

국민연금기대자산 추정 및 노동공급에 미치는 효과 - 남성가구주 임금근로자의 노동시간을 중심으로 -*

이 만 우** · 김 진 영*** · 김 대 철****

요약문

본 논문은 노동패널 7개년도 데이터(1998~2004)를 사용하여 생애보험료율 및 연금급여의 현재액인 개인별 국민연금기대자산을 구축함으로써 국민연금제도가 근로세대의 노동공급에 미치는 효과를 실증분석하였다. 기존 연구가 노인들의 퇴직행태에 미치는 효과 분석에 집중한 반면 본 연구는 근로세대인 젊은 층의 노동공급에 미치는 효과를 주로 분석하였다. 분석결과, 생애보험료율이 10%p 증가하면 근로세대 남성의 근로시간이 3% 정도 감소하는 것으로 나타남으로써 현행 보험료를 조세로 인식하고 있는 것으로 보인다. 반면 연금급여가 10% 증가하면 근로시간이 2% 정도 증가하는 것으로 추정됨으로써 부의 효과보다 인식효과가 더욱 크게 나타나 국민연금제도가 근로세대 남성의 노동공급 의사결정에 영향을 미친다는 것을 시사한다.

핵심주제어: 국민연금, 노동시간, 생애보험료율, 연금기대자산(PW), 패널분석
JEL 번호: H3, I3, J2

I. 머리말

국민연금제도가 노동공급에 미치는 효과 분석은 민간저축에 미치는 효과 분석과 더불어 향후 매우 중요한 분석과제로 대두될 것이다. 이와 같

* 본 논문은 2007년도 고려대학교 교내 특별연구비 지원에 의하여 수행되었다. 아울러 본 논문은 2007년 경제학 공동학술대회에서 발표한 초안을 수정·보완한 것이며 경제학 공동학술대회에 참석하여 유익한 논평을 해주신 허재준 박사님과 유익한 심사평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다. 마지막으로 본 논문에 수록된 내용은 저자의 개인견일 뿐 소속기관의 공식 견해가 아님을 밝힌다.

** 고려대학교 경제학과 교수, E-mail : mwlee@korea.ac.kr, 3290-2211

*** 교신저자, 고려대학교 경제학과 교수, E-mail : jinykim@korea.ac.kr 3290-2202

**** 한국보건사회연구원 선임연구원, E-mail : kdc0682@kihasa.re.kr 380-8270

논문투고일 : 2007년 10월 9일, 심사완료일: 2007년 12월 21일

은 배경에는 현재의 제도가 그대로 유지된다면 국민연금기금이 정부예산에서 차지하는 비중이 지속적으로 증가할 것이고 인구고령화에 따라 근로세대가 연금을 수급하는 노인세대에 비해 감소할 것이라는 전망 하에 국민연금이 의도하지 않게 개인의 노동공급 의사결정에 영향을 줄 경우, 만약 노동공급의 감소로 이어지면 사회 전체적으로 노인부양부담을 증가시키는 등 노동공급에 미치는 효과를 분석하는 것이 연금제도의 지속가능성 측면에서도 매우 중요한 시사점을 가지게 될 것이다.

그러나 아쉽게도 국민연금제도가 노동공급에 미치는 효과를 제대로 분석한 국내연구는 찾아보기 힘들다. 2008년 이후 완전노령연금수급자가 본격적으로 발생하고 노인들에 대한 연금관련 데이터가 제대로 축적되지 않은 요인이 크게 작용한 것으로 생각된다. 외국의 경우에는 주로 20세기 후반 이후 고령근로자의 노동시장참가율이 감소하는 현상을 설명하기 위해 공적연금제도가 고령근로자의 퇴직행태에 주는 효과를 분석하는데 집중되었다. 이들 연구는 크게 공적연금제도가 퇴직연령에 도달한 고령근로자에게 급여를 제공함으로써 조기퇴직을 유도하는 부의 효과(wealth effect)를 검증하는 연구들과 어떤 일정수준 이상의 소득을 가진 노인에게 연금급여를 감소시키는 자산조사(means test)와 같은 급여산식의 어떤 특정조건들이 노동공급에 미치는 효과에 대한 연구들로 구분할 수 있다. 이런 고령근로자의 조기퇴직현상을 설명하려는 노력에도 불구하고 공적연금제도가 고령근로자의 퇴직행태에 미치는 효과의 크기와 방향에 대해 아직까지 의견의 일치를 보지 못하고 있다. 대표적으로 Burkhauser and Quinn(1980)과 Aaron(1982)은 사회보장제도가 고령근로자의 노동공급을 감소시킨다는 것을 보여주는 증거가 거의 없다고 결론지은 반면 Boskin(1977)과 Boskin and Hurd(1978)는 1969~1973년 노인들의 노동시장참가율이 급속하게 감소한 것은 주로 실질 사회보장급여의 증가에 기인했다고 주장하였다.

이처럼 부과방식 연금제도가 성숙단계에 들어선 선진국의 경우 20세기 이후 진행된 고령근로자의 조기퇴직추세가 장애연금을 포함한 공적연금의 큰 역할을 했을 것이라는 판단 하에, 노인들의 퇴직에 공적연금제도가 중요한 역할을 담당했는가를 분석하는데 초점을 맞추고 있다. 이처럼 공적연금제도가 노인들의 퇴직행태에 미치는 효과를 분석한 연구들은 많이 찾아볼 수 있으나 근로세대의 노동공급에 미치는 효과를 분석한 국내의 문헌들은 찾아보기 힘들다. 또한 우리나라의 국민연금제도는 제도도입 역사

가 일천하고 국민 대다수가 국민연금 보험료를 일종의 조세로 생각하고 있을 만큼 제도에 대한 국민들의 불신이 높은 상황에서 국민연금제도가 근로세대의 근로활동에 많은 영향을 미칠 것으로 판단한다. 따라서 이러한 관계점과 배경을 바탕으로 본 연구에서는 일반적인 노동공급 함수식에 생애보험료율과 생애 총급여의 현가액인 개인별 국민연금기대자산(PW) 변수를 포함시켜 이런 연금변수들이 노동시간에 미치는 탄력성을 추정함으로써 국민연금제도가 근로세대의 노동공급에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 다시 말하면, 노인계층의 퇴직행태 분석에만 국한되었던 연구범위를 근로세대까지 확대함으로써 근로세대(prime-age men)의 노동공급 의사 결정에 국민연금제도가 어느 정도 영향을 미치는가를 확인하고자 한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장은 공적연금제도가 노인들 뿐 아니라 근로세대의 노동공급에 미친 효과를 분석한 기존 선행연구들을 검토하고 제3장은 본 연구에서 사용하게 될 분석방법과 생애보험료율 및 국민연금기대자산(PW) 변수를 생성하기 위해 필요한 자료 구축방법에 대해 서술하고자 한다. 제4장은 이런 변수를 가지고 전통적인 패널분석 추정방법을 이용하여 나온 추정결과를 해석하고 제5장에서는 이 결과에 대한 시사점 및 한계점을 제시하고자 한다.

II. 기존 선행연구 검토

공적연금제도가 노동공급에 미치는 효과를 미리 예측하기 위해서는 연금구조, 연금재정을 조달하는 방식에 대한 근로자들의 인식수준을 먼저 파악하는 것이 필요한데, 이런 인식수준의 출발점은 연금제도를 강제저축제도로 보느냐 아니면 단순히 정부가 조달하는 조세와 급여지급의 조합으로 보느냐에 달려 있다. 만약 보험료(조세)와 연금급여와의 관계가 전혀 없는 경우의 부과방식 공적연금제도가 노동공급에 미치는 효과는 보험료 부과와 연금급여 지급에 따른 해당 근로자의 행태를 각각 별도로 분석할 수 있다. 다시 말하면 보험료 부과에 대한 노동공급의 효과분석은 주로 근로세대의 행태를 분석하는 것이고 연금급여 지급의 혜택은 주로 노인세대에 달려 있는 등 각각의 독립적인 효과로부터 공적연금제도가 노동공급에 미치는 효과가 도출될 수 있는 것이다.

1. 고령근로자의 퇴직행태에 관한 선행연구

상기의 개별적인 효과 중 부과방식(pay-as-you-go) 연금제도가 성숙단계에 도달한 선진국에서는 주로 연금급여가 고령근로자의 퇴직행태, 특히 고령근로자의 조기퇴직에 미치는 연구들이 많이 진행되었는데, 이는 고령근로자들이 조기퇴직하는 경우 공적연금제도의 재정불안정 가중 및 숙련 근로자들의 조기퇴직에 따른 노동력 상실로 국가적 손실이 막대하기 때문이다. 이론적으로 공적연금제도는 여러 가지 측면에서 고령근로자의 퇴직행태에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가장 분명하게 거론되고 있는 효과는 연금수급자격이 있는 고령근로자에게 연금급여를 제공함으로써 공적연금제도가 노인들에게 조기퇴직을 유도하는 소위 부의 효과(wealth effect)를 가지고 있다는 것이다(Krueger and Meyer, 2002). Feldstein and Liebman (2002)도 근시안적(myopic) 시각을 가진 근로자나 유동성 제약(liquidity constraint)에 걸린 근로자의 경우 공적연금급여를 노후소득으로 대체함으로써 노인들이 여가를 증가시키고 근로활동을 감소시키는 부의 효과를 발생시킨다고 주장하였다. 둘째, 공적연금제도는 퇴직시점에 따른 보험계리상 급여조정으로 인해 고령근로자의 퇴직시점에 영향을 줄 수 있다. 예를 들어, 우리나라의 국민연금제도에서 정상적인 연금수급시기인 60세 이전에 받는 조기퇴직연금이나 60세 이후 근로활동을 지속하는 경우에 지급하는 재직자 노령연금은 완전노령연금액보다 감액하여 지급하고 있다. Krueger and Meyer(2002)는 우리나라의 재직자노령연금과 반대로 외국의 경우에는 고령근로자의 자발적인 조기퇴직을 막고 근로활동을 장려하기 위해 정상적인 퇴직연령 이후에 계속 근로활동을 할 경우 급여승수를 높여 지급하는 연금 연금을 통해 그렇지 않은 경우보다 노인들의 퇴직행태에 변화를 유도하고 있다고 주장하였다. 마지막으로 어떤 일정수준 이상의 소득을 가진 사람에게서는 연금급여를 감소시키는 자산조사(means test)와 같은 급여산식의 어떤 조건이 노인들의 노동공급에 영향을 미칠 수 있다는 의견도 제시되었다. 따라서 최근 연구들은 20세기 이후 선진국에서 급속하게 진행되고 있는 고령근로자의 조기퇴직 현상을 설명하기 위해 상기에서 설명한 부의 효과(wealth effect)와 급여산식 변화에 따른 대체효과(substitution effect)를 검증하는데 집중되고 있으며 자산조사(means test)가 고령근로자의 노동공급에 미치는 효과에 대한 연구도 활발하게 진행되고 있다.

이런 실증분석을 통해 공적연금제도가 고령근로자의 조기퇴직을 결정하는

중요한 요소인가를 검증하는 연구가 계속 진행되는 가운데, 미국 사회보장 급여(OASDI)가 1970년대 초반에 의회조치(Congressional action)로 인해 아무도 예상하지 못하게 인상되었다. 이런 사회보장급여의 예상치 못한 증가는 공적연금제도가 노인들의 퇴직행태에 주는 효과를 연구하는데 좋은 실험대상을 제공하였고 여러 가지 분석방법을 사용하여 이런 예상치 못한 급여수준 증가가 노인들의 퇴직행태에 어떤 효과를 미쳤는가를 분석한 연구들이 진행되었다. Hurd and Boskin(1984)의 연구는 퇴직조사자료(Retirement History Survey)에서 58~67세 미국 백인 기혼남성의 패널자료를 이용하여 생년 코호트별 조건부 퇴직률을 계산한 후 이런 퇴직률에 대한 사회보장부(SSW)의 효과를 추정하였는데, 1968~1973년의 예상치 못한 사회보장급여의 증가가 노인의 노동시장참가율을 8.2%p 하락시킨다는 결론을 도출하였다. 이런 결과는 사회보장제도가 남성의 노동공급 감소에 중요한 역할을 한다는 것을 의미하였다. 또한 유동성 제약으로 인해 일부 노인들이 수급개시연령인 62세에 도달하자마자 아주 높은 퇴직률을 보였다는 점에서 유동성 제약조건도 노인들의 조기퇴직에 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면 Burtless(1986)는 1970년대 초반의 실질사회보장급여의 예상하지 못한 변화를 바탕으로 69~72세 남성 근로자의 퇴직결정이 이런 예상하지 못한 변화에 어떻게 영향을 받았는지를 검토하기 위해 Hurd and Boskin(1984)의 연구와 같이 퇴직조사자료(Retirement History Survey)를 사용하였다. 다만 기존 연구와 달리 계량모형은 재화소비와 퇴직연령 사이의 비선형(non-linear) 관계를 설명하기 위해 비선형예산제약식(non-linear budget set method)을 상정하였다. 그러나 예상치 못한 급여 증가가 장기적으로 평균 퇴직연령을 0.17년 감소시키고 62~65세 노인들의 퇴직확률을 2%만 증가시킨다는 미미한 증거를 보여줌으로써 이 기간 동안의 사회보장급여 증가가 장기적으로 조기퇴직을 가속화시키는데 거의 영향을 주지 않는다는 결과를 도출하였다. 또한 Diamond and Hausman(1984)도 노인패널조사(National Longitudinal Survey)자료를 이용하여 퇴직결정의 위험모형(hazard model)을 통해 노인들의 퇴직상태에 대한 노후소득의 효과를 횡단면으로 분석한 결과, 사회보장급여의 증가가 장기적인 조기퇴직 추세를 가속화시키는데 거의 효과를 주지 못한다는 결과를 도출하였다.

