

사회보장제도 및 은퇴결정이 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향*

전 승 훈**

『한국노동패널』 2~10차년도 자료와 2단계 전환회귀모형 추정을 통해 국민연금이 은퇴결정 및 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석한 결과, 생애 조기노령연금 급여가 많을수록 조기은퇴 확률이 높아지고, 생애 정규노령연금 급여가 많을수록 조기은퇴 확률이 낮아지는 것으로 나타났다. 또한 조기은퇴 결정이 조기은퇴자의 은퇴 후 노동공급을 유의하게 증가시키며, 생애연금급여는 은퇴 후 노동공급을 감소시킨다는 결과를 얻을 수 있었다. 간단한 시뮬레이션을 통해 2007년에 이루어진 국민연금법 개정이 조기은퇴 확률 및 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석한 결과에서는 국민연금법 개정으로 인한 생애 노령연금의 감소가 조기은퇴확률을 높이는 것으로 나타났으나, 효과의 크기는 아주 미미한 수준이었다.

주제어: 조기은퇴, 은퇴 후 노동공급, 국민연금
JEL 번호: D1, H3, J1

1. 서론

2008년 이후 본격적으로 노령연금이 지급되기 시작하면서 국민연금이 중고령자의 경제행위에 미치는 영향이 증가할 가능성이 커지고 있다. 국민연금이 중고령자의 경제행위에 미치는 영향은 주로 저축 및 자산축적행위에 미치는 영향과 노동공급에 미치는 영향으로 구분하여 살펴볼 수 있다. 이중 국민연금이 저축 및 자산축적행위에 미치는 영향에 관한 연구는 원종욱(1999), 임경묵·문형표(2003), 강성호·임병인(2005), 김상호(2003, 2005, 2007), 전승훈·임병인(2008) 등 다수의 연구자에 의해 이루어진 바가 있다. 그러나 국민연금제도가 노동공급에 미치는 영향에 관한 국내 연구는 이승렬·최강식(2007), 이만우·김진영·김대철(2008), 강성호·전승훈·임병인(2008) 등 일부에 의해서만 제한적으로 이루어지고 있을 뿐이다.

본 연구는 『한국노동패널』 2~10차년도 자료를 사용하여 국민연금이 은퇴결정 및 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석한다. 보다 구체적으로 살펴보면 우선, 조기은퇴 시 받게 되는 연금급여와

* 본 연구의 연구결과는 저자의 개인적인 견해이며, 저자의 소속기관과는 무관함을 밝힙니다. 본 논문은 수정이 필요한 초고이므로 인용이나 전제가 필요할 시 저자에게 문의해 주시기 바랍니다.

** 국회예산정책처 세입세제분석팀, jsh1105@nabo.go.kr

정규 은퇴 시 받게 되는 연금급여액을 고려하여 조기 은퇴 혹은 정규은퇴를 결정한다는 가정 하에, 연금급여가 은퇴시기 결정에 미치는 영향을 분석한다. 이후 국민연금 급여 규모 및 은퇴 시기 결정이 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석한다. 이를 통해 국민연금의 노동시장 효과에 대한 연구의 활성화에 기여하고, 고령자의 은퇴 행위 및 고령자 노동시장과 관련된 정책 시사점을 제시하고자 한다.

본 연구는 국민연금제도의 노동시장 효과에 관한 기존 연구와 비교할 때 다음과 같은 점에서 차별성을 갖는다. 첫째, 본 연구는 은퇴자를 조기은퇴자와 지연은퇴자로 구분한 후, 국민연금제도가 조기은퇴 확률에 미치는 효과를 분석한다. 이승렬·최강식(2007)의 경우 국민연금이 은퇴에 미치는 영향 분석을 통해 국민연금이 중고령자의 은퇴확률을 높이는 효과가 있다는 결과를 제시한 바 있다. 이는 국민연금이 중고령자의 조기은퇴에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 그러나 이승렬·최강식(2007)의 연구는 직접적으로 조기은퇴에 영향을 분석하고 있지는 않다. 이에 본 연구에서는 보다 직접적으로 국민연금이 조기은퇴에 미치는 영향을 분석한다. 둘째, 본 연구에서는 국민연금이 중고령자의 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석한다. 은퇴 시 모든 노동자가 노동공급을 완전히 중단하는 완전 은퇴를 선택하는 것은 아니며, 일부 노동자는 일정시간 이상의 노동을 하는 부분은퇴를 선택하게 된다. 이와 같은 은퇴 후 노동공급은 은퇴 후의 노동공급은 은퇴자의 소득 수준 등에 의해 영향을 받았을 가능성이 크며, 은퇴자의 후생수준에 영향을 미칠 것이다. 그런데 국민연금의 노동시장 효과와 관련된 기존 연구의 경우 국민연금이 중고령자의 은퇴에 미치는 영향(이승렬·최강식, 2007)과 국민연금이 근로세대의 노동공급에 미치는 영향(이만우·김진영·김대철, 2008; 강성호·전승훈·임병인, 2008) 등에 초점을 맞추고 있으며, 은퇴 후 노동공급에 대해서는 거의 분석이 이루어지지 않은 상태이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제 II장에서는 은퇴자의 노동시장 효과와 관련된 기존 연구를 검토한다. 제 III장에서는 2단계 전회귀모형(2-stage switching regression)을 사용하여 국민연금 급여가 조기은퇴결정에 미치는 영향을 분석한 후, 국민연금 급여와 조기은퇴 결정이 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석한다. 제 IV장에서는 간단한 시뮬레이션을 통해 2008년에 이루어진 국민연금법 개정이 조기은퇴결정 및 은퇴 후 노동시간에 미치는 영향을 분석한다. 마지막으로 제 V장에서는 글을 요약한 후, 정책시사점 및 향후 연구방향에 대해 논의한다.

II. 기존 연구 및 연구가설

여기서는 은퇴결정에 관한 논의, 공적연금제도가 중고령층의 노동공급 혹은 은퇴에 미치는 영향에 관한 논의, 은퇴결정 및 공적연금제도가 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향에 관한 논의 등을 중심으로 기존 연구를 검토한 후, 이를 토대로 연구가설을 제시한다.

1. 기존 연구 검토

가. 은퇴결정에 관한 논의

은퇴 결정에 관한 이론적 논의는 주로 노동공급이론인 ‘노동-여가 모형’에 기초해 있다. 노동-여가 모형에 따르면 개인은 자신에게 주어진 시간을 노동과 여가시간(hours of leisure)로 배분할 수 있으며, 노동을 통해 획득한 소득(혹은 소득을 이용한 소비)과 여가를 통해 효용을 얻는다. 즉 개인은 자신의 효용이 극대화되는데 필요한 소득을 얻기 위해 노동을 공급하고, 그 나머지 시간은 여가에 배분을 한다. 노동-여가 모형에 따르면 개인이 주어진 시간을 노동과 여가로 배분하는데 임금이 커다란 영향을 미치게 된다. 만일 임금이 증가하면 여가의 기회비용이 상승하기 때문에 개인은 노동공급을 증가시키게 된다. 이를 임금 상승에 따른 대체효과라고 한다. 반면 임금을 상승으로 인해 소득이 증가할 경우 개인은 늘어난 소득을 이용하여 정상재인 여가의 소비를 늘리고자 할 것이며, 노동공급은 감소하게 된다. 이를 임금 상승에 따른 소득효과라고 한다. 따라서 임금 상승에 따른 노동공급의 변화는 소득효과와 대체효과와 상대적 크기에 의해 결정이 된다. 이상과 같은 노동공급이론을 은퇴결정에 관한 논의로 확장하는 방법은 아주 간단하다. 은퇴를 노동공급이 ‘0’인 상태로 정의 하는 것이다. 그런데 노동-여가 모형을 이용하여 현실의 은퇴결정과정을 분석할 때에는 주로 임금을 등 가구의 소득과 관련된 변수가 노동공급에 미치는 영향을 분석하며, 그 외 변수들은 모두 동일하다고 가정하고 있다. 하지만, 실제 은퇴결정에는 가구주 연령, 배우자 유무, 교육연수 등 다양한 요인들이 영향을 미치게 된다. 따라서 실증분석을 할 때에는 노동-여가 모형의 이론적 관점을 견지하면서도 은퇴에 영향을 미치는 다양한 변수들을 동시에 고려해야만 한다. 은퇴결정요인에 관한 실증연구는 기간 많은 연구자들에 의해 이루어졌다.¹⁾ 이들 연구에 따르면 은퇴에 영향을 미치는 것으로 확인된 요인들로는 공적연금, 기업연금, 자산소득, 근로소득, 배우자 유무, 피부양자수, 기업정년제, 건강, 성, 교육, 직업, 직무만족, 직장동료로부터의 퇴직압력, 노동에 대한 태도 등 다양한 요인들이 있다.(Bogage, 1984; Morse et al., 1983; 권문일(1996)에서 재인용)

은퇴결정과 관련된 대표적인 국내 실증연구로는 권문일(1996)이 있다. 권문일(1996)은 서구의 경험적 연구들에서 은퇴에 영향을 미치는 것으로 확인된 변수들과 우리나라 노인들의 생활실태를 분석한 각종 조사연구들에서 은퇴결정에 영향을 미칠 것이라고 선형적으로 판단한 고유의 요인들을 결합한 다음, 이를 노동능력 변수군, 이용 가능한 재정적 자원 변수군, 재정적 욕구 변수군으로 구분하여 이들 군에 속하는 각 변수들이 은퇴에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 여기서 노동능력 변수군에는 사무직, 산업, 기업규모, 노동에 대한 태도, 대도시 거주, 교육수준, 건강, 연령, 직업안정도 등의 변수가 사용되었고, 이용 가능한 재정적 자원 변수군에는 가족 간 이전소득, 주택소유여부, 비임금소득, 국민연금, 배우자의 소득 등의 변수가 사용되었다. 마지막으로 재정적 욕구 변수군에는 취학자녀수, 배우자와의 연령차이, 대졸자녀수, 미혼자녀수 등이 포함되었다. 권문일(1996)의 분석결과에 따르면 노동능력 변수군에서는 건강이 좋을수록, 노동에 대한 태도가 긍정적일수록,

1) 이와 관련한 자세한 논의는 권문일(1996) pp26~43을 참고할 수 있다.

