은 없다고 볼 수 있다. 즉, 수익성은 실제 소득재분배를 나타내지 못하는 것으로 볼 수 있다. 수익 비로는 누진적인 것으로 보이는 소득재분배가 순혜택에서는 역진적으로 변하는 것은 소득규모 효과로 설명할 수 있다.

Table 3.5. Benefit-cost ratio and net benefits by income classes for selected birth cohorts
(Unit: present value of 2014, 10,000 won)

Birth cohort	Income classes	Total contributions (a)	Total benefits (b)	Benefit-cost ratio		Net benefits	
				(b)/(a)	(b) - (a)		
	Class 1	518	4,120	8.0	(1.0)	3,602	(1.0)
	Class 2	879	4,737	5.4	(0.7)	3,857	(1.1)
	class 3	1,092	4,875	4.5	(0.6)	3,783	(1.1)
	Class 4	1,728	6,664	3.9	(0.5)	4,935	(1.4)
	Class 5	4,009	12,103	3.0	(0.4)	8,095	(2.2)
	Class 1	868	5,392	6.2	(1.0)	4,523	(1.0)
	Class 2	1,241	5,971	4.8	(0.8)	4,730	(1.0)
	Class 3	1,537	6,406	4.2	(0.7)	4,869	(1.1)
	Class 4	2,528	9,008	3.6	(0.6)	6,481	(1.4)
	Class 5	6,041	16,306	2.7	(0.4)	10,265	(2.3)
	Class 1	1,234	7,344	6.0	(1.0)	6,110	(1.0)
	Class 2	1,734	8,233	4.7	(0.8)	6,500	(1.1)
	Class 3	2,343	9,790	4.2	(0.7)	7,447	(1.2)
	Class 4	3,833	13,227	3.5	(0.6)	9,394	(1.5)
	Class 5	8,376	20,580	2.5	(0.4)	12,204	(2.0)

Note: 1. The discount rates is the interest rate assumption of the 2013 actuarial valuation.

2. () is the relative value to the income class 1.

가입자가 국민연금에 신고하는 기준소득은 수익증권의 구매에 비유할 수 있다. 저소득자에게는 같은 가격에 고소득자 보다 더 높은 수익성의 수익증권을 제공하지만 저소득자의 생애 총 투자금액은 고소득자와 현격한 차이를 보이므로 실제 순혜택은 고소득자에 비해 적어질 수 있는 것이다. 즉 순혜택의 변동요인은 수익성 효과와 규모효과로 분해될 수 있으며 다음과 같이 정식화될 수 있다. 먼저 생애 순혜택은 다음 식과 같은 항등식으로 나타낼 수 있다.

$$B - C = C\pi, \quad \pi \equiv \frac{B}{C} - 1. \quad (3.3)$$

위에서 B 는 생애 총 급여현가, C 는 생애 총 보험료현가, 그리고 π 는 생애 수익률이 된다. 위의 항등식은 저명한 지수이론가 Diewert (2005)가 'Bennet 항등식'이라고 명명한 다음과 같은 변동의 요인분해식으로 나타낼 수 있다.

$$C_1\pi_1 - C_0\pi_0 \equiv \frac{C_1 + C_0}{2} (\pi_1 - \pi_0) + \frac{\pi_1 + \pi_0}{2} (C_1 - C_0). \quad (3.4)$$

위에서 '1'과 '0'은 고소득계층과 저소득계층을 각각 나타낸다. 따라서 좌변은 두 소득계층 각각의 순혜택이다. 우변의 첫 번째 항 $(C_1 + C_0)(\pi_1 - \pi_0)/2$ 는 수익률 요인이라고 할 수 있으며 두 번째 항 $(\pi_1 + \pi_0)(C_1 - C_0)/2$ 는 소득규모(소득 × 가입기간) 요인이라고 할 수 있다. 국민연금의 의도된 수익성에서의 누진성을 고려하면 수익률 요인은 음의 값을 갖지만 규모 효과는 반드시 양의 값을 갖게 된다. 따라서 두 번째 소득규모효과가 첫 번째 수익성효과를 상회하면 의도와 달리 고소득계층의 순혜택이 더 커지는 소득재분배의 역진성이 발생하게 된다. 앞서 Figure 2.1에서 보았듯이 미국 OASDI의 급여산식에서 소득규모 요인에는 가입기간이 반영되지 않아서 소득규모 요인의 역할은 상대적으로 적다.