그러나 이런 횡단면 분석은 분석연도의 경기 및 경제상황에 따라 조사 대상자의 경제행위가 다르게 나타날 수 있고 근로자의 연령, 건강상태 및

가구자산 등 노동공급을 결정하는 주요 변수가 포함되느냐에 따라 공적연금의 노동공급효과가 상이하게 나타날 수 있다. Krueger and Pischke(1992)는 식별할 수 있을 정도의 급여공식 변화가 있었던 경우, 다시 말하면 어떤 특정세대에 한해 급여수준이 증가하였다가 감소되는 기간에 대한 데이터를 검토함으로써 이런 문제를 해결하려고 하였다. 세부적으로 미국 OASDI 급여가 1970년에 물가상승률 이상으로 연동되었다가 1977년 통과된 법률에 의해 갑자기 수정되었기 때문에 1917~1921년에 태어난 세대, 소위 노취 세대(Notch Generation)이나 혹은 아니냐에 따라 개인별로 급여수준에 있어 예상치 못한 차이가 크게 발생하게 되었다. 이들은 60~68세 남성의 연령별 노동시장참가율 패널자료를 구축하기 위하여 1976~1988년 3월 최근인구조사(Current Population Survey)를 사용하여 퇴직을 연기함으로써 발생하는 급여수준의 변화가 노동시장참가율과 근로시간, 퇴직유무에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 노취 세대에 대한 사회보장부의 급격한 감소는 고령근로자의 노동시장참가율과 아무런 관련이 없는 것으로 나타났다.

Gordon and Blinder(1980)는 퇴직패널조사자료(Longitudinal Retirement History Survey)를 이용하여 유보임금(reservation wage)이 시장임금(market wage)을 초과한다면 고령근로자들이 퇴직한다는 가정 하에 유보임금과 시장임금의 중요한 결정요인으로 사회보장급여를 포함시켜 최우추정구조모형을 통해 유보임금과 시장임금함수를 각각 추정하였다. 추정 결과 사회보장제도는 58~67세 백인남성의 퇴직결정에 거의 혹은 아무런 효과를 주지 못하는 것으로 발견되었다. 미국 이외에 다른 선진국의 연금제도가 노인들의 퇴직행태에 어떤 영향을 주는가에 대한 분석도 아울러 진행되었다. Baker and Benjamin(1999)은 조기퇴직급여가 캐나다 퀘벡주에 1984년, 나머지 캐나다 주에 1987년에 순차적으로 도입된 사실을 알고 정책변화의 효과에 대한 이중차이분석모형(difference-in-difference model)을 추정한 결과, 1984년 캐나다 퀘벡주에서 도입한 조기퇴직급여가 60~64세 남성의 조기퇴직을 유도하였으나 다른 캐나다 주에서 발견된 것보다 더 높게 조기퇴직을 유도하지 못하였다는 결론을 도출하였다. 반면 Gruber and Wise(1997)는 사회보장제도가 대부분의 선진국에서 특히 독일과 프랑스에서 노동시장참가율 감소에 기여하고 있음을 제시하였다. 상기 기존 연구들을 종합적으로 검토한 결과 적절한 분석모형을 적용할 경우 공적연금제도가 고령근로자의 퇴

직행태를 결정하는 중요한 변수로 작용하는 것으로 나타났으나 공적연금 제도가 노동공급에 미치는 효과의 크기와 방향에 관해 여전히 많은 이견이 존재하는 것으로 정리할 수 있다.

2. 근로세대의 노동공급에 관한 선행연구

이처럼 노인들의 퇴직행태를 분석한 연구는 지속적으로 수행된 반면 근로세대라고 할 수 있는 젊은 층의 노동공급에 미치는 효과분석은 거의 이루어지지 않았으나 대표적으로 두 가지 연구들을 거론할 수 있다.

공적연금제도가 근로세대의 근로행태에 미치는 효과를 분석한 대표적인 연구인 Burkhauser and Turner(1978)는 시계열 분석(time-series analysis)을 통해 노년에 공적연금을 받을 때 적용되는 소득조사(earnings test)가 근로자의 상대적인 근로소득 형태를 바꾸고 이로 인해 일생주기(life cycle) 노동공급 가설에 따라 소득조사가 적용되는 연금수급시기(constrained period)보다 젊은 근로시기(not constrained period)의 근로시간 증가를 유도하는 대체효과(substitution effects)가 발생된다는 증거를 제시하였다. 결국 미국의 사회보장제도가 없었던 시기 보다 사회보장제도가 운영되던 1971년 젊은 근로자들의 주당 근로시간이 2시간에서 3시간으로 증가하는 추정결과를 제시함으로써 젊은 시기의 근로시간을 증가시키는 대체효과가 공적연금제도가 근로시간을 감소시킨다는 부의 효과(wealth effects)를 상쇄하고도 남는다는 결론을 도출하였다.

이와 비슷한 맥락에서의 후속연구로 McElwain and Swofford(1986)는 일생주기 중 어떤 특정시점의 임금이 다른 시점의 노동공급에 영향을 줄 수 있다는 일생주기 노동공급가설(life-cycle labor-supply hypothesis)을 이용하여 제2차 세계대전 이후 노인들의 노동시장참가율은 하락하였으나 근로세대(prime-aged men)의 노동시간은 일정하게 유지되었다는 사실을 뒷받침할 수 있는 근거를 제시하였다. 이들은 시계열 분석을 통해 사회보장세 부과상한소득이상(maximum taxable income)의 임금에 부과되는 한계세율이 영(0)이라는 점에 착안하여 사회보장세가 부과될 경우 근로세대는 과세대상소득 상한 이하의 소득에 대한 높은 한계세율을 피하기 위하여 젊은 때 근로시간을 더욱 증가시키고 일생주기 측면에서 본다면 노년 시기의 근로시간을 감소시킨다는 결론을 도출하였다.

한편 부과방식 공적연금제도는 현재 노인세대의 연금급여를 지급하기 위해

현재 근로세대에 대한 조세나 보험료로 재원을 조달하고 있다. 이렇게 근로자 자신이 납부하는 조세 혹은 보험료가 나중에 받게 되는 연금급여와의 연계(linkage)가 없다는 것을 인식한다면 근로자 자신은 법정세율(법정보험료율)보다 높은 한계세율(marginal tax rate)에 직면해 있다고 생각하므로 이것은 사회 전체적으로 후생손실(deadweight loss)을 발생시킨다는 선행연구들이 있다. 미국의 경우 공적연금급여를 조달하기 위한 사회보장세가 대부분의 미국 가계에서 소득세 부담보다 크기 때문에 이런 공적연금제도가 유발하는 유효한계세율(effective marginal tax rate)의 크기를 파악하는 것은 아주 중요한 정책과제가 되었다.¹⁾ Feldstein and Samwick(1992)은 선행연구인 Gordon(1983), Browning(1985), Burkhauser and Turner(1985)의 연구들을 바탕으로 각 근로자가 느끼는 유효한계세율이 미국 사회보장제도의 복잡한 급여산식으로 인해 연령, 성별, 결혼유무, 소득 등에 따라 달라질 수 있다는 증거를 제시하였다. 여기서의 유효한계세율은 모든 가입자에게 동일하게 적용되는 법정보험료율(법정세율)과 한 단위 추가소득에 따른 연금급여 증가분과의 차이를 나타내는 것으로, 유효한계세율이 법정한계세율과 동일한 근로자도 있고 오히려 낮거나 음(-)인 경우의 근로자도 발생할 수 있다. 예를 들어, 퇴직이 임박한 고령근로자, 저소득근로자에게 유리한 급여산식으로 인해 추가소득으로부터 발생하는 급여의 현재가치는 젊은 근로자보다 고령근로자가, 남성근로자보다 여성근로자가, 고소득근로자보다 저소득근로자가 훨씬 높아 본인들이 부담하는 유효한계세율은 법정한계세율보다 낮거나 오히려 음(-)인 경우가 발생할 수 있다. 결국 가입자들이 국가에서 운영하는 연금제도를 강제저축제도의 하나로 인식할 경우, 즉 기여와 급여와의 연계를 더욱 강화할수록 가입자가 인식하는 유효한계세율은 낮아질 것이고 이것으로 인해 근로세대들에게 미치는 노동공급 충격은 감소될 것이고 사회 전체적으로 노동공급 감소로 인한 후생손실이 감소하게 된다는 것이다. 이런 공적연금제도의 실효보험료율에 의한 노동공급 변화를 다룬 국내 선행연구로는 대표적으로 김원식(1993)과 최병호(1999)의 연구를 거론할 수 있다. 김원식(1993)은 국민연금제도의 후생비용을 계산함에 있어 기존 노후저축의 구축효과로 발생하는 후생손실 뿐만 아니라 실효보험료율에 의한 노동공급 감소 부분도 고려하였다. 부과방식 속성을 가진 국민연금제도의 초기세대와 미래세대의 후생비용을 추정·비교함으로써 노동공급 측면에서는 공평한 수급구조와 연금의 소득

1) Thompson(1998)도 개별 근로자들이 인식하는 유효한계세율의 차이는 연금개혁에서 중요한 정책적 시사점을 제공한다고 주장하였다.

재분배 완화를 통해 노동시장의 왜곡을 방지함으로써 국민연금의 후생비용을 억제하는 방안을 제시하였다. 최병호(1999)는 Feldstein and Samwick (1992)의 순한계세율(social security net marginal tax rate) 개념을 우리나라의 국민연금제도와 공무원사학연금제도에 적용하여 각 제도의 한계보험료율을 계산함으로써 가입자의 연령별·소득계층별 부담의 형평성과 경제적 왜곡 정도를 분석하였다. 분석 결과, 가입자의 연령, 성, 결혼 여부와 같은 인구사회적 특성에 따라 순한계보험료율에 상당한 차이가 있음을 발견하고 보험료와 급여의 연계를 강화할 수 있는 구조적 연금산식 조정방안을 제시하였다.

마지막으로 근로세대가 부담하는 공적연금 보험료율 인상이 최근 전세계적으로 나타나고 있는 저출산·인구고령화 등 인구통계학적 변화를 설명할 수 있다는 연구도 있다. Ehrlich and Kim(2007)은 가구 구성이나 자식들을 양육시키는 것을 내생화시킨 중첩세대모형(overlapping-generations model)을 통해 보험료율 인상이 사람들이 결혼하려는 의지나 자식을 양육하려는 유인을 감소시킨다는 것을 이론적·실증적으로 보여주었다. 이들은 부과방식의 확정급여 공적연금제도를 운영함으로써 인구고령화에 따른 연금재정상태가 심각함에 따라 보험료율을 제도도입 시기보다 급속하게 인상시킨 OECD국가에서 이런 현상이 더욱 크게 나타나고 있음을 보여주었다. 비록 이들 논문이 공적연금제도가 인구통계학적 변수들을 설명하는데 집중되어 있으나 보험료율 인상이 결혼과 자녀출산에 대한 유인을 약화시켜 결국 미래에 노동시장참가율을 감소시키는 원인으로 연결될 수 있다는 점을 들어 근로세대의 노동공급을 다룬 본 논문에서 거론하였다.

3. 본 논문의 연구방향

이렇게 많은 외국 선행연구에도 불구하고 아쉽게도 우리나라의 국민연금제도가 노동공급에 미치는 효과를 제대로 분석한 국내연구는 찾아보기 힘들다. 이는 앞서서도 이야기한 것처럼 2008년 이후 완전노령연금수급자가 본격적으로 발생하고 노인들에 대한 연금관련 데이터가 제대로 구축되지 않은 요인이 가장 크게 작용한 것으로 생각된다. 따라서 본 연구에서는 상기의 외국 선행연구에서 얻은 한계점을 바탕으로 두 가지 측면에서 연구방향을 제시하고자 한다. 우선 부과방식 연금제도를 운영하고 있는 선진국에서는 20세기 이후 진행된 고령근로자의 조기퇴직추세가 장에

연금을 포함한 공적연금이 큰 역할을 했을 것이라는 판단 하에 공적연금제도가 노인들의 퇴직행태에 결정적인 역할을 했는가에 초점을 맞추고 있다. 과연 공적연금제도가 노동공급 감소에 중요한 역할을 하고 있는가에 대해서는 앞의 선행연구에서 보듯이 의견의 일치를 보지 못하고 있는 것으로 보인다. 따라서 본 논문에서는 공적연금제도가 근로자의 노동공급 의사결정에 영향을 주는 변수로 작용하는가를 살펴보고 영향을 준다면 과연 그 범위와 방향은 얼마인가에 대해서도 검토하고자 한다. 또한 외국 선행연구에서 보듯이 공적연금제도가 노동공급에 미치는 효과 분석은 주로 퇴직이 임박한 고령근로자를 중심으로 분석되어 왔다. 부과방식 연금제도를 운영하고 있는 선진국의 경우 고령근로자의 조기퇴직이나 근로행태 변화가 곧바로 연금재정의 불안정 문제로 연결되므로 여기에 대한 연구가 많이 진행되었으나 공적연금제도는 고령근로자 뿐만 아니라 근로세대의 노동공급에도 영향을 미칠 것으로 판단한다. 따라서 현재 근로세대의 근로활동 의사결정에 국민연금제도가 미치는 효과도 중요할 것으로 판단하여 노인계층의 퇴직행태 분석을 강조하였던 연구범위를 근로세대까지 확대함으로써 근로세대(prime-age men)의 노동의사결정에 국민연금제도가 어느 정도 영향을 미치는가를 확인하고자 한다.