직업안정도가 낮을수록 퇴직확률이 낮아지는 반면, 사무직 종사자일수록, 기업규모가 클수록 퇴직확률이 높아지는 것으로 나타났다. 재정적 자원 변수군에서는 가족간 화폐이전, 비임금소득, 국민연금 등에 의한 소득액이 많을수록 은퇴확률이 높아지는 것으로 나타났다. 마지막으로 재정적 욕구 변수군에서는 취학자녀수가 많을수록 퇴직확률이 낮은 것으로 나타났다. 한편 은퇴확률에 유의한 효과를 갖는 변수들의 상대적인 영향력을 비교한 결과에서는 건강, 노동에 대한 태도, 직업안정도, 사무직, 국민연금, 비임금소득, 가족간 이전, 기업 규모 순으로 은퇴확률에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다.

한편 전승훈(2005)은 『한국노동패널』1~6차년도 자료를 사용하여 구축한 균형패널자료(balanced panel data)를 이용하여 은퇴요인을 분석하였다. 은퇴확률에 영향을 미치는 요인을 노동능력 변수군, 재정자원 변수군, 재정욕구 변수군으로 각각 구분한 후 확률효과를 포함한 패널 프로비트 모형(panel random probit model)을 이용하여 은퇴결정요인을 추정해 보았다. 그 결과 노동능력 변수군에서는 가구주 연령과 교육연수가 은퇴확률을 높이는 것으로 나타났으며, 재정자원 변수군에서는 임금소득이 은퇴확률을 낮게 만드는 것으로 나타났으며, 비임금소득과 국민연금 가입여부는 은퇴확률을 높이는 것으로 나타났다. 마지막으로 재정욕구 변수군에서는 배우자의 존재가 은퇴확률을 떨어뜨리는 것으로 나타났다.

나. 공적연금제도의 노동시장효과에 관한 논의

공적연금제도가 노동공급 및 은퇴에 미치는 효과는 공적연금 도입을 통해 발생하는 소득효과와 대체효과의 상대적 크기에 의해 결정이 된다. 국민연금제도의 도입은 추가적인 근로에 대한 조세 부담을 발생시킨다. 이에 따라 세후소득 및 여가의 기회비용이 감소하면 노동공급이 감소하는 대체효과가 발생하게 된다. 한편 공적연금의 급여 총액의 현재가치는 공적연금의 보험료 총액의 현재가치보다 큰 것이 일반적이다. 이에 따라 생애 기준으로 보면 공적연금제도는 생애 순자산 혹은 생애 실질소득의 증가를 가져오게 된다. 생애 실질소득의 증가는 한편으로는 노동공급을 감소시키는 소득효과를 유발하고, 다른 한편으로는 여가의 기회비용을 높게 하여 노동공급을 증가시키는 대체효과를 유발한다.

공적연금이 노동공급 및 은퇴에 미치는 실증분석 결과의 대다수는 공적연금이 중고령층의 노동공급을 감소시키고 조기은퇴를 유발한다는 결과를 제시하고 있다. Boskin(1977)은 미국의 PSID(Panel Study of Income Dynamics)에서 추출한 결혼한 백인 남성의 표본을 대상으로 분석한 결과 공적연금 시스템이 조기은퇴를 유발하며, 공적연금 급여의 증가가 노동시장 참가율의 급속한 감소를 가져올 것이라는 연구결과를 제시하였다. 미국의 RHS(Retirement History Survey)자료를 사용하여 Quinn(1977)과 Boskin and Hurd(1978)은 공적연금이 노인들의 경제활동 참가 결정에 중요한 영향을 미치며, 은퇴 시 기대 연금급여액이 많을수록 은퇴 유인이 높아진다는 결과를 발표하였다. 이외에도, Clark et al.(1980), Burtless(1986), Gruber and Wise(1999, 2002, 2005), Gustman and Steinmeier(2005) 등 많은 연구가 유사한 연구결과를 제시하고 있다. 한편 Burkhauser and

Turner(1978, 1981)는 공적연금제도가 노년층의 노동공급을 감소시키고, 청년세대의 노동공급을 증가시킨다는 결과를 제시하였다. 이는 공적연금제도의 노동시장 효과가 연령대에 따라 상이하게 나타날 수 있음을 보여주는 결과이다.

공적연금이 노동공급을 감소시키고 은퇴를 유발하는 효과가 있기는 하지만, 대부분의 연구에서 영향력의 크기는 그리 크지 않다는 연구결과를 제시하고 있다. Burtless and Moffitt(1984)는 공적연금제도가 평균은퇴 연령에 미치는 효과가 크지 않다는 결과를 제시한 바 있으며, Fields and Mitchell(1985)는 공적연금 급여의 10% 감소가 평균 은퇴연령을 약 1.7개월 증가시킨다는 결과를 제시하였다.

한편 공적연금의 노동시장효과와 관련된 국내의 연구는 일부 연구자에 의해서만 이루어져 왔다. 이승렬·최강식(2007)은 『한국노동패널자료』를 사용하여 국민연금이 중고령자의 은퇴행위에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 국민연금 기대자산이 중고령 임금근로자의 은퇴확률을 높이는 것으로 나타났다. 또한 국민연금 수급 가능자가 국민연금에 가입한 후 노동시장에 머무르는 기간을 콕스의 비례위험모형으로 분석한 결과, 국민연금 기대자산이 노동시장 잔존기간에 부정적인 영향을 미친다는 결과를 얻었다. 단, 이승렬·최강식(2007)에 따르면 국민연금 자산이 은퇴 및 노동시장 잔존기간에 미치는 영향은 통계적으로는 유의하나, 그 크기가 아주 미미하였다. 이만우·김진영·김대철(2008)은 국민연금 생애보험료율과 생애연금급여 증가가 근로세대의 노동공급에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 생애보험료율의 10%포인트 증가가 근로세대 남성의 근로시간을 3%정도 감소시키며, 연금 급여의 10% 증가는 근로시간을 2% 정도 증가시킨다는 연구결과를 제시하였다. 강성호·전승훈·임병인(2008)은 2007년 7월에 이루어진 국민연금법 개정으로 인한 기대연금소득의 감소가 노동공급을 약 1.12%정도 감소시킨다는 결과를 제시하였다.

다. 공적연금제도와 은퇴 후 노동공급

일반적으로 은퇴는 노동공급의 중단을 의미하는 것으로 이해된다. 따라서 은퇴 후 노동공급에 대한 연구는 상대적으로 많지 않은 편이다. 그러나 은퇴 후에도 노동공급행위를 하는 은퇴자가 존재하는 현실을 고려할 때, 은퇴 후 노동공급 행위의 특성, 은퇴 후 노동공급의 원인 등에 대한 다양한 검토가 이루어질 필요가 있다.

Parnes and Less(1985)는 은퇴자의 노동행위의 특성을 분석하였다. 그 결과, 성별, 직업, 건강상태 등에 따라 은퇴 후 노동행위에 차이가 있으며, 일반적으로 은퇴 후 노동공급자가 노동시장에 남아 있는 기간이 길지 않다는 연구결과를 제시하였다. 이러한 연구결과를 토대로 Parnes and Less(1985)는 은퇴자가 노동시장에 남아 있는 것은 금전적인 문제 이외의 요인에 의한 것일 가능성이 높다는 시사점을 제시하였다.

Burtless and Moffitt(1984)는 공적연금제도가 퇴연령과 은퇴 후 노동시간에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 그 결과 공적연금제도는 은퇴연령 및 은퇴 후 노동공급에 대해 통계적으로 유의한 영향을 미친다는 연구결과를 제시하였다. 그러나 영향력의 크기는 아주 미미한 수준으로 나타났다.

Burtler et al.(1989)는 사회보장제도가 은퇴 후 노동에 미치는 효과를 분석. 건강상태와 은퇴 후 노동공급 간에 높은 상관관계가 있음을 밝혔다.

An(1991)은 Lee(1976)의 2단계 전환회귀분석 방법을 이용하여 사회보장제도가 은퇴 결정 및 은퇴 전 노동시간에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 사회보장제도가 은퇴 결정 및 은퇴 전 노동시간에 영향을 미치며, 특히 조기은퇴 결정이 은퇴 전 노동시간을 증가시킨다는 것을 발견하였다. An(1993)은 은퇴 시기와 은퇴 전후 노동시간의 동시 결정이 이루어지는 상황 하에서 사회보장제도의 효과에 대해 분석하였다. 그 결과 은퇴 전 노동공급 수준은 정규은퇴자보다 조기은퇴자가 높으며, 은퇴 후 노동공급 수준은 정규은퇴자가 조기은퇴자보다 높다는 것을 발견하였다. 또한 은퇴 결정 이후 은퇴 전·후 노동시간의 상호 대체가능성에 대한 연구에서는 사회보장급여 감소 등 은퇴 후 노동에 대한 비유인(disincentive)이 존재할 경우 은퇴 전 노동이 증가하고, 은퇴 후 노동은 감소하는 것으로 나타났다.

2. 연구가설

첫째, 조기 은퇴 시 받는 연금급여(조기노령연금 급여)가 많을수록 조기은퇴 확률이 높아진다. 조기은퇴의 기회비용은 조기은퇴로 인한 생애순소득의 감소로 정의할 수 있으며, 생애순소득의 감소는 조기은퇴로 인한 노동소득의 상실과 조기은퇴로 인한 연금급여의 감소로 인해 발생하게 된다. 그런데 조기노령연금 급여가 증가하게 되면 조기은퇴의 기회비용이 낮아지며, 이에 따라 조기은퇴 확률이 높아지게 될 것이다. 다른 한편으로는 조기노령연금 급여의 증가는 조기은퇴자의 생애소득을 증가시킨다. 이에 따라 노동공급을 감소시키는 소득효과가 나타나게 된다.

