

국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석*

강 성 호** · 전 승 훈*** · 임 병 인****

논문초록

본 연구는 2007년 7월 개정된 국민연금제도의 소득분배 및 노동공급효과를 생애 소득관점에서 『한국노동패널자료』 1~9차년도 개인자료에 적용하여 분석하였다. 실증분석결과, 첫째 개정 국민연금법이 전 계층의 연금소득수준을 감소시켜 절대적인 금액에서의 노후소득보장효과는 줄어들었고, 소득불평등도로 측정한 소득재분배효과는 미미하지만 오히려 약화된 것으로 나타났다. 이는 표준소득월액등금제 폐지와 개정이 예상되는 소득상한선 상향조정으로 인한 평균화효과 약화가 고소득층에서 크게 나타난 소득대체율 하락으로 인한 소득재분배 강화효과를 압도했기 때문으로 해석된다. 둘째, 노동공급결정요인 추정결과는 기대 연금소득이 노동공급 결정에 유의한 양의 효과를 가져 국민연금법 개정이 노동공급 결정에 부정적인 영향을 미칠 수 있는 것으로 추정되었다. 국민연금법 개정이 노동공급 함수를 변화시켰다고 보기 어려웠지만, 노동공급함수 추정을 통해 측정한 한계효과에 따르면 평균적으로 노동공급확률을 약 1.12% 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 대체로 소득수준이 높아짐에 따라 노동공급확률의 감소폭도 커지는 것으로 추정되었다.

핵심 주제어: 국민연금, 소득분배, 노동공급

경제학문헌목록 주제분류: H0, H8, D3, J2

투고 일자: 2008. 5. 7. 심사 및 수정 일자: 2008. 5. 19. 게재 확정 일자: 2008. 8. 18.

* 본 연구결과는 저자들 소속기관의 공식견해가 아님을 밝힙니다.

** 제1저자, 국민연금연구원, e-mail: powerksh0515@hanmail.net

*** 제2저자, 국회예산정책처 세입세제분석팀, e-mail: jsh1105@nabo.go.kr

**** 교신저자, 충북대학교 경제학과, e-mail: billforest@hanmail.net

I. 서론

2007년 7월 3일 국회에서 보험료율은 9%로 유지하면서 평균소득자의 소득대체율¹⁾을 60%에서 2008년 50%, 이후 매년 0.5%포인트씩 인하하여 2028년에는 소득대체율이 40%가 되도록 하는 국민연금법 개정안을 통과시켰다. 2008년 1월 1일부터 국민연금 보험료 부과 기준으로 표준소득월액 등급체계(45등급)를 폐지하고 가입자의 실제 소득을 기준으로 보험료를 부과하고, 상, 하한 금액 조정은 현재 검토 중인 것으로 알려져 있다. 이와 같은 국민연금제도 변경은 다양한 측면에서 국민들의 경제행위에 영향을 줄 것이다. 우선 소득대체율의 인하는 국민들의 생애소득수준에 영향을 줄 것인데, 특히 소득대체율 인하 효과가 소득계층별로 다르게 나타날 경우 생애소득 분배상태 역시 변화하게 될 것이다. 또한 표준소득월액 등급제도의 폐지 및 상·하한 금액의 조정은 보험료율을 변화시키지 않더라도 근로소득자의 국민연금보험료 납입 후 임금 혹은 자영업자의 국민연금보험료 납입 후 소득에 영향을 주어 노동공급행위에도 영향을 미치게 될 것이다.

그 동안 많은 국민연금제도 개정안에 대한 논의가 이루어졌지만, 개정안의 경제적 효과에 대한 논의는 많지 않았던 것으로 보인다. 최병호·김태완(2004), 김준영·강성호(2005), 강성호·김준영(2007) 등이 불평등지수를 이용하여 국민연금의 재분배 효과를 논의하고 있고, 안홍순(2000), 석재은·김용하(2002), 김상호(2004), 이상은(2006) 등이 소득대체율 및 수익비²⁾ 방법으로 국민연금의 소득재분배 효과를 분석하고 있지만, 국민연금법 개정과 관련하여 그 전·후를 비교하고 있지는 못하다. 또한 국민연금의 노동시장 효과에 관한 국내연구도 그다지 많지 않은데, 그나마 이승렬·최강식(2007)에 의해 국민연금이 50세 이상 중고령자 은퇴행위에 미치는 영향이, 이만우·김진영·김대철(2008)에 의해 국민연금 생애보험료율과 생애연금급여 증가가 근로세대의 노동공급에 미치는 영향이 분석된 정도이다. 이중 이만우·김진영·김대철(2008)은 국민연금이 노동공급에 미치는 영향을 근로세대에 초점을 맞추어 분석하고 있다는 점에서 본 연구에 주는 시사점이 많다. 그러나 이들 연구 역시 국민연금법 개정과 관련한 전·후를 비교하고 있지는 못하

1) 국민연금 소득대체율은 (은퇴 후 연금월액)/(근로기간 평균월소득액) 공식으로 산출한다.

2) 수익비는 “생애총연금액의 현재가치/생애총보험료의 현재가치”로 계산된다.

다.

이에 본 연구에서는 『한국노동패널자료』 1-9차년도 개인 및 가구자료를 사용하여 2007년 7월에 개정된 국민연금제도가 소득분배와 노동공급에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 본 연구의 내용은 크게 세 가지로 구성된다. 첫째, 국민연금법 개정으로 인한 소득대체율의 하락은 개인의 생애소득을 감소시킬 것이기 때문에 국민연금제도 개정으로 인한 생애소득의 변화를 측정하여 제시한다. 둘째, 국민연금제도 개정이 생애소득의 분배상태에 미치는 영향을 분석한다. 소득대체율 인하로 인한 개인의 생애소득 감소정도는 소득계층별, 개인별로 상이하게 나타날 것이므로 생애소득의 분포 역시 변화하게 될 것이다. 여기서는 국민연금 개혁 전후의 생애소득 분배상태 비교를 통해, 국민연금법 개정이 생애소득분배상태의 불평등도를 완화시키는지 아니면 악화시키는지를 논의한다. 마지막으로 국민연금 개혁이 노동공급에 미치는 영향을 분석한다. 앞서 제시한 생애소득의 변화는 합리적인 경제주체가 생애에 걸친 노동공급을 결정하는 데 영향을 미칠 것이다. 이에 국민연금제도 개정의 노동공급 효과도 실증 분석한다.

본 논문은 첫째, 국민연금법 개혁 전·후를 비교하고 있고, 둘째 국민연금법 개정의 소득재분배 효과분석에 불평등도지수, 소득대체율, 수익비 등 다양한 지표를 사용하며, 셋째 주로 중고령층의 노동공급에 초점을 맞추고 있는 기존 연구에 비해 국민연금 기대급여액이 전 연령층의 노동공급에 미치는 영향에 초점을 맞추고 있고, 넷째 국민연금 기대급여액의 변화로 인한 노동공급확률의 변화를 측정한 후, 관련 시사점을 제시한다는 점 등에서 기존 연구와 차이가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제2장에서는 사용 자료와 소득분배 및 노동공급효과 분석을 위해 필요한 가정들을 제시한다. 이어서 기존 연구에 기초하여 회귀모형을 구축한 김상호(2007)를 원용하여 소득함수를 추정하고, 그 추정결과를 이용하여 근로시기의 생애소득을 측정한다. 또한 기본연금액 산정방식에 기초한 생애연금소득을 추정한다. 제3장에서는 생애소득, 소득대체율과 수익비의 제도개정전후의 차이를 분석하고, 또한 지니계수 및 5분위 분배율 분석을 통해 제도개정의 소득재분배 효과에 대해 논의한다. 제4장에서는 개인의 노동공급결정요인을 추정한 뒤, 국민연금 급여수준이 노동공급 결정에 미치는 영향을 분석한다. 마지막 결론에서는 분석내용들을 요약하고 정책적 시사점 등을 제시한다.

II. 생애소득의 추정

1. 사용 자료와 기본 가정

본 연구에서 사용하는 자료는 『한국노동패널자료』 1~9차년도 개인 및 가구자료이다. 1~9차년도 개인자료를 토대로 개인의 인적특성, 근로 및 사업소득, 직업력 등을 파악하며, 가구자료를 통해 가구소득³⁾ 및 자산에 관한 자료를 파악할 수 있다. 다만, 국민연금적용은 가구단위가 아니라 개인단위로 보험료가 적용되므로 개인의 생애소득 산출에 있어서 가구 단위의 소득과 자산은 별도로 고려하지 않았다.

본 연구에서 사용한 한국노동패널자료에서는 개인소득을 임금소득과 비임금소득으로 구분하여 조사하고 있다. 먼저 임금소득을 보면, 임금수준을 해당하는 임금결정방식에 따라 응답하도록 하였다. 임금수준의 자료 구성은 1차에는 연봉제, 일당제, 시간급제의 세 가지 변수로 구성되었고 2차에는 도급제를 제외한 6개의 변수로 구성되었다. 3차에는 도급제와 기타를 제외한 5개의 변수로 구성되었으며 4차에는 기타를 제외한 6개의 변수로 구성되었다. 임금 내용은 기본급, 상여금, 기타수당 구분 여부와 각각의 액수에 관한 내용으로 구성되었으며 1차 연도에만 조사되었다. 월평균 임금은 임금유무의 임금 액수로 구성되었다. 7차부터 세금액이 고려된 세전 소득액이 추가되었다. 다음으로 비임금근로소득은 연간매출액과 월평균 소득으로 조사되었는데, 1, 2, 3차 년도까지 연간 매출액은 개방형으로 측정하였고, 모를 경우에는 범주형으로 측정하였다. 4차 연도부터는 개방형 문항으로 측정하였다. 연간 매출액의 범주형 세부항목 중에는 2, 3차에서 ‘(14) 모르겠다’가 추가되었다. 월평균 소득관련 변수는 매년 동일하였다. 8차 연도부터 적자액 정보가 추가되었다 (KLIPS User's Guide, 2007).

본 연구에서의 최근 개정된 국민연금법의 경제적 효과분석(분배 및 노동시장 파급효과)을 위해 아래와 같은 가정을 설정하여 분석하였다.⁴⁾ 첫째, 분석 대상은 현재

3) 노동패널의 가구소득 항목 중 “지난 한 해 동안 총 근로소득”의 정의는 1차 연도에 지난 1년간 월평균소득으로, 2~3차 연도에는 ‘작년 한해의 월평균소득’으로, 4~8차 연도에는 ‘작년 한해의 연간 총소득’으로 변천되어왔다(KLIPS User's Guide, 2007).

