

노동정책연구  
2006. 제6권 제1호 pp. 39~74  
© 한국노동연구원

연구논문

## 중고령자 취업 결정요인

성지미\*  
안주엽\*\*

압축적 인구 고령화가 진행되고 있음에도 불구하고 청년, 여성, 고령 인력에 대한 유희화가 상당한 수준이다. 생산가능인구 대비 취업자로 표현되는 취업비중은 여전히 60%를 밑도는 낮은 수준이며 지난 10년 동안 이런 낮은 수준에 거의 변함이 없는 상태이다. 본 연구는 「한국노동패널조사」 제6차년도 자료를 이용하여 ‘중고령자 부가조사’에 응답한 50세 이상 75세 미만 중고령자 표본 3,047명을 대상으로 이항로짓모형과 다항로짓모형 또는 이변량프로빗모형을 추정함으로써 취업-미취업상태 또는 미취업-임금근로비임금근로 취업상태를 결정하는 요인을 분석하고 있다. 연령, 교육수준, 성과 혼인상태, 건강자본, 지역실업률 이외에도 다양한 소득원, 자산 및 부채, 그리고 만 45세 당시 취업상태와 일자리 특성이 중고령자의 취업결정에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 일자리를 가지고 있는 중고령자가 그렇지 않은 중고령자에 비해 다양한 측면에서 측정된 삶에 대한 만족 수준이 높은 것으로 나타난다. 소위 오류도 또는 사오정 등 고령화에 역행하는 정년단축 추세를 막는 한편, 중고령자들에게 일할 기회를 제공하는 것이 고령자들의 삶의 수준을 높이는 한편 고령화 사회에서 나타나는 도전을 극복하는 정책방향이다.

핵심용어: 중고령자, 취업상태, 만족도, 이항로짓모형, 다항로짓모형, 이변량프로빗모형

투고일: 2005년 12월 15일, 심사의뢰일: 2005년 12월 20일, 심사완료일: 2006년 3월 20일

\* 한국기술교육대학교 산업경영학부 조교수 (jsung13@kut.ac.kr)

\*\* 한국노동연구원 연구위원 (jyahn@kli.re.kr)

## I. 들어가는 글

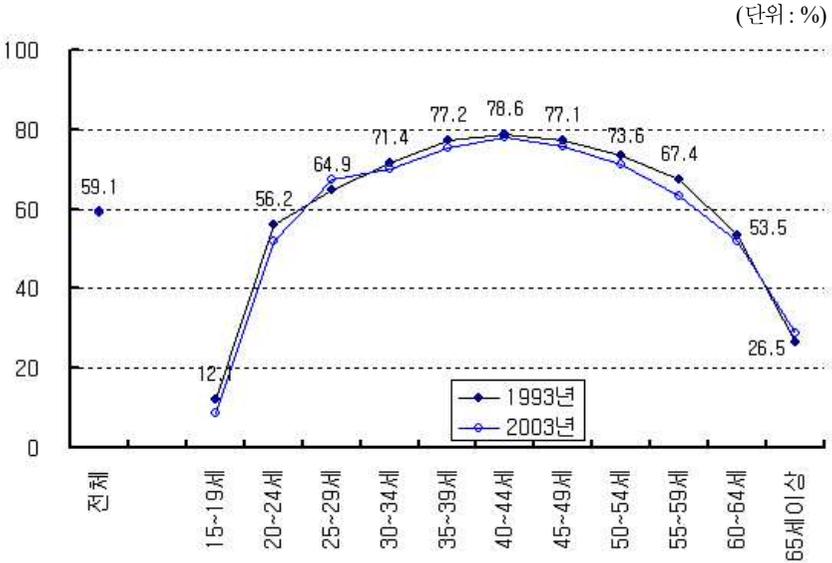
최근 한국 사회에서 화두 중 하나는 ‘뒤늦게 깨달은 사회의 급속한 고령화’이다. 선진국이 경험하지 못한 압축적인 고령화가 이미 진행되어 고령화 사회로 진입한 지 오래되었으며, 통계청의 추계인구 전망을 근거로 만들어 본 2050년 인구피라미드는 기형에 가깝다.<sup>1)</sup> 이러한 추세와 전망은 ‘적은 수의 일하는 자’와 ‘많은 수의 일하지 않는 자’, 즉 부양비(15~64세 인구 대비 그 외 연령 인구의 비중)의 급속한 상승을 의미하는 것으로 경제성장의 지속성에 의문을 던져주는 현상이다. 사회고령화로 발생가능한 문제에 대한 명확한 변별이 부족한 상태에서 ‘출산장려정책’이 대단한 대안인 것으로 등장한 것은 최근의 일이다.