둘째, 정규 은퇴 시 받는 연금급여(노령연금 급여)가 많을수록 조기은퇴 확률이 낮아진다. 노령연금 급여의 증가는 조기은퇴의 기회비용을 높여 노동공급을 증가시키고 조기은퇴확률을 감소시키는 대체효과를 유발한다. 반면, 연금급여의 증가로 인한 생애소득의 증가는 노동공급을 감소시키는 소득효과를 유발할 수 있다. 결국 노령연금 급여의 증가가 조기은퇴 확률에 미치는 영향력은 대체효과와 소득효과와의 상대적 크기에 의해 결정이 된다. 그런데 은퇴자가 노령연금 급여의 증가를 고려하여 노동공급을 줄이고 조기은퇴를 선택할 경우, 노령연금 급여를 받을 수 없게 된다. 따라서 대체효과가 소득효과보다 클 것으로 예상되며, 이에 따라 노령연금 급여의 증가는 조기은퇴 확률을 떨어뜨릴 것으로 기대된다.

셋째, 조기은퇴 결정은 은퇴 후 노동공급을 유의하게 증가시킬 것으로 예상된다. 조기 은퇴가 경제행위에 미치는 영향을 분석한 Diamond and Hausman(1984), An(1991, 1993)의 연구는 조기은퇴가 저축과 은퇴 전 노동공급을 증가시킨다는 결과를 각각 제시하고 있다. 이는 조기은퇴 결정 이후 은퇴 기간이 길어질 것이라는 예측 하에 경제 행위가 이루어짐을 의미한다. 즉 상대적으로 길어진 은퇴 기간에 대비하기 위해 더 많이 저축하고, 더 많이 노동한다는 것이다. 유사한 관점에서 보면 조기 은퇴는 은퇴 후 노동공급을 유의하게 증가시킬 가능성이 있다. 조기은퇴로 인해 상대적으로 길어진 은퇴 기간과 상대적으로 줄어든 생애소득을 고려하여 은퇴 후에도 부분적으로 소득활

동을 할 가능성이 있기 때문이다. 단, 은퇴 전 노동공급 및 저축을 증가시켜 상대적으로 길어진 은퇴 기간에 대처했다면, 조기은퇴가 노동 후 노동공급에 유의한 영향을 미치지 않을 수도 있다.

넷째, 생애연금급여는 은퇴 후 노동공급을 감소시키는 효과를 가질 것이다. 생애연금급여가 은퇴 후 노동공급에 미치는 효과는 주로 소득효과를 통해 나타날 것으로 보인다. 생애연금급여의 수준이 은퇴 전 노동공급에 의해 결정되기 때문에 여가의 기회비용을 증가시키는 대체효과가 발생하지 않기 때문이다. 즉, 생애연금급여 증가로 인한 생애소득의 증가는 정상재인 여가 소비를 증가시키고, 은퇴 후 노동공급을 감소시킬 것이다.

III. 조기은퇴결정과 은퇴 후 노동공급: 실증분석결과

1. 자료

본 연구에서 사용하는 자료는 『한국노동패널』 2~10차년도 자료에서 추출한 은퇴자의 특성에 관한 자료이다. 『한국노동패널』은 1998년 시작되어 매년 조사가 이루어지고 있으며 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 대한 유용한 정보를 포함하고 있다. 한편 「한국노동패널」에서 표본을 추출할 때는 개인 및 가구특성에 관한 조사항목과 소득 및 소비관련 조사항목의 조사연도가 다르다는 점에 주의해야 한다. 「한국노동패널」에서 개인 및 가구 특성은 조사 당해 연도의 특징이 조사되지만, 소득 및 소비는 전년도의 자료가 조사된다. 따라서 실제로는 8년에 걸쳐 조사가 이루어졌지만, 소득 및 소비 조사연도와 개인 및 가구 특성 조사연도를 일치시킬 경우 가용한 자료는 1999년부터 2006년까지 8개년도의 자료가 된다.

한편 본 연구에서는 다음과 같은 기준 하에 표본을 추출하였다. 첫째, 분석에 필요한 가구정보 및 가구주의 정보가 모든 조사년도에 걸쳐서 빠짐없이 보고 된 표본만을 분석에 사용하였다. 둘째, 1999년 기준 45세 이상 59세 이하인 임금근로자를 분석대상으로 하였다. 45세 이상 59세 이하인 임금근로자만을 분석대상으로 한 것은 중고령층의 은퇴결정 및 은퇴 후 노동공급에 대한 분석을 하기 위해서이다. 셋째, 가구주가 1999년 이전에 은퇴 한 가구와 2006년 이후에 은퇴한 가구의 경우 분석에서 제외하였다. 이는 정규은퇴 시 노령연금급여와 조기 은퇴 시 노령연금 급여 여부를 고려하여 조기은퇴를 결정하는 과정을 분석하기 위해서이다. 한편 본 연구에서는 Burtless and Moffitt(1984)를 따라 근로시간의 비연속적인 감소가 일어난 후 지속되는 시점을 은퇴시점으로 정의하였다. 보다 구체적으로는 노동시간이 주당 30시간 미만으로 떨어진 후, 이러한 상태가 지속적으로 유지될 경우 은퇴라고 가정하였다.²⁾ 이상의 기준에 의해 추출된 최종 관측수는 271명이며, 이

2) 기존 연구에 따르면 은퇴와 관련된 다양한 정의가 사용되고 있다. 권문일(1996)에 따르면 기존의 연구자들이 사용한 은퇴(혹은 퇴직)의 정의는 다음과 같은 다섯 가지로 구분할 수 있다. 첫째 Parnes et al(1975) 등에서 사용된 응답자의 주관적인 평가에 의존하는 정의이다. 즉 '당신은 현재 은퇴하였습니까?'라는 질문에 긍정적인 대답을 하면 은퇴자로 규정하는 것이다. 이 방법은 은퇴여부에 대한

중 조기은퇴자는 185명, 정규은퇴자는 86명이다.

2. 국민연금 급여 수준 추계

국민연금이 은퇴 결정 및 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 국민연금 생애 급여에 대한 추계가 선행되어야 한다. 본 연구에서는 우선 은퇴 연도 기준 노령연금액을 (1)식을 이용하여 계산하였다.³⁾

$$SSB_{1998\text{년까지}} = 0.2(A_t + 0.75B_t)(0.05n_1) \times 12 \quad (1)$$

$$SSB_{1999\text{년이후}} = 0.15(A_t + B_t)(0.05n_2) \times 12$$

(1)식에서 t 는 은퇴연도, A 는 연금수급 전 3년간의 평균보수월액의 평균액, B 는 은퇴 연도로 현 가화한 가입자 개인의 가입기간 동안의 표준보수월액의 평균액을 각각 의미한다. 이때 개인의 국민연금 가입 기간 동안의 표준 보수월액은 강성호·전승훈·임병인(2009)의 개인 소득 추계 자료⁴⁾를 사용하였다. n_1 은 1998년 이전의 가입 연수를, n_2 는 1999년 이후의 가입연수를 각각 의미한다.

조사항목이 포함되어 있는 미시자료를 사용하거나, 연구를 위해 설문조사를 실시하는 경우 간편하게 사용할 수 있는 방법이다. 둘째 경제활동참가여부에 따라 은퇴를 정의할 수 있다. ‘당신은 일자리 찾는 것을 완전히 그만두었습니까?’라는 질문에 긍정적인 응답을 할 경우 경제활동인구에서 제외된 것으로 간주하여 은퇴자로 규정하는 방법으로 Gunderson & Riddell(1993) 등에서 이러한 은퇴정의를 사용된 바 있다. 세 번째는 노동시간이나 임금수준에 따른 정의로 노동시간이나 임금수준이 일정수준 이하로 급격히 축소되는 시점을 은퇴시점으로 잡는 것이다. 이때 어느 정도 노동시간을 은퇴의 기준으로 삼느냐는 연구자에 따라 상이한데 Parnes and Nestel(1974)는 연간 1000시간미만 노동하는 사람을, Burtless and Moffitt(1984)는 주당 30시간 미만인 자를 은퇴자로 정의하였다. 은퇴를 결정하는 네 번째 기준은 가장 오랫동안 근무했던 주 직장을 그만두는 시점이후를 은퇴로 규정하는 것이다. Morse et al(1983), Barfield & Morgen(1969) 등에서 이러한 은퇴정의를 사용된 바 있다. 마지막 다섯째 기준은 연금수급에 따른 은퇴정의이다. 즉 어떤 사람이 공적연금 또는 기업연금을 최초로 수급하는 시점을 은퇴시점으로 정의하는 것이다. Archley(1976), Cambell & Cambell(1976), Fields & Mitchell(1984), An(1991) 등에서 이러한 정의가 사용되었다.

- 3) (1)식은 2007년 7월에 이루어진 국민연금법 개정 이전을 기준으로 국민연금 급여를 측정하는 산식이다. 2007년 국민연금법 개정을 고려하지 않은 이유는 본 연구에서 사용한 자료가 2007년 이전에 은퇴한 개인의 자료이기 때문이다. 2007년 이전 은퇴자의 은퇴 결정에 영향을 미치는 것은 2007년 이전 국민연금법 하에서의 국민연금 급여 수준이다. 한편 본 연구에서는 연금자산을 추정할 때 장애연금, 유족연금 등은 제외하고 노령연금 수급액만을 고려하였다.
- 4) 강성호·전승훈·임병인(2009)는 『한국노동패널』 1~10차년도 자료와 강성호·전승훈·임병인(2008)에서 사용된 모형을 이용하여 개인의 생애근로소득 및 2008년 국민연금법 하에서의 생애연금급여 수준을 추계하였다.