III. 연구방법 및 자료 구축

1. 이론적 모형

이번 연구에서 사용된 기본 모형은 개인의 효용극대화를 목적으로 상정한 2기간(two-period) 모형에서 출발하였다. 개별근로자가 얼마나 많은 시간을 노동시장에서 일할 것인가를 결정하는 노동공급은 잘 알려진 것처럼 개인의 효용극대화의 결과로 이루어진다. 따라서 이와 같은 문제를 해결하기 위해 다음과 같은 개인의 효용함수와 예산제약식을 고려할 수 있다. 어떤 근로자는 근로기간인 1기와 은퇴기간인 2기 동안 생존하며 1기의 근로기간에 시간당 임금 w 를 받으며 2기의 은퇴기간에는 근로하지 않으므로 시간당 임금은 0이라고 가정한다. 또한 근로자의 소득은 근로소득(wl)과 비근로소득(v)으로 구성되고 주어진 소득을 가지고 각 기간의

소비에 사용한다고 할 경우 두 기간에 걸친 효용함수는 각 기간의 소비인 c_1 , c_2 와 근로시간 h 의 함수라고 가정할 수 있다. 이런 두 기간 경제에 공적연금제도가 도입되었다고 할 경우 시간당 임금에 일정비율의 보험료 (t)가 부과되고 은퇴기간인 2기에 연금급여인 국민연금기대자산(PW: Pension Wealth)을 받는다고 상정한다.

$$U = U(c_1, c_2, h) \tag{1}$$

(1)식과 같은 목적함수 하에 2기간 모형의 제약조건은 1기의 경우 근로소득에서 공적연금보험료를 제외한 가처분소득과 비근로소득(V)으로 1기의 소비(c_1)에 충당하고 남은 소득은 은퇴기간의 소비를 위한 저축(s)이 된다. 따라서 2기의 소비(c_2)는 1기의 저축(s)에 일정 정도의 이자(r)와 근로기간 동안 납부한 보험료에 대한 보상인 공적연금급여(PW), 비근로소득(V)으로 충당된다.

$$\begin{aligned} s.t. \quad c_1 + s &= (1-t)wh + V \\ c_2 &= (1+r)s + PW + V \end{aligned} \tag{2}$$

(2)식의 예산제약식 하에 근로자의 효용을 극대화한다고 가정하고 1계 극대화 조건을 풀면 우리가 관심있는 근로기간 동안의 노동시간(h)은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$h = h(t, PW, 1+r, w, V) \tag{3}$$

따라서 이렇게 도출된 근로자들의 노동시간은 국민연금보험료율, 연금급여인 국민연금기대자산, 이자율, 임금률, 비근로소득과 근로자들의 개인 및 가구특성변수에 의해 영향을 받는다.²⁾ 따라서 실제 데이터를 가지고 추정하는 노동공급 함수는 (4)식과 같이 생애보험료율, 연금급여인 국민

2) 이론적인 모형에서 도출된 이자율(r)을 추정식에서 노동시간을 설명하는 변수로 포함시키지 않은 이유는 동일한 기간에 존재하는 모든 근로자는 동일한 이자율을 적용받기 때문이다. 또한 본 연구에서 다루고자 하는 자료가 패널자료인 점을 고려하더라도 일반적으로 매년 이자율은 변동성(volatility)이 크지만 일정한 추세를 따르므로 이자율이 일정하다는 가정을 따르는 것은 큰 무리가 없을 것으로 생각한다.

연금기대자산, 임금률, 비근로소득, 개인 및 가구특성변수에 의해 선형화할 수 있다. 추정을 위한 기본모형은 아래 (4)식과 같다.

$$\log h = \alpha + \beta_1 \log t + \beta_2 \log PW + \beta_3 \log w + \beta_4 \log V + \beta_5 X + e \tag{4}$$

단, h =노동시간
 t =생애보험료율(lifetime contribution rate)
 PW =국민연금기대자산(pension wealth)
 w =임금률(wage rate)
 V =비근로소득(nonlabor income)
 X =가구 및 개인특성변수벡터

국민연금제도가 노동공급에 미치는 효과를 파악하기 위해서는 위의 (4)식에서 생애보험료율과 국민연금기대자산(PW: Pension Wealth)의 회귀계수값(β_1 , β_2)이 중요하다. 일반적으로 국민연금제도는 여러 가지 측면에서 근로세대의 노동공급에 영향을 미칠 것으로 생각할 수 있다. 먼저 근로소득에 국민연금보험료가 부과됨으로써 노동시간에 미치는 효과(β_1)는 일반적인 소득세가 부과될 경우와 동일하게 생각할 수 있는데, 결국 전체적인 효과는 노동시간을 감소시키는 대체효과와 노동시간을 증가시키는 소득효과와 상대적인 크기에 의해 결정된다고 할 수 있다. 또한 미래에 받는 연금급여 측면(β_2)에서 국민연금은 노후에 받을 연금혜택을 감안하여 순자산 혹은 실질소득이 증가하는 효과를 얻게 됨에 따라 여가를 늘리고 노동공급을 감소시키는 부의 효과가 존재할 수 있는 반면 현행제도 하에서 보험료 대비 높은 연금급여 혜택을 받음으로써, 즉 추가적인 근로에 대한 연금혜택이 큰 점을 감안하여 노동공급을 증가시킬 수도 있다. 따라서 이런 여러 가지 효과가 혼재된 가운데 일반적인 노동공급 모형에 생애보험료율과 국민연금기대자산(PW) 변수를 포함시켜 국민연금제도가 노동공급에 미치는 효과를 보는 것은 충분한 의의가 있을 것으로 판단한다.

신고전학과 모형에서 언급하는 β_3 은 임금이 한 단위 증가할 경우 노동시간이 얼마나 변하는가를 나타내는 임금탄력성 값으로, 소득효과와 대체효과와 상대적 크기에 따라 이 탄력성의 부호가 정해진다. β_4 는 여가가

정상재(normal good)라고 가정할 경우 비근로소득이 많은 사람일수록 노동시간이 줄어들기 때문에 노동공급이론 측면에서는 부호가 음(-)으로 제시되어야 한다. 가구 및 개인특성변수를 나타내는 X 로 연령, 연령제곱, 교육년수, 결혼 유무, 가구내 18세이하 자녀여부, 광역시 거주유무, 자가 소유 여부가 포함되었다. 근로시간을 추정하고 있는 기존 문헌들은 비교의 편리함으로 인해 탄력성 형태로 추정결과를 제시하고 있으므로 본 연구에서도 관련 탄력성을 추정하는 것을 기본으로 한다.

2. 추정 모형

본 연구에서 사용한 데이터가 1998~2004년의 한국노동패널 자료를 이용하는 관계로 추정방법은 전통적인 패널분석방법으로 자주 사용되는 고정효과모형(FEM: Fixed Effects Model)과 확률효과모형(REM: Random Effects Model)을 사용하였다. 그러나 확률효과모형은 오차항이 설명변수와 상관관계가 없는 제약조건을 만족할 경우에만 사용할 수 있으므로 이를 검증하기 위해 내생성 검정(hausman test)을 실시한 후 FEM 과 REM 중 데이터에 맞는 모형을 선정하였다.

패널회귀분석은 오차항의 구성요소를 어떻게 구성하느냐에 따라 고정효과모형(FEM)과 확률효과모형(REM)으로 구분된다. 패널자료는 동일한 사람을 반복적으로 관찰하기 때문에 전체 오차항(ϵ_{it})은 횡단면에서의 오차(u_i)와 기타오차(e_{it})로 구성된다. 따라서 패널자료를 그냥 결합해서(pooling) 최소자승법(OLS)으로 회귀분석하면 전체 오차항($\epsilon_{it} = u_i + e_{it}$)과 독립변수(X_i)와의 상관관계가 없어야 한다($E(u_i + e_{it} | X_i) = 0$)는 조건을 만족하지 못한다.

일반적으로 횡단면에서의 개별효과인 횡단면 오차(u_i)와 독립변수(X_i)와의 상관성 여부에 따라 고정효과모형(FEM)과 확률효과모형(REM)의 적합성을 구분하게 되는데, 횡단면 오차와 독립변수와의 상관관계가 있다면($E(u_i | X_i) \neq 0$) 고정효과모형을 사용한다. 따라서 고정효과모형은 개별특성을 흡수하는 절편계수(α_i)가 시간에 대해서는 변화하지 않고 횡단면 단위에만 변화하고 기울기 계수들(β)은 시간과 횡단면 단위간에도 차이가 없는 것으로 가정함으로써 개별 경제단위들간의 모든

행태적 차이가 절편에 의해 반영된다는 모형이다. 따라서 위에서 설명한 노동공급 함수를 고정효과모형(FEM)으로 변경하면 다음과 같다.

$$\log h_{it} = \alpha_i + \beta_1 \log t_{it} + \beta_2 \log PW_{it} + \beta_3 \log w_{it} + \beta_4 \log V_{it} + \beta_5 X_{it} + e_{it} \quad (5)$$

단, $i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$

반면 확률효과모형(REM)은 횡단면 오차와 독립변수와의 상관관계가 없을 경우에만($E(u_i | X_i) = 0$) 사용할 수 있다. 고정효과모형과 마찬가지로 경제단위들간의 차이는 오직 절편계수의 차이에 의해 결정되나 절편계수가 확률변수로 가정된다는 점에서 고정효과모형과 차이점이 있다. 확률효과모형(REM)의 추정식은 다음 (6)식과 같다.

$$\log h_{it} = \alpha_i + \beta_1 \log t_{it} + \beta_2 \log PW_{it} + \beta_3 \log w_{it} + \beta_4 \log V_{it} + \beta_5 X_{it} + e_{it} \quad (6)$$

단, $\alpha_i = \bar{\alpha}_1 + u_i \quad i = 1, \dots, N$

3. 자료 및 변수에 대한 설명

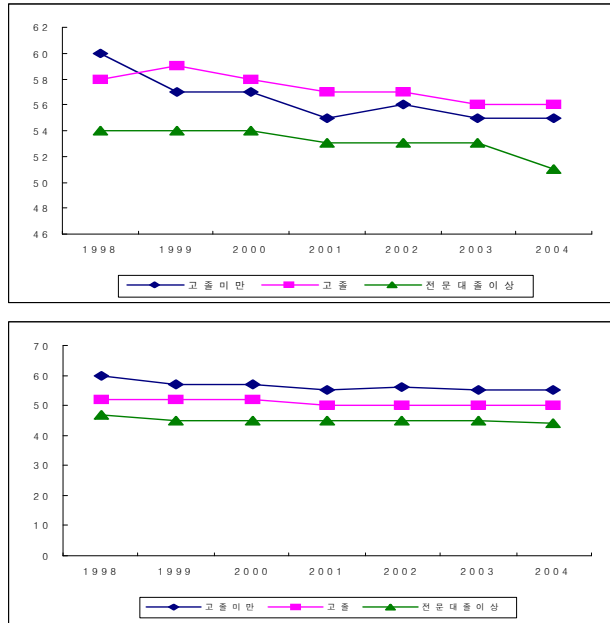
(1) 전체자료에 대한 설명

본 연구에서 사용한 자료는 노동연구원에서 1998년부터 2004년까지 수집한 한국노동패널 1~7차년도 자료이다. 본 연구에서는 노동패널 자료로부터 국민연금 가입대상연령인 18~59세까지 개인들을 추출하고 이들의 개인자료 및 가구자료를 개인별로 묶어서 패널자료로 분석표본을 구성하였다. 먼저 제한된 자료임에도 불구하고 우리나라 노동시장의 과거 추세를 관찰하기 위해 근로시간 정보³⁾가 주어진 자만을 대상으로 교육수준별 근로시간과 임금추이를 남성과 여성의 경우로 구분하여 살펴보면 다음

3) 근로시간은 정규근로시간이 존재하는 임금근로자의 경우 주당 정규근로시간 및 초과근로시간을 합친 값으로 하고, 정규근로시간이 존재하지 않는 임금근로자와 비임금근로자(고용주, 자영자, 18시간 이상 근로하는 무급가족종사자)의 경우 평균근로시간으로 계산하였다.

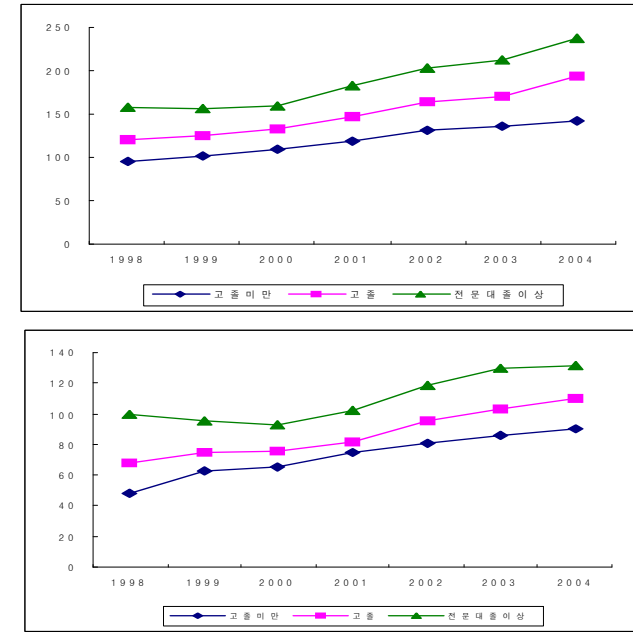
과 같다. 근로시간을 관찰하는 것은 궁극적으로 노동공급 모형이 설명하려는 대상이 되고 평균임금의 변화는 이런 근로시간의 변화를 설명하는데 필요한 변수가 되기 때문이다.