4) 본 연구에서 설정한 가정들은 김준영·강성호(2005), 강성호·김준영(2007)에서 제시한 가정과 유사하나, 생애소득을 실제소득의 연간상승률을 직접 적용하여 계산하지 않고 패널 회귀분석모형의 내생변수로 반영하여 산출하였다는 점과 할인율을 기금투자수익률(국민연금발

국민연금 가입대상 중 근로연령층(27~59세)⁵⁾만을 고려하여 이들의 생애기간을 고려하여 개인소득을 추정한다. 즉, 노동패널 1~9차년도 자료를 사용하여 뒤에서 설명할 개인의 소득함수를 추정한 후, 그 추정결과를 통해 개인의 생애소득 경로를 추정한다. 개인의 소득활동 개시 연령은 ‘개인 자료’ 혹은 ‘직업력 자료’에 나타나 있는 실제 연령으로 하였으며, 개인의 소득활동 종료 시점은 국민연금 급여 지급 직전 연도(연령기준 59세)로 가정한다. 따라서 개인의 근로 및 사업소득을 바탕으로 계산한 생애소득은 소득활동 개시 연령부터 국민연금 급여 지급 직전 연도인 59세까지의 연도별 소득의 총합이 된다.

둘째, 1997년~2005년까지의 개인소득은 『한국노동패널자료』에서 조사된 소득을 사용하며, 이후의 생애기간동안의 소득은 첫째 가정에서 추정한 소득으로 한다. 한편, 노동패널조사 사용자지침서(KLIPS User' Guide, 2007)에 의하면, 소득 관련 정보는 ‘주된 일자리’를 기준으로 하고 있는데, 그 차수별로 항목이 약간씩 차이가 있다. 비임금근로소득은 사업소득액을, 임금소득은 말 그대로 근로의 대가로 받은 임금이다. 국민연금에서 인정하고 있는 보험료 부과기준 소득은 임금소득(사업장가입자)과 사업소득(지역가입자)이므로 『한국노동패널』에서도 세전 기준의 임금소득(사업장가입자)과 사업소득⁶⁾(지역가입자)을 사용해야 하나, 앞서 설명한 대로 일부 한계가 있다. 따라서 1~5차까지는 세후소득을, 6차 이후부터는 세전소득을 적용하여 분석하고 있다.

셋째, 가입시점 및 가입연령은 한국노동패널자료의 최초 조사 시점(1998년)과 전 국민연금화 시점(1999년 4월)을 고려하여 분석대상자는 모두 1999년에 최초 가입한 것으로 가정하였다. 은퇴시점은 모두 59세로 하고, 수급시점(현재 60세)은 현행 제도가 허용한 범위, 즉 2013년부터 매 5년 마다 1세씩 연장하여 2033년에 수급연령을 65세로 하고 있는 점을 반영하여 각 개인별로 60~65세로 가정하였다. 사망시점

전위원회, 2003) 이 아니라 자료의 일관성을 고려하여 노동패널자료에서 추계된 임금상승률로 적용하였다는 점에서 차이가 있다.

- 5) 근로연령층을 27~59세로 설정한 이유는 현행 국민연금제도에서 18~59세까지를 가입대상으로 하고 있으나, 현실적으로 18세 이상 27세 미만인 학생 또는 군복무 등으로 소득이 없는 자는 지역가입 당연적용 대상에서 제외(연금보험료를 납부한 사실이 있는 자는 당연적용)하고 임의가입형태로 가입되고 있기 때문이다(국민연금공단 국민연금상담원 교육교재 참조).
- 6) 지역가입자는 자신들이 직접 신고한 소득에 근거하여 국민연금보험료를 납부한다. 이에 본 연구도 설문조사에서 조사된 사업소득을 신고소득으로 간주하여 분석한다.

은 남녀간 평균수명을 고려하여 국민연금발전위원회 (2003) 에서 제시한 기대여명을 그대로 이용하였다(〈표 1〉 참조).

넷째, 노령연금만을 고려하는 것으로 하였으므로 부양가족연금, 유족·장애연금은 고려하지 않았으며, 10년 미만 일시금 대상자도 분석에서 제외하였다.

다섯째, 보험료와 소득대체율은 2007년 7월에 개정된 국민연금법에서의 보험료율과 소득대체율을 고려한다. 즉, 보험료율은 현행과 동일하게 1999년 4월 이후부터 9%를 적용하였고,⁷⁾ 급여수준은 40년 가입을 기준으로 1999년~2007년까지는 60%, 2008년에는 50%, 2009년 이후는 매년 0.5%p씩 감소하여 2028년까지 40%의 소득대체율을 적용한다.

〈표 1〉 평균수명 가정(2000~2070년)

(단위: 세)

연도	남자	여자	연도	남자	여자
2000	72.06	79.50	2040	79.21	85.54
2005	74.36	81.20	2045	79.58	85.90
2010	75.50	82.22	2050	79.95	86.24
2015	76.54	83.24	2055	80.20	86.49
2020	77.54	84.08	2060	80.45	86.74
2025	77.96	84.49	2065	80.70	86.99
2030	78.38	84.83	2070	80.95	87.14
2035	78.80	85.17			

자료 1. 2000~2050 자료는 통계청, 『장래인구추계 결과』, 2001. 11.
2. 2050년 이후는 『국민연금 재정추계를 위한 장기인구전망』(한국보건사회연구원·국민연금연구센터, 이삼식 외, 2001); 국민연금발전위원회, 2003.

여섯째, 현행 표준소득월액의 등급체계는 2008년 이후는 상하한선만 유지되고 등급체계가 없는 기준소득월액 체계로 적용된다. 다만, 2008년에 적용될 상한선이 결정되지 않았으므로 2008년에는 현행 360만원 상한선을 유지하는 것으로 하였고, 2009년부터는 국민연금발전위원회의 논의내용을 고려하여 4/3A값(480만원)을 상한선으로, 최저생계비 수준을 하한선으로 가정⁸⁾하였다. 2010년 이후부터의 상하한

7) 지역가입자의 경우는 1995.5~2000.6까지 3%, 2007.7월부터 1년 동안 1%p씩 증가하여 2005.7월 이후 9% 보험료를 적용하도록 하고 있으므로 동 규정에 따라 적용하였다.
8) 현재 기준소득월액의 상하한선에 관한 국민연금법시행령이 확정되지 않아 국민연금발전위원

기준소득월액은 임금상승률을 적용하여 국민연금 적용소득을 조정하였다.

일곱째, 연금 수령기간에 적용되는 물가상승률은 국민연금발전위원회에서 발표한 추계자료를 활용하여 3%수준에서 유지되는 것으로 한다. 또한 할인율은 국민연금발전위원회(2003)에서 사용한 기금운용수익률 또는 국민연금 재정추계에서 사용하고 있는 임금상승률을 사용할 수 있고, 경우에 따라서는 물가상승률도 사용이 가능하다. 할인율은 미래의 현재가치를 매우 민감하게 변화시킬 수 있으므로 어떤 기준으로 사용하느냐에 따라 추계결과가 달라질 수 있다는 점을 고려하여, 국민연금 재정추계 방식에서 주로 활용하고 있는 임금상승률을 적용하였으며, 자료의 일관성을 고려하여 노동패널자료에서 추정된 임금상승률을 적용하였다⁹⁾. 이렇게 하여 2006년 기준 현재가치로 환산하여 분석하고 있다. 이외의 인구성장률 등의 변수들은 불변이라고 가정한다.

이러한 가정들을 전제로 본 논문에서는 생애보험료, 생애연금액, 생애소득을 산출하고 국민연금법 개정전후의 소득분배 및 노동시장에 미치는 효과에 대해 분석한다. 여기서 생애소득이란 근로기간 중에 벌어들인 임금소득 또는 사업소득¹⁰⁾에서 근로 기간 중에 납부한 보험료의 총액(=생애보험료)을 차감한 뒤, 은퇴 이후에 받는 연금급여 총액(=생애연금액)을 합산한 금액을 의미한다(식 (4) 참조).¹¹⁾ 즉, '생애 근로소득-생애보험료+생애연금'과 같은 공식으로 계산된다.

2. 근로기간의 생애소득 추정

가. 추정방법

생애소득 추정과 방법은 연구자의 관점과 연구목적에 따라 다양하기 때문에 통일된 방법론은 없는 것으로 판단된다. 일반적으로 노동경제학에서는 연령과 소득과의

회의 논의 내용에 근거하여 가정한 것이다.

- 9) 국민연금발전위원회(2003)에서 제시하고 있는 임금상승률로도 가능하나, 보다 일관성있는 자료 생산을 위해 노동패널자료에서 추계된 값을 사용하고 있다.
- 10) 이하에서는 두 유형의 소득, 즉 임금소득과 사업소득을 모두 "근로소득"으로 명명하여 논의한다.
- 11) 1999년부터 은퇴시기(60세) 직전까지의 자신의 임금 및 사업소득을 의미한다. 여기서는 법 개정전후의 상황을 비교하는 것이므로 10년 이상 가입으로 연금수급권이 획득되는 자만을 대상으로 분석한다.

관계를 통해 미래소득을 산출하고, 이를 통해 개인의 생애소득을 추정하는 연구가 많이 있는데, 이와 같은 연령-소득프로파일에 의한 생애소득 추정연구는 주로 우상향하는 연령-임금프로파일이 발생하는 이유에 대한 문제제기에서 출발하고 있다. 연령 증가에 따른 개인의 소득이 증가하는 이유를 설명하는 이론에는 인적자본이론과 이연임금이론(deferred wage theory), 노동조합 등 제도적 제약으로 설명하는 이론, 내부노동시장이론(분단노동시장이론), 차별화를 통해 노동력의 집단행동 가능성을 억제하고자 하는 기업의 분할지배전략으로 설명하는 이론, 고령자와 청년층간의 불완전한 대체성 등으로 설명하는 이론 등이 있다. 이 중 가장 대표적인 이론으로 인적자본이론과 이연임금이론(deferred wage theory)을 들고 있다(전병유, 2006).

인적자본이론에 따르면, 연령이 증가함에 따라서 인적자본이 축적되고 그에 대한 한계적 보상으로 임금이 상승한다고 본다. 이연임금이론은 기업들이 상대적으로 젊은 근로자에게는 생산성 이하의 임금을, 그리고 나이가 든 근로자에게는 생산성 이상의 임금을 주는 전략을 사용함에 따라 연령-임금 곡선이 우상향한다는 것이다. 기업들이 이러한 전략을 사용하는 것은 근로자들의 노력(efforts)을 유도하고 태만(shirking)을 방지하기 위한 것으로 설명된다¹²⁾.

이들 이론에 근거한 임금(소득) 함수 추정에 횡단면 자료와 패널자료를 활용할 수 있는데, 횡단면자료로 생애소득을 추정할 경우 편의가 발생할 수 있다는 지적이 있다(남준우, 2006; 전병유, 2006). 물론 횡단면 자료가 인플레이션이 초래하는 편이나 경기변동이 소득에 미치는 영향 등을 통제할 수 있다는 장점이 있어 연령프로파일이 변화하지 않을 경우에는 횡단면자료 활용이 효과적이라는 평가도 있다(전병유, 2006).