1999년 이전과 이후의 가입기간을 구분하는 것은 1998년 국민연금법 개정으로 소득대체율이 기간 별로 상이한 점을 고려한 것이다.

위와 같이 계산한 기본연금액에 대해 은퇴 후 기대여명을 적용하면 생애연금액을 추정할 수 있다. 그리고 여기에 물가상승률(π)과 할인율(r)을 적용하면, 연금수급 연도 기준 생애연금액의 현재 가치를 구할 수 있다.

$$\text{연금 수급 연도 기준 생애연금액의 현재가치} = \text{기본연금액} \times \sum_{i=1}^T \frac{(1+\pi)^{i-1}}{(1+r)^{i-1}} \quad (2)$$

이때 물가상승률(π)은 국민연금재정추계위원회에서 발표한 추계자료를 활용하여 2~3%수준으로 하되 점진적으로 감소하는 것으로 가정하였으며, 할인율(r)은 국민연금재정추계에서 활용하고 있는 명목 임금상승률을 적용하였다. 물가상승률과 할인율은 <부록 1> 에 자세히 소개하였다. 본 연구에서는 물가상승률과 할인율을 이용하여 생애연금액을 2007년 기준액으로 현가화하였다. 한편 (2) 식에서 T 는 연금수급 개시 후 생존기간을 의미한다. 연금 수급 후 생존기간은 연금수급 개시 시점부터 사망시점까지의 기간을 의미한다. 본 연구에서는 연금수급 개시 시점은 정규은퇴자의 경우 60세로 가정하였으며, 사망시점은 <부록 2>에 소개된 통계청의 연령별 기대여명을 사용하였다.

한편 이상을 통해 추계한 생애연금 급여액은 정규 노령연금을 받는 정규은퇴자의 생애연금급여 수준이다. 본 연구에서는 국민연금법 상의 규정에 따라 조기노령연금 급여액은 조기노령연금 수급 개시연령에 따라 정규 노령연금 급여액의 일정 비율로 계산하였다. 55세부터 조기노령연금을 받는 경우 연도별 연금급여액은 정규 노령연금 급여액의 70%수준이며, 56세부터 조기노령연금을 받는 경우에는 76%, 57세부터 조기노령연금을 받는 경우에는 82%, 58세부터 조기노령연금을 받는 경우에는 88%, 59세부터 조기노령연금을 받는 경우에는 정규 노령연금 급여액의 94%를 조기노령연금 급여로 받게 된다.

<표 1>은 생애연금 급여 추계 결과이다. 정규은퇴 시 생애노령연금 급여는 약 1억 259만원으로, 생애 조기노령연금 급여는 약 7,546만원으로 추정되었다. 조기은퇴자와 정규은퇴자의 생애노령연금액 규모를 비교해 보면, 조기은퇴자의 생애노령연금액이 더 많은 것으로 추계되었다. 조기은퇴자의 경우 정규은퇴 시 생애노령연금액은 1억 1,840만원, 조기은퇴 시 생애노령연금액은 8,412만원으로 나타났다. 반면 정규은퇴자의 경우 정규은퇴 시 생애노령연금액은 6,858만원, 조기 은퇴 시 생애노령연금액은 5,684만원으로 나타났다.

<표 1> 국민연금 급여 수준 추계 결과

| | 전체 표본 | 조기은퇴자 표본 | 정규은퇴자 표본 |
|---------------------------|--------|----------|----------|
| 생애 정규노령연금급여(2007년 가격, 만원) | 10,259 | 11,840 | 6,858 |
| 생애 조기노령연금급여(2007년 가격, 만원) | 7,546 | 8,411 | 5,684 |
| 관측수 | 271 | 185 | 86 |

주: ()는 해당되는 관측수를 의미함.

3. 실증분석모형 및 추정결과

가. 추정방법

국민연금의 은퇴 및 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 논문에서는 Lee(1976)에 의해 개발된 2-단계 전환회귀분석방법을 사용한다.⁵⁾ 1 단계에서 개인은 (3)식과 같이 은퇴 후 자신의 노동공급 행위에 대한 기대를 고려하여 조기은퇴(Early Retirement: ER)와 정규은퇴(Late Retirement: LR)⁶⁾ 중 하나를 선택한다.

$$I_i^* = d + \beta_1 H_{ER,i} + \beta_2 H_{LR,i} + z_i \gamma - u_i > 0 \quad (3)$$

여기에서 d 는 상수항, $H_{ER,i}$ 는 개인 i 가 조기은퇴를 선택하였을 경우의 은퇴 후 노동공급에 대한 기대값, $H_{LR,i}$ 는 개인 i 가 정규은퇴를 선택하였을 경우의 은퇴 후 노동공급에 대한 기대값, z_i 는 은퇴 결정에 영향을 미치는 변수들을 각각 의미한다. u_i 는 오차항으로 $E(u_i) = 0$ 이다. 개인은 조기은퇴를 하였을 경우의 은퇴 후 노동공급과 정규은퇴를 선택하였을 경우의 은퇴 후 노동공급 수준을 비교하여, 조기 은퇴 여부를 결정하게 된다.

조기은퇴 시 은퇴 후 노동공급 방정식과 정규은퇴 시 은퇴 후 노동공급 방정식이 각각 식 (4), (5)와 같은 형태라고 가정하고, 이를 식 (3)에 포함시키면, 조기은퇴결정방정식은 식 (6)과 같이 수정된다. 이때 a_1, a_2 는 상수항을, K_1, K_2 는 관측 가능한 소비 결정요인을, 그리고 e_i 는 오차항을 각각 의미한다.

$$H_{ER,i} = a_1 + K_1 b_1 + e_{1i} \quad (4)$$

$$H_{LR,i} = a_2 + K_2 b_2 + e_{2i} \quad (5)$$

$$(d + \beta_1 a_1 + \beta_2 a_2) + \beta_1 K_1 b_1 + \beta_2 K_2 b_2 + z\gamma - (u - \beta_1 e_1 - \beta_2 e_2) > 0 \quad (6)$$

5) 2단계 추정방법은 Heckman(1976)에 의해, 최우추정법(maximum likelihood estimation)에 대한 대안으로 제안되었다. 이후 Lee(1976)는 2단계 전환회귀분석방법을 발전시켰는데, 구조방정식의 모수값이 일관성(consistency)를 갖는다는 점을 보이고, 점근적 공변량 행렬(asymptotic covariance matrix)를 유도하였다. 이후 이 방법은 Lee(1978), Lee et al(1980), Haveman and Wolfe(1984), An(1991) 등 여러 논문에서 사용되었다.

6) Early Retirement와 비교를 용이하게 하기 위해 정규은퇴를 Late Retirement(LR)이라고 표시하였다. 본 논문의 정규은퇴는 실제로는 60세 이후에 은퇴한 사람을 의미하기 때문에 정규은퇴자와 정규은퇴시기 보다 은퇴시점이 늦은 지연은퇴자를 모두 포함하고 있다. 따라서 이러한 표기에 큰 문제가 없다.

$A = d + \beta_1 a_1 + \beta_2 a_2$, $B_1 = \beta_1 b_1$, $B_2 = \beta_2 b_2$, $\epsilon = (u - \beta_1 e_1 - \beta_2 e_2)$, ϵ 은 평균이 0이고, 표준편차가 σ_ϵ 인 정규분포를 갖는다고 가정할 때 개인이 조기은퇴를 결정할 확률은 식 (7)과 같아지며, 1 단계에서는 (7)을 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)으로 추정한다.

$$\Pr(I=1|K_1, K_2, z) = \Pr(\epsilon < A + K_1 B_1 + K_2 B_2 + z\gamma | K_1, K_2, z) \quad (7)$$

2 단계에서는 은퇴 결정 하에서 은퇴 후 노동공급 결정요인을 회귀분석방법으로 추정한다. 이때 조기은퇴자와 정규은퇴자의 은퇴 후 노동공급 방정식을 각각 따로 추정하게 되며, 조기은퇴 혹은 정규은퇴를 선택하였을 때 선택편의(selection bias)가 발생하는지를 구하게 된다. 두 번째 단계에서의 추정식은 다음과 같다.

$$E(H_{ER} | K_1, \epsilon < X\eta) = a_1 + K_1 b_1 - \lambda_1 M_1 \quad (8)$$

$$E(H_{LR} | K_2, \epsilon > X\eta) = a_2 + K_2 b_2 + \lambda_2 M_2 \quad (9)$$

위 식에서 $X_i\eta = (A_i/\sigma_\epsilon) + (K_{1i}/\sigma_\epsilon)\beta_1 + (K_{2i}/\sigma_\epsilon)\beta_2 + (z_i/\sigma_\epsilon)$ 은 1단계 추정 유도된 은퇴결정방정식으로, $\epsilon < X\eta$ 이면 조기은퇴를, $\epsilon > X\eta$ 이면 정규은퇴를 결정하였다는 조건을 의미한다. λM 항은 은퇴 결정에 따른 선택편의를 보여주는데, λ 는 은퇴 후 노동공급 방정식과 은퇴결정방정식의 오차항의 공분산행렬을 은퇴방정식 오차항의 분산으로 나눈 값을 의미하며, $M_1 = \phi(X\eta)/\Phi(X\eta)$, 그리고 $M_2 = \phi(X\eta)/(1 - \Phi(X\eta))$ 를 각각 의미한다. 이때 ϕ 는 표준 정규밀도함수(standard normal density function)를, Φ 는 표준 정규누적분포함수(standard normal cumulative distribution function)를 각각 의미한다. 분석 과정에서는 $\widehat{M}_1 = \phi(\widehat{X}\eta)/\Phi(\widehat{X}\eta)$, 그리고 $\widehat{M}_2 = \phi(\widehat{X}\eta)/(1 - \Phi(\widehat{X}\eta))$ 과 같이 첫 번째 단계에서의 추정 결과를 이용한다.