[그림 1] 교육수준별 주당 평균근로시간 추이(왼쪽은 남성, 오른쪽은 여성)



교육수준별 주당 평균근로시간을 살펴보면 추세변화가 거의 없었던 여성과 달리 남성의 경우 근로시간이 감소하는 경향이 있음을 알 수 있다. 교육수준별로 보면 고졸자들의 평균근로시간이 가장 높았고 고졸이하의 경우 비정규직, 일용직에 근무하는 자들이 많은 관계로 경기변화에 민감하게 나타난 것으로 보이며 대졸이상의 고학력 종사자들이 가장 낮은 근로시간을 보이고 있다. 반면 가장 낮은 평균근로시간을 보였던 고학력 종사자들의 월평균실질임금이 가장 높게 상승하였음을 알 수 있다.

[그림 2] 교육수준별 월평균실질임금 추이(왼쪽은 남성, 오른쪽은 여성)

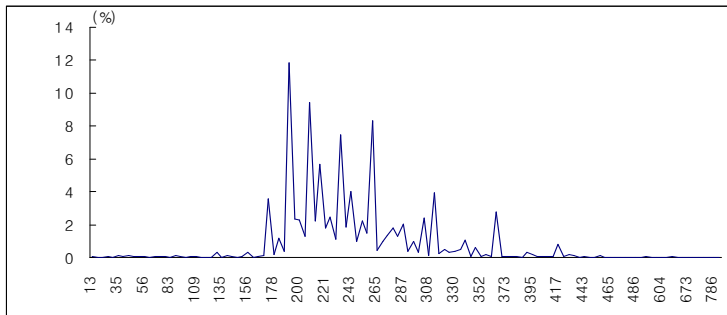


일반적으로 조사시점에서 경제활동에 참가하고 있는 집단만으로 노동공급함수를 추정할 때 발생하는 표본추출편의(selection bias)문제가 여성, 특히 기혼여성에게서 심각한 것으로 일반적으로 알려져 있다. 따라서 국민연금제도가 노동공급, 특히 노동시간에 미치는 효과를 정확하게 분석하고 표본추출편의(selection bias)의 문제를 해결하기 위해 분석대상을 남성 가구주인 경우로 제한하였다. 또한 남성 가구주 중에서 근로시간에 대한 정보가 없는 자는 표본에서 제외하고 근로시간 정보가 존재하는 상용직 임금근로자를 중심으로 분석하였다. 이렇게 구성된 표본은 1998년 1차 노동패널의 경우 1,336명, 2차 노동패널의 경우 1,334명, 3차 노동패널의 경우 1,096명, 4차 노동패널의 경우 1,167명, 5차 노동패널의 경우 1,150명, 6차 노동패널의 경우 1,188명, 마지막 7차 노동패널의 경우 1,238명으로 총 8,509명으로 구성되었다. 단, 국민연금법에 학생, 군인, 가정주부, 기타특수직역연금자는 적용대상에서 제외되므로 특수직역연금 가입대상자는 제외하였다.⁴⁾

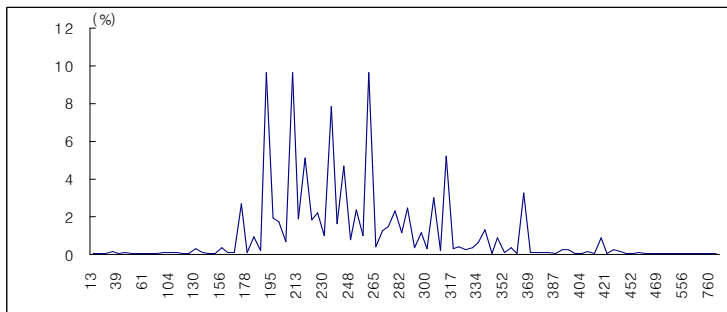
(2) 변수에 대한 설명

종속변수인 근로시간의 경우 우선 소득과 관련된 변수들이 모두 월을 단위로 하고 있으나 노동패널 원자료에서 제공하는 근로시간은 1주일을 단위로 측정되므로 변수들간의 단위기간을 일치시키기 위해 주당 평균근로시간을 일일 평균 근로시간으로 바꾼 후 월평균일수 30.4를 곱해 월간 근로시간 추정치를 얻었다.

[그림 3] 전체 남성가구주 임금근로자 월평균 근로시간 분포

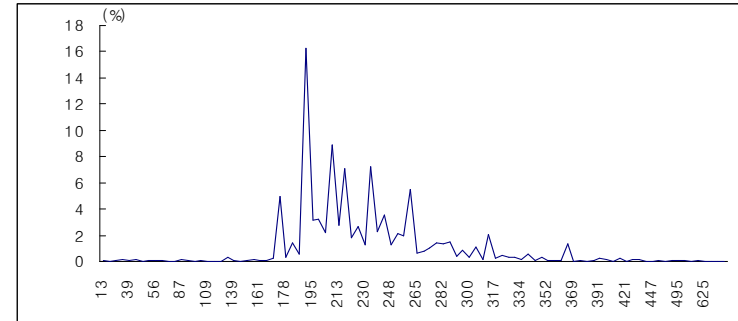


[그림 4] 고졸 남성가구주 임금근로자 월평균 근로시간 분포



[그림 5] 전문대졸이상 남성가구주 임금근로자 월평균 근로시간 분포

4) 노동패널조사에서는 특수직역연금가입여부를 별도로 3차년도(2000년)부터 조사하고 있으므로 조사가 되지 않은 1차년도와 2차년도의 대상자는 모두 포함시켰다.



첫 번째 설명변수인 임금률은 월평균초과근무수당과 성과급을 포함한 월평균임금을 상기에서 환산한 월평균근로시간으로 나눈 값을 통상적으로 사용하였는데, 이럴 경우 Borjas(1980)는 실제치를 보유한 조사자료의 경우 종속변수인 근로시간과 독립된 임금률 변수를 측정할 수 없으므로 이 두 변수를 가지고 노동공급 함수를 추정할 때 변수들간 가상상관관계(spurious correlation)의 문제점이 있다고 제시하였다. 따라서 Borjas(1980)가 제시한 대안 중 조사된 실제임금보다 임금추정함수(estimated earnings function)를 통해 얻은 임금 추정치를 도구변수(IV)로 사용하여 임금률 변수를 구하였다. 임금추정함수는 생애보험료율과 국민연금기대자산(PW) 변수를 구하는데 필요한 개인 생애임금을 도출하는 데에도 동일하게 사용하였다.

두 번째 설명변수인 가구비근로소득은 근로소득을 제외한 가구의 금융소득, 부동산소득, 이전소득 등을 합산하였다. 금융소득에는 은행 등 금융기관 이자 및 투자소득과 사채 등 비금융기관 이자수입, 주식·채권 매매차익, 배당금 등이 포함되었고 부동산소득에는 월세 등 임대료, 부동산매매차익, 토지를 도지준 금액, 권리금 등이 포함되었다. 이전소득에는 기초생활보장액을 포함한 정부보조금과 사회단체보조금 및 친척으로부터 받은 보조금 등 사적보조금까지 포함하였다. 다만 사회보험수급액의 경우 가구별로 조사되고 있고 가구원 중 대부분이 남성가구주와 관계없는 노령의 부모 및 가구원에게 혜택이 돌아가므로 모두 포함시키기로 했다.

설명변수 가운데 개인 또는 가구의 특성을 나타내는 변수벡터인 X 로는 연령과 연령제곱, 18세 미만 자녀여부, 교육정도를 나타내는 교육연수, 가

구원 수, 주거의 중요성을 반영한 자가소유 여부, 결혼여부, 광역시 거주 여부를 포함시켰다. 한 가구 내에서의 18세 미만 자녀여부는 최근 자녀의 사교육비 부담 등이 근로자의 근로행태에 미치는 영향이 큰 점을 감안하여 고등학교 재학이하의 자녀에 해당되는 18세 미만 자녀 여부를 독립변수로 포함시켰다. 교육정도를 나타내는 교육년수는 미취학과 무학의 경우 0으로 초졸은 6년, 중졸은 9년, 고졸은 12년, 전문대졸은 14년, 대졸은 16년, 석사는 18년, 박사는 20년으로 하였다. 주거의 중요성을 반영한 자가소유 여부변수는 노동패널조사에서는 입주형태를 자가, 전세, 월세, 기타로 구분하여 조사하는데, 자가를 소유한 경우만 더미를 1로 주고 나머지 경우는 0으로 처리하였다. 결혼여부의 경우에도 노동패널조사에서는 혼인상태를 “미혼이다”, “기혼이며 배우자가 있다”, “이혼하였다”, “별거중이다”, “배우자가 먼저 사망하였다”로 구분하는데, 법적인 배우자가 존재하는 점에 근거하여 “기혼이며 배우자가 있다”, “별거중이다”를 제외한 나머지 경우는 결혼하지 않은 것으로 간주하였다. 마지막으로 광역시 거주 여부를 독립변수로 포함시킨 것은 가구별로 여타 조건이 동일하더라도 광역시 거주여부에 따라 근로자의 근로행태가 다를 수 있다는 점을 감안하여 서울특별시를 포함한 7대 광역시에 거주하는 사람의 더미변수를 1로 하고 나머지 지역은 비광역시 거주로 0으로 더미변수를 처리하였다.

<표 1> 추정식에 사용될 주요 변수의 기초통계량(관측치: 8,509명)

변수	평균값	표준편차
월평균근로시간	242.77	61.04
임금률	0.6949	0.4765
가구비근로소득(만원)	148.55	606.99
연령	39.88	8.25
연령제곱	1658.08	686.01
18세미만 자녀여부	0.6998	0.4584
교육년수	12.96	2.82
가구원수	3.65	1.14
결혼유무	0.9122	0.2830
광역시거주여부	0.5648	0.4958
자가소유여부	0.3402	0.4738

자료: 한국노동연구원, 한국노동패널조사 1차~7차년도 원자료

4. 생애보험료율과 국민연금기대자산(PW: Pension Wealth) 변수 구축

(1) Feldstein(1974)의 사회보장부(SSW: Social Security Wealth) 소개

마지막으로 우리가 본 연구에서 주로 분석하고자 하는 생애보험료율과 국민연금기대자산(PW) 변수를 구축하고자 한다. 설명변수에 포함될 국민연금기대자산 변수는 생애 총급여의 현재가치(TB: Total Benefit)로 설정하였다. 이런 총급여의 현재액은 Feldstein(1974)이 미국 사회보장제도가 저축에 미치는 효과를 분석하기 위해 구축한 총사회보장부(SSWG) 개념과 정확하게 동일한 개념은 아니지만 유사한 개념인 관계로 Feldstein(1974)의 사회보장부를 간단하게 소개하고자 한다.

Feldstein(1974)은 사회보장부(SSW)를 구축할 때 총사회보장부(SSWG: Gross Social Security Wealth)와 순사회보장부(SSWN: Net Social Security wealth)의 두 가지 사회보장부(SSW)를 소개하였다. 총사회보장부(SSWG)는 현재 및 미래 65세 이상 노인들이 받을 수 있는 사회보장급여의 현재가치로 정의하였고 순사회보장부(SSWN)는 총사회보장부에서 그들이 그 연령에 도달하기 전에 납부했던 사회보장세의 현재가치를 뺀 것으로 정의하였다. 어떤 사회보장부 변수를 사용하는 것이 바람직한가에 대해 Feldstein은 1974년 논문에서는 근로자가 자신의 사회보장부를 미래에 받을 급여와 미래에 납부할 사회보장세의 차이로 본다면 순사회보장부가 더 적절한 개념이라고 주장하였다. 그러나 1982년 후속논문에서 Feldstein은 현재 및 과거 가치분소득의 흐름으로 묘사되는 소비지출함수를 계량경제학적 모형으로 정의할 경우 사회보장세가 하나의 설명변수로 포함되는 것이 적절하므로 사회보장세의 현재가치를 제한 순사회보장부(SSWN) 개념보다는 총사회보장부(SSWG) 개념을 사용하는 것이 정확한 개념이라고 주장하였다. 이런 주장을 하면서도 Feldstein은 사회보장부를 측정함에 있어 미국 사회보장제도가 가지고 있는 부과방식 속성을 전혀 반영하지 않고 미래에 부담할 사회보장세율이 1992년 이후 일정하게 유지되는 것으로 가정하였다. 이런 측면에서 본다면 총사회보장부나 순사회보장부 모두 사회보장부를 다른 가구자산과 비교할 경우 개념적으로 완벽하지 않을

수 있으나 많은 연구자들은 순사회보장부를 선호하는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 가계저축의 구축효과를 분석하는데 이 변수를 사용하는 것이 아니라 근로세대의 근로행태에 영향을 미치는 하나의 변수로 연금급여의 현가액이 필요하고 생애보험료율을 별도로 구하는 관계로 각 개인이 국민연금 수급시점부터 받을 수 있는 생애총급여의 현가액을 개인별 국민연금기대자산(PW)으로 간주하고 이런 국민연금기대자산이 근로세대의 노동공급에 미치는 효과를 분석하고자 한다.

아래 절에서 구한 본 논문의 국민연금기대자산(PW)과 Feldstein (1974)이 구한 총사회보장부(SSWG)는 유사한 개념이긴 하나 정확하게 동일한 개념은 아니라고 할 수 있다. Feldstein은 13개 가입자 및 수급자 범주로 나누어 전체 경제측면에서 사회보장부(SSW)를 추정하였으나 본 논문에서는 퇴직자를 제외한 가입연령에 해당되는 근로자와 그 배우자의 연금기대자산(PW)만 구하였다. 본 논문은 근로세대의 근로행태에 국민연금제도가 미치는 효과를 보는데 초점을 맞추고 있기 때문에 정확하게 Feldstein이 사용한 사회보장부 개념으로 측정할 필요가 없었다.⁵⁾ 또한 본 연구는 개인의 생애임금을 임금함수를 통해 추정하였으므로 아래 절의 연금기대자산 추정식에서 보는 것처럼 각 개인의 가치분소득이 실질임금 상승률에 의해 증가한다는 Feldstein의 가정을 따르지 않았다.