본 연구에서는 횡단면 자료를 사용할 경우 발생하는 한계에 대해 살펴봄으로써 패널자료를 활용하여 생애소득을 추정한 논거를 제시하고자 한다. 첫째, 시간이 지

12) 한편, 연령-임금 프로파일이 우상향하는 것에 대한 설명 이외에, 연령-임금 프로파일 자체를 이동시키는 요인도 있다. 우선, 인구 및 노동력 구조의 변화가 연령-임금프로파일의 변화를 초래할 수 있다. 예를 들어, 인구구조의 고령화는 다른 조건이 동일할 경우, 청년층보다 고령층의 노동력 공급을 증가시키고 고령층의 상대임금을 감소시킨다. 또한 젊은 층의 고학력화는 연령-임금 곡선을 변화시킬 수 있다. 수요 측면에서는 노동시장의 이중구조화나 기술변화에 따라서 근로자에게 요구되는 숙련의 변화와 그에 따른 보상의 변화가 연령대별로 차별화되면서 연령-임금 곡선 자체가 변화할 수 있다(전병유, 2006).

남에 따라 사망률, 선호 등이 변할 경우 횡단면 자료를 활용하여 개인의 미래 임금(소득) 수준을 추정하는 것은 오류를 범할 가능성이 있다¹³⁾. 둘째, 서로 다른 연령대의 집단들(cohorts)을 동일한 집단으로 설명하게 된다¹⁴⁾는 점에서 특정 집단의 연령프로파일이 그 집단에 속한 개인의 미래의 연령프로파일임을 보장할 수 없다는 한계를 가진다. 셋째, 연령집단별로 노동력 규모가 달라질 수 있다는 점을 충분히 고려하지 못한다는 것이다. 이는 연령대별 수익률이 변화될 수 있기 때문이다. 예를 들어, 연령대별 수익률이 베이비붐세대가 존재하여 이들의 노동공급의 변화로 인해 달라질 수 있으나 횡단면 자료에서는 이것들을 파악하기 어렵다. 한편, 기술 변화나 산업구조 변화 등으로 인해 교육에 따른 수익률이 시간이 지남에 따라서 달라질 경우, 추정된 연령프로파일은 체계적으로 달라질 수도 있다. 또한 성별 임금 격차가 추세적으로 줄어든 경우, 여성들의 연령프로파일 추정은 과소 추정될 수 있다(전병유, 2006). 본 연구에서는 위에 적시한 횡단면 자료 사용시 발생할 수 있는 문제를 극복하기 위해 『한국노동패널자료』를 활용하여 개인의 생애소득을 추정하고자 한다.

지금까지 생애소득을 추정하는 방법과 관련한 기존 연구를 살펴본 결과, 하나로 통일된 최적화 모형은 없고 모형에 사용되는 몇 가지 공통변수와 개별 연구자의 연구목적 및 구성자료의 특성을 고려하여 추가적인 변수를 사용하는 것이 일반적인 접근방법인 것으로 보인다. 참고로 기존의 생애소득을 산출하고 있는 몇 가지 연구 논문을 소개하면, 강성호·김준영(2007)이 활용했던 최종 소득에 임금상승률을 적용하여 생애소득을 산출하는 방법¹⁵⁾, 김상호(2007)가 King and Dicks-Mireaux(1982), Kazaroian(1997)과 Jurges(2001)에 기초하여 회귀모형으로 생애소득을 추정하는 방식, 이만우·김진영·김대철(2007)이 Mincer(1974)의 선형합

13) Shorrocks(1975) 및 Mirer(1979)는 횡단면에서 조사된 개인들은 세대(cohort)마다 사망률, 선호, 제도가 다르고 무엇보다 세대간 생산성이 다르다는 점을 횡단면 자료의 한계로 설명한다. 특히 Shorrocks(1975)는 부자들은 가난한 자에 비해 건강에 대한 지출이 많거나 관심이 많아 오래 살게 되는데, 이로 인해 횡단면 자료에 의한 고령층의 자산 추정은 편의가 발생할 수 있다고 지적하고 있다(남준우, 2006).

14) t 기의 젊은 연령집단이 $t+1$ 기에 중고령집단이 된다고 할 경우, 횡단면 자료의 특성상 $t+1$ 기의 중고령집단의 자료가 존재하지 않으므로 t 기의 중고령집단의 특성을 $t+1$ 기의 중고령집단의 특성으로 간주하여 분석하게 된다는 것이다.

15) 이 방법은 국민연금재정추계에서 일반적으로 널리 활용되고 있다.

수를 활용한 회귀모형 추정 방법, 전병유(2006)의 연령소득곡선 모형을 이용한 임금소득 추정 등이 있다. 이 중에서 김상호(2007), 이만우·김진영·김대철(2007), 전병유(2006)가 사용한 방법은 회귀식을 가정하여 생애소득을 추정하고 있는 바, 이만우·김진영·김대철(2007)은 패널자료를 활용하지만 pooled regression 방법을 사용하고 있다. 전병유(2006)는 연도별로 회귀식을 추정하는 형식으로 취하고 있어, 본 연구에서 사용하려는 패널분석기법과는 다소 거리가 있다. 따라서 본 연구에서는 King and Dicks-Mireaux(1982), Kazarozian(1997)과 Jurses(2001)에 기초하여 패널회귀모형을 구축한 김상호(2007)의 모형에 근거하여 생애소득을 추정하고자 한다.

나. 추정모형 및 변수

김상호(2007)에 의하면, 임금함수를 이용하여 개인이 가지고 있는 특성에 적합한 연령대별 소득 수준을 추정할 수 있는데, 패널자료를 활용한 근로소득함수 추정 모형은 아래 (1)과 같다.

$$W_{it} = \mu + x_{it}\beta + v_i + e_{it} \quad (1)$$

단, W_{it} : 개인 i 의 t 연령 年임금(로그를 취함)

μ : 상수항

x_{it} : 개인 i 의 시간적으로 변화 가능한 t 연령 독립변수(time-varying regressors)

v_i : 관측불가능한 개별근로자효과(unobservable individual-specific residual)

e_{it} : 오차항

식 (1)에서 종속변수 W_{it} 는 개인 i 의 t 시점에서의 임금(또는 사업소득) 수준이며, 독립변수는 시간에 따라 변화하는 부분과 개인마다 다르게 나타나는 부분으로 구성되는 벡터변수이다. 시간의 경과로 변화되는 독립변수로는 일반적으로 연령, 연령의 제곱¹⁶⁾, 경제활동 상태, 지역더미(dummy) 및 가구주 여부 더미(dummy)

16) 연령에 따른 임금함수의 모양은 일정 연령대를 정점으로 하여 감소하는 곡선 형태를 가질 가

등을 사용할 수 있다. 개별근로자 효과를 파악하게 되는 독립변수인 v_i 는 근로자마다 상이하지만 각각의 근로자는 일정한 값을 갖게 된다. 이와 같은 개별근로자효과로서 성(gender), 교육기간 등과 같은 시간적으로 변화하지 않는 변수가 소득에 미치는 영향을 파악할 수 있게 된다(김상호, 2007).

본 연구에서는 국민연금 가입단위가 개인단위이므로 노동패널 개인자료를 활용하였으며, 사용한 변수를 중심으로 격년치 기준으로 기술통계량을 살펴본다. 분석대상자 연령을 2006년 기준 27세 이상 59세 까지로 하였기 때문에 총 관측치 수는 75,350개였으며, 1차에서 9차까지 평균적으로 8,000여 명 정도가 분석대상에 포함되었다. 다만, 제2차의 경우는 4,793명으로 표본수가 매우 작았다.

〈표 2〉 사용변수 및 기술통계(개인기준)

변 수 명		1차 (1998)	3차 (2000)	5차 (2002)	7차 (2004)	9차 (2006)	9년 평균
연령	age	37.2	37.5	37.7	38.1	38.9	37.9
성별(남성=1)	dsex	0.492	0.490	0.494	0.493	0.494	0.492
배우자 유무(유=1)	dspous	0.692	0.680	0.680	0.676	0.678	0.681
건강상태(1=매우건강~5=매우 안좋음) ²	health	-	2.053	-	2.480	2.430	2.345
교육수준더미(1=고등이상)	dedu	0.737	0.746	0.769	0.802	0.819	0.774
지역더미(1=광역시)	dresion	0.591	0.580	0.573	0.546	0.534	0.565
취업여부더미(취업=1)	dwork	0.572	0.619	0.648	0.644	0.653	0.629
경제활동상태(임금=1)	dwage	0.644	0.672	0.699	0.707	0.711	0.687
소득	cincom	110	122	154	182	196	155
가구주 여부 더미(가구주=1)	dhead	0.392	0.382	0.378	0.394	0.409	0.391
분석대상 개인 수		10,372	8,517	8,271	8,811	8,740	-

주 1. 개인의 생애소득산출과 관련하여 본 연구에서는 개인자료에 있는 변수를 활용하였음.

2. 제1차, 제4차, 제5차에서는 개인별 건강조사가 되지 않아 변수에서 제외되었음.

9차 연도를 중심으로 변수에 대한 기술통계량 분석결과를 설명해보면 다음과 같다(〈표 2〉 참조). 조사대상 개인의 평균연령은 38.9세였으며, 성별비율은 남성이 49.4%였고, 배우자가 있는 개인의 비율은 67.8% 였다. 개인의 건강상태는 5점 척도(1=매우건강, . . . , 5=매우 안좋음)를 기준으로 할 때 2.4점으로 건강한 편으

능성이 높기 때문에 연령의 이차항을 포함시켜 추정한다.

로 조사되었다. 개인의 교육수준은 81.9%가 고등학교 이상 다녔거나 다닌 경험이 있는 것으로 나타났다. 지역을 광역시와 비광역시로 구분한 결과, 광역시에 거주하는 대상자수가 53.4%로 나타났다. 조사대상자 중 65.3%가 취업자였으며, 이중 71.1%가 임금근로자인 것으로 조사되었다. 개인 소득은 1년 전(前) 기준인 2005년 기준으로 196만원 수준으로 조사되었다. 개인 조사대상자 중 40.9%는 가구주인 것으로 나타났다.

다. 소득함수 추정결과

앞서 살펴본 기술통계량 분석을 바탕으로 본 연구에서는 패널분석 방법인 고정효과 모형 (fixed-effects model) 과 확률효과모형 (random-effects model) 모두를 사용하여 회귀방정식을 추정한 후, LM (Lagrangian multiplier) test와 Hausman 검정을 통해 어느 모형이 더 적합한 모형인지를 판단하였다. LM test¹⁷⁾ 와 Hausman test¹⁸⁾ 결과, 고정효과모형이 적합한 것으로 분석되었다. <표 3>에서는 고정효과모형으로 추정한 결과를 제시하였다.

〈표 3〉 분석결과: 고정효과 모형

변수명	계수	P> t	변수명	계수	P> t
constant	0. 0433	0. 666	건강상태	-0. 0060	0. 127
연령	0. 1769***	0. 000	교육수준더미	-0. 0467	0. 212
(연령)2	-0. 0013***	0. 000	지역더미	0. 0297*	0. 089
성별	(dropped)	(dropped)	취업여부더미	(dropped)	(dropped)
배우자유무	0. 0163	0. 261	경제활동상태	0. 1018***	0. 000
			가구주여부더미	0. 0800***	0. 000
adj.R ²	0. 2708				

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 유의함을 의미.

