

국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석

강 성 호*·전 승 훈**·임 병 인***

본 연구는 2007년 7월 개정된 국민연금제도의 생애소득관점 소득분배 및 노동공급효과를 「한국노동패널자료」 1~9차년도 개인 및 가구자료로써 실증 분석한 것이다. 실증분석결과, 첫째 개정 국민연금법의 분배효과가 미미하게 개선되는 방향으로 나타났다. 이 같은 결과는 소득대체율과 수익비 측정치에서도 동일하였다. 둘째, 노동공급결정요인 추정결과, 기대 연금소득이 노동공급 결정에 유의한 양의 효과를 가져 국민연금법 개정이 노동공급 결정에 부정적인 영향을 미칠 수 있는 것으로 추정되었다.

1. 서론

2007년 7월 3일 국회에서 보험료율은 9%로 유지하면서 평균소득자의 소득대체율을 현행 60%에서 2008년 이후 50%로 인하하고, 이후 2028년까지 연 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 등급체계의 폐지 및 상·하한 금액의 조정은 보험료율을 변화시키지 않더라도 근로소득자의 세후임금 혹은 자영업자의 세후소득에 영향을 주어 노동공급행위에 영향을 미치게 될 것이다.

그 동안 많은 국민연금제도 개편안에 대한 논의가 이루어졌지만, 구체적인 개편안의 경제적 효과에 대한 논의는 많지 않은 것으로 보인다. 최병호·김태완(2004)과 김준영·강성호(2005) 등이 불평등지수를 이용하여 국민연금의 재분배 효과를 논의하고 있고, 안홍순(2000), 석재은·김용하(2002), 김상호(2004), 이상은(2006) 등이 소득대체율 및 수익비 방법으로 국민연금의 소득재분배

* 국민연금연구원

** 국회예산정책처 세입세제분석팀

*** 충북대학교 경제학과

효과를 분석하고 있지만, 국민연금법 개정과 관련하여 그 전·후를 비교하고 있지는 못하다. 국민 연금의 노동시장 효과와 관련하여서는 국민연금이 50세 이상 중고령자 은퇴행위에 미치는 영향을 분석한 이승렬·최강식(2007) 등의 연구가 있다. 이 역시 국민연금법 개정과 관련한 전·후를 비 교하고 있지는 못하다. 또한 국민연금의 노동시장 효과와 관련하여서는 국내의 연구가 거의 축적 이 되지 않은 상황이다.(이승렬·최강식, 2007)

이에 본 연구에서는 「한국노동패널자료」 1~9차년도 개인 및 가구자료를 사용하여 2007년 7월에 국회를 통과한 국민연금제도 개편이 소득분배와 노동공급에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 본 연구의 내용은 크게 세 가지로 구성된다. 첫째, 국민연금법 개정으로 인한 소득대체율의 하락은 개 인의 생애소득을 감소시킬 것이기 때문에 국민연금제도 개편으로 인한 생애소득의 변화를 측정하 여 제시한다. 둘째, 국민연금제도 개편이 생애소득의 분배상태에 미치는 영향을 분석한다. 소득대 체율 인하로 인한 개인의 생애소득 감소정도는 소득계층별, 개인별로 상이하게 나타날 것이므로 생애소득의 분포 역시 변화하게 될 것이다. 여기서는 국민연금 개혁 전후의 생애소득 분배상태 비 교를 통해, 국민연금법 개정이 생애소득분배상태의 불평등도를 완화시키는지 아니면 악화시키는지 를 논의한다. 마지막으로 국민연금 개혁이 노동공급에 미치는 영향을 분석한다. 앞서 제시한 생애 소득의 변화는 합리적인 경제주체로 하여금 자신의 생애에 걸친 노동공급 결정에 영향을 미칠 것 이다. 이에 여기서는 노동공급함수의 축차방정식 모형을 이용하여 국민연금제도 개편의 노동공급 효과를 실증 분석한다.

본 논문은 국민연금법 개혁 전·후를 비교하고 있다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가지며, 구 체적인 분석방법에서도 국민연금법 개정의 소득재분배 효과를 분석할 때 불평등지수, 소득대체율, 수익비 등 다양한 지표를 사용한다는 점에서 기존 연구와 차별성을 갖는다. 또한 국민연금법 개정 의 노동시장 효과와 관련하여 기존 연구가 주로 중고령층의 노동공급에 초점을 맞추고 있는데 비 해, 본 연구는 국민연금 기대급여액이 전 연령층의 노동공급에 미치는 영향에 초점을 맞추고 있다 는 점에서 차별성이 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 2장에서는 사용자료와 소득분배 및 노동공급효과 분석을 위해 필요한 가정들을 제시한다. 이어서 기존 연구에 기초하여 회귀모형을 구축한 김상호 (2007)을 원용하여 소득함수를 추정하고, 그 추정결과를 이용하여 근로시기의 생애소득을 측정한다. 또한 기본연금액 산정방식에 기초한 생애연금소득을 추정한다. 제3장에서는 생애소득, 소득대체율 과 수익비의 제도 개편전후의 차이를 논의한다. 제4장에서는 축차방정식 모형을 이용하여 개인의 노동공급결정요인을 추정한 뒤, 국민연금 급여수준이 노동공급 결정에 미치는 영향을 분석한다. 마 지막 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 가구소득¹⁾ 및 자산에 관한 자료를 파악한다. 다만, 국민연금적용은 가구단위가 아니라 개인단위로 보험료가 적용되므로 개인의 생애소득 산출에 있어서 가구 단위의 소득과 자산은 별도로 고려하지 않았다.

본 연구가 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 년도에만 조사되었다. 월평균 임금은 임금유무의 임금 액수로 구성되었다. 7차부터 공제되는 세금액이 추가되었다. 다음으로 비임금근로 소득은 연간매출액과 월평균 소득으로 조사되었는데, 1, 2, 3차 년도까지 연간 매출액은 개방형으로 측정하였고, 모를 경우에는 범주형으로 측정하였다. 4차 년도부터는 개방형 문항으로 측정하였다. 연간 매출액의 범주형의 세부항목 중에는 2, 3차에서 '(14)모르겠다'가 추가되었다. 월평균 소득관련 변수는 매년 동일하였다. 8차 년도부터 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.²⁾

첫째, 분석 대상은 현재 국민연금 가입대상 중 근로연령층(27~59세)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

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

2) 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 기금투자수익률이 아닌 노동패널자료에서 직접 계산한 임금상승률로 적용하였다는 점에서 차이가 있다.