(2) 개인의 생애임금 추정

생애보험료율과 국민연금기대자산(PW) 변수를 구축하기 위해서는 먼저 개인의 생애소득을 추정할 필요가 있다. 대부분의 국민연금 관련 국내 연구에서는 개인의 생애소득을 확정적(deterministic) 모형에 따라 추정하였다.⁶⁾ 즉, 분석대상 초기시점의 소득을 기본으로 평균임금상승률에 따라 일정하게 증가하는 방식으로 생애소득을 추정하거나 석재은·김용하

- 5) Feldstein(1974)은 모든 국민들의 사회보장부를 구한 관계로 총연금급여의 현재 가치를 계산할 때 젊은 근로세대 뿐 아니라 65세 이상 노인세대 총연금급여의 현재 가치까지 구했으며 유족연금의 중요성으로 인해 다양한 형태(예를 들어, 젊은 남성근로자의 여성배우자, 65세 이상의 남편의 여성배우자, 현재 미망인 등)의 유족연금 경우를 계산하였다.
- 6) 최기홍(2007)은 보험료 부과소득을 확정된 값으로 가정했기 때문에 확정적 모형(deterministic)이라고 이름지었다. 반면 확정적 모형의 상반되는 개념으로 확정적 부과소득에 사건이 일어날 확률을 곱한 기대(expected) 부과소득을 다루는 확률적 모형(probabilistic)을 제시하였다.

(2002)와 같이 여러 가지 생애소득유형에 따른 시나리오별로 생애소득곡선을 추정하였다. 그러나 이런 확정적 모형은 별도의 연령소득곡선을 추정하기 보다는 기준년도 국민연금 평균소득을 단순하게 이용하는 문제점이 있다. 반면 김상호(2007)는 대표적인 패널분석인 고정효과모형을 통해 남성과 여성의 경우를 분리하여 개개인의 생애소득을 추정하였다.

본 연구에서는 인적자본론에서 개인의 소득함수를 추정하는데 일반적으로 사용되는 Mincer(1974)의 선형함수를 사용하였다. 앞에서 설명한 것처럼 분석자료는 노동패널 1~7개 년도의 패널자료를 모두 합친 표본(pooled sample)을 이용하였으며 임금근로자 중 계약직, 일용직 등 비정규직 임금근로자의 소득패턴을 정확하게 추정하는데 한계가 있으므로 비정규직 임금근로자를 분석대상에서 제외시켰다. Mincer(1974)의 임금함수에서 종속변수는 로그임금으로 설정하고 설명변수로 상수, 인적자본에 관한 변수인 경력년수, 경력년수의 제곱, 교육년수를 포함시켰으며 생년집단별 임금수준의 차이가 있다는 점을 충분히 고려하여 1939년생부터 1986년생까지 3년 간격 생년집단 더미변수를 사용하였다.⁷⁾ 경력년수는 최종학교를 졸업한 이후 계속 근로활동을 했다는 가정 하에 패널당해연도에서 졸업연도를 뺀 변수로 대용(proxy)하였다.⁸⁾ 추정방법으로는 최근에 자영자와 같이 개개인의 특성이 이질적으로 나타나는 집단의 경우 잔차항의 이분산을 고려하기 위해 분위회귀분석(quantile regression)을 많이 사용하나 여기서는 임금근로자를 추정하는 관계로 통상적으로 많이 사용하는 최소자승법(OLS)으로 임금함수를 추정하였다.

$$\log w_i = \alpha + \beta_1 \exp_i + \beta_2 \exp 2_i + \beta_3 educ_i + \beta_4 cohortbirth_i + e_i \quad (7)$$

- 7) 3년간격 생년코호트별 더미변수 이외에 5년간격 생년코호트별 더미변수와 10년간격 생년코호트별 더미변수를 이용하여 각각 임금함수를 추정하였으나 3년간격 생년코호트별 더미변수를 이용하여 임금함수를 추정했을 때 회귀계수값이 통계적으로 유의했으며 설명변수의 설명력을 나타내는 adjusted R² 이 가장 높게 제시되어 최종적으로 3년간격 생년코호트별 더미변수로 결정하였다.
- 8) 일반적으로 경력년수는 (연령-교육년수-6)으로 계산하나 여기서의 (패널당해연도-최종학교졸업연도)와 동일한 관계로 이 값을 대용치로 사용하였다. 또한 노동패널 원자료에서는 최종학교 졸업연도를 제2차, 제3차, 제4차 패널자료에서 제공하지 않는 관계로 제1차와 제7차 자료를 이용하여 자료가 없는 이들 3개년도의 졸업연도를 추정하였다.

단, w =월평균임금
 exp =경력년수(패널당해연도-졸업연도)
 $exp2$ =경력년수의 제곱
 edu =교육년수
 $cohortbirth$ =3년 간격, 5년 간격, 10년 간격 생년집단 더미변수

3년 간격 생년집단 더미변수를 가지고 (7)의 임금함수를 추정한 결과, 대부분의 설명변수들이 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 인적자본 이론에서 설명하는 것과 같이 경력년수와 교육년수가 많을수록 월평균임금이 높은 양(+)의 관계를 보여주었다. 3년 간격 생년집단별 더미변수는 생년이 빠를수록 근로활동을 오래한 고령근로자이므로 전반적으로 월평균임금이 높아지는 것을 보여주고 있다. 또한 경력년수의 제곱변수 회귀계수들은 일정 연령대를 피크(peak)로 임금이 증가하다가 감소하는 경향을 반영하여 음(-)의 값으로 나타났다.

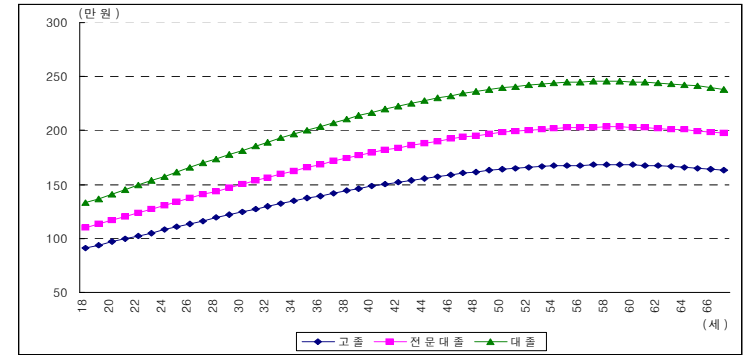
<표 2> 임금함수 추정결과

변수	회귀계수값	표준편차	t값	P값
경력년수	0.0313	0.0018	17.02	0.000
경력년수의 제곱	-0.0004	0.00004	-8.72	0.000
교육년수	0.0945	0.0022	42.98	0.000
3년간격 생년집단 더미2(a2)	-0.0328	0.0571	-0.57	0.566
3년간격 생년집단 더미3(a3)	0.0545	0.0548	1.00	0.319
3년간격 생년집단 더미4(a4)	0.2474	0.0544	4.55	0.000
3년간격 생년집단 더미5(a5)	0.3362	0.0557	6.03	0.000
3년간격 생년집단 더미6(a6)	0.3137	0.0564	5.57	0.000
3년간격 생년집단 더미7(a7)	0.3291	0.0577	5.70	0.000
3년간격 생년집단 더미8(a8)	0.3303	0.0586	5.64	0.000
3년간격 생년집단 더미9(a9)	0.3216	0.0598	5.38	0.000
3년간격 생년집단 더미10(a10)	0.3217	0.0605	5.31	0.000
3년간격 생년집단 더미11(a11)	0.3343	0.0613	5.46	0.000
3년간격 생년집단 더미12(a12)	0.2707	0.0623	4.35	0.000
3년간격 생년집단 더미13(a13)	0.2659	0.0638	4.17	0.000
3년간격 생년집단 더미14(a14)	0.2239	0.0670	3.34	0.001
3년간격 생년집단 더미15(a15)	0.1403	0.0779	1.80	0.072
3년간격 생년집단 더미16(a16)	0.1704	0.1599	1.07	0.286
상수항	3.0591	0.0819	37.35	0.000
$Adj R^2$	0.2651			

주: 3년간격 생년집단 더미변수는 if 1939<=생년<=1941이면 a1=1, 그 외의 경우 a1=0, if 1942<=생년<=1944이면 a2=1, 그 외의 경우 a2=0,....., if 1984<=생년<=1986이면 a16=1, 그 외의 경우 a16=0로 정의함.

상기의 추정결과를 가지고 개인의 생애소득을 추적하여 남성 임금근로자의 연령소득 프로파일(age-earnings profile)을 구축하였다. 남성 임금근로자의 월평균임금은 연령이 증가할수록 증가하다가 50대 후반을 고비로 조금씩 감소하는 오목한(concave) 임금추세를 나타내고 있다. 또한 고학력일수록 높은 임금을 받는 것으로 나타났다.

[그림 6] 남성 임금근로자의 연령소득 프로파일(age-earnings profile)

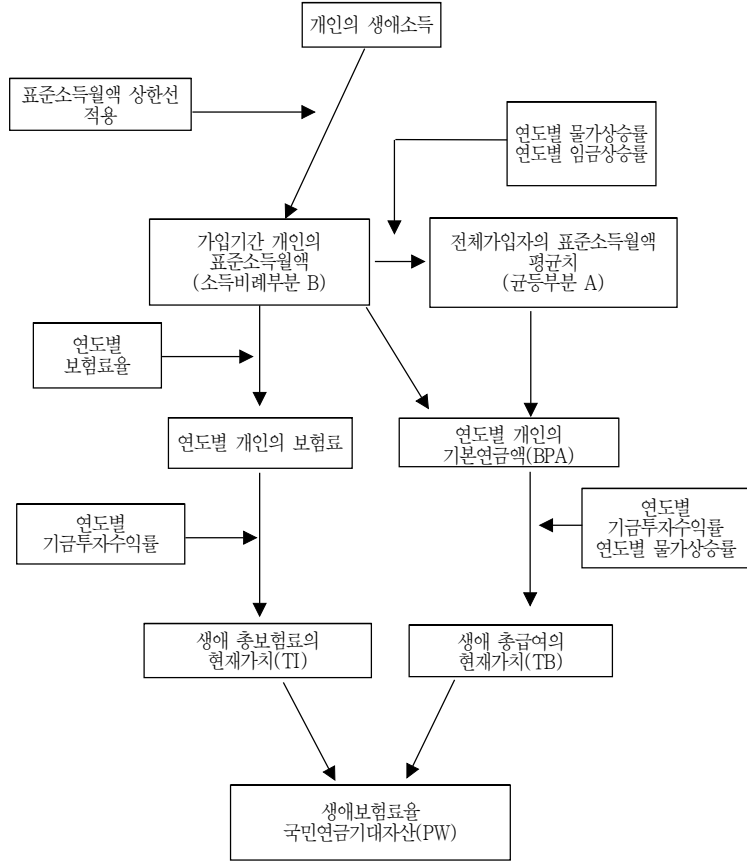


(3) 생애보험료율과 국민연금기대자산의 추정방법 및 계산결과

이렇게 개인의 생애소득을 추정함에 따라 국민연금 가입자가 소득활동을 하는 경우 부담하는 생애 총보험료율과 미래에 받는 생애 총급여의 현재가치(TB: Total Benefit)를 계산할 수 있다. Ehrlich and Kim (2007)은 가구구성과 출산률 저하를 설명할 수 있는 가장 중요한 변수로 부과방식 연금제도의 균형 보험료율을 제시하였다. 이들은 균형 보험료율 변수가 균형예산(balanced budget) 하에서 1인당 기대소득 대비 1인당 기대연금액 비율과 유사하므로 이 변수를 균형 보험료율 대용치(proxy)로 사용하였다. 본 연구에서는 개인의 생애보험료를 직접 계산할 수 있는 관계로 Ehrlich and Kim(2007)과 달리 개인의 생애소득 현재액 대비 개인의 보험료 현재총액 비율을 생애보험료율로 사용하였다. 이런 생애보험료율과 국민연금기대자산(PW)을 구하기 위해서는 결국 개인의 생애총보험료 현재가치와 생애총급여의 현재가치를 계산해야 한다. 계산과정은 아래의 [그림 7]의 생애보험료율과 국민연금기대자산 구축작업의 흐름도

를 통해 쉽게 확인할 수 있다.

[그림 7] 생애보험료율과 국민연금기대자산 구축작업의 흐름도



생애 총보험료의 현재가치(TI: Total Insurance)를 산정하기 위해서는 몇 가지 가정이 필요한데, 먼저 가입자는 최종학교를 졸업한 연도부터 퇴직연령까지 근로활동을 지속한다고 가정하였다. 다시 말하면 실업, 휴직 등과 같은 근로활동 중단이 없이 최종학교 졸업시기부터 연금수급개시연령 직전년도까지 계속 국민연금에 가입한 것으로 가정하였다. 또한 근로

활동을 시작한 직종이 퇴직시점까지 변화하지 않는 것으로 하였는데, 국민연금에서 분류하는 직장가입자인 임금근로자는 근로활동 중간에 지역가입자인 자영자로 변할 수 없는 것으로 가정하였다. 한편, 현재 국민연금의 완전노령연금은 60세부터 수급하도록 되어 있으나 1998년 개혁으로 인해 2013~2033년 동안 매 5년마다 1세씩 인상되는 것으로 조정됨에 따라 연령별로 연금수급개시연령 연장에 따른 개시연령을 모두 반영하였다.