$\lambda_1 = 0$, $\lambda_2 = 0$ 이면 선택편의가 없음을 의미하며, 식 (8), (9)은 식 (10), (11)과 같이 수정된다.

$$E(H_{ER} | K_1, \epsilon < X\eta) = a_1 + K_1 b_1 = E(H_{ER} | K_1) \quad (10)$$

$$E(H_{LR} | K_2, \epsilon > X\eta) = a_2 + K_2 b_2 = E(H_{LR} | K_2) \quad (11)$$

이 식은 조기은퇴 여부를 결정하고 난 후의 은퇴 후 노동공급과 조기은퇴 여부에 대한 결정을 하지 않아도 되는 상황에서의 은퇴 후 노동공급 수준이 동일하다는 것을 의미한다.

만일 $\lambda_1 \neq 0$, $\lambda_2 \neq 0$ 이라면, 이 선택편의의 부호 값은 조기은퇴 결정이 은퇴 후 노동공급에 어떠한 영향을 미치는지를 나타낸다. 이때 (8)과 (9)은 (8'), (9')과 같이 나타낼 수 있다.

$$E(H_{ER} | K_1, \epsilon < X\eta) = E(H_{ER} | K_1) - \lambda_1 M_1 \quad (8')$$

$$E(H_{LR} | K_2, \epsilon > X\eta) = E(H_{LR} | K_2) + \lambda_2 M_2 \quad (9')$$

즉 λ_1 , λ_2 는 은퇴 결정이 존재하지 않는 상황과 비교할 때 소비를 증가시키는지 감소시키는지에 대한 정보를 제공한다. 추정결과 λ_1 과 λ_2 가 각각 양의 값을 가지면 정의 선택편의(positive selection bias)가 존재하는 것으로 조기은퇴 혹은 정규은퇴 결정 후 은퇴 후 노동공급 수준이 은퇴 결정을 하지 않을 경우에 비해 증가하였음을 의미한다. 반대로 λ_1 과 λ_2 가 각각 음의 값을 가지면 부의 선택편의(negative selection bias)가 존재하는 것으로, 조기은퇴 혹은 정규은퇴 결정 후 은퇴 후 노동공급 수준이 은퇴 결정을 하지 않았을 경우에 비해 감소하였음을 의미한다.

나. 주요 변수

여기서는 2단계 전환회귀 모형을 추정할 때 사용되는 주요 변수를 소개한다. 우선 1단계 조기 은퇴 결정 모형의 종속변수로는 조기은퇴 더미변수가 사용되었다. 은퇴 연령이 국민연금의 노령연금 수급연령인 60세 이전인 경우에는 조기은퇴로 정의하고 1의 값이 부여되었으며, 은퇴 연령이 60세 이후인 경우에는 정규은퇴로 정의하고 0의 값이 부여되었다. 조기은퇴 방정식의 설명변수로는 조기은퇴자와 정규은퇴자의 은퇴 후 노동공급에 영향을 미치는 변수와 그 외에 조기은퇴 결정에 영향을 주는 변수들이 포함된다. 구체적으로 보면 연령, 연령자승, 성별, 교육연수, 배우자 유무, 가구주 여부, 건강상태, 가구원수, 자가소유 더미 등 개인 및 가구 특성 변수에 금융자산, 임금, 재산소득, 이전소득 등 금융관련 변수, 그리고 정규생애노령연금급여와 조기 생애노령연금 급여 등 국민연금 자산관련 변수, 그리고 노동시장 상태를 나타내는 고용의 안정성 더미변수, 직종더미 및 산업더미 변수가 사용이 되었다. 이들 변수 중 고용의 안정성 더미변수는 은퇴과정의 자발성을 통제하기 위해 사용되었다. 설문조사에서 고용의 안정성에 대한 만족도가 보통이상인 경우에는 고용이 안정적인 것으로 파악하였다. 고용이 안정적인 경우에는 구조조정 등으로 인한 비자발적인 은퇴가 발생할 가능성이 낮고, 은퇴 행위가 자발적인 가능성이 높은 것으로 볼 수 있다.

2단계 은퇴 후 노동공급 방정식에는 종속변수로 대수 은퇴 후 노동시간이 사용되었다. 이때 은퇴 후 노동시간은 은퇴 당해연도의 노동시간으로 측정되었다. 은퇴 후 노동공급 방정식의 설명변수로는 연령, 연령자승, 성별, 교육연수, 은퇴 후 배우자 유무, 은퇴 후 가구주 유무, 은퇴 후 건강상태, 은퇴 후 가구원수, 은퇴 후 자가소유 더미변수, 은퇴 후 금융자산, 은퇴 후 임금수준, 은퇴 후 재산소득, 은퇴 후 이전소득 등이 사용되었다. 그리고 조기은퇴자 모형에는 대수 조기 생애노령연금 급여가 정규은퇴자 모형에는 대수 정규 생애노령연금 급여가 설명변수로 사용되었다.

<표 2>는 본 연구에 사용된 주요 변수들의 기초통계치이다. 노동공급과 관련된 주요 변수들을 검토해 보면, 은퇴 전 주당 노동시간은 평균 56.6시간이며, 조기은퇴자의 주당 노동시간이 58.4시간으로 52.5시간인 정규은퇴자보다 많았다. 은퇴 후에도 노동공급을 하고 있는 개인은 총 57명이며,

이중 조기은퇴자가 37명, 정규은퇴자가 20명으로 나타났다. 은퇴 후 노동공급자의 주당 평균노동시간은 전체 표본에서는 18.3시간, 조기은퇴자는 17.8시간 정규은퇴자는 19.2시간으로 각각 측정되었다. 은퇴 전 임금 수준은 평균 121.4만원이었고, 은퇴 후 임금수준은 평균 95.6만원이었다.

<표 2> 주요 변수의 기초통계치

| | 전체 표본 | 조기은퇴자 표본 | 정규은퇴자 표본 |
|---------------------------|--------------|--------------|-------------|
| 연령 | 52.25 | 50.14 | 56.78 |
| 성별(남성, 명) | 145 | 91 | 54 |
| 교육연수(연) | 8.76 | 9.20 | 7.83 |
| 배우자 유무 (유, 명) | 230 | 159 | 71 |
| 가구원수 (명) | 3.80 | 3.99 | 3.40 |
| 가구주 여부(가구주, 명) | 176 | 111 | 65 |
| 노동시간 (시간/주) | 56.6 | 58.4 | 52.5 |
| 자가소유여부 (자가소유자, 명) | 201 | 137 | 64 |
| 은퇴 전 임금 (만원) | 121.4 | 120.8 | 122.7 |
| 은퇴 전 재산소득 (만원) | 586.6 (46) | 625.7 (34) | 475.8 (12) |
| 은퇴 전 이전소득 (만원) | 64.6 (15) | 48.8 (12) | 128.0 (3) |
| 은퇴 전 금융자산 (만원) | 2572.3 (175) | 2795.4 (120) | 2085.5 (55) |
| 산업 (농림수산업, 명) | 23 | 11 | 12 |
| 산업 (광공업 및 제조업, 명) | 86 | 56 | 30 |
| 산업 (서비스업, 명) | 161 | 117 | 44 |
| 직종더미 (고위 임직원 관리자, 명) | 13 | 7 | 6 |
| 직종더미 (전문가 및 준전문가, 명) | 21 | 13 | 8 |
| 직종더미 (사무, 서비스, 판매직, 명) | 88 | 74 | 14 |
| 직종더미 (숙련공, 명) | 97 | 62 | 35 |
| 직종더미 (기타, 명) | 52 | 29 | 23 |
| 은퇴 후 가구원 수 (명) | 3.48 | 3.76 | 2.87 |
| 은퇴 후 가구원 여부(가구주, 명) | 180 | 113 | 67 |
| 은퇴 후 노동시간 (시간/주) | 18.3 (57) | 17.8 (37) | 19.2 (20) |
| 은퇴 후 임금 (만원) | 95.6 (57) | 112.1 (37) | 65.3 (20) |
| 은퇴 후 재산소득 (만원) | 2193.6 (75) | 3068.3 (48) | 638.6 (27) |
| 은퇴 후 이전소득 (만원) | 176.9 (89) | 148.4 (49) | 211.8 (40) |
| 은퇴 후 금융자산 (만원) | 5639.8 (176) | 5821.2 (116) | 5289.2 (60) |
| 생애 정규노령연금급여(2007년 가격, 만원) | 10259.2 | 11840.3 | 6858.0 |
| 생애 조기노령연금급여(2007년 가격, 만원) | 7546.0 | 8411.5 | 5684.2 |
| 은퇴 후 노동공급자의 수 (명) | 57 | 37 | 20 |
| | 271 | 185 | 86 |

주: ()는 해당되는 관측수를 의미함.

다. 추정결과

<표 3>은 2단계 전환회귀모형 추정결과이다. 우선 조기은퇴 방정식에서는 가구주 더미변수, 대수 정규노령연금 급여, 대수 조기 생애노령연금 급여, 고용 안정성 더미변수, 직종더미 2가 유의한 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 가구주일수록, 전문가 및 준전문가일수록 조기은퇴 확률이

낮으며, 고용이 안정적인 경우에도 조기은퇴 가능성이 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 고용이 불안정한 상황에서 비자발적인 조기은퇴가 나타날 가능성이 높음을 시사하는 결과이다.