<표 3>의 분석결과를 근거로 하여 2006년 이후의 연간 소득을 산출할 수 있다. 연간소득이 추정되면, 이후 보험료수준이 결정되고, 또한 그에 의해 은퇴 후 연금 소득이 산출된다. 산출된 소득, 보험료, 연금소득은 앞서 가정대로 2006년 시점으

17) Test: Var(u) = 0, chi2(1) = 12879. 44, Prob > chi2 = 0. 0000
18) chi2(8)=(b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)= 3295. 11, Prob>chi2 = 0. 0000(V_b-V_B is not positive definite)

로 모두 현재가치로 환산하여 분석하였다.

라. 추정결과의 타당성 검토 및 생애 근로소득 추정

추정결과의 타당성을 확인해보기 위해, 먼저 조사소득과 추정소득간의 격차가 존재하는지에 대해 살펴보았다. 1997년~2005년까지 조사소득과 추정소득간의 평균적인 차이를 <표 4>에 제시하였다.

<표 4> 조사소득과 추정소득 분석결과

(단위 : 천원/월, %)

년도	조사소득			추정소득			소득격차	
	평균 (A)	연간 증감율 ¹⁾	표준편차	평균 (B)	연간 증감율 ¹⁾	표준편차	(A-B)	(A-B)/B*100
1997	1,098	-	903	1,024	-	649	73.9	(7.2)
1998	1,144	(4.2)	784	1,123	(9.6)	701	21.8*	(1.9)
1999	1,240	(8.4)	1,026	1,228	(9.4)	756	12.6*	(1.0)
2000	1,400	(12.8)	1,643	1,340	(9.1)	815	59.5	(4.4)
2001	1,554	(11.1)	1,580	1,460	(8.9)	878	94.7	(6.5)
2002	1,702	(9.5)	1,652	1,587	(8.7)	946	115.1	(7.3)
2003	1,868	(9.8)	2,063	1,721	(8.5)	1,018	146.6	(8.5)
2004	1,935	(3.6)	2,682	1,864	(8.3)	1,095	71.3	(3.8)
2005	2,060	(6.5)	1,899	2,014	(8.0)	1,177	46.3*	(2.3)
전체	-	(8.2)	-	-	(8.8)	-	71.3	(4.8)

주: 1) 전년대비 당해 연도의 평균증감률(%).

*는 평균의 차이가 없다고 할 수 있는 연도의 소득격차.

연도별 소득격차를 보면, 모든 시점에서 조사소득이 추정소득보다 높은 것으로 분석되었다. 구체적으로 1997년부터 1999년까지는 소득격차가 줄어들다가 이후 2003년까지는 격차가 다시 증가하여 월평균 146.6천원 까지 차이가 나는 것으로, 이후 2005년에 46.3천원으로 다시 감소하는 추세를 보이는 것으로 추정되었다. 9년 동안의 평균치로 분석해 보면, 추정소득은 조사소득에 비해 월평균 소득기준으로 71.3천원이 낮고, 비율로는 약 4.8%p정도 낮게 추정된 것으로 이해할 수 있다. 이러한 차이가 유의미한지를 실증적으로 판단하기 위해, 각 연도별 조사소득과 추정소득의 평균차이에 대해 t-test를 적용한 결과, 모든 분석년도에서 두 소득은 이

분산이 존재하는 것으로 추정되었다. 또한, 이분산을 고려할 때 평균의 차이가 없다고 할 수 있는 연도는 1998년, 1999년과 2005년도로 나타났으며, 나머지 연도에서는 두 소득에 있어서 평균의 차이가 있는 것으로 분석되었다(추정결과는 부록 참고). 이러한 결과만을 두고 볼 때 조사소득과 추정소득간에 차이가 존재하는지에 대해 확일적으로 판단하기는 다소 어려운 측면이 있다. 그러나 소득격차가 대부분 연간기준으로 볼 때도 5%내외, 즉 9년 평균 4.8%라는 점에서 그 차이가 크지 않다고 말할 수 있다. 물론 추정소득이 조사소득보다 9년 모두 낮게 나타나고 있어 조사소득에 비해 추정소득이 낮게 추계되고 있다고 생각할 수도 있다. 그러나 두 소득의 연간증감률을 비교해 볼 때 추정소득 8.8%, 조사소득 8.2%로 추정소득이 연평균 0.6% 정도 증가율이 높게 나타나고 있는데, 이는 생애기간을 고려한 2038년까지 추계되는 본 모형¹⁹⁾에서 조사소득과 추정소득간의 격차가 줄어들어 장기적으로 차이가 미미할 것으로 예측된다.

2005년 이후 개인 추정소득(임금 및 비임금) 및 소득증가율은 <표 5>와 같다. 2005년 월 2,014천원에서 출발하여 <표 3>의 회귀계수를 반영하여 2038년까지 추계된 개인소득의 추이는 거의 직선에 가까운 형태로 우상향하는 것으로 나타났다. 다만, 이 추세는 신규인력의 노동시장에 대한 참여가 고려된 것이 아니므로 각 시점에서의 전체 근로소득을 의미하는 것이 아니라, 노동패널 1~9차 년도에 걸쳐 조사된 개인들만을 대상으로 명목임금 기준으로 임금과 비임금 소득의 추이를 보여주고 있다는 점에 유의할 필요가 있다.

<표 5> 2005년 이후 개인 추정소득(임금 및 비임금) 및 소득증가율

(단위 : 천원/월)

연도	빈도	평균	소득(임금) 증가율	연도	빈도	평균	소득(임금) 증가율
2005	4,546	2,014	8.0	2025	2,087	8,782	7.2
2010	4,190	2,953	7.9	2030	1,316	12,050	5.7
2015	3,629	4,243	7.5	2035	497	15,944	4.7
2020	2,889	6,113	7.9	2038	121	18,499	4.0

주: 소득(임금) 증가율은 연간 증가율이며, 여기서는 5년 단위로만 제시함.

19) 2038년에 1~9차년에 걸쳐 노동패널에 참여한 개인이 모두 59세가 되는 시점이므로 2038년까지만 추계하고 있다.

한편, 2005년 이후 2038년까지 지속적으로 소득증가율은 감소하고 있는 것으로 나타나고 있으며, 소득증가율은 임금소득과 비임금(자영소득) 소득 모두 고려하여 추정된 값이며, 동 결과를 할인율로 적용하여 2006년 기준 현재가치로 환산한 생애 근로소득을 산출하고 있다.

3. 은퇴기간의 생애연금소득 추정

가. 추정방법

은퇴 이후의 연금소득을 추정하기 위해서는 위에서 산출된 연도별 소득에 보험료를 적용한 뒤, 그 적용보험료에 납부기간과 자신의 소득수준을 고려하여 계산해야 한다. 연금급여산식은 1998년 말 법개정에 의해 1999년 이후 가입자와 이전 가입자 간 적용에 있어 차이가 존재하므로 다음의 식 (2)에 의해 최초 수급시점의 기본연금액이 결정된다. 식 (2)는 본 논문에서 가정하고 있는 1999년 4월 전(全) 국민연금 도래 시점 이후부터의 제도 적용에 따른 기본연금액 산정방식이다. 즉, 가입자 (i)가 은퇴시점 (R)에서 받게 되는 최초 기본연금액 (P_{iR})은 자신의 근로기간 동안의 소득수준(A , B)과 보험료납부이력(n)에 따라 결정된다.

$$P_{iR} = [1.8 \times p_1 + 1.5 \times p_2 + \alpha \times p_3] \times (A + B) \times (1 + 0.05n) \quad (2)$$

단, α = 조정계수이며 2028년 이후 1.2(2009-2028년 까지 소득대체율이 매년 0.5%p 감소되도록 조정되는 값)

p_1 = 총가입기간 중 99.4.~'07.12 가입기간 비중

p_2 = 총가입기간 중 08.1.~'08.12 가입기간 비중

p_3 = 총가입기간 중 09.1. 이후 가입기간 비중

A = 연금수급전 3년간의 가입자전원의 평균소득월액

B = 가입자 개인의 가입기간 동안의 표준소득월액의 평균액

n = 20년 초과년수

기본연금액에 대해 식 (3)과 같이 매년 물가상승률(p_j)과 할인율(γ_j)을 적용하면, 현재시점(2006년) 불변가치로 생애연금액을 구할 수 있다. 즉, 은퇴시점에서의

연금액(P_{iR})에 매년 물가상승률을 적용한 다음, 할인율을 적용함으로써 생애연금액을 현재시점의 불변가치로 환산할 수 있다.

$$P_i = \sum_{t=R}^D P_{iR} \times \prod_{j=R}^t (1 + p_j) / \prod_{j=h+1}^t (1 + \gamma_j) \tag{3}$$

단, P_{iR} : 은퇴시점(R)에서의 연금액, p_j : 일정시점(j)에서의 물가상승률

국민연금이 적용된 i 가입자의 생애소득은 앞서 정의하였듯이 아래 식 (4)와 같이 생애근로소득(Y_i)에서 생애보험료(C_i)를 차감한 뒤에 생애연금액(P_i)을 합하여 구할 수 있다.

$$TY_i = Y_i - C_i + P_i \tag{4}$$

〈표 6〉 국민연금 제도 개정전후(2007년 7월)의 생애연금소득

소득분위	개정전(A)		개정후(B)		연금액 감소수준 (B-A)
	연금월액 ¹⁾	순연금월액 ²⁾	연금월액 ¹⁾	순연금월액 ²⁾	
1분위	262.4	193.2	253.6	184.5	-8.8(-3.3)
2분위	287.6	167.7	273.4	153.5	-14.2(-4.9)
3분위	308.6	148.9	290.5	130.8	-18.1(-5.9)
4분위	337.2	139.1	317.0	118.9	-20.2(-6.0)
5분위	376.1	136.3	355.3	115.5	-20.8(-5.5)
평균	314.2	157.2	297.8	140.8	-16.4(-5.2)

주: 1) 은퇴시점에 받게 되는 연금액 현가를 월평균으로 환산한 금액.

2) 순연금월액=(생애연금액-생애보험료)/월연금수급기간.

3) ()안은 개정 전 연금월액 대비 감소비율임.

나. 추정결과

은퇴시기에 수급하게 될 생애연금소득은 개정 전에는 월 평균 314.2천원, 개정 후에는 297.8천원으로 약 16.4천원 정도(5.2% 감소) 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 소득계층별로 보면, 모든 소득계층에서 줄어드는 것으로 나타났으나 금액수준은 소득이 작을수록 작은 것으로 분석되었다.

이렇게 생애연금액이 산출되면, 그 금액에서 근로기간의 연금보험료를 빼면 순연금액 수준을 산출할 수 있다. 순연금액은 공적연금 가입으로 인한 추가소득발생분(순 공적이전소득)이라고 볼 수 있다. <표 6>에서와 같이 전체기준으로 개정 전 월 157.2천원, 개정 후 월 140.8천원의 순연금액이 산출되는 것으로 추정되었다. 순연금액 수준을 소득계층별로 볼 때, 저소득층의 순연금액 수준이 높고, 제도개정 후에도 저소득층의 순연금액 감액분이 적었다.