생애 총보험료의 현재가치는 각 연도의 개별근로자 임금에 해당연도의 보험료율을 곱하여 연도별 보험료를 산정하고 각 연도 기준 현재가치로 환산하여 산출하였다. 예를 들어, 현재 a세의 근로자가 t년도에 존재하고 있고 $Y_{a,t}$ 를 a세의 t년도 월평균임금이고 Θ_t 를 t년도 보험료율이라고 가정할 경우 당해연도 보험료는 $Insurance_{a,t} = Y_{a,t} \times \Theta_t \times 12$ 로 정의할 수 있다. 그런데 이런 a세의 근로자가 생애근로기간동안(T) 납부해야 하는 생애 총보험료의 현재가치는 아래와 같다.

$$TI_a = \sum_{t=1}^T Y_{a,t} \Theta_t (1+r_t)^{-t} \times 12 \quad (8)$$

단, TI_a =a세의 근로자가 부담해야 하는 생애 총보험료의 현재가치
 T =성별, 연령별로 구분한 연금수급개시연령 전까지의 가입자 근로기간
 r_t =t년도의 기금투자수익률

가입자가 부담하는 국민연금 보험료율은 직장가입자인 임금근로자의 경우 고용주 부담분을 포함하여 1993년 이후 보험료율 상향조정 추이에 따른 3%→6%→9%를 적용하였다. 보험료 부과대상 소득의 상한은 1995년까지는 250만원, 그리고 1996년부터 360만원으로 정해져 있으므로 본 연구에서도 이 기준을 적용하였다.

<표 3> 국민연금 가입자 국민연금보험료 변화추이

구분		1988~1992	1993~1997	1998	1999~
사업장	계	3%	6%	9%	9%
	근로자	1.5%	2%	3%	4.5%
가입자	사용자	1.5%	2%	3%	4.5%
	퇴직금전환금	-	2%	3%	-

자료: 국민연금관리공단, □ 국민연금법 해설□, 2001.

국민연금이 지급하는 연금은 크게 노령연금, 장애연금, 유족연금으로 구분되는데, 본 연구에서는 노령연금과 유족연금만 고려하기로 한다.⁹⁾ 따라서 생애 총급여의 현재액은 노령연금 현재액과 유족연금 현재액으로 구성된다. 현행 국민연금급여는 기본연금액과 가급연금액으로 구성되어 있으며 생애 총연금액을 계산하기 위해서는 가입자가 연금수급개시연령에 수급할 것으로 예상되는 기본연금액(BPA: Basic Pension Amount)을 먼저 계산해야 한다. 기본연금액은 1998년말 법 개정으로 인해 1988년 제도도입시 40년 가입 평균소득의 70%에서 1999년 이후 60%로 감소되었다. 따라서 본 모형에서 기본연금액은 가입기간이 1998년 12월 31일 이전 가입기간일 경우 이전 산식을 적용하고 1999년 1월 1일 이후 가입기간에 대해서는 현재 산식을 적용하여 산출하였다.¹⁰⁾

1999년 이전 기본연금액 산식 = $2.4 (A + 0.75B) \times (1 + 0.05N)$
 1999년 이후 기본연금액 산식 = $1.8 (A + B) \times (1 + 0.05N)$
 1999년 이전과 이후 가입기간이 함께 있는 경우의 산식
 = $[2.4 (A + 0.75B) \times P1/P + 1.8 (A + B) \times P2/P] \times (1 + 0.05N)$

- A : 연금수급 직전 3년간의 전체가입자의 평균소득월액의 평균액(균등부분)
 - B : 가입자 개인의 가입기간 중 표준소득월액을 현재가치로 재평가한 평균액(소득비례부분)
 - n : 20년 초과 가입 년수 - P : 전체가입기간 - P1 : 1999년 이전 가입기간 - P2 : 1999년 이후 가입기간
 - 0.05 : 가입기간 20년 초과 매 1년에 대한 연금액을 가산하는 비례상수

A값은 2000년 12월 이전에는 연금수급직전년도 전체가입자 표준소득월액의 평균치로서 사업장가입자 및 지역가입자의 매년도 평균소득에 따라 결정되었으나, 2000년 12월 개정법에서는 연금수급직전 3년간의 평균소득월액을 소비자물가지수에 의하여 연금수급직전년도의 현재가치로 환산한 합산액을 3으로 나눈 금액으로 산출하는 것으로 개정되었다. A값을 계산하는 방법은 다음과 같다.

- 9) 장애연금을 계산하기 위해서는 연령별·성별 장애발생률을 구하는 작업이 필요한데, 현실적으로 이 부분에 대한 논란이 많이 있어 본 연구에서는 장애연금은 포함시키지 않기로 한다. 또한 유족연금의 경우 본 연구대상이 남성가구주인 점을 들어 남성배우자 사망시 전업주부가 받는 유족연금만 고려하기로 한다.
- 10) 가급연금액은 전체 연금에서 차지하는 비중이 미미하며 현 국민연금법에 의하면 물가상승률에 연동하여 증가하게 되므로 만일 현재의 제도가 그대로 유지될 경우 임금상승률에 의해 증가하는 기본연금액에 비해 가급연금액은 장기적으로 더욱 미미해질 것으로 예상됨에 따라 본 연구에서는 가급연금액을 고려하지 않기로 한다.

$$A_t = [a_{t-2} \times (1 + \pi_{t-2}) \times (1 + \pi_{t-1}) + a_{t-1} \times (1 + \pi_{t-1}) + a_t] / 3 \quad (9)$$

단, a_t = t년도의 전체 가입자의 평균소득
 π_t = t년도의 물가상승률

소득비례부분을 나타내는 B는 가입기간 동안 개인의 표준소득월액을 전체 가입자의 평균소득월액을 근거로 구한 A값의 증가율을 기준으로 재평가(valorization)하여 합산한 후 가입기간으로 나누어 평균한다.

$$B_{a,t} = \frac{\sum_{i=1}^T Y_{a,i} \times \frac{A_t}{A_i}}{T} \quad (10)$$

단, T=성별, 연령별로 구분한 연금수급개시연령 전까지의 가입자 근로기간

따라서 현재 a세 근로자의 생애 총노령연금액의 현재가치는 다음과 같다.

$$TB_a = \sum_{t=1}^Z BPA_{a,t} (1 + \pi_t)^t (1 + r_t)^{-t} \quad (11)$$

단, TB_a = a세의 근로자가 받는 생애 총급여의 현재가치

Z=성별, 연령별로 구분한 연금수급개시 이후 생존기간

$BPA_{a,t}$ = a세의 근로자가 최초 연금수급(t)시 받는 기본연금액

r_t = t년도의 기금투자수익률

유족연금의 경우 가입자의 사망과 함께 연금법에서 정한 유족이 존재하는 경우에 수급권이 발생하는데, 본 연구에서는 남성 가구주를 대상으로 했으므로 남성 가구주가 사망한 경우 여성배우자가 유족이 되는 경우로만 한정하였다.¹¹⁾ 유족연금은 사망한 가입자의 가입기간과 가입기간 중 소득

- 11) 남성가구주의 사망시 여성배우자의 유족연금은 전업주부 여성배우자가 있는 경우 남성가구주가 사망하기 이전에는 남성배우자가 노령연금을 받다가 사망 이후 (통계청 자료에 따르면 여성이 남성보다 기대여명이 길기 때문에) 그 배우자의 생존기간 동안 유족연금을 받는 것으로 설정하였다.

수준에 의해 결정되며 가입기간이 10년 미만인 경우에는 기본연금액의 40%, 10년 이상 20년 미만인 경우 50%, 20년 이상인 경우는 60%를 지급하고 있다.

$$SBPA_t = BPA_t \times w \tag{12}$$

$$w = 0.4 \quad \text{if } T < 10$$

$$w = 0.5 \quad \text{if } 10 \leq T < 20$$

$$w = 0.6 \quad \text{if } T \geq 20$$

단, $SPBA_t$ = 최초 연금수급(t)시 받는 유족연금 기본연금액
 BPA_t = 최초 연금수급(t)시 받는 노령연금 기본연금액
 T = 성별, 연령별로 구분한 연금수급개시연령 전까지의 배우자 근로기간

이렇게 각 연도별 개인의 생애 총보험료 현재액과 생애 총급여 현재액이 계산되었으므로 우리가 관심을 가지고 있는 생애보험료율과 국민연금 기대자산 변수인 생애 총급여의 현재액은 다음 <표 4> 와 같다.

<표 4> 연금정책 변수의 기초통계량(관측치: 8,509명)
(단위: 만원, %)

변수	평균값	표준편차
보험료 현재총액(A)	3,992.25	1,161.37
생애소득 현재총액(B)	61,259.35	19,357.27
노령연금 현재총액(C)	6,907.45	1,635.59
노령연금과 유족연금의 현재총액(D)	7,550.24	1,819.70
생애보험료율(A/B)	6.63	1.07

국민연금 생애 총급여의 현재를 계산하기 위해서는 급여의 실질가치를 유지하기 위하여 물가상승률, B값을 산정하기 위해 임금상승률, 현재가치로 환산하기 위해 기금투자수익률이 필요한데, 본 연구에서 사용한 물가상승률, 임금상승률, 기금투자수익률은 2003년 이전까지 실제치를 사용하였고 2003년 이후로는 국민연금발전위원회의 가정에 따랐다. 평균가입기간을 결정하기 위해 필요한 각 연령별 기대여명은 2003년 통계청의 생명표를 이용하였다.¹²⁾

12) 일반적으로 가입자의 생존기간에 대해서는 현재 연령에서의 생존률(생명표상 각

<표 5> 주요 거시경제변수 연도별 가정

(단위: %)

연도	물가상승률	임금상승률	기금투자수익률
1988	7.1	15.5	11.98
1989	5.7	21.0	12.79
1990	8.6	18.8	12.55
1991	9.3	17.5	12.76
1992	6.2	15.2	12.68
1993	4.8	12.2	11.99
1994	6.3	12.7	12.10
1995	4.5	11.5	12.11
1996	4.9	11.5	10.75
1997	4.4	9.0	8.84
1998	7.5	-2.5	14.41
1999	0.8	8.8	12.80
2000	2.3	8.0	4.69
2001	4.1	5.1	8.99
2002	2.7	11.2	6.35
2003	3.6	9.2	7.83
2004~2010	3.0	6.5	7.5
2011~2020		6.0	7.0
2021~2030		5.5	6.0
2031~2050		5.0	5.5
2051~		4.5	5.0

자료: 국민연금발전위원회, □ 2003년 재정계산 및 제도개선 방안□, 2003. 6.

IV. 실증분석 결과

본 장에서는 앞서 제시한 패널자료 분석방법을 통해 국민연금제도가 노동공급에 미치는 효과를 본격적으로 분석하고자 한다. 따라서 생애보험료율과 국민연금기대자산 변수가 노동시간에 미치는 효과를 중심으로 (4)식의 노동공급 함수를 추정하였다. 전체적으로 6개의 모형을 추정하였는데, 먼저 국민연금제도가 다양한 경로를 통해 근로세대의 노동공급에 영향을 미칠 수 있고 보험료 부과와 연금급여 지급이 노동공급에 미치는 효과가

연령의 생존자수로 사망시점의 생존자수를 나눔)을 곱해 계산하고 있으나 본 논문에서는 2003년 통계청 생명표에서 제시한 성별·연령별 기대수명을 적용하여 생존기간을 설정하였다(예를 들어, 20세 남성의 기대여명이 80세인 경우 이 사람은 60세(80세-20세)로 생존기간을 계산하였다).

상할 수 있다는 점을 들어 모형(1)과 모형(2)에서는 보험료 부과가 근로세대의 노동공급에 미치는 효과를, 모형(3)과 모형(4)에서는 연금급여 지급이 근로세대의 노동공급에 미치는 효과를 별도로 분석하였다. 모형(1)과 모형(3)은 모형의 적합성과 신뢰성을 위해 노동공급에 미치는 효과가 상대적으로 적은 사회적 변수를 제외하고 추정하였다. 모형(6)은 (4)식의 추정함수를 바탕으로 가장 중요한 변수인 생애보험료율과 생애 총급여의 현가액인 국민연금기대자산을 모두 포함하여 추정하였고 모형(5)는 모형(1)과 모형(3)과 같이 사회적 변수를 제외하였다. 추정자료가 패널자료인 관계로 대표적인 패널자료 분석방법인 고정효과모형(FEM)과 확률효과모형(REM)을 통해 노동공급 함수를 추정하였는데, 먼저 모형별로 FEM과 REM 추정결과 중 어느 것이 더 적합한 방법인가를 보여주기 위해 Hausman 검정을 실시하였다. Hausman 검정결과, 모든 모형에서 설명변수와 개별특성을 흡수하는 절편계수항간에 상관관계가 존재하지 않는다는, 즉 REM 모형이 더 적합하다는 귀무가설을 모두 기각함에 따라 FEM을 통해 노동공급함수를 추정하였다.