[그림 1]의 1993년과 2003년도 연령대별 취업비중(=인구 대비 취업자의 비중)에서 보듯, 지난 10년 동안 전체적인 취업비중은 59% 초반 수준에서 거의 변화가 없었고, 연령대별로 볼 때, 25~29세와 65세 이상 연령층을 제외한 대부분 연령층에서 취업비중이 하락하였다는 사실이다. 이러한 현상은 남성의 경제활동참가율이 1990년대 중반에 하락추세로 전환된 반면 여성의 경제활동참가율은 이를 반전시킬 만큼 상승하지는 않았기 때문에 발생한 것이다. 취업비중은 40~44세(78.6%) 연령층까지는 연령이 높아질수록 상승하나 그 이후 연령이 높아짐에 따라 하락한다. 50~54세 준고령층의 취업비중은 73.6%로 40대에 비해 5%포인트 낮은 반면 60~64세 고령층에서는 53.5%로 20%포인트 이상 낮은 수준을 보이고 있으며, 65세 이상 연령층에서는 1993년에 비해 다소 상승하기는 하였으나 26.5%로 4명 중 1명 정도가 취업하고 있음을 알 수 있다.

[그림 2]는 1993년과 2003년 연령대별 취업자수와 취업자의 연령대별 분포를 보여주고 있다. 그림에서 나타나는 특징은, 무엇보다 먼저, 35세 이상 모든 연령층에서 취업자가 증가한 반면 35세 미만 모든 연령층에서 취업자가 감소하였다는 점이다. 특히, 40대 취업자는 1993년 3,837천 명에서 2003년에는 6,031천

1) 안주엽(2003, 224쪽), 제8장 「노동공급」, 이원덕 편, 『한국의 노동: 1987~2002』 (한국노동연구원) 참조.

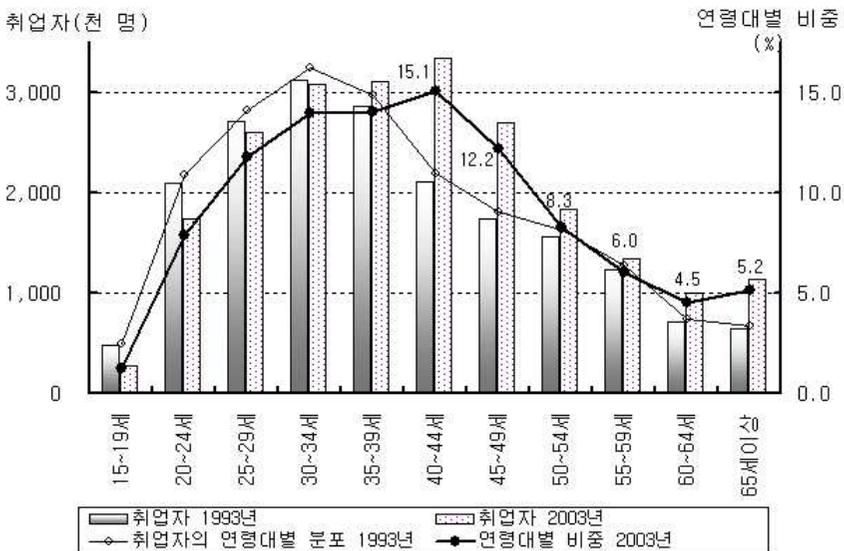
(그림 1) 연령대별 취업비중



주: (취업비중) = (취업자)/(생산가능인구) \* 100. 그림에 제시된 수치는 2003년도 취업비중.

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 각년도(KOSIS).

(그림 2) 연령대별 취업자



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 각년도(KOSIS).

명으로 2,194천 명 늘어 연평균 4.6%의 높은 증가율을 보이고, 60대 이상 취업자 역시 1,358천 명에서 2,142천 명으로 782천 명 늘어나 연평균 4.7%의 높은 증가율을 보여주고 있다. 이에 따라 취업자의 연령대별 비중 역시 35세 미만에서는 하락한 반면, 비중 변화가 거의 없는 50대를 제외하면, 35세 이상에서는 대부분 연령층에서 상승한 것으로 나타난다. 이러한 현상으로부터 10년 뒤에는 50대와 60대와 그 이상 고령층의 취업자가 상당히 증가할 것이 예견된다.