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 추정된 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 사업소득액으로 임금소득은 말 그대로 근로의 댓가로 받은 임금으로 측정한다. 국민연금에서 인정하고 있는 보험료 부과기준 소득은 임금소득(사업장가입자)과 사업소득(지역가입자)이므로 「한국노동패널」에서도 세전 기준의 임금소득(사업장가입자)과 사업소득³⁾(지역가입자)을 사용해야 하나, 조사 자료 상 일부 한계가 있다. 따라서 1~6차까지는 세후소득을, 7차 이후부터는 세전소득을 적용하여 분석하고 있다. 한편, 개방형 범주로 조사된 소득은 분석에서 제외하였다.

셋째, 가입시점 및 가입연령은 한국노동패널자료의 최초조사 시점(1998년)과 전국민 연금화 시점(1999년 4월)을 고려하여 분석대상자는 모두 1999년에 최초 가입한 것으로 가정하였다. 은퇴시점은 모두 60세로 하고, 수급시점은 현행 제도가 허용한 범위, 즉 2013년부터 매 5년 마다 1세씩 연장하여 2033년에 수급연령을 65세로 하고 있는 점을 반영하여 각 개인별로 60~65세로 가정하였다. 사망시점은 남녀간 평균수명을 고려하여 국민연금발전위원회(2003)에서 제시한 기대여명을 그대로 이용하였다.

<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			

넷째, 노령연금만을 고려하는 것으로 하였으므로 가급연금, 유족장애연금은 고려하지 않았으며, 10년 미만 일시금 대상자도 분석에서 제외하였다.

다섯째, 보험료율과 소득수준은 2007년 7월에 개정된 국민연금법에서의 보험료율과 소득대체율을 고려한다. 즉, 보험료율은 현행과 동일하게 1999년 4월 이후부터 9%를 적용하였고,⁴⁾ 급여수준은

3) 지역가입자는 자신들이 직접 신고한 소득에 근거하여 국민연금보험료를 납부한다. 이에 본 연구도 설문조사에서 조사된 사업소득을 신고소득으로 간주하여 분석한다.

4) 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.

40년 가입을 기준으로 1999년~2007년까지는 60%, 2008년에는 50%, 2009년 이후는 매년 0.5%p씩 감소하여 2028년까지 40%의 소득대체율⁵⁾을 적용한다.

여섯째, 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 사용한다. 여기서는 1997년부터 2005년까지 개인소득(근로소득 및 사업소득 모두 반영)의 연평균상승률(8%)을 적용하여 2006년 말 기준으로 현재 가치화하였으며, 이외의 인구성장률 등의 변수들은 불변이라고 가정한다.

이러한 가정을 전제로 본 논문에서는 생애보험료, 생애연금액, 생애소득을 산출하고 국민연금법 개정전후의 소득분배 및 노동시장에 미치는 효과에 대해 분석한다. 여기서 생애소득이란 근로기간 동안에 벌은 임금소득 또는 사업소득⁶⁾에서 근로시점에서 부담한 보험료의 총액(=생애보험료)를 차감한 뒤, 은퇴 기간 동안에 받는 연금급여 총액(=생애연금액)을 합산한 금액을 의미한다. 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 사료된다. 일반적으로 노동경제학에서는 연령과 소득과의 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 이론으로는 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 설명된다⁷⁾.

5) 국민연금 소득대체율은 (은퇴 후 연금월액)/(근로기간 평균월소득액) 공식으로 구한다.

6) 이하에서는 두 유형의 소득을 모두 “근로소득”으로 명명하여 논의한다.

이들 이론에 근거한 임금(소득)함수 추정에 횡단면 자료와 패널자료를 활용할 수 있는데, 횡단면 자료로 생애소득을 추정할 경우 편의가 발생할 수 있다는 지적이 있다 (남준우, 2006; 전병유, 2006). 물론 횡단면 자료가 인플레이션이 초래하는 편의나 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 추정할 논거를 제시하고자 한다. 첫째, 시간이 지남에 따라 사망률, 선호 등이 변할 경우 횡단면 자료를 활용하여 개인의 미래 임금(소득) 수준을 추정하는 것은 오류를 범할 가능성이 있다⁸⁾. 둘째, 서로 다른 연령대의 집단들(cohorts)을 동일한 집단으로 설명하게 된다⁹⁾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, 기술변화나 산업구조 변화 등으로 인해 교육에 따른 수익률이 시간이 지남에 따라서 달라질 경우, 추정된 연령프로파일은 체계적으로 달라질 수도 있다. 또한 성별임금격차가 추세적으로 줄어들 경우, 여성들의 연령프로파일 추정은 과소 추정될 수 있다(전병유, 2006). 본 연구에서는 위와 적시한 횡단면 자료 사용시 발생할 수 있는 문제를 극복하기 위해 『한국노동패널자료』를 활용하여 개인의 생애소득을 추정하고자 한다.

지금까지 살펴본 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 연구논문을 소개하면, 강성호·김준영(2007)이 활용했던 최종 소득에 임금상승률을 적용하여 생애소득을 산출하는 방법¹⁰⁾, 김상호(2007)가 King and Dicks-

7) 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).

8) 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)

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

10) 이 방법은 국민연금재정추계에서 일반적으로 널리 활용되고 있다.

Mireaux(1982), Kazarozian(1997)과 Jurges(2001)에 기초하여 회귀모형으로 생애소득을 추정하는 방식, 이만우·김진영·김대철(2007)이 Mincer(1974)의 선형함수를 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 있고, 전병유(2006)는 연도별로 회귀식을 추정하는 형식으로 취하고 있어, 본 연구에서 사용하려는 패널분석기법과는 다소 거리가 있다. 따라서 King and Dicks-Mireaux(1982), Kazarozian(1997)과 Jurges(2001)에 기초하여 패널회귀모형을 구축한 김상호(2007)의 모형에 근거하여 생애소득을 추정한다.

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 : 개별근로자효과(unobservable individual-specific residual)

e_{it} : 오차항

식 (1)에서 종속변수 W_{it} 는 *i*가 *t*시점에서의 임금(또는 사업소득)수준이며, 독립변수는 시간에 따라 변화하는 부분과 개인마다 다르게 나타나는 부분으로 구성되며 벡터변수이다. 시간의 경과로 변화되는 독립변수로는 일반적으로 연령, 연령의 제곱¹¹⁾, 경제활동 상태, 지역더미(dummy) 및 거주 여부 더미(dummy) 등을 사용할 수 있다. 개별근로자 효과를 파악하게 되는 독립변수인 v_i 는 근로자마다 상이하지만 각각의 근로자는 일정한 값을 갖게 된다. 이와 같은 개별근로자효과로써 성(gender), 교육기간 등과 같은 시간적으로 변화하지 않는 변수가 소득에 미치는 영향을 파악할 수 있게 된다 (김상호, 2007).