소득비례연금에서는 소득계층간 수익성의 차이가 없지만 소득재분배를 목표의 하는 국민연금에서는 수익성은 소득계층별로 차이에도 불구하고 기본연금액 산식의 가입기간이 가지는 규모효과가 존재하여 수익성에 대한 차이만으로는 목표하는 소득재분배를 달성할 수 없는 경우가 있을 수 있고 우리나라의 국

민연금 급여산식이 바로 그런 상황인 것으로 보인다. 그러므로 현재의 기본연금액 산식을 유지하되 역진적 소득재분배를 정상적인 누진적 소득재분배로 개선하기 위해서는 Choi (2015)에서 제안되었듯이 B 값의 계수, 즉 소득비례계수를 1998년 이전의 0.75 또는 그 보다 더 작은 값으로 수정하는 것이 필요할 수도 있다.

4. 결론

본 연구의 직접적 선행연구인 Choi와 Shin (2014), Choi (2015)에 따르면 국민연금의 급여산식의 현재 모수설정은 소득수준과 가입기간의 상관관계를 고려하지 않아서 소득재분배는 의도된 바에 비해 많이 축소되어 국민연금의 순혜택은 역진적일 수 있다. 본 연구는 이러한 가설을 2013년 12월 기준 국민연금 수급자 상태에 있는 초기 가입자들을 대상으로 하여 검증하였으며 소득재분배 본래의 의미에 상응하는 국민연금의 순혜택을 소득재분배의 지표로 사용하였다.

먼저 순혜택을 산출하기 위한 소득계층의 구분은 노령연금 이력자료의 B 값을 기준으로 하였다. 다음으로 소득계층별 출생코호트별 생애 수급부담의 추계는 2013년 이전은 노령연금을 중심으로 유족, 장애연금 수급자 이력자료로부터 그리고 2014년 이후는 장기재정추계모형의 출생코호트별 연금지출을 기본연금액을 기준으로 배분하여 구했다. 모든 추계 결과는 장기재정계산의 금리 가정을 이용하여 2013년 현재로 환산하여 출생코호트별 소득계층별 순혜택을 산정할 수 있었다.

분석결과는 2013년 기준으로 연금수급 개시연령인 61세에 도달하는 1952년생과 65세, 70세에 도달하는 1948년생, 1943년생을 3개 출생 코호트를 대표 값으로 제시하였다. 모든 출생코호트에서 소득계층별 순혜택은 5분위 배율이 2.0 이상으로 크게 역진적인 것으로 나타난다. 이러한 초기가입자들에 대한 분석결과에 의하면 현재 가입자 상태에 있는 이후 세대들의 순혜택들은 훨씬 더 역진적인 모습을 보일 것으로 예상된다. 그러한 판단은 Choi와 Shin (2014)에 의하면 초기세대들에 비해 이후 세대들의 소득계층별 가입기간의 차이의 효과가 초기 세대들에 비해 훨씬 더 클 것으로 예상되기 때문이다.

이러한 결과들의 정책적 시사점은 당면한 보험료나 소득대체율의 조정에 앞서 국민연금 급여산식의 모수를 바로잡는 것이 우선되어야 한다는 것을 시사한다. 궁극적으로 미래세대들에게 귀착되는 고소득자들의 높은 순혜택은 정당하지 않으며 급여산식의 모수를 조정을 통하여 그 일부를 세대 내의 저소득자들로 재분배하면 소득재분배 기능의 개선과 함께 재정절약이 기대될 수 있다.