Ⅲ. 국민연금제도 개정의 소득재분배 효과

국민연금법 개정이 소득 분배상태에 미치는 영향을 분석하기 위해 지니계수와 5분위 배율(= 5분위 소득의 구성비/1분위 소득의 구성비) 지표를 사용한다. 국민연금의 소득분배 효과를 살펴보기 위해서는 앞에서 산출한 생애기간동안의 근로소득수준, 보험료, 그리고 연금소득을 알아야 한다. 그런데 현행 국민연금제도에서는 보험료가 9%수준으로 고정되어 있으므로 소득분배 효과는 연금급여액, 즉 연금소득에 의해서 결정될 수밖에 없는 구조이다.²⁰⁾

<표 7>에서 볼 수 있듯이, 생애소득에 따르면 모든 소득계층에서 제도개정 후 소득수준은 줄어들고 있으나, 그 정도는 소득수준이 낮을수록 작아서 분배측면에서 주는 부정적인 효과는 그다지 크지 않을 것으로 예상된다. 먼저 국민연금제도에 10년 이상 가입할 것으로 추정되는 대상자를 기준으로 1999년부터 은퇴시기(60세) 직 전까지의 월평균 생애근로소득의 지니계수와 5분위배율을 계산한 결과, 각각 0.2937, 4.802로 나타났다. 이 값들은 국민연금제도를 적용하지 않았다고 가정할 때의 생애근로소득에 의한 측정치이다. 국민연금제도를 적용한 후에도 개정 전 생애소득을 기준으로 측정한 결과, 각각 0.2669, 3.997, 국민연금제도 개정 후 생애소득을 기준으로 할 때는 각각 0.2678, 3.992로 나타났다. 이에 근거할 때, 국민연금제도 도입으로 인한 소득재분배(지니계수 기준) 효과는 개정 전 9.1%에서 개정 후 8.8%수준으로 오히려 약화되었다고 말할 수 있다.²¹⁾ 즉, 2007년 7월 개정된

20) 물론 소득기준에 있어 상한선이 존재하고 생애기간동안 납부예외를 허용하고 있기 때문에 보험료에 의해서도 소득재분배 효과가 나타날 수도 있지만, 그 효과는 매우 적은 것으로 분석된다(김준영·강성호, 2005 참조).

21) 국민연금제도 도입에 따른 소득재분배 효과와 관련하여 강성호·김준영(2007)은 국민연금 전

국민연금제도는 0.3%p정도 소득재분배 효과를 감소시켰다는 것이다. 이 결과는 제도 개정 이후 생애소득기준으로 저소득층이 고소득층에 비하여 상대적으로 유리하다는 분석결과, 즉 <표 6>에서 보았듯이 절대적 연금액의 감소폭과 연금액자체의 감소비율이 저소득층에 비해 고소득층이 여전히 큰 것으로 분석된 결과에 근거한 예측과는 다르다.

<표 7> 국민연금 제도 개정전후(2007년 7월) 소득재분배 효과 비교

(단위 : 월 천원, %, 배)

소득 분위	생애 근로소득 ¹⁾ (Y_i)	생애소득(TY_i)			소득대체율(%)			수익비(배)		
		개정 전 (A)	개정 후 (B)	차이 (B-A)	개정 전 (A)	개정 후 (B)	차이 (B-A)	개정 전 (A)	개정 후 (B)	차이 (B-A)
1분위	765.9	959.2	950.4	-8.8(0.92)	38.9	37.4	-1.6	4.09	3.96	-0.13
2분위	1,336.5	1,504.2	1,490.0	-14.2(0.94)	32.8	30.8	-2.0	2.42	2.30	-0.12
3분위	1,800.0	1,948.9	1,930.8	-18.1(0.93)	32.2	30.0	-2.2	1.94	1.83	-0.11
4분위	2,337.7	2,476.8	2,456.6	-20.2(0.82)	30.2	28.1	-2.2	1.71	1.60	-0.10
5분위	3,678.1	3,814.4	3,793.6	-20.8(0.55)	26.6	24.7	-1.9	1.57	1.48	-0.09
평균	1,980.3	2,137.5	2,121.1	-16.4(0.77)	32.2	30.2	-2.0	2.35	2.24	-0.11
지니계수	0.2937	0.2669	0.2678	0.0009						
소득5분위배율	4.802	3.977	3.992	0.015						

주: 1) 1999년부터 은퇴시기(60세) 직전까지(10년 이상 가입자 기준)의 자신의 임금 및 사업소득의 합을 의미.
2) ()안은 개정전 생애소득 대비 감소율.

그렇다면 왜 이런 결과가 도출되었는지를 분석해볼 필요가 있다. 이를 위해서는 다시 한번 개정내용에 대하여 살펴볼 필요가 있다. 보험료율은 현행 9% 유지, 평균소득자의 소득대체율은 현행 60%에서 2008년 50%, 이후 매년 0.5%포인트씩 인하하여 2028년에는 40% 수준 하락, 2008년 1월 1일부터 국민연금 보험료 부과 기준은 현행 45등급의 표준소득월액에서 실제 소득으로 변경되었다. 다만, 상, 하

산자료를 활용하여 생애근로소득 기준 0.3739, 생애소득 기준 0.3402로 9.0%정도의 지니계수 개선효과가 발생함을 밝혔다. 지니계수 절대치에서 차이가 다소 나지만 개선효과는 본 연구와 유사하다고 볼 수 있다. 이러한 차이는 자료의 차이-전산자료와 조사자료-와 분석방법론 차이, 즉 본 연구는 생애소득을 회귀모형으로 추정하여 산출한 것임에 반해 강성호·김준영(2007)은 최종 소득이 은퇴 시까지 임금상승률만큼 지속적으로 증가하는 것으로 단순하였다는 점 때문이다.

한 금액 조정은 현재 검토 중이다. 국민연금의 소득분배효과를 요소별로 구분하여 설명해보면, 첫째 45개 표준소득월액등급 제도가 있을 때에는 실제소득이 달라도 일정한 구간에 속할 경우 동일 소득수준으로 보는 일종의 ‘평균화효과’가 작용하고 있었고, 둘째 소득 상·하한액의 설정 역시 상한선 이상과 하한선 이하에서는 각각 동일소득 수준으로 가정하므로 연금액 산정에 부분적으로 ‘평균화효과’가 나타났을 것이다. 셋째, 소득대체율의 하락은 연금월액 또는 순연금월액의 감액정도에 따라 소득계층별로 다르게 영향을 미쳤을 것으로 예상할 수 있다. 이러한 예상을 고려할 때, 제도 개정은 앞의 두 가지 평균화효과를 약화시켜 소득분배에 악영향을 주었을 것이 분명하며, 소득대체율의 하락은 <표 6>에서 보듯이 고소득층에게 상대적으로 강하게 작용하여 소득분배에 긍정적으로 영향을 주었을 것이다. 이런 긍정적인 효과는 <표 7>에 제시된 소득대체율에서도 확인된다. 그러나 국민연금제도 개정으로 오히려 소득분배에는 부정적인 효과를 미치고 있는 것으로 밝혀졌다. 결국 앞의 두 가지 평균화효과 약화로 인한 소득재분배 악화효과가 소득대체율 하락으로 인한 소득재분배 강화효과를 압도했기 때문이라고 해석할 수 있다. 이는 연금월액과 순연금월액만으로 측정한 지니계수가 제도 개정 전 0.1139(순연금월액 -0.1927)에서 제도 개정 이후에는 0.1182(순연금월액 -0.2281)로 증가한 것에서 분명하게 확인된다.

또한 국민연금 제도 개정의 효과를 간접적으로 확인해보기 위해 2007년 7월 국민연금제도 개정 전후로 한 소득대체율과 수익비의 변화 정도를 살펴보았다(<표 7> 참조). 소득대체율과 수익비 측면에서도 제도 개정 후 감소하는 것으로 나타났다. 소득계층별로는 생애소득에서 살펴본 바와 유사한 추이를 보이는 것으로 나타났다. 소득대체율은 개정 전 평균 32.2% 수준이었으나 개정 후 30.2%로 낮아졌다. 그런데 개정 제도에 따르면, 40년 가입기준 평균소득자 소득대체율이 60%에서 40%로 감소되지만 2008년 50%, 2009년부터 20년에 걸쳐 10%정도 감소하여 2028년에야 40%로 되는 장기간에 걸친 하향 조정이기 때문에 소득대체율의 급격한 감소는 발생하지 않을 것으로 추정할 수 있다. 다만, 수익비의 경우는 개정 전 2.35배 수준에서 개정 후 2.24배 수준으로 약 0.11배 정도 낮아지는 것으로 분석되었다²²⁾.

22) 유의할 것은 본 연구에서 제시한 수익비는 기본적으로 할인율에 민감하게 반응할 수밖에 없으므로 수익비의 절대적 수치는 매우 가변적이어서 수익비 결과는 참고수준에서 이해하였으면

유의할 것은 국민연금 제도가 연금수령 이후의 소득분배상태를 더욱 불공평하게 만들었다 하더라도 이는 사회전체의 상대적인 측면에서 나타난 결과라는 것이다. 다시 말하면, 저소득층입장에서는 소득대체율과 연금월액 및 순연금월액 감소정도가 고소득층에 비하여 작아서 연금제도 개정에 따른 불만은 상대적으로 작을 것으로 판단된다는 것이다.

한편, 국민연금제도는 소득수준뿐 아니라 가입기간에 따른 소득보장효과가 동시에 존재하므로 가입기간별 효과를 구분하여 살펴볼 필요가 있다. 이를 고려하여 가입기간을 3개 집단(10~20년 미만, 20~30년 미만, 30년이상 가입)으로 구분하여 소득대체율과 수익비를 추정해보았다(〈표 8〉 참조). 역시 가입기간과 관계없이 소득대체율과 수익비가 모두 제도 개정 이후 감소하는 것으로 나타났다. 제도개정 후 소득대체율은 가입기간이 증가할수록 감소하는 경향이 크게 나타났으나, 수익비는 가입기간에 관계없는 것으로 나타났다. 이를 소득재분배 측면과 관련시켜보면, 노후소득, 즉 절대적인 연금액이 제도개정 후 가입기간이 긴 고소득층에서 더 크게 하락하고 있으나(소득대체율 감소 수준), 수익비 측면에서는 모든 계층에서 감소폭이 동일하다고 해석할 수 있다. 따라서 가입기간 측면에서도 제도 개정에 따른 부정적인 분배효과는 거의 없다고 말할 수 있다.