<표 6> Hausman 검정 결과

모형	변수	Hausman 검정 결과
모형(1)	생애보험료율	chi2(6)=7087.26(p-value=0.0000)
모형(2)	생애보험료율	chi2(11)=6375.74(p-value=0.0000)
모형(3)	국민연금기대자산 1(노령연금 현가총액)	chi2(6)=1825.16(p-value=0.0000)
모형(3)	국민연금기대자산 2 (노령연금+유족연금 현가총액)	chi2(6)=3043.50(p-value=0.0000)
모형(4)	국민연금기대자산 1(노령연금 현가총액)	chi2(11)=2355.79(p-value=0.0000)
모형(4)	국민연금기대자산 2 (노령연금+유족연금 현가총액)	chi2(11)=2983.85(p-value=0.0000)
모형(5)	생애보험료율 국민연금기대자산 1	chi2(7)=1411.84(p-value=0.0000)
모형(5)	생애보험료율 국민연금기대자산 2	chi2(7)=1672.16(p-value=0.0000)
모형(6)	생애보험료율 국민연금기대자산 1	chi2(12)=1714.40(p-value=0.0000)
모형(6)	생애보험료율 국민연금기대자산 2	chi2(12)=1838.80(p-value=0.0000)

생애보험료율을 중요한 설명변수로 포함시킨 모형(1)과 모형(2)에서 보험료 부과에 따른 근로세대의 노동공급 효과를 추정한 결과 <표 7> 과 같이 생애 보험료율이 10%p 증가한다면 남성가구주 임금근로자는 근로시간을 약 7% 줄이는 것으로 나타났다. 이런 결과는 근로소득세 부과가 개인의 노동공급에 미치는 효과와 유사하게 해석될 수 있다. 이론적으로 근로소득세 부과 후 소득 감소는 이를 보충하기 위해 노동시간을 증대시키는 소득효과(income effect)와 여가를 정상재(normal good)라고 가정할 경우 여가에 대한 기회비용인 임금 감소로 노동공급을 줄여서 여가의 수요를 늘리려고 하는 대체효과(substitution effect)로 구분할 수 있다. 따라서 조세부과로 인한 노동공급의 증감은 이런 소득효과와 대체효과와의 상대적 크기에 달려있다. 생애보험료율이 노동시간에 미친 추정결과만 놓고 본다면 국민연금 보험료 부과에 따른 노동공급 효과는 소득효과보다는 대체효과가 더욱 강하게 나타남으로써 국민연금 보험료 부과로 인해 근로세대가 노동시간을 줄이는 유인이 있는 것으로 풀이된다. 이는 연금제도 측면에서 국민들이 국민연금 보험료를 일종의 조세로 생각할 만큼 현행 국민연금제도에 대한 불신이 높은 것으로 해석할 수 있다.

미래에 받을 것으로 예상되는 연금급여가 노동공급에 미치는 효과를 보기 위해 모형(3)과 모형(4)에서 급여의 현가총액인 국민연금기대자산이 노동시간에 미치는 효과를 고정효과모형(FEM)을 통해 추정하였다. 노동시간의 급여 현가총액 탄력성이 0.4 정도로 제시되어 급여 현가총액이 10% 증가할 경우 근로세대의 노동시간이 4% 증가하는 것으로 추정되었다. 이런 결과는 미래에 받는 급여액이 증가함으로써 노동공급이 감소할 수 있는 부의 효과(wealth effect)보다는 보험료 대비 연금급여수준이 높은 관계로 노동공급을 증가시키는 유인이 더욱 크다는 것으로 유추할 수 있다.

지금까지 우리는 생애보험료율과 급여의 현가총액이 노동시간에 미치는 추정결과를 각각 제시함으로써 국민연금 보험료와 연금급여가 근로세대의 노동공급에 미치는 효과를 별도로 살펴보았다. 그러나 우리가 중요하게 생각하는 변수인 생애보험료율 및 생애급여의 현가총액인 국민연금기대자산을 모두 포함시킨 모형(5)와 모형(6)이 공적연금제도가 노동공급에 미치는 효과를 분석할 때 다른 모형보다 더 중요한 모형으로 고려되는 이유를 여기서 다시 한 번 설명하고자 한다. Browning(1987)은 기존 선행연구에서 공적연금 보험료 혹은 사회보장세의 노동공급 왜곡효과를 분석할 경우 급여체계와는 별도로 조세체계만 평가하였으나 공적연금제도와

같이 가입자가 현재 납부하는 보험료 혹은 조세가 나중에 받게 되는 급여와 연계되는 관계로 보험료 혹은 사회보장세의 노동공급 효과를 분석할 경우 이 두 관계를 동시에 고려해야 함을 강조하면서 이 두 체계를 동시에 고려하지 않는다면 공적연금제도는 충분히 분석될 수 없다는 점을 지적하였다. 따라서 후속연구로 모든 가입자에게 동일하게 적용되는 법정 보험료를 혹은 법정세율보다 이런 법정세율과 한 단위 추가소득에 따른 연금급여 증가분과의 차이를 나타내는 유효한계세율(effective marginal tax rate)을 분석함으로써 공적연금제도가 노동시장에 미치는 왜곡효과를 분석해야 함을 강조하고 있다.¹³⁾ 이런 맥락에서 상기에서 분석한 국민연금제도가 노동시간에 미치는 영향을 정확하게 고려하기 위해서는 보험료나 급여가 각각 노동시간에 미치는 효과를 별도로 분석하기 보다는 보험료와 연금급여를 모두 설명변수로 포함한 모형(5)와 모형(6)을 추정하는 것이 바람직한 것으로 판단한다. 따라서 본 연구에서도 모형(5)와 모형(6)을 중심으로 생애보험료율과 생애총급여의 현가액이 근로세대의 노동시간에 미치는 효과를 분석하고자 한다.

<표 7> 국민연금제도가 노동시간에 미친 추정결과

변수	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)	모형(5)	모형(6)
log(생애보험료율)	-0.7279*** (0.0085)	-0.7314*** (0.0084)			-0.3020*** ¹⁾ (0.0141)	-0.2967*** ¹⁾ (0.0139)
log(국민연금기대자산 1)			0.4225*** ³⁾ (0.0044)	0.4265*** ³⁾ (0.0044)	0.2820*** ⁴⁾ (0.0078)	0.2883*** ⁴⁾ (0.0077)
log(임금률)	-0.9915*** (0.0012)	-0.9918*** (0.0012)	-0.9929*** (0.0011)	-0.9933*** (0.0011)	-0.9933*** (0.0011)	-0.9937*** (0.0011)
log(가구비근로소득)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0002* (0.0001)
연령	0.0487*** (0.0008)	0.0477*** (0.0008)	0.0216*** (0.0008)	0.0205*** (0.0008)	0.0308*** (0.0008)	0.0295*** (0.0009)
연령제곱	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)
교육년수	0.0880*** (0.0007)	0.0881*** (0.0007)	0.0695*** (0.0007)	0.0694*** (0.0007)	0.0764*** (0.0007)	0.0762*** (0.0007)
가구원수		0.0000 (0.0007)		-0.0005 (0.0007)		-0.0004 (0.0007)
18세미만 자녀여부		0.0037*** (0.0012)		0.0038*** (0.0011)		0.0041*** (0.0011)

13) 사회보장한계세율을 추정하는 연구 가운데, 일부 연구들은(Barro and Sahasakul, 1986; Seater, 1985; Stephenson, 1998) 이런 급여부분을 완전히 무시하고 있다. 급여부분을 고려하는 연구들은 Gordon(1983), Browning(1985), Burkhauser and Turner(1985)의 연구가 있다.

결혼유무		0.0010 (0.0022)		0.0010 0.0020		0.0012 (0.0020)
광역시거주여부		0.0049*** (0.0018)		0.0037** (0.0017)		0.0039** (0.0016)
자가소유여부		0.0061*** (0.0006)		0.0078*** (0.0006)		0.0073*** (0.0006)
상수항	0.6537*** (0.0311)	0.6590*** (0.0311)	0.3469*** (0.0310)	0.3405*** (0.0308)	0.2708*** (0.0301)	0.2675*** (0.0299)
표본수	8,509	8,509	8,509	8,509	8,509	8,509

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

2) 괄호안은 회귀계수값의 표준오차임.

3) 유족연금을 포함한 국민연금기대자산 2의 경우 노동시간의 국민연금기대자산 탄력성이 모형(3)의 경우 0.2370으로, 모형(4)의 경우 0.2442로 제시됨.

4) 유족연금을 포함한 국민연금기대자산 2의 경우 노동시간의 생애보험료율과 국민연금기대자산 탄력성이 모형(5)의 경우 각각 -0.5986, 0.0863으로, 모형(6)의 경우 각각 -0.5972, 0.0891로 제시됨.

모형(6)에서 우리가 가장 관심을 가지고 있는 노동시간의 생애보험료율과 국민연금기대자산 탄력성은 -0.30과 0.29로 제시되어 있다. 다시 말하면 생애보험료율이 10%p 증가하면 근로세대 남성(prime-age men)의 근로시간이 3% 정도 감소하지만 국민연금급여가 10% 증가하면 근로세대 남성의 근로시간은 2% 정도 늘어난다는 의미로 해석된다. 따라서 보험료 측면에서 본다면 보험료율이 증가할수록 지금 납부하는 보험료가 나중에 받게 되는 급여에 대한 부담이 아니라 단순한 조세라고 생각하면서 근로시간을 더욱 줄일 것이라고 예상할 수 있다. 반면 연금급여가 높을수록 노동공급을 증가시켰다는 추정결과의 의미는 연금제도 측면에서 다음과 같이 생각할 수 있다. 현행 국민연금제도는 “저부담·고급여”체제이고 세대간 소득이전을 내포하고 있으므로 동일한 보험료를 불입할 경우 <부록 1>과 같이 국민연금이 개인연금보다 2~3배 수령액이 많고 수익률 측면에서도 대체로 2배 가량 유리한 것으로 나타나고 있다(국민연금관리공단 내부자료, 2003). 미래에 받을 연금급여로 인해 고령근로자에서 나타나는 조기퇴직을 유발하는 부의 효과보다는 동일한 보험료 대비 더 많은 연금급여를 미래에 받을 수 있다는 인식효과로 인해 근로세대의 근로시간이 증가할 수 있는 것으로 보인다. 한편 모형(5)에서 사회적 변수를 제외하더라도 모형(6)의 결과가 크게 차이가 없어 모형의 신뢰성을 높이는 결과를 제공하였다. 연금정책변수 이외에 다른 설명변수가 노동공급에 미치는 효과를 살펴보면, <표 7>에서 노동공급의 임금탄력성은 음(-)의

값을 가져 소득효과가 대체효과보다 더 크게 작용함으로써 후방굴절 노동공급함수가 나타나고 있다. 노동공급의 소득탄력성을 보여주는 가구비근로소득의 추정 계수값은 경제이론과는 동일하게 음(-)의 값이 도출되었으나 통계적으로 유의성이 낮았다. 나머지 개인 및 가구특성별 설명변수가 노동시간에 미치는 효과는 가구원수와 결혼유무 변수를 제외하고 근로세대의 노동공급에 영향을 주는 것으로 나타났다.¹⁴⁾

V. 결론 및 시사점

지금까지 국민연금제도가 노동공급에 미치는 효과를 일반적인 노동공급함수에 생애보험료율과 국민연금기대자산 변수를 포함시켜 분석해 보았다. 먼저 본 논문에서 제시한 생애보험료율과 국민연금기대자산인 생애총급여의 현가액은 통계적으로 유의하게 근로세대의 노동시간에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 서론에서 공적연금제도가 경제주체들의 노동공급에 영향을 미치는가에 대한 유무를 평가할 수 있는 증거자료를 제시한 것으로 보인다. 개인의 노동공급에 영향을 주는 여러 가지 변수들 중에 국민연금도 일반 국민들이 고려하고 있는 정책변수임을 확인할 수 있었다. 2008년 이후 본격적인 연금수급자가 발생하고 제도가 성숙됨에 따라 앞으로 국민연금이 일반 국민들의 노동공급 의사결정에 더욱 크게 영향을 미칠 것으로 보이므로 앞으로 정부는 이런 부분까지 고려하여 노동정책에 반영할 필요가 있다.

또한 전체적으로 노동시간에 영향을 주는 변수들 중 임금 및 연금과 같은 경제변수가 연령과 학력변수 등 사회적 변수보다 노동공급의 의사결정에 더욱 크게 영향을 미침을 알 수 있다. 다만 임금이 연금변수보다 더욱 탄력성 값이 커서 일반적인 노동공급 이론과 같이 전통적인 결정변수인 임금이 노동시간에 주는 효과가 여전히 강하게 작용하고 있음을 알 수 있

었고 이런 현상으로 인해 3장에서 주당 평균근로시간이 하락하는 추세를 설명할 수 있다. 소득탄력성은 이론과 동일하게 음(-)의 값으로 제시되었으나 대부분의 경우 통계적으로 유의하지 않거나 유의성이 낮은 결과가 도출되었다.

본 연구에서 가장 중요한 생애보험료율과 국민연금기대자산이 노동시간에 미치는 효과를 추정한 결과, 생애보험료율이 감소할수록, 국민연금기대자산인 연금급여가 증가할수록 남성가구주 임금근로자의 노동시간은 증가하는 것으로 나타났다. 이런 추정결과를 놓고 본다면 보험료는 현행대로 그대로 유지하면서 급여수준을 점차적으로 하락시키는 2007년의 국민연금법 개정안은 근로세대의 근로시간을 감소시키는 방향으로 작용할 것으로 예상할 수 있다. 2007년 국회를 통과한 국민연금법 개정안에 따르면 연령별·소득계층별 수익비는 현행 제도보다 낮아질 것으로 예상된다(부록 2 참조). 특히 젊은 층의 경우 삶의 질 향상으로 여가에 대한 선호가 강하고 국민연금법 개정법 통과에 대한 국민연금 수익률 감소로 인해 근로세대의 근로시간 감소로 이어질 수 있다.

마지막으로 표본선택 편의를 줄이기 위해 남성가구주 임금근로자를 분석대상으로 선정한 결과 여성을 포함한 전체 국민들의 노동공급에 대한 분석이 없었다는 점이 아쉬운 점으로 남는다. 특히 남성보다 평균기대여명이 긴 여성들의 경제활동참가가 높아지고 있는 상황에서 앞으로 연금과 여성의 노동공급 행태와의 관계는 더욱 중요성이 부각될 것이라는 점에서 추가적인 분석이 필요할 것으로 보인다. 또한 본 연구의 결과가 패널조사 기간이 7개년으로 짧게 제공됨으로써 충분한 시계열 자료를 확보하지 못한 상황에서 도출되었으므로 보다 정확한 분석을 위해서는 충분한 조사 자료의 확보가 필요할 것으로 보인다. 또한 향후 급속한 인구고령화 추세에 노출될 우리나라의 경우 노동시장에서도 경제활동인구 중 고령근로자가 차지하는 비중이 높아질 것으로 보이므로 공적연금제도가 성숙단계에 있는 선진국과 같이 국민연금제도가 고령근로자의 근로행태에 미치는 효과분석이 중요하게 부각될 것에 대비하여 고령근로자의 노동공급 행태를 파악할 수 있는 통계자료의 확보가 시급할 것으로 판단된다.