본 연구에서는 국민연금 가입단위가 개인단위이므로 노동패널 자료에서의 개인자료를 활용하였으며, 가구단위 자료는 부분적으로 활용하였다. 여기서는 활용가능한 개인변수와 가구변수로 구분하여 사용한 변수를 중심으로 격년치를 기준으로 기술통계량을 살펴본다. 분석 대상자 연령을 2006

11) 연령에 따른 임금함수의 모양은 일정 연령대를 정점으로 하여 감소하는 곡선 형태를 가질 가능성이 높기 때문에 연령의 이차항을 포함시켜 추정한다.

년 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 낮게 나타났다.

9차 년도를 중심으로 변수에 대한 기술통계량 분석결과를 설명해보면 다음과 같다. 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 안 좋음)를 기준으로 할 때 2.4점으로 보통보다 조금 낮았다. 개인의 교육수준은 81.9%가 고등학교 이상 다니거나 다닌 경험이 있는 것으로 나타났다. 지역을 광역시와 비광역시로 구분한 결과, 광역시에 거주하는 대상자수가 53.4%로 나타났다. 이들의 취업여부에 대해서는 조사대상자 중 65.3%가 취업자였으며, 이중 71.1%가 임금 근로자인 것으로 조사되었다. 개인 소득상황을 보면, 1년 전(前) 기준이므로 2005년 기준으로 196만원 수준으로 조사되었다. 개인 조사대상자 중 40.9%는 가구주인 것으로 분석되었다.

〈표 2〉 사용변수 및 기술통계(개인기준)

		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 안 좋음) 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.

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 test와 Hausman 검정을 통해 본 연구의 분석에 어느 모형이 더 적합한 모형인지를 판단하였다. Pooled model을 여기서 제시하지 않은 이유는 앞에서 본 바와 같이 패널분석이 보다 유용하기 때문이다. LM test와 Hausman test 결과, 패널분석방법 중에서 고정효과모형이 적합한 것으로 분석되어 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
			가구주여부 더미	0.0800 ***	0.000
<i>adj.R</i> ²	0.2708				

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

라. 추정결과의 타당성 및 생애 근로소득 추정

<표 3>의 분석결과를 근거로 하여 2006년 이후의 연간 소득을 산출할 수 있다. 연간소득이 추정되면, 이후 보험료수준이 결정되고, 또한 그에 의해 은퇴 후 연금소득이 산출된다. 산출된 소득, 보험료, 연금소득은 앞서 가정대로 2006년 시점으로 모두 현재가치로 환산하여 분석하였다.

<표 4> 조사소득과 추정소득 분석결과

(단위 : 월 만원)

년도	조사소득(A)		추정소득(B)		소득격차(A-B)
	평균	표준편차	평균	표준편차	
1997	110	90	104	66	6.2
1998	115	79	114	71	1.5*
1999	125	101	124	77	0.9*
2000	143	174	136	83	7.4
2001	160	165	148	89	12.1
2002	174	171	161	96	13.4
2003	190	211	174	103	15.6
2004	196	275	189	111	7.0
2005	206	190	204	119	2.3*

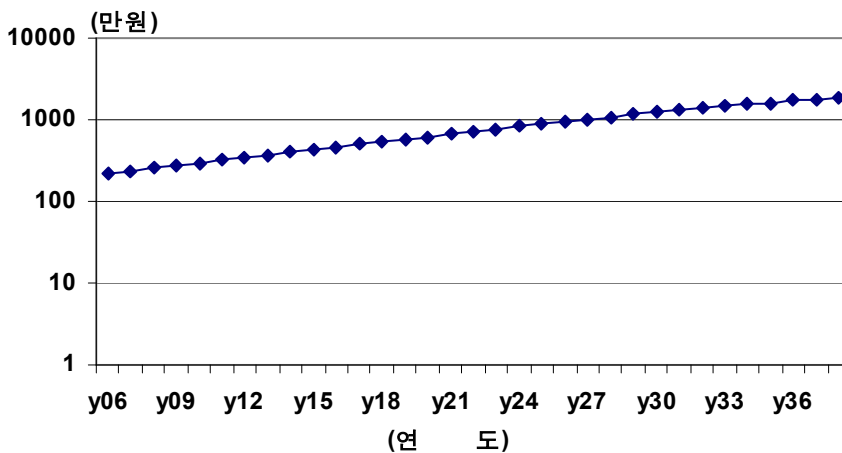
주 : 평균의 차이가 없다고 할 수 있는 년도의 소득격차

추정결과의 타당성을 확인해보기 위해, 먼저 조사소득과 추정소득간의 격차가 존재하는지에 대해 살펴보았다. 1997년~2005년까지 조사소득과 추정소득간의 평균적인 차이를 <표 4>에 제시하였다. 연도별 소득격차를 보면, 모든 시점에서 추정소득의 평균이 조사소득보다 적은 것으로 나타났다. 구체적으로 1997년부터 1999년까지는 소득격차가 줄어들다가 이후 2003년까지는 격차가 다시 증가하여 월 15.6만원까지 차이가 나는 것으로 분석되었다. 이후 2005년에 2.3만원 수준으로 다시 감소하는 추세를 보였는데, 9년 동안 평균 격차는 7.4만원 정도로 분석되었다. 각 연도별 조사소득과 추정소득의 평균차이에 대해 t-test를 적용한 결과, 모든 연도에서 이분산이 있는 것으로 추정되었지만 평균의 차이가 없다고 할 수 있는 년도는 1998, 1999년, 그리고 2005년으로 나타났다. 다

른 년도는 다소 평균의 차이가 발생하는 것으로 추정되었다 (추정결과는 부록 2 참고).

2006년 이후 추정한 개인의 근로소득 추이는 [그림 1]과 같다. 2006년(4,546명 대상) 월 220만원에서 출발하여 앞의 추계모형에서의 회귀계수를 반영하여 2038년(121명 대상)까지 추계¹²⁾된 개인소득의 추이는 거의 직선에 가까운 형태로 우상향하는 것으로 나타났다. 다만, [그림 1]에서 보인 추세는 신규인력의 노동시장에 대한 참여가 고려된 것이 아니므로 각 시점에서의 전체 근로소득을 의미하는 것이 아니라, 노동패널 1~9차 년도에 걸쳐 조사된 개인들만을 대상으로 임금과 비임금소득의 추이를 보여주고 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 2006년 이후부터 은퇴시점 직전(59세)까지의 생애근로소득을 2006년 기준으로 현재가치화한 구체적인 수치는 <표 6>에 제시하였다.