조기은퇴 방정식에서 흥미로운 것은 또한 대수 정규생애노령연금 급여가 높아질수록 조기은퇴 가능성이 낮아지는 반면, 대수 조기 생애노령연금 급여가 높아질수록 조기은퇴 가능성이 높아진다는 추정결과이다. 이는 본 연구에서 제시한 첫 번째와 두 번째 연구가설을 실증적으로 입증한 결과라고 할 수 있다. 즉, 조기노령연금의 증가는 조기은퇴의 기회비용을 낮출 뿐만 아니라 조기은퇴자의 생애소득을 증가시키기 때문에 조기은퇴를 유발하는 효과가 있음이 본 추정결과를 통해 확인이 되었다. 또한 정규 노령연금의 증가는 조기은퇴의 기회비용을 높여 노동공급을 증가시키고 조기은퇴 확률을 감소시킨다는 사실 역시 본 추정결과를 통해 확인할 수 있었다.

한편 은퇴결정 모형이 실제 은퇴 결정행위를 잘 예측하고 있는지를 살펴보기 위해 'hit and miss' 검사를 실시하였다. <표 4>에 따르면 실제 조기은퇴자표본 185중 176개의 표본이 예측과정에서도 조기은퇴로 예측되어 약 95%의 예측성공률을 보여주고 있다. 정규은퇴자의 경우에는 실제 86개 표본 중에서 80개의 표본이 정규은퇴로 예측되어 약 93%의 예측성공률을 보였다. 조기은퇴자와 정규은퇴자를 모두 포함시킬 경우의 예측성공률은 약 95% $((176+80)/271)$ 로 은퇴결정모형이 조기은퇴 및 지연은퇴 결정 과정을 잘 예측해 주고 있는 것으로 나타났다.

은퇴 후 노동공급 방정식을 살펴보면 연령과 연령자승은 각각 양의 부호와 음의 부호를 갖고 유의하였다. 이는 연령이 증가함에 따라 은퇴 후 노동공급 시간이 점감적으로 증가함(increasing with decreasing rate)을 의미한다. 또한 정규은퇴자의 방정식에서는 대수 임금 수준이 높을수록 은퇴 후 노동공급 시간이 증가하는 것으로 나타났으며, 지연은퇴자의 방정식에서는 대수 재산소득이 많을수록 은퇴 후 노동공급 시간이 감소하는 것으로 나타났다.

생애 노령연금급여가 은퇴 후 노동공급에 미치는 효과를 살펴보면 정규은퇴자의 은퇴 후 노동공급 방정식에서는 생애 노령연금 급여의 증가가 은퇴 후 노동공급을 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 생애 노령연금 급여의 증가가 은퇴 후 노동공급을 감소시키는 소득효과를 유발함을 보여주는 결과로 네 번째 가설을 실증적으로 확인하는 결과이다. 단, 조기은퇴자 방정식에서는 대수 조기 생애노령연금 급여가 음의 부호를 나타냈지만, 유의하지는 않았다.

한편 은퇴 후 노동공급 방정식 추정결과에서 흥미로운 결과는 조기은퇴자의 은퇴 전 소비방정식에서 λ 의 계수값이 유의하고 양의 값을 갖는 것으로 나타난 것이다. 이는 조기은퇴자의 은퇴 후 노동공급에 양의 선택편의(positive selection bias)가 존재함을 의미한다. 즉 조기은퇴에 대한 결정이 조기은퇴자의 은퇴 후 노동공급에 영향을 미쳐서, 조기은퇴에 대한 결정을 하지 않아도 되는 상태와 비교했을 때 은퇴 후 노동공급을 늘리게 만드는 것이다. 이러한 결과는 조기 은퇴 결정이 은퇴 후 노동공급을 유의하게 증가시킬 것이라는 세 번째 연구가설을 실증적으로 확인하는 것이다.

<표 3> 2 단계 전환회귀 모형 추정결과

| | 조기은퇴 방정식 | | 은퇴 후 노동공급 방정식 | | | |
|----------------------|----------|------------|---------------|------------|----------|------------|
| | | | 조기 은퇴자 | | 정규 은퇴자 | |
| | 계수값 | 표준오차 | 계수값 | 표준오차 | 계수값 | 표준오차 |
| 상수항 | 152.6400 | 155.2840 | -19.2287 | 7.7893 ** | -78.1564 | 32.7702 ** |
| 연령 | -3.0241 | 5.6246 | 0.9282 | 0.3019 *** | 2.9547 | 1.1580 ** |
| 연령 자승 | 0.0129 | 0.0520 | -0.0093 | 0.0030 *** | -0.0266 | 0.0102 *** |
| 성별(남성=1) | 1.5510 | 1.1952 | -0.0339 | 0.1986 | -0.2179 | 0.1322 * |
| 교육연수 | 0.0689 | 0.0508 | 0.0034 | 0.0129 | -0.0017 | 0.0080 |
| 배우자 유무(유=1) | -0.7450 | 0.9947 | 0.0193 | 0.1714 | 0.0070 | 0.1181 |
| 가주주 여부(가주주=1) | -2.0498 | 1.1553 * | -0.0656 | 0.1963 | 0.2081 | 0.1401 |
| 건강상태(나쁨=1) | 0.2614 | 0.4162 | -0.1061 | 0.0877 | 0.0677 | 0.0695 |
| 가구원수(명) | 0.1233 | 0.1503 | 0.0434 | 0.0355 | -0.0137 | 0.0305 |
| 자가 소유(소유=1) | 0.3334 | 0.4230 | -0.0179 | 0.0959 | 0.0423 | 0.0784 |
| 대수 임금 | -0.0808 | 0.0560 | 0.5581 | 0.0242 | 0.6955 | 0.0195 *** |
| 대수 재산소득 | 0.1406 | 0.7844 | -0.0255 | 0.0148 *** | 0.0081 | 0.0131 |
| 대수 이전소득 | 0.0752 | 0.0860 | 0.0081 | 0.0216 * | -0.0183 | 0.0129 |
| 대수 금융자산 | 0.1550 | 0.2365 | -0.0108 | 0.0122 | 0.0080 | 0.0096 |
| 대수 정규 생애노령연금 급여 | -13.8470 | 6.9034 ** | | | -0.4120 | 0.1696 ** |
| 대수 조기 생애노령연금 급여 | 11.4759 | 5.7908 ** | -0.4267 | 0.3132 | | |
| 고용의 안정성 | -2.2601 | 0.4458 *** | | | | |
| 직종더미(고위 임직원 관리자=1) | -0.2352 | 0.9562 | | | | |
| 직종더미(전문가 및 준전문가=1) | -2.0094 | 1.1234 * | | | | |
| 직종더미(사무, 서비스, 판매직=1) | 0.1036 | 0.5570 | | | | |
| 직종더미(숙련공) | -0.8066 | 0.5944 | | | | |
| 산업더미(농림수산업=1) | -0.0161 | 0.7636 | | | | |
| 산업더미(광공업 및 제조업 = 1) | 0.4893 | 0.4722 | | | | |
| lambda | | | 0.4195 | 0.1594 *** | 0.0207 | 0.0903 |
| Log Likelihood | -41.1654 | | | | | |
| Adj. R ² | | | 0.7763 | | 0.9444 | |

주 1. 조기은퇴방정식의 변수는 은퇴 전 변수이며, 은퇴 후 노동공급 방정식의 변수는 은퇴 후의 변수값임. 예를 들어 대수재산소득의 경우 조기은퇴 방정식의 재산소득은 은퇴 전 재산소득이며, 노동공급방정식의 재산소득은 은퇴 후 재산소득임.
 2. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 의미함

<표 4> Hit and Miss test 결과

| | | 예측값 | | |
|-----|---------|---------|---------|-------|
| | | 정규은퇴 표본 | 조기은퇴 표본 | 전체 표본 |
| 실제값 | 정규은퇴 표본 | 80 | 6 | 86 |
| | 조기은퇴 표본 | 9 | 176 | 185 |
| | 전체 표본 | 89 | 182 | 271 |

IV. 국민연금법 개정 효과에 대한 시뮬레이션

2007년 7월 3일 국회에서 보험료율은 9%로 유지하면서 평균소득자의 소득대체율⁷⁾을 현행 60%에서 2008년에는 50%로 인하한 후, 이후 매년 0.5%포인트씩 인하여 2028년에는 소득대체율이 40%가 되도록 하는 국민연금법 개정안이 통과되었다. 또한 개정된 국민연금법에 따라 2008년 1월 1일부터 국민연금 보험료 부과 기준으로 표준소득월액 등급체계(45등급)가 폐지되고 가입자의 실제 소득을 기준으로 보험료를 부과하도록 하였다. 이와 같은 국민연금제도 변경은 다양한 측면에서 국민들의 경제행위에 영향을 줄 것이다. 우선 소득대체율의 인하는 국민들의 생애소득수준에 영향을 줄 것이다. 이에 여기서는 2단계 전환회귀 모형 추정결과를 이용한 간단한 시뮬레이션을 통해 국민연금법 개정이 조기은퇴 확률 및 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

2단계 전환회귀 모형 추정에 사용된 변수 중 국민연금법 개정으로 인해 변화하는 변수는 중고령자의 생애 정규노령연금액과 생애 조기노령연금액 뿐이다. 따라서 시뮬레이션의 첫 단계에서는 개정된 국민연금법 하에서 생애 정규노령연금액과 생애 조기노령연금액을 추계한다. 이후 시뮬레이션의 두 번째 단계에서는 재추계한 노령연금 변수를 사용하여 2단계 전환회귀모형을 추정한다. 마지막으로 추정결과를 토대로 계산한 조기은퇴 확률의 표본평균과 은퇴 후 노동시간의 예측값(predicted post-retirement labor supply)의 표본평균을 비교한다.

<표 5>는 국민연금법 개정에 따른 노령연금급여 수준의 변화를 보여주고 있다. 국민연금법 개정 전 1억 259억원이던 생애 정규노령연금급여는 소득대체율 인하로 인해 8,255만원으로 감소하였다. 생애 조기노령연금급여 역시 국민연금법 개정 전 8,255만원에서 국민연금법 개정 후 6,215만원으로 감소하였다.