〈표 8〉 국민연금 제도 개정전후(2007년 7월) 가입기간에 따른 소득대체율 및 수익비

(단위 : %, 배)

가입기간	소득대체율(%)			수익비(배)		
	개정 전(A)	개정 후(B)	차이(B-A)	개정 전(A)	개정 후(B)	차이(B-A)
10~20년미만	22.08	21.69	0.39	2.91	2.86	0.04
20~30년미만	31.94	30.20	1.75	2.25	2.13	0.12
30년 이상	42.94	39.01	3.93	1.92	1.74	0.18
전체	32.17	30.20	1.97	2.35	2.24	0.11

IV. 국민연금제도 개정의 노동공급 효과

1. 분석방법

국민연금제도가 노동공급에 미치는 영향을 분석한 국내 연구는 몇 편 없지만, 대부분 주로 중고령층의 은퇴 행위에 미치는 영향에 초점을 맞추고 있고, 근로세대에 미치는 영향을 거의 분석하지 않았다(이만우·김진영·김대철, 2008, pp. 145-151 참고). 기존 연구결과를 토대로 국민연금제도가 근로세대에 미치는 영향을 추론해 보면 다음과 같은 경로를 생각해 볼 수 있다. 우선 국민연금의 보험료는 급여와 직접 연계되지 않을 경우 근로세대에게 사회보장세로 인식될 가능성이 크다. 이 경우, 국민연금제도의 도입으로 인한 보험료 징수는 근로세대의 소득에 대한 한계유효세율(marginal effective tax rate)²³⁾을 증가시켜, 노동공급을 감소시킨다. 국민연금의 생애급여수준이 노동공급에 미치는 효과를 두 가지로 생각할 수 있다. 우선 연금급여 수급이 노인들의 조기퇴직을 유도하는 부의 효과(wealth effect)를 갖는다. 이러한 부의 효과는 상대적으로 근시안적이거나 소득수준이 낮아 상대적으로 높은 소득 대체율의 적용을 받는 근로자에게서 더 잘 나타나는 것으로 알려져 있다. 두 번째는 생애주기의 측면에서 볼 때 연금급여가 은퇴 시기 소득수준을 높이기 때문에 생애 여가(leisure)의 가격을 증가시켜 노동공급을 증가시키는 대체효과를 생각할 수 있다. 결국 국민연금 급여가 노동공급에 미치는 효과는 부의 효과와 대체효과와 상대적 크기에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 이와 관련하여 Burkhauser and Turner (1978)는 미국의 시계열 분석을 통해 미국의 공적연금제도가 근로시기의 근로시간 증가를 유도하는 대체효과가 발생된다는 증거를 제시한 바 있다. 그리고 우리나라에서는 이만우·김진영·김대철(2008)의 연구에서 국민연금 생애급여 수준이 근로시간을 증가시키는 효과가 있다는 연구결과를 제시한 바 있다.

본 연구는 이와 같은 기존 연구를 발전시켜, 국민연금법 개정이 근로자의 노동공

23) 한계유효세율은 소득 한 단위 증가 시 증가하는 실제 세부담의 크기를 의미한다. 한계유효세율이 높을 경우 추가적인 소득의 대부분이 조세의 형태로 납부되기 때문에 임금수준을 높이기 위해 노동시간을 늘리거나, 노동강도를 높일 유인이 줄어든다. 반면, 한계유효세율이 낮으면 추가적인 소득의 대부분이 개인의 순소득 증가로 이어지기 때문에 임금수준을 높이기 위한 노력의 유인이 커지게 된다.

급여 미치는 영향을 분석하고자 한다. 앞서 살펴본 대로 국민연금법 개정은 국민연금 급여수준을 감소시킨다. 각 개인이 근로시기 생애소득수준과 은퇴시기 연금급여 수준을 고려하여 노동공급 수준을 결정한다고 가정할 경우, 국민연금 급여수준의 감소는 개인의 노동공급에 영향을 미칠 것이다.

개인의 노동공급 결정에 관한 연구는 노동공급 결정, 즉 노동시장 참여여부 결정과 관련된 연구와 노동시장 참가 후의 노동시간 결정과 관련된 연구로 대별할 수 있다. 우리나라의 경우, 대부분의 근로계약이 월간 또는 연간 단위로 이루어지기 때문에 개인이 근로시간을 결정할 수 있는 여지가 많지 않다. 또한 국민연금 기여금 및 급여액이 공식적인 월 급여를 기준으로 결정되고, 초과근무 등에 따른 시간 외 수당은 국민연금 기여금 및 국민연금 급여수준에 영향을 미치지 않기 때문에 국민연금법 개정을 통한 국민연금 급여액의 변화가 노동시간 결정에 영향을 미친다고 보기 어렵다. 이에 본 연구에서는 두 가지 측면 중 노동공급 결정과정에만 초점을 맞추어 국민연금법 개정의 효과를 분석한다.

노동공급 결정모형은 각 개인이 근로시기 생애소득수준과 은퇴시기 연금급여 수준을 고려하여 현재의 노동공급수준을 결정한다고 가정하여 다음과 같이 구성하였다.

$$y_i = \beta_{0,i} + \beta_1 X_i + \beta_2 \ln(w)_i + \beta_3 \ln(t)_i + \beta_4 \ln(P)_i + \epsilon_i \quad (5)$$

이때 y_i 는 개인의 노동공급 여부, X_i 는 개인 및 가구의 특성변수 벡터, w 는 근로시기의 생애기대소득, t 는 생애보험료율(lifetime contribution rate), P 는 국민연금 기대자산이다. 이중 생애보험료율은 생애기대소득 수준에 의해 결정되기 때문에, 두 변수 간에는 선형종속관계가 존재한다. 따라서 실제 분석에는 근로시기 생애기대소득이 사용되었다. 한편 가구 및 개인의 특성변수로는 이만우 외(2008) 등을 따라 연령, 연령제곱, 배우자 유무, 교육연수, 가구원수, 18세 미만 가구원 수, 자가소유여부, 광역시 거주 더미 변수 등이 사용되었다. 근로시기 생애기대소득은 근로시기 생애기대소득의 연평균 액수를, 국민연금 기대자산 변수로는 은퇴 후 받을 것으로 기대되는 국민연금 기대 급여의 연평균액수를 사용하였다. 근로시기 생애기대소득의 연평균액수와 국민연금 기대급여의 연평균 액수는 제 III장의 측정결과를 사용하였다. 분석에 사용되는 종속변수는 범주형 변수(categorical variables)

이다. 본 논문에서는 이와 같은 범주형 종속변수를 분석하는 다양한 분석 방법 중 로짓모형(logit model) 추정방법을 사용한다.

한편, 국민연금 급여수준의 변화가 개인의 노동공급에 영향을 미치는 경로는 두 가지로 생각할 수 있다. 첫 번째는 국민연금 급여수준의 변화로 인해 개인의 선호 체계가 변화하면서 노동공급 행태 자체가 변화하는 것이다. 즉, 노동공급함수가 변화하는 것이다. 두 번째는 노동공급함수는 변화하지 않은 상태에서 국민연금 급여수준의 변화로 인해 노동공급량이 변화하는 것이다. 이에 본 논문에서는 우선 국민연금법 개정 전과 개정 후의 노동공급함수 추정을 통해 국민연금법 개정으로 인한 국민연금 급여수준의 변화가 노동공급함수를 변화시키는지 검토한다. 이후, 국민연금법 개정이 평균적인 성향을 갖고 있는 개인의 노동공급확률을 어느 정도 변화시키는지 추정한다.

2. 노동공급함수 추정결과

〈표 9〉는 국민연금법 개정 전·후의 국민연금 기대연금수준을 이용하여 노동공급함수를 추정한 결과이다. 국민연금법 개정 전 기대 연금수준을 이용하여 노동공급함수를 추정한 결과에 따르면, 연령과 성별터미변수는 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 연령이 많을수록 그리고 남성일수록 노동공급확률이 높았다. 건강상태는 유의한 음의 효과를 갖는 것으로 나타나서 건강상태가 나쁠수록 노동공급확률이 낮은 것으로 나타났다. $\ln(\text{생애기대소득})$ 변수는 유의한 음의 부호를 갖는 것으로 나타났다. $\ln(\text{생애기대소득})$ 변수가 유의한 음의 부호를 갖는 것은 생애 기대소득 증가 시 정상재인 여가의 소비를 늘리는 소득효과가 기회비용이 높아진 여가의 소비를 감소시키는 대체효과보다 크게 나타남을 의미한다. 한편, 한계효과를 추정해 보면²⁴⁾, $\ln(\text{생애기대소득})$ 수준이 1단위 증가할 때, 노동공급확률은 약 5%포인트 가량 감소하는 것으로 추정되었다. $\ln(\text{기대급여수준})$ 변수는 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 한계효과를 살펴보면, $\ln(\text{기대급여수준})$ 수준이 1단위 증가할 때 노동공급확률은 약 20%포인트 증가하는 것으로 나타났다.

24) 분석에서 한계효과는 $\partial \Pr(y=1)/\partial x$ 를 의미하며, 설명변수의 속성이 평균적인 경우를 기준으로 추정된다.

국민연금법 개정 후 기대연금수준을 이용하여 추정한 국민연금 개정 후 노동공급 함수 추정결과는 유의성, 계수값 및 한계효과의 크기에서 국민연금법 개정 전 노동공급함수 추정결과와 거의 유사한 것으로 나타났다. 특징적인 것은 우리나라의 국민연금 급여의 노동공급 유인이 크다는 것인데, 이는 이만우 외(2008)의 결과와 유사하다. 참고로 이만우 외(2008)에서는 국민연금 급여의 노동공급 유인이 크게 나타나는 것을 우리나라 보험료 대비 연금급여수준이 높기 때문이라고 해석하였다.²⁵⁾

〈표 9〉 노동공급함수 추정결과

	국민연금법 개정 전			국민연금법 개정 후		
	계수값	표준오차	한계효과	계수값	표준오차	한계효과
상수항	-31.1503	3.3105***	-	-30.0340	3.1535***	-
연령	0.2372	0.0912***	0.0101	0.2141	0.0911**	0.0090
연령 상승	0.0003	0.0012	0.0000	0.0004	0.0012	0.0000
성별(남성=1)	0.3681	0.1517**	0.0165	0.3577	0.1520**	0.0159
배우자(유=1)	-0.1494	0.1616	-0.0061	-0.1450	0.1618	-0.0059
교육연수	0.0061	0.0273	0.0003	0.0062	0.0273	0.0003
가구원수	-0.0428	0.0548	-0.0018	-0.0452	0.0548	-0.0019
18세 미만 가구원수	0.0608	0.0981	0.0026	0.0577	0.0982	0.0024
자가(소유=1)	-0.0330	0.1500	-0.0014	-0.0364	0.1503	-0.0015
건강(나쁨=1)	-0.9025	0.1927***	-0.0554	-0.8934	0.1932***	-0.0541
ln(생애기대소득)	-1.2079	0.2929***	-0.0514	-1.1703	0.2830***	-0.0493
ln(기대급여수준)	4.8993	0.5568***	0.2085	4.8785	0.5361***	0.2055

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

한편, 기대연금수준은 기본적으로 근로소득에 의해서 결정되기 때문에 결국 소득에 따라 노동공급 효과가 다를 수 있을 것이다. 이에 〈표 10〉에서는 소득분위별로 노동공급함수를 추정하였다.

25) 한편, 이상의 추정결과는 우리나라에서 근로세대의 노동공급이 국민연금제도에 의해 영향을 받기 때문에 국민연금제도가 변화하면 근로세대의 노동공급에 영향을 미칠 수 있음을 보여주는 결과이다. 이는 연금제도가 미성숙한 상태에서도 연금급여수준이 경제행위자의 행위에 커다란 영향을 미칠 수 있음을 보여주는 것이라는 점에서 다소 놀라운 결과일 수 있다. 따라서 향후 다른 자료 및 분석방법을 이용한 이론적, 실증적 연구를 통해 본 연구에서 제시한 추정결과의 강건성(robustness)에 대한 검토가 지속적으로 이루어질 필요가 있다고 사료된다.