[그림 1] 2006년 이후 개인의 추정 소득(임금 및 비임금) 추이



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. 연금액 산출을 위한 급여산식은 1998년 말 법개정에 의해 1999년 이후 가입자와 이전 가입자간 적용에 있어 차이가 존재하므로 다음의 식 (2)에 의해 최초 수급시점의 기본연금액이 결정된다. (식 3)은 본 논문에서 가정하고 있는 1999년 4월 전(全)국민연금 도래 시점 이후부터의 제도 적용에 따른 기본연금액 산정방식이다.

12) 2038년에 1~9차년에 걸쳐 노동패널에 참여한 개인이 모두 59세가 되는 시점이므로 1938년까지만 추계하고 있다.

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

단, A : 연금수급전년도(연금수급 전 3년간)의 가입자전원의 평균소득월액

B = 가입자 개인의 가입기간 동안의 표준소득월액의 평균액

p1 = 총가입기간 중 99.4.~07.12 가입기간

p2 = 총가입기간 중 08.1.~08.12 가입기간

p3 = 총가입기간 중 09.1.이후 가입기간

n = 20년 초과연수

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.

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

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

국민연금이 적용된 i가입자의 생애소득은 앞서 정의하였듯이 생애근로소득(Y_i)에서 생애보험료(C_i)를 차감한 뒤에 다시 생애연금액(P_i)의 합하여 구할 수 있다 (식 (4)).

$$TY_i = Y_i - C_i + P_i \quad (4)$$

나. 추정결과

은퇴시기의 수급하게 될 생애연금소득은 개정 전에는 월 평균 33.9만원, 개정 후에는 32.5만원으로 약 1.5만원 정도 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 이를 소득계층별로 보면, 모든 소득계층에서 줄어드는 것으로 나타났으며, 감액수준은 소득이 낮을수록(<표 6>에 제시된 생애소득에서의 격차와 동일) 낮게 나타나는 것으로 분석되었다. 이는 소득비례형 연금제도이므로 저소득층의 연금액 수준이 낮아 동일 비율로 줄어들면 연금액 절대수준은 작기 때문이다.

이렇게 생애연금액이 산출되면, 그 금액에서 근로기간의 연금보험료를 빼면 순연금액 수준을 산출할 수 있다. <표 5>에서와 같이 전체기준으로 개정 전 월 16.8만원, 개정 후 월 15.3만원의 순연금액이 산출된다고 하겠다. 이는 공적연금 가입으로 인한 추가소득발생분이라고 볼 수 있다. 이러한 순연금액 수준을 소득계층별로 볼 때 저소득층의 순연금액 수준이 높다는 것을 알 수 있는데, 이는 국민연금의 성격 중 소득재분배 효과로 인한 것이며, 더 나아가 순연금액으로 본 소득불평등도는 비교적 낮을 것임을 시사해준다.

<표 5> 국민연금 제도 개편전후(2007년 7월)의 생애연금소득(Pi)

(단위: 만원/월)

소득분위	개정전(A)		개정후(B)	
1분위	33.1	(24.5)	32.4	(23.8)
2분위	37.5	(22.8)	36.4	(21.7)
3분위	36.5	(17.7)	34.9	(16.2)
4분위	31.7	(11.2)	29.8	(9.3)
5분위	30.9	(7.8)	28.7	(5.6)
평균	33.9	(16.8)	32.5	(15.3)

III. 국민연금제도 개편의 소득분배 효과

국민연금법 개정이 소득 분배상태에 미치는 영향을 분석하기 위해 지니계수와 5분위 배율(= 5분위 소득의 구성비/1분위 소득의 구성비)을 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 나타날 수밖에 없는 구조이다.¹³⁾

본 연구의 목적 중의 하나는 생애소득을 산출하여 그 값을 국민연금제도 개편 전후와 비교함으로써 제도 개편이후의 소득분배 효과를 살펴보는 것이다.

<표 6>에서 볼 수 있듯이 생애소득에 따르면, 모든 소득계층에서 제도개편 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) 직전까지의 생애근로소득의 지니계수와 5분위배율을 계산한 결과, 각각 0.2774, 2.689로 나타났다. 이는 국민연금제도를 적용하지 않을 때의 추정치이다. 국민연금제도를 적용한 후에도 개정 전 생애소득을 기준으로 측정한 결과, 각각 0.2515, 2.203, 국민연금제도 개정 후 생애소득을 기준으로 할 때는 각각 0.2513, 2.198로 나타났다. 이러한 측정결과를 두고 볼 때, 국민연금 적용으로 인해 생애소득기준으로 본 소득재분배 효과는 지니계수 기준으로 9.3%(=(0.2774-0.2515)/0.2774×100) 정도 개선되었다고 말할 수 있다. 또한 2007년 7월 개정된 국민연금제도 개편에 따른 분배효과는 미미하게 개선되는 방향으로 나타나서 저소득계층 입장에서는 상대적인 박탈감이 고소득층에 비하여 낮다고 말할 수 있다.

이와 같은 국민연금 제도 개편의 효과 비교를 간접적으로 확인해보기 위해 2007년 7월 국민연금제도 개편 전후로 한 소득대체율과 수익비의 변화 정도를 살펴보았다 (<표 6> 참조). 소득대체율과 수익비 측면에서도 제도 개편 후 감소하는 것으로 나타났으며, 소득계층별로는 생애소득에서

13) 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).

살펴본 바와 유사한 추이를 보이는 것으로 나타났다. 소득대체율은 개정 전 평균 31.8% 수준이었으나 개정 후 29.8%로 낮아졌다. 그런데 개정된 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 것이어서 소득대체율의 급격한 감소는 발생하지 않았다고 말할 수 있다. 특히 소득이 낮을수록 차이가 작아서 형평성 측면에서 큰 문제가 되지 않는다고 판단된다. 이는 지니계수 및 소득5분위 배율의 측정결과와 맥을 같이한다. 다만, 수익비의 경우는 개편 전 2.27배 수준에서 개편 후 2.17배 수준으로 약 0.1배 정도 낮아지는 것으로 분석되었다. 유의할 것은 본 연구에서 제시한 수익비는 기본적으로 할인율에 민감하게 반응할 수밖에 없으므로 수익비의 절대적 수치는 가변적일 것이므로 감소수준이 크지 않은 것으로 이해할 수 있다.