<표 5> 국민연금법 개정에 따른 급여 수준의 변화

| | | 전체 표본 |
|------|---------------------------|--------|
| 개정 전 | 생애 정규노령연금급여(2007년 가격, 만원) | 10,259 |
| | 생애 조기노령연금급여(2007년 가격, 만원) | 7,546 |
| 개정 후 | 생애 정규노령연금급여(2007년 가격, 만원) | 8,255 |
| | 생애 조기노령연금급여(2007년 가격, 만원) | 6,215 |
| 관측수 | | 271 |

주: ()는 해당되는 관측수를 의미함.

<표 6>은 국민연금법 개정 효과에 대한 시뮬레이션 분석결과이다. 전체 표본의 조기은퇴 확률은 국민연금법 개정 전 68.03%에서 국민연금법 개정 후 68.15%로 소폭 증가하였다. 이는 생애정규노령연금 급여의 감소로 인해 조기은퇴 확률이 증가하는 효과가 생애조기노령연금급여의 감소로 인해 조기은퇴 확률이 감소하는 효과가 다소 크기 때문에 나타나는 현상으로 설명할 수 있다. 국민연금법 개정으로 인한 조기은퇴 확률의 증가는 조기은퇴자 표본과 정규은퇴자 표본에서도 동일하

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

게 나타났다. 이러한 결과는 국민연금 생애 연금 급여의 증가가 근로시간의 증가로 이어진다는 연구결과를 제시한 이만우·김진영·김대철(2008), 국민연금법 개정으로 인한 기대연금소득의 감소가 노동공급을 감소시킨다는 결과를 제시한 강성호·전승훈·임병인(2008) 등의 연구결과와 유사한 결과라고 말할 수 있다.

국민연금법 개정이 은퇴 후 노동시간에 미치는 효과에 대한 비교는 두 가지 측면에서 검토되었다. 우선 표본 내 모든 관측치가 은퇴 후에 노동을 한다는 가정 하에 은퇴 후 평균노동시간을 계산하였으며, 그 다음에는 실제로 은퇴 후에 노동을 하고 있는 사람만이 지속적으로 은퇴 후 노동을 한다는 가정 하에 은퇴 후 평균노동시간을 계산하였다. 두 가지 접근 모두에서 국민연금법 개정에 따른 은퇴 후 노동시간의 변화를 거의 발견할 수 없었다. 제 2장의 추정결과를 통해 볼 때 이러한 결과가 나타나는 이유는 국민연금법 개정으로 인한 생애 노령연금급여의 감소가 은퇴 후 노동시간에 영향을 미치지 않기 때문이기보다는 영향력의 크기가 유의하나 아주 작아 잘 나타나지 않기 때문인 것이라고 보인다.

이상의 분석결과를 통해 볼 때 국민연금법 개정으로 인한 노령연금급여 수준의 변화가 조기은퇴 확률이나 은퇴 후 노동공급에 미치는 효과는 유의하나 아주 작다고 결론지을 수 있다. 이는 공적 연금제도가 평균은퇴 연령에 미치는 효과가 크지 않다는 Burtless and Moffitt(1984), Fields and Mitchell(1985), 이승렬·최강식(2007) 등의 연구결과가 한국에서도 확인한 것이라고 말할 수 있다.

〈표 6〉 국민연금법 개정효과에 대한 시뮬레이션 분석결과

| | 개정 전 | | | 개정 후 | | |
|-------------------|-------|--------|--------|-------|--------|--------|
| | 전체 표본 | 조기 은퇴자 | 정규 은퇴자 | 전체 표본 | 조기 은퇴자 | 정규 은퇴자 |
| 조기은퇴 확률(%) | 68.03 | 92.84 | 14.66 | 68.15 | 93.01 | 14.69 |
| 은퇴 후 노동시간 1(시간/주) | 2.83 | 2.79 | 2.91 | 2.83 | 2.79 | 2.91 |
| 은퇴 후 노동시간 2(시간/주) | 16.99 | 16.29 | 18.35 | 16.99 | 16.29 | 18.35 |

주: 은퇴 후 노동시간 1은 모든 사람이 은퇴 후에 노동한다는 가정 하에 구한 은퇴 후 평균노동시간이며, 은퇴 후 노동시간 2는 표본에서 은퇴 후에 노동하고 있는 사람만 노동한다는 가정 하에 구한 은퇴 후 평균노동시간임

V. 요약 및 정책시사점

본 연구는 『한국노동패널』 2~10차년도 자료를 사용하여 국민연금이 은퇴결정 및 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 통해 본 연구에서는 네 가지 연구가설을 제시하고 이를 검증하였다. 본 연구의 연구 가설은 다음과 같다. 첫째, 조기 은퇴 시 받는 연금급여(조기노령연금 급여)가 많을수록 조기은퇴 확률이 높아진다. 둘째, 정규 은퇴 시 받는 연금급여(노령연금 급여)가 많을수록 조기은퇴 확률이 낮아진다. 셋째, 조기은퇴 결정은 은퇴 후 노동공급을 유의하게 증가시킬

것으로 예상된다. 넷째, 생애연금급여는 은퇴 후 노동공급을 감소시키는 효과를 가질 것이다.

2단계 전환회귀 모형 추정을 통해 본 연구에서는 네 가지 연구가설을 모두 실증적으로 확인할 수 있었다. 우선 전환회귀 모형의 1단계 추정인 조기은퇴 방정식 추정을 통해 생애 조기노령연금 급여의 계수와 생애 정규노령연금급여의 계수가 각각 양의 부호와 음의 부호를 가지며 통계적으로 유의하다는 것을 확인할 수 있었다. 이 결과는 첫 번째와 두 번째 연구가설이 현실을 잘 설명해 주고 있음을 보여주는 것이다. 전환회귀 모형의 2단계 추정인 조기은퇴자의 은퇴 후 노동공급 방정식 추정결과에서 조기은퇴결정과 은퇴 후 노동공급 간의 상관관계를 보여주는 λ 의 계수가 유의한 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 조기은퇴자의 은퇴 후 노동공급에 양의 선택편의(positive selection bias)가 존재함을 의미하는 것으로 세 번째 가설을 실증적으로 확인해주는 결과이다. 또한 정규은퇴자의 은퇴 후 노동공급 방정식에서는 생애 노령연금 급여의 증가가 은퇴 후 노동공급을 유의하게 감소시키는 것으로 나타났는데, 이는 생애 노령연금 급여의 증가가 은퇴 후 노동공급을 감소시키는 소득효과를 유발함을 보여주는 결과로 네 번째 가설을 실증적으로 확인하는 결과이다.

본 연구에서는 2단계 전환회귀 모형 추정 후 이 결과를 이용한 간단한 시뮬레이션을 통해 2007년에 이루어진 국민연금법 개정이 조기은퇴 확률 및 은퇴 후 노동공급에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과에서는 국민연금법 개정으로 인한 생애 노령연금의 감소가 조기은퇴확률을 높이는 것으로 나타났다. 그러나 그 크기는 아주 미미한 수준이었다.

이상의 분석 결과는 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있다. 우선 조기은퇴 결정이 은퇴 후 노동공급에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 결과는 조기은퇴 결정이후 이루어지는 노후에 대한 대비가 충분하지 않을 가능성이 크다는 점을 시사한다. Diamond and Hausman(1984), An(1991, 1993)의 연구에 따르면 조기은퇴를 결정한 후에는 은퇴 기간이 상대적으로 길어진다는 점과 은퇴 후 소득이 상대적으로 감소할 것이라는 예측 하에 경제행위가 이루어진다. 즉, 조기은퇴자의 경우 저축과 은퇴 전 노동공급의 증가를 통해 상대적으로 길어진 노후에 대비 증가시킨다. 만일 상대적으로 길어진 노후에 대한 준비가 은퇴 전에 충분히 이루어진다면 조기은퇴 결정이 은퇴 후 노동공급에 유의한 영향을 미치지 않을 수 있다. 따라서 본 연구에서 조기은퇴 결정이 은퇴 후 노동공급에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 결과는 조기은퇴 결정이후 이루어지는 노후에 대한 대비가 충분하지 않을 가능성이 크다는 점을 보여준다. 이는 조기은퇴자의 노후대비에 대한 실태조사 및 다양한 공적 사적 차원에서 노후대비책이 마련되고, 이에 대한 유인책이 제시될 필요가 있음을 시사한다.

한편 본 연구에서 나타난 흥미로운 연구결과 중 하나는 전문가나 준전문가 집단의 경우 조기은퇴 확률이 낮다는 결과이다. 이는 다양한 직업훈련 프로그램이 조기은퇴로 인한 노후 불안정성을 제거하는데 효과가 있을 수 있음을 시사하는 결과이다. 또한 고용이 안정적인 경우 조기은퇴 확률이 낮다는 결과가 제시되었는데, 이는 고용이 불안정한 상황에서 비자발적인 조기은퇴가 나타날 가능성이 높음을 시사하는 결과이다. 따라서 중고령층의 고용 보호를 통해 고용의 안정성을 높이고 조기은퇴 확률을 낮추는 방안에 대한 모색이 이루어질 필요가 있다.

지금까지 국민연금이 중고령층의 노동공급에 미치는 효과에 대한 연구는 몇몇 연구자에 의해 제한적으로만 이루어져 왔다. 관련 연구가 충분히 축적되어 있지 않은 상황이기 때문에 관련 정책시사점을 제시하고 실제 정책을 수립하는 것까지 나아가는데 일정정도 한계가 있을 수밖에 없는 상황이다. 따라서 향후 관련 연구가 지속적으로 이루어질 필요가 있다. 본 연구와 관련하여서는 향후 국민연금 및 조기은퇴가 은퇴 전 노동공급에 미치는 영향에 대한 검토가 이루어질 필요가 있다. 또한 국민연금뿐만 아니라 국민기초생활보장제도, 근로장려세제 등 다양한 사회복지 프로그램이 은퇴 및 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구가 동시에 이루어질 필요가 있다.