References

- Choi, K. H. (2013). *The Amount of Income and the Contribution Years by the Income Quantile of the Insureds of National Pension*, Pension Forum, National Pension Research Institute, 52.
- Choi K. H. (2015). The structure of benefit formula for national pension and a micro-simulation analysis of its redistributive function, *Korean Journal of Public Finance*, 8, 33–58.
- Choi, K. H. and Shin, S. (2011). An optimal control of lifetime and the tax-benefit linkage of national pension insured persons: A technical note, *Korean Journal of Public Finance*, 4, 1–27.
- Choi, K. H. and Shin, S. (2014). *A Statistical Estimation of the Characteristic Values of Various Insured Groups Using Their Historical Data for the National Pension*, National Pension Research Institute. Research Report 2014-03
- Diewert, W. E. (2005). Index number theory using differences rather than ratios, *The American Journal of Economics and Sociology*, 64, 311–360.
- Hong, B. U. (2013). *The Methods to Procure the Rationality of the Redistribution by National Pension*, The 2013 actuarial valuation Report, The Committee for the Reform of National Pension.
- Kim, S. H. (2002). Redistributive effects of national pension scheme in Korea, *The Korea Journal of Economic Studies*, 50, 229–248.

- Kim, S. H. and Hong, S. U. (2011). *A Study on the Improvement of Pension Benefit Formulas*, National Pension Research Institute Research Report 2011-06
- Kim, S. H., Lee, J. U., Lee, S. U. and Kim, M. S. (2003). *The Inter- and Intra-generational Redistribution Effect of the National Pension Scheme*, National Pension Research Institute.
- Kim, S. G. (2010). *Camels and The National Pension*, HAKJISA Co., 57–61.
- Leimer, D. G. (1994). *Cohort-Specific Measures of Lifetime Net Social Security Transfers*, ORES Working paper 59, Social Security Administration.
- Leimer, D. G. (1999). Lifetime Redistribution Under the Social Security Program: A literature Synopsis, *Social Security Bulletin*, **62**. Social Security Administration.
- Leimer, D. G. (2004). Lifetime Redistribution Under the Social Security Old-Age and Survivors Insurance and Disability Insurance Programs, ORES Working paper 102, Social Security Administration.
- Leimer, D. R. (2007). Cohort-specific measures of lifetime social security taxes and benefits, ORES Working paper 110, Social Security Administration.
- Min, J. S. and Choi, B. H. (1985). *Fiscal Projections and Financial Analysis of the National Pension*, Korea Development Institute.
- Rejda, G. E. (1999). *Social Insurance & Economic Security*, Prentice Hall, 6th Ed.

생애 순혜택으로 측정한 국민연금 초기 수급자들의 소득재분배

최기홍^a · 신승희^{a,1}

^a국민연금연구원

(2015년 7월 15일 접수, 2015년 8월 12일 수정, 2015년 8월 13일 채택)

요약

향후 고령사회에서 노후소득보장의 중요성은 소득양극화로 더 확대될 것으로 예상된다. 우리나라의 대표적 사회보장 제도인 국민연금은 대다수 국민들의 노후 소득보장과 함께 소득재분배를 담당하고 있다. Kim (2002), Kim 등 (2003), 그리고 Hong (2013) 등이 국민연금의 소득재분배 기능이 미흡할 수 있음을 보였지만 최근 Choi (2015)은 그 원인이 국민연금 기본연금액 산식의 구조적 취약점에 기인한다는 의견을 제기하였다. 본고는 현재 국민연금의 약 300만 노령연금수급자를 중심으로 개인별 이력자료와 2013 재정계산의 장기재정추계에서 관련 세대의 2014년 이후 수급에 대한 분석으로 국민연금 초기 수급자들의 생애순혜택에 의한 소득재분배 측정 결과를 제시하고 있다. 수급자 이력자료에 나타난 소득대체율로 측정한 소득재분배는 누진적이지만 그것은 초기 가입자들의 특성상 소득분위별 가입기간의 차이가 적기 때문인 것으로 설명된다. 남은 생애기간에 대한 급여를 장기재정추계 모형으로 보완하여 측정 한 생애 순혜택은 크게 역진적으로 나타난다. 소득계층별 가입기간의 차이가 더 큰 이후 세대들에서는 그 역진성이 더 확대될 것으로 예상되어 국민연금의 소득재분배에 대한 재검토가 요청된다.

주요용어: 국민연금, 급여산식, 소득재분배, 수급자 이력자료, 생애순혜택, 소득대체율

¹교신저자: (561-350) 전라북도 전주시 덕진구 기지로 180, 국민연금연구원. E-mail: ssh77@nps.or.kr