따라서 제도개편으로 전반적으로 절대적인 연금소득액이 낮아져 노후생활 대비로서의 기능은 다소 약화될 것으로 보이나, 소득재분배효과 측면에서는 저소득층보다 고소득층에서 연금소득액의 감소효과가 상대적으로 크게 나타나 형평성 측면에서는 제도개편에 따른 부정적인 효과가 미미하다고 결론내릴 수 있다.

<표 6> 국민연금 제도 개편전후(2007년 7월) 소득재분배 효과 비교

소득 분위	생애 근로소득 ¹⁾ (Y_i)	생애소득(TY_i)			소득대체율			수익비		
		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	95.4	120.0	119.3	-0.7	33.79	32.72	-1.07	4.15	4.05	-0.10
2분위	162.7	185.6	184.5	-1.1	28.80	27.39	-1.41	2.55	2.46	-0.09
3분위	208.6	226.3	224.8	-1.5	30.60	28.52	-2.09	1.86	1.77	-0.09
4분위	228.3	239.5	237.6	-1.9	33.25	30.59	-2.66	1.48	1.38	-0.10
5분위	256.5	264.3	262.2	-2.2	32.60	29.94	-2.66	1.30	1.21	-0.10
평균	190.3	207.1	205.7	-1.5	31.81	29.83	-1.98	2.27	2.17	-0.10
지니계수	0.2774	0.2515	0.2513							
소득5분위배율	2.689	2.203	2.198							

주: 1) 1999년부터 은퇴시기(60세) 직전까지 국민연금제도를 적용하지 않을 때의 소득(10년 이상 가입자 기준)으로 임금 및 사업소득의 합을 말함

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 7> 참조). 역시 가입기간과 관계없이 소득대체율과 수익비가 모두 제도 개편 이후 감소하는 것으로 나타났다. 제도개편 후 소득대체율은 가입기간이 증가할수록 감소하는 경향이 크게 나타났으나, 수익비는 가입기간에 관계없는 것으로 나타났다. 이를 소득재분배 측면과 관련시켜보면, 노후소득, 즉 절대적인 연금액이 제도개편 후 가입기간이 긴 고소득층에서 더 크게 하락하고 있으나(소득대체율 감소 수준), 수익비 측면에서는 모든 계층에서 감소폭이 동일하다고 해석할 수 있다. 따라서 가입

기간 측면에서도 제도 개편에 따른 부정적인 분배효과는 거의 없다고 말할 수 있을 것이다.

<표 7> 국민연금 제도 개편전후(2007년 7월) 가입기간에 따른 소득대체율 및 수익비

(단위 : %, 배)

가입기간	소득대체율 ²⁾			수익비		
	개정 전(A)	개정 후(B)	차이(B-A)	개정 전(A)	개정 후(B)	차이(B-A)
10-20년미만	21.98	21.57	-0.42	3.32	3.27	-0.05
20-30년미만	31.92	30.10	-1.81	2.17	2.06	-0.11
30년 이상	42.61	38.63	-3.98	1.24	1.13	-0.11
전체	31.81	29.83	-1.98	2.27	2.17	-0.10

IV. 국민연금제도 개편의 노동공급에 미치는 효과

1. 분석방법

제 IV장에서는 국민연금법 개정이 개인의 노동공급에 미치는 영향을 분석한다. 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 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.

본 연구에서는 우선 개인의 노동공급 결정요인을 추정한 후, 국민연금 급여수준이 노동공급 결정에 미치는 영향을 분석한다. 이제 개인은 취업 시 기대소득수준과 은퇴 후 기대연금수준을 고려하여 노동공급을 결정한다고 가정한다. 여기서 연금수준에 대한 기대치는 자신의 기대소득수준과 취업 후 은퇴 시기까지의 노동시간, 즉 국민연금보험료 납부기간 등을 고려하여 형성된다고 볼 수 있다. 그리고 연령, 성별, 가구주 여부, 건강상태, 교육수준 등과 같은 개인의 인구사회학적 특성 역시 개인의 노동공급 결정에 영향을 미친다고 가정한다.

가장 간단한 노동공급 모형에서는 개인이 자신의 소득 제약 하에서 자신의 효용을 극대화하는 소비수준과 여가수준을 결정한다고 간주한다. 이를 생애 기간으로 확대하면 개인이 생애소득 수준을 고려하여 생애 기간 동안의 시기별 소비수준, 노동공급 시점 및 은퇴 시점을 결정한다고 설명할 수 있을 것이다. 따라서 개인의 노동시기 기대소득수준과 은퇴 후 받게 될 국민연금 급여 수준을 고려하여 노동공급을 결정한다는 앞서 설정한 가정들은 비교적 현실적인 가정이라고 말할 수 있을 것이다.

노동공급결정요인 추정결과를 이용한 국민연금법 개정의 효과분석은 다음과 같은 절차를 통해

이루어진다. 먼저 기대연금수준의 계수값을 분석한다. 만일 기대연금 수준의 계수값이 노동공급에 유의한 양의 효과를 갖는다면, 국민연금법 개정을 통한 기대연금수준의 감소는 노동공급 확률을 감소시킬 것이다. 다음으로는 국민연금법 개정 전의 기대연금 수준과 국민연금법 개정 후의 기대연금 수준을 계산한 후, 각각을 이용하여 노동공급 결정요인을 추정한다. 이와 같은 두 절차를 거쳐 국민연금법 개정 전 후, 기대연금 급여 수준이 노동공급 결정에 미치는 영향력을 비교한다.

한편, 본 연구에서는 노동공급 결정요인을 추정하기 위해서 다음과 같은 축차방정식 모형(recursive equation model)을 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 Y_{1i} &= \alpha && + \alpha_1 X_{1i} + u_{1i} \\
 Y_{2i} &= \beta + \beta_1 \hat{Y}_{1i} && + \beta_2 X_{2i} + u_{2i} \\
 Y_{3i} &= \gamma + \gamma_1 \hat{Y}_{1i} + \gamma_2 \hat{Y}_{2i} && + \gamma_3 X_{3i} + u_{3i}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

여기서 Y_{1i} , Y_{2i} , Y_{3i} 은 각각 취업 시 기대소득 수준, 은퇴 후 기대연금 수준, 그리고 노동공급 결정요인을 의미하며, X_{1i} , X_{2i} , X_{3i} 은 각 추정식에 사용된 외생변수를 의미한다. 위의 축차방정식은 첫 번째 방정식을 추정한 후 종속변수의 추정치를 두 번째 방정식의 설명변수로 사용하는 방식으로 추정된다. 예를 들어, 첫 번째 방정식 추정과정에서 구해진 취업 시 기대소득 수준의 추정치는 개인의 은퇴 후 연금급여수준 결정모형에 내생변수로 사용된다. 그리고 다시 기대소득수준의 추정치와 연금급여 수준의 추정치는 은퇴결정요인 추정방정식의 내생변수로 사용된다. 세 가지 추정식 중 기대소득방정식과 기대연금 급여수준 방정식은 회귀분석 방법을 통해 추정되며, 마지막 노동공급 결정요인 추정식은 종속변수가 이산적인 형태이기 때문에 로짓분석방법을 사용하여 추정하였다.