참고문헌

- 강성호·임병인, 「공적연금의 민간저축 구축효과에 관한 실증연구: 가구특성별 접근」, 『경제분석』, 제11권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 2005.
- 강성호·전승훈·임병인, “국민연금법 개정의 소득분배 및 노동공급 효과 분석”, 『경제학연구』, 제56권 제3호, 한국경제학회, 2008, pp. 75-107.
- 강성호·전승훈·임병인, "은퇴 후 필요소득수준과 국민연금 및 퇴직연금의 자산충분성", 제10회 한국노동패널 학술대회 발표 예정 논문, 2009
- 권문일, 「노인의 은퇴결정요인에 관한 연구」, 서울대학교 박사학위 논문, 1996
- 김상호, 「공적연금자산과 가계저축의 대체효과 : 독일 패널데이터를 이용한 실증분석」, 『경제학연구』 제51집 제4호, 2003, 33-55면
- _____, 「연금자산이 가계저축에 미치는 영향: 대체효과에 대한 이론적, 실증적 연구」, 『경제학연구』, 제53집 제4호, 2005, 47-65면
- _____, 「연금자산과 가계저축: 한국노동패널을 이용한 실증분석」, 『경제학연구』, 제55집 제3호, 2007, 119-142면
- 원종욱(1999), 「국민연금제도의 확대가 직역간 저축율에 미치는 영향분석」, 『노동경제논집』, 제22권, 제2호, 1999, 229-242면
- 이만우·김진영·김대철, 「국민연금기대자산과 가계저축-전체 가계저축 및 소득계층별 가계저축 구축효과를 중심으로-」, 한국재정학회 2007년 추계 정기학술대회, 한국재정학회, 2007.
- 이승렬·최강식, 「국민연금이 중고령자의 은퇴 행위에 미치는 영향」, 『사회보장연구』, 제23권 제4호, 2007. 11., pp.83-103.
- 임경목·문형표, 「공적연금이 가계저축에 미치는 영향」, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응 과제(I)』(최경수·문형표·신인석·한진희 편) 제5장 제1 절, 한국개발연구원, 2003
- 전승훈, 『은퇴결정 및 은퇴 후 소비와 소득에 관한 연구- 패널자료를 이용한 분석』, 성균관대학교 박사학위 논문, 2005
- 전승훈·임병인, 「국민연금자산이 개인연금자산 보유행위에 미치는 영향과 정책시사점」, 『보험개발 연구』, 2008.
- An, Chong-Bum, *Interdependence of Retirement and Labor Supply Under the Social Security Program*, Ph.D. Dissertation Univ. of Wisconsin- Madison, 1991
- An, Chong-Bum, “Work Efforts Before and After Retirement Under the Social Security Program”, *Public Finance*, Vol. 48, 1993, pp.195-208
- Archley, R. C., *The Sociology of Retirement*, New York, Schenkman., 1976
- Barfield, R., & J. Morgen, *Early Retirement: the Decision and the Experience*, Ann Arbor: Braun-Brumfield Inc., 1969
- Bogage, D., *Dynamics of the Early Retirement Decision: A Third Type of Employee*

- Withdrawal*, Ph.D. Dissertation, Wayne State Univ. 1984
- Boskin, M., "Social Security and Retirement Decision," *Economic Inquiry*, 15, 1977, pp. 1–25
- Boskin, M. and M. Hurd, "The Effect of Social Security on Early Retirement," *Journal of Public Economics*, 10, pp.361–377. 1978
- 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.
- Burkhauser, R. and J. Turner, "Can Twenty–Five Million Americans Be Wrong?– A Response to Blinder, Gordon, and Wise," *National Tax Journal*, 34, 1981, pp.467–472
- Burtless, Gary & Robert Moffit, "The effects of Social Security on the Labor supply of the Aged", in Aaron and Burtless(ed.) *Retirement and Economic Behavior*, Washington : Brookings: 1984, pp.135–174
- Campbell, Colin, & Rosemary Cambell, "Conflicting Views on the Effect of Old–Age and Survivors Insurance on Retirement," *Economic Inquiry* 14(3), 1976, pp.369–388
- Clark, R. L., T. Johnson and A. A. McDermed, "Allocation of Time and Resources by Married Couples Approaching Retirement," *Social Security Bulletin*, 43(4), 1980, pp. 3–16
- Diamond, P. and J. Hausman, "Individual Retirement and Saving Behavior," *Journal of Public Economics*, 23, 1984, pp.81–114
- Fields, G. and O. Mitchell, *Retirement, Pensions, Social Security*, Cambridge, Mass. MIT Press, 1985
- Gruber, J. and D. A. Wise, *Social Security and Retirement around the World*, Chicago: Univ. of Chicago Press, 1999
- Gruber, J. and D. A. Wise, "Social Security Programs and Retirement Around the World: Micro Estimation," *NBER Working Paper*, No.9407, 2002.
- Gruber, J. and D. A. Wise, "Social Security Programs and Retirement Around the World: Fiscal Implication, Introduction and Summary," *NBER Working Paper*, No. 11290, 2005
- Gustman, A. L. and T. I. Steinmeier, "A Structural Retirement Model," *Econometrica*, 54(3), 2005, pp. 555–584
- Haveman, Robert, and Barbara Wolfe(1984), "Disability Transfers and Early Retirement: A Causal Relationship?" *Journal of Public Economics* 24 (1) June): 47–66.
- Heckman, James. "The Common Structure of Statistical Model of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models." *Journal of Economic and Social Measurement* 4 (5) September: 475–492.
- Lee, L. F., *Estimation of Limited Dependent Variable Models by Two–State Methods*. Ph.D. Dissertation, Univ. of Rochester, 1976

- Lee, L. F., G. S. Maddala, and R. P. Trost, "Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit Two-State Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity." *Econometrica* 48 (2) Mar, 1986, pp.491-503.
- Morse, Dutka, and Gray, *Life After Early Retirement*, Rowman: Land Mark Studies, 1983
- Parnes, H. S. and L. J. Less, "Economic Well-Being in Retirement", in H.Parnes et al. *Retirement Among American Men*, Lexington Books, Lexington, Mass., 1985pp. 91-118
- Parnes, Admas, Andiresani, Kohen and Nestel, *The Pre-Retirement Years :Five Years in the Work Lives of Middle-Aged Men*, Center for Human Resource Research, The Ohio State Univ, 1974
- Parnes, H., and G. Nestel, "Middle-Aged Change", in Parnes, Admas, Andiresani, Kohen, & Nestel, *The Pre-Retirement Years :Five Years in the Work Lives of Middle-Aged Men*, Center for Human Resource Research, The Ohio State Univ: 1974, pp.79-114
- Quinn, J. F., "Microeconomic Determinants of Early Retirement: A Cross-Sectional View of White Married Men," *Journal of Human Resources*, 12, 1977, pp.329-347

부록

부록 1. 명목임금 증가율 등에 대한 가정

| 구 분 | 2002~2010 | 2011~2020 | 2021~2030 | 2031~2050 | 2051~ |
|--------------------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 실질임금상승률 (명목임금상승률) | 3.5% (6.5%) | 3.0% (6.0%) | 2.5% (5.5%) | 2.0% (5.0%) | 1.5% (4.5%) |
| 실질기금투자수익률 (명목기금투자수익률) | 4.5% (7.5%) | 4.0% (7.0%) | 3.0% (6.0%) | 2.5% (5.5%) | 2.0% (5.0%) |
| 물 가 상 승 률 | 3.0% | | | | |

주: 국민연금발전위원회, 『2003 국민연금 재정계산 및 제도개선방안(자료집)』, 2003.6.

부록 2. 연령별 은퇴 기간에 대한 가정

| 2007년 기준 연령 | 남성 | | | | 여성 | | | |
|----------------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 기대여명 | 사망연도 | 사망연령 | 은퇴기간 | 기대여명 | 사망연도 | 사망연령 | 은퇴기간 |
| 52 | 27 | 2034 | 79 | 20 | 32 | 2039 | 84 | 25 |
| 53 | 26 | 2033 | 79 | 20 | 31 | 2038 | 84 | 25 |
| 54 | 25 | 2032 | 79 | 20 | 31 | 2038 | 85 | 26 |
| 55 | 24 | 2031 | 79 | 20 | 30 | 2037 | 85 | 26 |
| 56 | 23 | 2030 | 79 | 20 | 29 | 2036 | 85 | 26 |
| 57 | 23 | 2030 | 80 | 21 | 28 | 2035 | 85 | 26 |
| 58 | 22 | 2029 | 80 | 21 | 27 | 2034 | 85 | 26 |
| 59 | 21 | 2028 | 80 | 21 | 26 | 2033 | 85 | 26 |
| 60 | 20 | 2027 | 80 | 21 | 25 | 2032 | 85 | 26 |
| 61 | 19 | 2026 | 80 | 21 | 24 | 2031 | 85 | 26 |
| 62 | 19 | 2026 | 81 | 22 | 23 | 2030 | 85 | 26 |
| 63 | 18 | 2025 | 81 | 22 | 22 | 2029 | 85 | 26 |
| 64 | 17 | 2024 | 81 | 22 | 21 | 2028 | 85 | 26 |
| 65 | 16 | 2023 | 81 | 22 | 21 | 2028 | 86 | 27 |
| 66 | 16 | 2023 | 82 | 23 | 20 | 2027 | 86 | 27 |

- 주 1. 기대여명은 통계청에서 발간한 2007년 기준 완전생명표의 기대여명을 반올림하여 사용
 2. 사망연도, 사망연령, 은퇴 기간은 기대여명자료를 활용하여 저자가 계산하였음