〈표 9〉에서 국민연금법 개정 전·후의 노동공급함수 추정결과가 크게 다르지 않았음을 고려하여, 소득분위별 노동공급 함수를 국민연금법 개정 전을 기준으로 추정해보았다. 추정결과, 예상대로 소득분위별로 설명변수의 효과가 다소 상이하게 나타나며 설명변수의 영향력 역시 다른 것으로 나타났다. 주요 변수의 추정결과를 살펴보면, $\ln(\text{생애기대소득})$ 은 모든 소득 분위에서 음의 부호를 가졌지만, 1분위와 5분위에서는 유의하지 않았다. $\ln(\text{기대급여수준})$ 은 모든 소득 분위에서 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다.

〈표 10〉 소득분위별 노동공급함수 추정결과

	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
상수항	-22.0636***	-49.0063***	-51.8389***	-116.1116***	-117.5523***
	(10.2946)	(14.8774)	(16.2841)	(26.4353)	(31.9789)
연령	0.3319	0.7238*	0.4899	0.7823	1.2756
	(0.3787)	(0.3977)	(0.4331)	(0.6448)	(1.1875)
연령 상승	-0.0014	-0.0048	-0.0010	-0.0032	-0.0131
	(0.0039)	(0.0046)	(0.0057)	(0.0094)	(0.0191)
성별(남성=1)	-0.3040	0.1220	0.6125*	0.8958**	0.3165
	(0.3398)	(0.3475)	(0.3535)	(0.3577)	(0.3869)
배우자 (유=1)	-0.1398	0.5493	-0.2433	-0.7695	-0.9399**
	(0.3478)	(0.3673)	(0.4472)	(0.4729)	(0.4654)
교육연수	-0.0437	-0.0017	-0.0078	0.1431	0.0670
	(0.0449)	(0.0584)	(0.0710)	(0.0874)	(0.0968)
가구원수	-0.0340	0.0652	-0.1084	-0.3847**	0.0005
	(0.1138)	(0.1437)	(0.1490)	(0.1568)	(0.1567)
18세 미만 가구원수	0.2471	0.1177	-0.1037	0.4958	0.3230
	(0.1939)	(0.2213)	(0.2648)	(0.3092)	(0.3773)
자가(소유=1)	0.5012*	-0.6115*	-0.1668	0.0730	-0.7503*
	(0.2703)	(0.3201)	(0.3659)	(0.4715)	(0.4270)
건강(나쁨=1)	-1.1694***	-1.0294***	-0.3107	-0.3851	0.3010
	(0.2875)	(0.3748)	(0.6377)	(0.8820)	(1.0820)
$\ln(\text{생애기대소득})$	-0.5244	-1.3239**	-2.9826***	-6.0917***	-1.8606
	(0.4188)	(0.6503)	(0.9262)	(1.2499)	(1.6482)
$\ln(\text{기대급여수준})$	2.6347***	5.9906***	8.5239***	19.6495***	15.6050***
	(0.9188)	(1.9763)	(2.4566)	(3.8929)	(4.2212)
Log-likelihood	-238.5372	-184.3468	-156.7992	-142.6008	-148.0252

주: () 는 표준오차. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함.

〈표 11〉 소득분위별 노동공급함수 추정결과: 한계효과

구분	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
연령	0.0228	0.0310*	0.0141	0.0173	0.0345
연령 상승	-0.0001	-0.0002	0.0000	-0.0001	-0.0004
성별(남성=1)	-0.0216	0.0053	0.0205*	0.0257**	0.0091
배우자(유=1)	-0.0093	0.0283	-0.0065	-0.0145	-0.0233**
교육연수	-0.0030	-0.0001	-0.0002	0.0032	0.0021
가구원수	-0.0023	0.0028	-0.0031	-0.0086**	0.0000
18세 미만 가구원수	0.0170	0.0050	-0.0030	0.0110	0.0089
자가(소유=1)	0.0363*	-0.0254*	-0.0048	0.0015	-0.0227*
건강(나쁨=1)	-0.1154***	-0.0658***	-0.0103	-0.0102	0.0074
ln(생애기대소득)	-0.0360	-0.0568**	-0.0861***	-0.1361***	-0.0511
ln(기대급여수준)	0.1808***	0.2568***	0.2461***	0.4410***	0.4304***

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

〈표 11〉은 소득분위별 노동공급 함수 추정결과를 이용하여 한계효과를 계산한 결과이다. ln(생애기대소득) 수준이 1단위 증가할 때, 노동공급확률은 소득 2분위에서는 5.69%포인트, 소득 3분위에서는 8.61%포인트, 소득 4분위에서는 13.61%포인트 감소하는 것으로 측정되었다. ln(기대급여수준) 수준이 1단위 증가할 때, 노동공급확률은 소득 1분위에서는 18.08%포인트, 소득 2분위에서는 25.69%포인트, 소득 3분위에서는 24.61%포인트, 소득 4분위에서는 44.10%포인트, 그리고 소득 5분위에서는 43.04%포인트 증가하는 것으로 측정되었다.

3. 국민연금법 개정이 노동공급 확률에 미치는 영향

전술한 추정결과에서 기대 연금소득이 노동공급 결정에 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타난 것은 국민연금법 개정으로 인한 연금급여 수준의 감소가 개인의 노동공급 결정에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 이 결과는 높은 국민연금 기대자산의 증가가 개인의 노동시간을 유의하게 증가시킨다는 이만우 외(2008)의 연구결과와 유사하다고 할 수 있다. 그러나 제2절의 추정결과는 국민연금법 개정이 개인의 노동공급에 미치는 부정적 영향의 크기에 관한 정보를 제시하고 있지 않다. 이에 여기서는 개인의 노동공급함수 추정결과를 이용하여 국민연금법 개정이

노동공급에 미치는 영향을 분석한다.

앞서 논의한 바와 같이 국민연금 급여수준의 변화는 노동공급 함수 자체를 변화시킬 수도 있고, 노동공급함수는 변화하지 않은 상태에서 노동공급량을 변화시킬 수도 있다. 그런데 2절의 추정결과에서는 국민연금법 개정 전·후 설명변수의 유의성과 계수값, 그리고 한계효과의 차이를 거의 발견할 수 없었으므로 국민연금법 개정으로 인해 노동공급 함수가 변화하였다고 보기는 어려워 보인다. 이에 국민연금법 개정 전 노동공급함수를 기준으로 국민연금 급여수준의 변화가 개인의 노동공급 확률에 미치는 영향력의 정도를 측정한다.

〈표 12〉는 국민연금법 개정에 따른 노동공급 확률의 변화를 측정한 것이다. 우선 기대연금수준은 국민연금 개정 전 연평균 377.04만원에서 국민연금법 개정 후 357.36만원으로 감소하였다. 기대연금수준의 자연대수값의 변화를 측정해 보면, 약 0.0536감소한 것으로 나타난다. 여기에 노동공급함수 추정을 통해 측정한 한계효과를 대입하면 평균적으로 노동공급확률은 약 1.12% 감소한 것으로 측정이 된다.

〈표 12〉 국민연금법 개정에 따른 노동공급확률의 변화

구분		평균	1 분위	2 분위	3분위	4분위	5분위
기대연금수준	개정 전	377.04	314.88	345.12	370.32	404.64	451.32
	개정 후	357.36	304.32	328.08	348.6	380.4	426.36
ln(기대연금수준)	개정 전	5.9324	5.7522	5.8439	5.9144	6.0030	6.1122
	개정 후	5.8787	5.7181	5.7933	5.8539	5.9412	6.0553
ln(기대연금수준)의 변화		-0.0536	-0.0341	-0.0506	-0.0604	-0.0618	-0.0569
한계효과		0.2085	0.1808	0.2568	0.2461	0.4410	0.4304
노동공급확률의 변화		-0.0112	-0.0062	-0.0130	-0.0149	-0.0272	-0.0245

주: 1. 기대연금수준은 연평균 연금수준임.

2. 한계효과는 ln(기대연금수준)이 1단위 변화할 때의 한계효과를 의미.

3. 노동공급확률의 변화는 ln(기대연금수준)의 변화와 한계효과의 곱으로 측정.

소득분위별로 살펴보면, 소득 1분위 집단은 약 0.62%포인트, 소득 2분위 집단은 약 1.30%포인트, 소득 3분위 집단은 약 1.49%포인트, 소득 4분위 집단은 약 2.72%포인트, 소득 5분위 집단은 약 2.45%포인트 노동공급확률이 감소한 것으로 나타난다. 즉, 소득분위별로 국민연금법 개정이 노동공급효과에 미치는 효과는 상

이하였는데 대체로 소득수준이 높아짐에 따라 기대연금수준의 감소폭도 커지고 노동공급확률의 감소폭도 커지는 것으로 나타났다(〈표 6〉 참조).

이와 같이 국민연금법 개정이 노동공급 확률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 실제 부정적인 영향은 아주 작다고 볼 수 있다. 노동공급확률의 변화 수준은 전체 평균으로 약 1.12%포인트, 소득분위별로 3%포인트 이내였기 때문이다. 이는 국민연금법 개정으로 인한 기대연금소득의 감소폭이 노동공급확률에 영향을 미칠 정도로 크지 않기 때문인 것으로 보인다.

V. 요약 및 정책시사점

지금까지 2007년 7월에 국회를 통과한 국민연금제도 개정이 생애소득관점에서 소득분배 및 노동공급에 어떤 영향을 줄 것인지를 『한국노동패널자료』 1~9차년도 개인 및 가구자료로써 실증 분석해보았다. 그 결과 2007년 7월에 이루어진 국민연금법 개정이 생애소득분배상태를 미미하지만 불평등하게, 노동공급확률 역시 미미하게 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

분석결과들을 정리하면, 첫째 국민연금을 가입하지 않을 경우의 생애근로소득으로 측정한 지니계수와 5분위배율이 각각 0.2937, 4.802로 나타났다. 국민연금보험료를 납입하였지만 2007년 7월 개정 이전의 제도 하에서 계산한 생애소득을 기준으로 측정한 지니계수와 소득5분위 배율은 각각 0.2669, 3.977, 2007년 7월 개정 이후 생애소득을 기준으로 할 두 지표의 측정치는 각각 0.2678, 3.992로 측정되어, 국민연금법 개정으로 인해 국민연금의 소득재분배 효과는 미미하지만 부정적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국민연금제도 도입 이후인 1997년 12월과 2007년 7월 개정이 모두 소득대체율의 하향으로 인한 재정안정화 달성이라는 목표와 연계되었기 때문이다. 1997년 개정에서는 소득대체율(40년 가입기준)을 70%에서 60%로 즉각 인하하여 2007년까지 10년동안 지속되었고, 2007년 개정은 2008년에 50%로 조정 후 점진적으로 인하하여 2028년까지 40%에 맞춘다는 점에서 후자의 개정이 재정안정측면에서 보다 긍정적인 측면이 있다고 본다. 다만, 이러한 소득대체율 인하는 모든 소득계층에 단순히 비율적으로 적용됨으로써 제도개정이 분배상태를 개선하지는 못한 반면, 소득보장측면에서는 매우 불안정한 모습을 보였다고 할 수 있다. 특히, 1997년의 개정은 그나마 소득대체율이 60%이지만, 2007년 개정으로

인해 장기적으로 40%로 인하된 것은 제도 무용론이라는 지적이 나올 정도로 노후 소득보장이 의문시된다는 지적이 있다. 이러한 측면에서 최근 도입된 기초노령연금 제도가 국민연금제도의 소득보장 기능 저하를 얼마나 보완해 줄지 유의해서 살펴볼 필요가 있다고 판단된다.