이와 같이 축차방정식 체계를 구성하여 추정하는 것은 현재 미취업 상태인 개인의 기대소득 수준 및 기대연금수준을 측정할 수 있다는 장점을 갖기 때문이다. 실제 가구자료에는 현재 취업 상태인 개인의 소득수준에 관한 자료는 있지만, 미취업 상태인 개인의 기대소득 수준에 대한 자료는 없다. 그러나 본 연구에서와 같이 소득함수를 추정한 후 소득 추정치를 계산하면, 개인이 인구사회학적 특성이 비슷한 사람의 소득수준을 보고 자신의 소득에 대한 기대치를 형성한다는 가정설정이 가능해지고 이 가정 하에서 미취업자의 기대소득수준을 계산할 수 있다. 더 나아가 미취업자의 기대소득수준을 토대로 기대연금급여 수준도 계산할 수 있다.

한편, 각 방정식에 사용된 종속변수 중 소득수준과 노동공급 여부는 실제 소득수준 및 노동공급 여부가 사용되었고, 연금수준은 앞서 제 II장에서 계산된 국민연금법 개정 전 후의 연금액이 사용되었다. 내생변수는 다음과 같다. 기대소득함수의 설명변수로는 Mincer(1974)의 인적자본 임금함수를 고려하여 연령과 연령자승, 성별, 교육연수와 교육연수 자승, 광역시도 거주 여부 더미변수 등이 사용되었다. 기대연금 급여 함수의 설명변수로는 개인의 연령, 국민연금 기여금 납부기간, 기대소득 수준 등이 사용되었다. 연금 급여는 가입자 개인의 가입기간동안의 표준소득월액의 평균액, 가입기간, 연금수급 전년도에 가입자 전원의 평균소득월액 등을 고려하여 결정된다. 이에 본 연구에서는

가입자 개인의 가입기간 동안의 표준소득월액의 평균액을 고려한 대리변수로 개인의 기대소득수준을, 가입기간을 고려하여 기여금 납부기간을 변수에 포함시켰다. 그리고 가입자 전원의 평균소득월액을 고려한 대리변수로 연령변수를 사용하였다. 이는 연령이 같은 개인들은 같은 시기에 연금급여를 받기 시작하기 때문에 평균소득월액이 동일할 것이라는 점을 고려한 것이다. α , β , γ 는 각 방정식의 상수항을, u_{1i} , u_{2i} , u_{3i} 는 오차항을 의미한다. 설명변수로 사용된 개인의 인구사회학적 특성의 평균 및 표준편차는 <표 8>에 제시하였다.

<표 8> 기초통계치

	평균	표준편차	관측수
연령	41.85	9.21	7327
성별 (남성 = 1)	0.4988	0.5000	
배우자유무 (유 = 1)	0.7938	0.4046	
가구주 (가구주 = 1)	0.4725	0.4993	
교육연수	12.34	3.19	
건강상태 (나쁨 = 1)	0.1060	0.3079	
광역도 (광역시 거주 = 1)	0.5259	0.4994	

2. 노동공급함수 추정결과

<표 9>은 기대소득 및 기대연금수준 방정식 추정결과이다. 여기서 기대연금수준 방정식은 국민연금법 개정 전과 후를 구분하여 두개의 방정식으로 추정하였다.¹⁴⁾ 추정결과, 개인 소득 함수에서 연령은 유의한 양의 부호를 갖고, 연령자승은 유의한 음의 효과를 가지며, 교육연수는 유의한 음의 부호를 갖고, 교육연수 자승은 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이는 소득수준이 연령이 증가함에 따라 점감적으로 증가(increase with decreasing rates)하고, 교육수준이 높아질수록 점증적으로 증가(increase with increasing rates)한다는 것이다. 성별은 유의한 양의 효과를 가지며, 광역도시 더미(dummy)는 유의하지 않았다.

기대연금급여 방정식에서는 연령, 가입연수, 기대소득 모두 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이중 기대소득의 계수값은 국민연금법 개정 전 방정식이 국민연금법 개정 후 방정식 보다 큰 것으로 나타났다. 이는 이번에 이루어진 국민연금법 개정으로 인해 국민연금 급여 수준이 감소하는 것을 반영한 결과이다. 즉, 소득 증가로 인해 국민연금 납입금이 증가할 경우, 국민연금법 개정 후 기대 연금 급여액이 국민연금법 개정 전 기대 연금 급여액보다 더 조금 증가하게 된다.

14) 기대연금 방정식의 종속변수로 국민연금법 개정 전 연금수입 추정치와 국민연금법 개정 후 연금수입 추정치가 각각 사용되었다.

<표 9> 기대소득 및 기대연금소득 방정식 추정결과

	기대소득		기대연금소득(개정 전)		기대연금소득(개정 후)	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차	계수값	표준오차
상수항	-3.2938	0.6016 ***	-5.8552	0.1357 ***	-5.8559	0.1346 ***
연령	0.2614	0.0278 ***	0.0895	0.0025 ***	0.0901	0.0025 ***
연령자승	-0.0031	0.0003 ***				
성별 (남성 = 1)	2.2920	0.0515 ***				
교육연수	-0.0946	0.0375 **				
교육연수 자승	0.0081	0.0016 ***				
광역시 (광역시거주 = 1)	0.0191	0.0507				
가입연수			0.1823	0.0021 ***	0.1799	0.0021 ***
기대소득			0.5407	0.0153 ***	0.5375	0.0152 ***
<i>adj.R</i> ²	0.2555		0.6044		0.6017	

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

기대연금소득 방정식이 국민연금법 개정 전 후를 구분하여 추정되었기 때문에 노동공급 결정요인 추정결과 역시 국민연금법 개정 전 후를 구분하여 추정되었다. 추정결과, 기대소득과 기대연금소득을 제외한 다른 변수들은 추정계수값이 거의 동일하였다 (<표 10> 참조). 가구주 연령, 가구주 더미(dummy)변수, 기대소득, 기대연금소득 등은 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타났으며, 성별더미(dummy), 배우자 유무 더미(dummy)변수, 교육연수, 건강상태 더미(dummy)변수 등은 유의한 음의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이들 변수 중 교육연수가 유의한 음의 효과를 갖는 것은 교육연수가 높은 개인이 노동공급을 하지 않을 가능성이 높음을 의미한다. 이는 기대소득, 기대연금 소득 등 다른 모든 조건이 동일하다면 교육연수가 높은 사람일수록 더 높은 소득을 기대하고 노동공급 시기를 늦출 가능성이 있음을 보여주는 결과이다