14) [그림 1]에서 교육수준별 근로시간이 고졸미만일 경우 낮다가 고졸의 경우 증가 되고 전문대졸이상의 경우 다시 낮아지는 비선형의 형태를 보임에 따라 교육년수 제곱을 모형에 포함시키는 것이 적절하다는 지적이 있었다. 이에, 이 변수를 포함시켜 추정한 결과 교육년수 제곱변수에 대한 회귀계수값이 통계적으로 유의하지 않고 가장 중요한 회귀계수값인 생애보험료율과 국민연금기대자산 탄력성 값이 교육년수 제곱을 포함하지 않은 본문의 추정결과와 거의 차이점을 발견할 수 없어 관련 추정결과를 <부록 3>에서 제시하였다.

[참고문헌]

- 국민연금관리공단, □ 국민연금법 해설 □ , 2001.
- 국민연금발전위원회, □ 2003년 재정계산 및 제도개선 방안 □ , 2003. 6.
- 김상호, 「연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석」, □ 경제학연구 □ , 제55권 제3호, 한국경제학회, 2007, 119~143.
- 김원식, 「한국 국민연금제도의 후생비용 추정연구」, □ 재정논집 □ , 제7집, 한국재정학회, 1993, 199~366.
- 석재은-김용하, 「국민연금의 소득보장효과에 대한 Simulation 분석」, □ 사회보장연구 □ , 제18권 제1호, 한국사회보장학회, 2002, 67~104.
- 최기홍, 「국민연금 가입자의 Markov Chain 보험료 기여모형」, □ 보험개발연구 □ , 제18권 제1호, 한국보험개발원, 2007, 103~136.
- 최병호, 「공적연금제도의 순한계보험료율에 관한 연구」, □ 재정논집 □ , 제14권 제1호, 한국재정학회, 1999, 255~276
- Aaron, H. J., *Economic effects of Social Security*, Brookings Institution, 1982
- Baker, Michael and Dwayne Benjamin, “Early Retirement Provisions and the Labor Force Behavior of Older Men: Evidence from Canada”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 4, 1999, 724~756
- Borjas, George J., “The Relationship between Wages and Weekly Hours of Work: The Role of Division Bias”, *The Journal of Human Resources*, Vol. 15, No. 3, 1980, 409~423.
- Boskin, Michael J. “Social Security and Retirement Decisions.” *Economic Inquiry*, Vol 15, 1977, 1~25.
- _____ and Hurd, Michael D. “The Effect of Social Security on Early Retirement.”, *Journal of Public Economics*, Vol. 10, No. 36, 1978, 1~77.
- Browning, Edgar K., “The Marginal social security tax on Labor”, *Public Finance Quarterly*, Vol. 13, No. 3, 1985, 227~251.
- _____, “On the Marginal Welfare Cost of Taxation”, *The American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, 1987, 11~23
- Burkhauser, R. and J. Turner, “A Time Series Analysis of Social Security and Its Effect on the Market Work of Men at Younger Age”, *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 4, 1978, 701~715.
- _____, “Is the Social Security Payroll Tax a Tax?”, *Public Finance Quarterly*, Vol. 13, No. 3, 1985, 253~267.
- Burtless, G., “Social Security, Unanticipated Benefit Increases, and the Timing of Retirement”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 53, No. 5, 1986, 781~805
- Diamond, Peter, A. and Hausman, Jerry A., “Individual Retirement and Savings Behavior”, *Journal of Public Economics*, Vol. 23, 1984, 81~114.
- Ehrlich, Isaac and Kim, Jinyoung, “Social Security and Demographic trends: Theory and evidence from the international experience”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 10, 2007, 55~77.
- Feldstein, M., “Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation” *The journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 5, 1974, 905~926
- _____ and A. Samwick, “Social Security Rules and Marginal tax rates”, *National Tax Journal*, Vol. 45, No. 1, 1992, 1~22.
- _____ and Jeffrey B. Liebman, “Social Security” *The Handbook of Public Economics*, Vol. 4, Edited by A. J. Auerbach and M. Feldstein, 2002, 1787~2430.
- Gordon, R., “Social security and labor supply incentives”, *Contemporary Policy Issues*, Vol. 3, 1983, 16~22.
- _____ and A. Blinder, “Market Wages, Reservation Wages, and Retirement Decisions”, *Journal of Public Economics*,

Vol. 14, 1980, 277~308.

Gruber, J and David Wise, "Social Security Programs and Retirement around the World", *NBER Working paper. 6134*, 1997.

Heckman, James J., "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, 1979, 153~162

Hurd, Michael D. and Michael J. Boskin, "The Effect of Social Security on Retirement in the Early 1970s", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99, No. 4, 1984, 767~790

Krueger, A. and Jorn-Steffen Pischke, "The Effect of Social Security on Labor supply: A Cohort Analysis of the Notch Generation", *Journal of Labor Economics*, Vol. 10, No. 4, 1992, 412~437

_____ and B. Meyer, "Labor supply effects of social insurance", *NBER Working paper. 9014*, 2002.

McElwain, Adrienne M. and James L. Swofford, "The Social Security Payroll Tax and the Life-Cycle Work Pattern", *The Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 2, 1986, 279~287.

Mincer, J. "Schooling, Experience and Earnings", *NBER Working Paper*, 1974.

Pencavel, J., "Labor Supply of Men: A Survey", *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, 1987, 3~102.

Thompson. Lawrence, *Older and wiser : the economics of public pensions*, Urban Institute Press, Washington, D. C., 1998.

Wooldridge, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT, 2002.

<부록 1> 국민연금과 개인연금의 수익률 비교

- 국민연금관리공단 연금급여실 분석자료에 따르면 아래 표에 나타나는 바와 같이 동일한 금액 불입 시 국민연금이 개인연금보다 2~3.5배 수령액이 많고 수익률 면에서도 대체로 2배 가량 유리한 것으로 나타나고 있다.
- 예를 들어 197만원(33등급) 소득자를 기준으로 볼 때 30년간 현재가치 33,440,000원(경상가격 63,830,000원)을 동일하게 국민연금과 개인연금에 납부한다고 가정할 때,
 - 국민연금 수령총액은 현재가치 92,790,000원(경상가격 726,820,000원)이 되는 반면 개인연금 수령총액은 현재가치 34,030,000원(경상가격 266,540,000원)이 되어 국민연금 수령총액이 2.7배 가량 많은 것으로 나타난다.

<부표 : 국민연금과 개인연금의 수익률 등 비교(노령연금 기준)>
(단위 : 만원, 배, %)

구 분	20년 가입(40세)			30년 가입(30세)		
	121만원 (25등급)	197만원 (33등급)	280만원 (40등급)	121만원 (25등급)	197만원 (33등급)	280만원 (40등급)
납부 보험료 총액	1,665 (2,614)	2,711 (4,255)	3,853 (6,048)	2,054 (3,920)	3,344 (6,383)	4,753 (9,072)
연금 수령총액	국민연금	5,918 (26,624)	7,144 (32,138)	8,482 (38,159)	7,863 (61,590)	9,279 (72,682)
	개인연금	1,684 (7,576)	2,742 (12,336)	3,897 (17,533)	2,090 (16,371)	3,403 (26,654)
수익률(%)	국민연금	11.22	9.74	8.85	10.06	9.00
	개인연금	5.06	5.06	5.06	5.06	5.06

* 모든 금액은 2003. 1월 현재 할인율 5%를 적용한 현재 가격기준이며 ()은 경상가격 기준임.

* 주요가정

1. 납입보험료 : 소득의 9%(국민연금, 개인연금 동일)
2. 연금액
 - 국민연금은 물가상승률(3%) 및 배우자 1인 가급연금액 (2003. 1월 현재 년 173,080원) 반영
 - 개인연금은 신 개인연금 신탁상품 기준 : 이자율은 연 5%, 지급방식은 연 3%의 체증식
3. 수급 개시 시점 : 가입당시 30세인 남성(73년 1월생) : 2038년 1월(65세)
 가입당시 40세인 남성(63년 1월생) : 2026년 1월(63세)
4. 수급기간 : 14년 1개월(73년 1월생), 15년 4개월(63년 1월생)
 - 현재 65세 및 63세인 남자의 기대여명 반영

<부록 2> 현행 제도와 2007년 국회를 통과한 국민연금법 개정안과의 수익비 비교

- 본 논문에서 분석한 남성가구주 임금근로자를 대상으로 현행 제도와 2007년 7월에 국회를 통과한 국민연금법 개정안과의 수익비를 비교함.
 - 현행제도: 보험료율 9%, 소득대체율 60%
 - 국민연금법 개정안: 보험료율은 현행 9%를 그대로 유지
소득대체율은 60%에서 2008년 50%를 거쳐 2009년부터 매년 0.5%p씩 감소시켜 2028년 이후 40%로 하향조정
- 수익비 계산 결과
 - 남성가구주 임금근로자의 평균수익비를 비교한 결과, 노령연금만 고려한 경우 현행 제도하의 수익비는 평균 1.84로 나타남. 유족연금까지 감안할 경우 현행 제도하의 수익비는 평균 2.01로 증가함.
 - 반면 보험료는 그대로 유지하면서 급여수준만 낮추는 국민연금법 개정안에 따르면 노령연금만 고려할 경우와 유족연금까지 고려할 경우의 수익비는 각각 1.74, 1.89로 감소함.

변수	관측치	현행 제도하의 수익비	국민연금법 개정안의 수익비
노령연금만 고려	1,336	1.84	1.74
노령연금+유족연금		2.01	1.89

- 연령별 수익비 비교

변수	연령별	관측치	현행 제도하의 수익비	국민연금법 개정안의 수익비
노령연금만 고려	20대	108	1.54	1.34
	30대	582	1.62	1.49
	40대	441	1.88	1.80
	50대	205	2.52	2.52
노령연금+유족연금	20대	108	1.72	1.50
	30대	582	1.84	1.68
	40대	441	2.00	1.92
	50대	205	2.62	2.61

- 소득계층별 수익비 비교

변수	소득계층별	관측치	현행 제도하의 수익비	국민연금법 개정안의 수익비
노령연금만 고려	1분위	202	2.04	1.93
	2분위	320	1.87	1.76
	3분위	166	1.78	1.66
	4분위	357	1.77	1.64
	5분위	291	1.73	1.60
노령연금+유족연금	1분위	202	2.20	2.08
	2분위	320	2.03	1.91
	3분위	166	1.96	1.83
	4분위	357	1.94	1.78
	5분위	291	1.92	1.76

<부록 3> 교육년수의 제곱을 설명변수로 포함한 추정결과

변수	모형(2)	모형(4)	모형(6)
log(생애보험료율)	-0.7294*** (0.0084)		-0.2967*** (0.0139)
log(국민연금기대자산 1)		0.4260*** (0.0044)	0.2878*** (0.0077)
log(임금률)	-0.9917*** (0.0012)	-0.9932*** (0.0011)	-0.9937*** (0.0011)
log(가구비근로소득)	0.0001 (0.0001)	-0.0003** (0.0001)	-0.0002* (0.0001)
연령	0.0477*** (0.0008)	0.0205*** (0.0008)	0.0295*** (0.0009)
연령제곱	-0.0004*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0000)
교육년수	0.0988*** (0.0039)	0.0728*** (0.0036)	0.0797*** (0.0035)
교육년수제곱	-0.0004** (0.0002)	-0.0001 (0.0001)	-0.0001 (0.0001)
가구원수	0.0000 (0.0007)	-0.0005 (0.0007)	-0.0004 (0.0007)
18세미만 자녀여부	0.0038*** (0.0012)	0.0039*** (0.0011)	0.0041*** (0.0011)
결혼유무	0.0009 (0.0022)	0.0010 (0.0020)	0.0012 (0.0020)
광역시거주여부	0.0050** (0.0018)	0.0037** (0.0017)	0.0039** (0.0016)
자가소유여부	0.0061*** (0.0006)	0.0078*** (0.0006)	0.0073*** (0.0006)
상수항	0.6035*** (0.0368)	0.3239*** (0.0356)	0.2502*** (0.0345)
표본수	8,509	8,509	8,509

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

[Abstract]

The Calculation of Pension Wealth and Effect on Labor Supply
 - Centering around working hours of the male household head workers -

Man Woo Lee·Jin Young Kim·Dae Chul Kim

This paper examines the effect of the National Pension System(NPS) on prime-aged labor supply by estimating lifetime contribution rate and Pension Wealth(PW) elasticity using the Korea Labor and Income Panel data(1998~2004). Most of researchers focus on the retirement behavior of old-age workers in the developed countries with matured Public Pension System. But This paper empirically analyzes the effects of the Public Pension System on labor supply of prime-aged workers. The estimation result shows that a 10%p increase in the lifetime contribution rate decreases the working hours of male household head workers by 3%, but 10% increase in the PW increases working hours of those by 1%. This results means that the current National Pension System affects the labor supply behavior of prime-aged workers by being recognized current insurance as a kind of tax and influencing awareness effect rather than wealth effect.

Keywords: National Pension System(NPS), working hours, lifetime insurance rate, Pension Wealth(PW), panel analysis

JEL Code: Classification: H3, I3, J2