둘째, 소득대체율과 수익비로 볼 때, 노후소득보장효과와 가입기간 측면 모두 제도개정에 따른 부정적인 효과가 미미하다고 결론내릴 수 있다. 그러나 소득대체율 하락으로 은퇴 이후의 생존기간 동안 소비에 충당할 연금절대액 수준이 낮아져서 개인연금 등과 같은 자발적인 노후소득보장장치를 가지지 못한 저소득계층들이 자칫 최저생계비 이하에 처할 상황이 초래될 수 있다는 것이다. 물론 2007년에 도입되어 2008년부터 적용될 기초노령연금제도의 실시로 다소 공적연금소득 수준이 개선될 여지는 있지만, 평균소득의 5%에서 시작하여 단계적으로 증가하여 2028년에 가서야 10%수준으로 될 것이라는 점을 고려한다면, 저소득 노인가구에 대한 공적 노후소득보장 수준이 미흡해질 가능성은 여전히 남아 있다.

셋째, 노동공급결정요인 추정결과에 따르면, 기대 연금소득이 노동공급 결정에 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타나서 국민연금법 개정으로 연금급여 수준이 감소되면 노동공급 결정에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사해주었다. 그러나 국민연금법 개정으로 인한 노동공급 확률의 감소정도는 전체 가구를 대상으로 할 때에는 약 1.12%포인트, 소득분위별로 볼 때 소득 1분위 집단 약 0.62%포인트, 소득 2분위 집단 약 1.30%포인트, 소득 3분위 집단 약 1.49%포인트, 소득 4분위 집단 약 2.72%포인트, 소득 5분위 집단 약 2.45%포인트로 아주 미미하였다.

본 논문의 분석결과는 다음과 같은 점에서 추가연구가 필요하다고 사료된다. 첫째, 최근 들어 노동연구원의 ‘고령화연구패널(KLoSA)’, 국민연금연구원의 ‘국민노후보장패널(KReIS)’ 등 중고령자를 대상으로 한 패널조사 자료가 연금제도가 성숙하고 실제 연금급여 수급자가 늘어남에 따라, 실제 급여수준을 이용한 국민연금의 소득재분배효과 및 노동공급효과 분석에 유용하게 사용될 수 있을 것이다. 이와 같이 중고령자를 대상으로 한 자료를 활용한 연구는 본 논문과 상호보완적인 분석결과를 제시해줄 것으로 기대된다. 둘째, 국민연금제도가 근로세대의 노동공급에 미치는 효과와 관련한 연구가 미흡한 바, 향후 다양한 자료와 방법론을 통해 본 연구에서 제시된 분석결과의 강건성(robustness)이 검증될 필요가 있다. 또한, Gruber and Wise(2002), Burkhauser and Turner(1978), Blinder et al. (1980), 이승

렬·최강식(2007), 이만우 외(2008) 등 기존 연구들은 연금제도가 노동공급에 미치는 영향은 연령대별로 상이하게 측정하고 있으므로, 이를 감안하여 국민연금법 개정이 노동공급에 미치는 영향을 연령, 성별, 학력수준 등을 고려하여 다양하게 측정하는 것도 필요할 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 강성호·김준영, “국민연금의 소득계층별 재분배 기여도 분석: 지니계수 요인분해를 통한 새로운 접근,” 『공공경제』, 제12권 제2호, 한국재정학회, 2007, pp.89-118.
2. 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금 재정계산 및 제도개선방안』, 2003.
3. 김상호, “국민연금법 개정(안)과 세대간 소득재분배,” 『사회보장연구』, 제20권 제3호 통권31호, 한국사회보장학회, 2004, pp.83-104.
4. _____, “연금자산과 가계저축 : 한국노동패널을 이용한 실증분석,” 『경제학연구』, 제55집 제3호, 한국경제학회, 2007, pp.119-142.
5. 김준영·강성호, “국민연금제도의 소득재분배 효과: 사업장가입자 1세대를 중심으로,” 『공공경제』, 제10권 제2호, 한국재정·공공경제학회, 2005, pp.129-158.
6. 남준우, “세대(Cohort) 별 자산-연령 프로파일의 분석,” 『국제경제연구』, 제12권 제3호, 한국국제경제학회, 2006, pp.65-85.
7. 석재은·김용하, “국민연금의 소득보장효과에 대한 Simulation 분석,” 『사회보장연구』, 제18권 제1호, 한국사회보장학회, 2002, pp.67-104.
8. 안홍순, “국민연금의 개인적 소득재분배 효과와 개선방안,” 『사회보장연구』, 제16권 제1호, 한국사회보장학회, 2000, pp.79-107.
9. 이만우·김진영·김대철, “국민연금기대자산 추정 및 노동공급에 미치는 효과,” 『재정학연구』, 제1권 제1호, 한국재정학회, 2008, pp.143-186.
10. 이상은, “소득계층별 및 세대별 기대여명 차이를 고려한 국민연금제도의 소득재분배 효과,” 『사회보장연구』, 제22권 제1호, 한국사회보장학회, 2006, pp.217-240.
11. 이승렬·최강식, “국민연금이 중고령자의 은퇴 행위에 미치는 영향,” 『사회보장연구』, 제23권 제4호, 한국사회보장학회, 2007, pp.83-103.
12. 전병유, 『국민연금의 가입자 특성과 수급부담 구조 분석 관련 가입자 D/B에 의한 연령소득곡선 모형설정』, 국민연금연구원 내부자료, 2006.
13. 최병호·김태완, “한국사회의 분배구조와 사회보장제도의 재분배 기능,” 『보건복지포럼』, 통권 제95호, 한국보건사회연구원, 2004, pp.104-116.

14. 한국노동연구원, 『한국노동패널자료』, 1~9차년도.
15. KLIPS User's Guide, 2007.
16. Blinder, A., R. Gordon, And D. Wise, "Reconsidering the Work Disincentive Effects of Social Security," *National Tax Journal*, Vol. 33, No. 4, 1980, pp. 431-442.
17. Burkhauser, R. and J. Turner, "A Time-Series Analysis on Social Security and Its Effect on the Market Work of Men at Younger Ages," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 4, 1978, pp. 701-715.
18. Gruber, Jonathan and David A. Wise, "Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro Estimation," *NBER Working Paper Series*, No. W9407, 2002.
19. Jürges, H., "Do Germans Save to Leave an Estate? An Examination of the bequest Motive," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 103, No. 3, 2001, pp. 391-414.
20. Kazarosian, M., "Precautionary Savings-A Panel Study," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 2, pp. 241-247.
21. King, M.A. and Dicks-Mireaux, L-D.L., "Asset Holdings and the Life-Cycle," *The Economic Journal*, Vol. 92, No. 366, 1982, pp. 247-267.
22. Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, 1974.
23. Mirer, T., "The Wealth-Age Relation among the Aged," *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 3, 1979, pp. 435-443.
24. Shorrocks, A., "The Age-Wealth Relationship: A Cross-Section and Cohort Analysis," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 57, No. 2, 1975, pp. 155-163.

〈부 록〉 독립표본 검정(t-test) 결과

구분		Levene의 등분산 검정		평균의 동일성에 대한 t-검정						
		F	유의확률	t	자유도	유의확률 (양쪽)	평균차	차이의 표준오차	차이의 95% 신뢰구간	
									하한	상한
1997	등분산 가정	107.9	0.000	-4.3	8,025	0.000	-7.4	1.7	-10.8	-4.0
	이분산 가정			-4.1	6,051	0.000	-7.4	1.8	-10.9	-3.8
1998	등분산 가정	12.3	0.000	-1.3	8,176	0.185	-2.2	1.6	-5.4	1.0
	이분산 가정			-1.3	7,351	0.190	-2.2	1.7	-5.4	1.1
1999	등분산 가정	16.6	0.000	-0.6	8,330	0.518	-1.3	2.0	-5.1	2.6
	이분산 가정			-0.6	6,823	0.529	-1.3	2.0	-5.2	2.7
2000	등분산 가정	28.7	0.000	-2.2	8,491	0.031	-5.9	2.8	-11.4	-0.5
	이분산 가정			-2.1	5,591	0.039	-5.9	2.9	-11.6	-0.3
2001	등분산 가정	56.2	0.000	-3.5	8,715	0.000	-9.5	2.7	-14.8	-4.2
	이분산 가정			-3.4	6,399	0.001	-9.5	2.8	-14.9	-4.0
2002	등분산 가정	66.1	0.000	-4.1	8,865	0.000	-11.5	2.8	-17.1	-5.9
	이분산 가정			-4.0	6,804	0.000	-11.5	2.9	-17.2	-5.9
2003	등분산 가정	73.5	0.000	-4.3	9,003	0.000	-14.7	3.4	-21.4	-8.0
	이분산 가정			-4.3	6,478	0.000	-14.7	3.4	-21.4	-7.9
2004	등분산 가정	27.5	0.000	-1.7	9,149	0.097	-7.1	4.3	-15.5	1.3
	이분산 가정			-1.7	6,113	0.095	-7.1	4.3	-15.5	1.2
2005	등분산 가정	57.6	0.000	-1.4	9,297	0.160	-4.6	3.3	-11.1	1.8
	이분산 가정			-1.4	7,987	0.156	-4.6	3.3	-11.0	1.8

An Analysis on the Effect of Both the Income Distribution and Labor Supply of the National Pension Act Revision

Sung-ho Kang* · Seung-Hoon Jeon** · Byung In Lim***

Abstract

This study has examined the effect of both the income distribution and the labor supply resulting from the national public pension act revised in July, 2007, in terms of life-time income, with the individual data of the 1-9th KLIPS.

Several findings emerge from estimation results. First, the revised national pension act cut down the pension in all classes, in the absolute terms, but the income distribution effect is a little bit deteriorated by Gini index. It implies that the averaging effect from the abolition of the standard monthly income scheme and the upward adjustment of the income ceiling system, offsets the positive income distribution effect from the income replacement ratio reduction. Second, estimation results for factors of determining the labor supply says that the expected pension income has a statistically significant and positive impact on determining the labor supply and thus revised act affects the labor supply decision negatively. Even if the revised act has little effect on the labor supply function, the marginal effect by estimating the labor supply function makes the probability of supplying the labor force lessen by approximately 1.12%. Also, it is estimated that its probability decrement increases in accordance with the income level.

Key Words: national pension, income distribution, labor supply

* Associate Research Fellow, Pension Scheme Research Team, National Pension Research Institute

** Senior Analyst, Revenues & Tax Analysis Team, National Assembly Budget Office

*** Assistant Professor, Department of Economics, Chungbuk National University