<표 10> 노동공급 결정요인 추정결과

	국민연금법 개정 전 기준		국민연금법 개정 후 기준	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차
상수항	-1.3753	0.2788 ***	1.3493	0.2788 ***
연령	0.0114	0.0040 ***	0.0109	0.0040 ***
성별 (남성 =1)	-0.8763	0.2747 ***	-0.8763	0.2747 ***
배우자유무 (유 = 1)	-0.1528	0.2782 *	-0.1528	0.2782 *
가구주 (가구주 = 1)	0.8245	0.0847 ***	0.8245	0.0847 ***
교육연수	-0.0886	0.0153 ***	-0.0886	0.0153 ***
건강상태 (나쁨 = 1)	-1.1060	0.0923 ***	-1.1060	0.0923 ***
광역시 (광역시거주=1)	-0.0951	0.0592	-0.0951	0.0592
기대소득	0.7539	0.1173 ***	0.7526	0.1173 ***
기대연금소득	0.3278	0.0169 ***	0.3322	0.0169 ***
Likelihood ratio	1921.43		1921.43	

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

3. 국민연금제도 개편의 노동공급효과

2절의 추정결과는 국민연금법 개정이 노동시장에 미치는 영향에 관해 몇 가지 시사점을 제시하고 있다. 첫째, 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 급여 수준이 노동공급 유인을 높인다는 것으로, 공적연금제도가 개인의 조기은퇴를 촉진시킨다는 이승렬·최강식(2007)의 연구결과와는 상반된 결과라 할 수 있다. 또한 이승렬·최강식(2007)과 유사한 결과를 보여주는 Gruber and Wise(2002)의 연구 결과와도 상반된 결과이다. 그러나 Burkhauser and Turner(1978) 등은 사회보장시스템은 노인노동공급을 감소시키는 동시에 젊은 계층의 노동공급을 증가시키는 효과를 갖는다는 효과를 제시한 바 있다. 또한 Blinder et al.(1980) 등은 현재의 수입이 높을수록 높은 사회보장급여수준을 기대할 수 있기 때문에, 사회보장제도가 고령층에 강한 노동공급 유인을 제공한다는 결과를 제시한 바 있다. 이와 같이 상반된 결과가 제시되고 있는 점을 고려할 때, 국민연금 급여 수준이 노동공급 유인에 미치는 영향은 향후에도 지속적으로 연구될 필요가 있어 보인다. 다양한 분석모형 및 분석방법이 적용될 필요가 있으며, 연령별로 세분화한 분석이 이루어질 필요가 있다.

둘째, <표 10>의 추정결과에서 볼 수 있듯이 기대 연금급여의 계수값은 국민연금법 개정 전 방정식에서는 0.3278로, 국민연금법 개정 후 방정식의 0.3322로 추정되었다. 이는 기대연금급여가 노동공급결정에 미치는 영향이 국민연금 개정전보다 개정 후에 더 크게 나타났음을 의미한다. 다시 말하면, 국민연금법 개정을 통해 연금 급여가 감소하면 개인의 연금급여 수준의 변화에 대한 반응이 더 민감해질 수 있음을 시사해준다. 이같은 결과는 연금급여 수준에 영향을 미치는 추가적인 개혁이 이루어질 경우, 개인의 노동공급 결정에 미치는 효과가 더 커질 수 있음을 시사해준다.

V. 요약 및 정책시사점

지금까지 2007년 7월에 국회를 통과한 국민연금제도 개편이 생애소득관점에서 소득분배 및 노동공급에 어떤 영향을 줄 것인지를 「한국노동패널자료」 1~9차년도 개인 및 가구자료로써 실증 분석해보았다.

실증분석결과를 요약, 정리해보면 첫째, 국민연금을 가입하지 않을 경우의 생애근로소득으로 측정한 지니계수와 5분위배율이 각각 0.2774, 2.689로 나타났다. 국민연금보험료를 납입하였지만 2007년 7월 개정 이전의 제도 하에서 계산한 생애소득을 기준으로 측정한 지니계수와 소득5분위 배율은 각각 0.2515, 2.203, 2007년 7월 개정 이후 생애소득을 기준으로 할 두 지표의 측정치는 각각 0.2513, 2.198로 나타났다. 측정결과에 따르면 생애소득기준으로 국민연금의 소득재분배 효과는 지니계수 기준으로 9.3% $(=(0.2774-0.2515)/0.2774 \times 100)$ 정도 개선효과가 있다고 말할 수 있다. 또한 2007년 7월 개정 국민연금법의 분배효과는 미미하게 개선되는 방향으로 나타났다. 둘째, 소득대체

율과 수익비로 볼 때, 소득보장효과와 가입기간 측면에서도 모두 제도개편에 따른 부정적인 효과가 미미하다고 결론내릴 수 있다. 문제는 소득대체율의 하락이 실질적으로 은퇴 이후의 생존기간 동안 연금절대액을 낮게 만들어 개인연금 등과 같은 자발적인 노후소득보장장치를 가지지 못한 저소득층들이 최저생계비 이하의 소득수준으로 살아가야 할 상황이 초래될 수 있음을 염두에 두어야 한다는 것이다. 물론 2007년에 도입되어 2008년부터 적용될 기초노령연금제도의 실시로 다소 공적 연금소득 수준이 개선될 여지는 있지만 평균소득의 5%에서 시작하여 단계적으로 증가하여 2028년에 가서야 10%수준으로 될 것이라는 점을 고려한다면, 저소득 노인가구에 대한 공적노후소득보장 수준이 미흡해질 가능성이 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. 한편, 기대 연금급여의 계수값이 국민연금법 개정 전 0.3278에서 개정 후에는 0.3322로 추정되어 연금급여 수준에 영향을 미치는 추가적인 개혁이 노동공급 결정에 미치는 효과가 더 커질 수 있음을 보여주었다. 그런데 연금제도가 노동공급 유인에 미치는 영향과 관련된 기존 연구들은 관대한 연금급여가 고령 노동공급에 부정적인 영향을 미친다는 연구(Gruber and Wise; 2002, 이승렬·최강식; 2007)와 연금급여가 노동공급에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 연구(Burkhauser and Turner; 1978, Blinder et al.;1980)로 나누어지고 있다. 따라서 노동공급에 부정적인 영향을 미친다는 본 논문의 분석결과를 보완하기 위하여 보다 발전된 분석모형과 분석방법이 적용될 필요가 있다. 또한 향후 본 논문의 연구내용은 연령대별 분석에 확장할 필요가 있다.

본 연구는 생애소득추정에 사용한 소득에 연도별로 세후 혹은 세전소득이 혼용되어 추정치들이 과소 추정될 가능성이 있다는 점에서 한계가 있다.

참고문헌

- 강성호·임병인, 「공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구: 가구특성별 접근」, 『경제분석』, 제11권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 2005.
- 강성호·김준영, 「국민연금의 소득계층별 재분배 기여도 분석: 지니계수 요인분해를 통한 새로운 접근」, 『공공경제』, 제12권 제2호, 한국재정학회, 2007.
- 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금 재정계산 및 제도개선방안』, 2003.6.
- 권문일, 「국민연금에 대한 수익분석」, 『한국사회복지학』 통권 제41권, 2000 (여름호).
- 김상호, 「국민연금법 개정안과 세대간 소득재분배」, 『사회보장연구』, 제20권 제3호, 한국사회보장학회, 2004.12.
- 김상호, 「연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석」, 『경제학연구』, 제55집 제3호, 한국경제학회, 2007.9.
- 김준영·강성호, 「국민연금제도의 소득재분배 효과: 사업장가입자 1세대를 중심으로」, 『공공경제』, 제10권 제2호, 한국재정·공공경제학회, 2005.
- 남준우, 세대(Cohort) 별 자산-연령 프로파일의 분석, 한국국제경제학회, 국제경제연구, 12권 3호 2006, pp. 65~85.
- 석재은·김용하, 「국민연금의 소득보장효과에 대한 Simulation 분석」, 『사회보장연구』, 제18권 1호, 2002.
- 윤석명, 김대철, 「조기퇴직에 따른 연금수급 사각지대 해소방안 -근로유인 극대화를 통한 고령사회 대처 가능성 중심으로-」, 『사회보장연구』, Vol.22 No.1, 한국사회보장학회, 2006, pp. 179~215.
- 이만우·김진영·김대철, 국민연금기대자산과 가계저축-전체 가계저축 및 소득계층별 가계저축 구축효과를 중심으로-, 한국재정학회 2007년 추계 정기학술대회, 한국재정학회, 2007.
- 이상은, 「소득계층별 및 세대별 기대여명 차이를 고려한 국민연금제도의 소득재분배 효과」, 『사회보장연구』, Vol.22 No.1, 한국사회보장학회, 2006, pp.217~240.
- 이승렬·최강식, 「국민연금이 중고령자의 은퇴 행위에 미치는 영향」, 『사회보장연구』, 제23권 제4호, 2007. 11., pp.83~103.
- 임병인·강성호, 「국민·퇴직·개인연금의 소득계층별 노후소득보장 효과」, 『보험개발연구』, 제16권 제3호 통권 제46호, 보험연구소, 2005. 12, pp.89~121.
- 전병유, 『국민연금의 가입자 특성과 수급부담 구조 분석 관련 가입자 D/B에 의한 연령소득곡선 모형설정』, 국민연금연구원 내부자료, 2006.
- 전영준, 「국민연금 확대적용의 세대간세대내 재분배효과」, 『경제학연구』, 제47집 제3호, 한국

- 경제학회, 1999.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널자료』, 1~9차년도
- Attanasio, O. and S. Rohwedder, "Pension Wealth and Household Saving: Evidence from Pension Reform in the UK," *The Institute for Fiscal Studies*, WP01/21, 2001.
- Benedict, M. E. and K. Shaw, "The Impact of Pension Benefits on the Distribution of Earned Income," *Industrial and Labor Relation Review* Vol. 48 No. 4(July), p740-757, 1995.
- Blinder, A., R. Gordon, And D. Wise, "Reconsidering the Work Disincentive Effects of Social Security," *National Tax Journal*, 33, 1980. pp. 431~442.
- 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*, 86, 1978, pp. 701-715
- Gruber, Jonathan and David A.Wise, "Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro Estimation," *NBER Working Paper Series*, 9707, 2002
- Hubbard, R. G., "Pension Wealth and Individual Saving : Some New Evidence", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 18. No. 2, 1986.
- Meadows, Pamela, "Pensions and the Labour market": How to help those on Low Lifetime Incomes", *New Economy*, 2001,
- Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, 1974.

<부록> 독립표본 검정(t-test) 결과

		등분산 검정	평균의 동일성에 대한 t-검정					
			t	자유도	평균차	차이의 표준오차	차이의 95% 신뢰구간 하한	상한
1997	등분산 가정	96.775 ***	-3.584	8025.00 ***	-6.24	1.74	-9.65	-2.83
	이분산 가정		-3.440	6103.44 ***	-6.24	1.81	-9.79	-2.68
1998	등분산 가정	9.813 ***	-0.909	7862.00	-1.55	1.70	-4.88	1.79
	이분산 가정		-0.894	6667.60	-1.55	1.73	-4.94	1.85
1999	등분산 가정	13.995 ***	-0.473	7844.00	-0.948	2.0	-4.88	2.98
	이분산 가정		-0.453	5875.93	-0.948	2.09	-5.06	3.16
2000	등분산 가정	31.626 ***	-2.526	7955.00 **	-7.44	2.95	-13.22	-1.67
	이분산 가정		-2.307	4558.15 **	-7.44	3.23	-13.76	-1.12
2001	등분산 가정	61.351 ***	-4.226	8185.00 ***	-12.09	2.86	-17.70	-6.48
	이분산 가정		-3.976	5294.60 ***	-12.09	3.04	-18.06	-6.13
2002	등분산 가정	66.613 ***	-4.537	8467.00 ***	-13.41	2.96	-19.20	-7.62
	이분산 가정		-4.366	5966.75 ***	-13.41	3.07	-19.43	-7.39
2003	등분산 가정	68.609 ***	-4.430	8667.00 ***	-15.59	3.52	-22.49	-8.69
	이분산 가정		-4.299	5848.51 ***	-15.59	3.63	-22.70	-8.48
2004	등분산 가정	25.767 ***	-1.584	8893.00	-6.98	4.41	-15.63	1.66
	이분산 가정		-1.559	5676.16	-6.98	4.48	-15.77	1.80
2005	등분산 가정	49.333 ***	-0.690	9297.00	-2.28	3.31	-8.76	4.20
	이분산 가정		-0.697	8045.84	-2.28	3.27	-8.70	4.13559