그럼에도 불구하고 중고령자의 은퇴와 은퇴 후 노동시장 참여에 대한 연구는 부진한 것이 사실인데, 그나마 존재하는 몇몇 연구를 요약하면 다음과 같다. 은퇴의 결정요인은 크게 두 가지로 분류할 수 있는데 개인적인 선택에 의한 것과 시장상황에 의한 것이라 하겠다. 개인적인 선택에는 세 가지 상황이 영향을 미친다고 하겠는데 은퇴 후 소비생활에 대한 재정적인 준비의 정도(개인저축, 연금, 자녀로부터의 도움)와 개인의 건강, 그리고 여가에 대한 기회비용이라 하겠다. 개인의 선택에 관한 항목들은 주관적인 인식 및 평가에 의해 달라질 수 있기 때문에 분석에 어려움이 있지만 이러한 부분들도 어느 정도 인구통계학적 특성에 따라 구조화할 수 있다고 하겠다. 따라서 선행연구들도 이러한 부분들에 대한 분석을 시도하였는데 연구에 따라 다양한 요소를 고려하기도 하고 특정한 영향요인을 보다 강조하여 연구가 진행되기도 하였다. 한계점이라 한다면 기존의 자료들은 개인을 대상으로 하여 일자리의 특성을 질문하고 있기 때문에 사업체 관련 특성을 개인 응답자의 정보에 의존하여 얻게 된다는 점이다.

박경숙(2003b)은 고령자의 취업 여부를 로짓분석을 이용하여 현재의 취업상태의 결정요인 분석과 함께 취업에서 미취업으로의 전이율에 대한 사건사(event history) 분석으로 파악하였다. 결정요인 분석에서는 남성, 일자리 관련 특성 중 과거 종사업종, 과거 종사상지위, 재정 관련 특성을 반영하는 변수 중 자녀동거, 소득, 사회보험 수혜 여부가 취업확률에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 박경숙은 과거 종사업종과 과거 종사상지위, 그리고 사업체 규모를 달리하는 모형을 설정하였고 결국 이들 세 가지 특성이 연결되어 있다는 점을 발견하였다. 즉 취업생활을 유지하는 집단을 상반되는 특징을 지닌 두 집단으로 설명하였는데 한 집단은 전문관리직으로 중상층 임금근로자이고, 다른 집단은 농어업·영세판매·서비스업을 운영하거나 가족종사자로 공식적인 퇴

직제도가 없는 집단으로 설명하였다. 유사한 결과를 취업에서 미취업으로의 전이율에 대한 연속, 비연속 사건사 분석에서도 발견하였다.

박경숙(2003a)은 우리나라 고령층의 노동시장 이탈은 다른 선진국과는 달리 다양한 이탈과정을 거치고 있다고 하였다. 한국노동패널의 55세 이상 고연령층을 대상으로 한 분석에서 은퇴를 4가지 유형으로 구분하였는데 첫째, 정규직 임금근로자의 은퇴 유형으로 상대적으로 안정된 고용상태를 거친 이후 정년제 또는 연금보장제도에 따라 노동시장에서 은퇴하는 형태, 둘째 노후연금이나 자산소득을 확보하고 있는 고소득 자영업 종사자에게서 찾아볼 수 있는 은퇴유형, 셋째 자녀로부터의 지원이 가능한 상황에서 노동시장에서 이탈하는 경우, 넷째 개인 자산이나 공적인 연금도 부족하고, 자녀로부터의 지원도 받지 못하여 취업과 미취업을 반복하는 경우이다. 결국 박경숙(2003b)에서는 고령자 은퇴과정의 결정요인을 고용형태 및 재정상태(다양한 형태의 소득원)로 설명하고 있다.

장지연·호정화(2002)도 은퇴의 결정요인을 고용형태와 관련하여 설명하는 것으로 1987~2001년 은퇴 시기를 추정하여 비교하였는데, 경제위기 이후 상당히 줄어들기는 하였지만 임금근로자와 비임금근로자 간에는 은퇴 시기에 상당한 차이가 있는 것을 보고하였다. 특히 임금근로자의 은퇴 시기가 늦어지고 있음을 발견하였다.

박경숙(2002)은 경제활동인구조사와 인구및주택총조사를 이용하여 1980~2000년에 노인인구의 상대적·절대적 증가에 따라 우리나라의 고연령층의 경제활동참가율도 증가하였는데 이는 조기정년 이후 노동시장에 재진입한 고연령층의 비율 증가로 설명될 수 있으며, 또한 가족으로부터의 부양 기회가 약화되고 연금 혜택을 받지 못함으로써 노년기 노동의 필요성이 증가하였기 때문인 것도 이유가 된다고 하였다.

안중범·전승훈(2004)은 은퇴결정과 소비 수준의 변화에 초점을 두었는데 55세 은퇴를 조기은퇴, 60세 은퇴를 지연은퇴라고 정의하고 은퇴 시기의 결정과 소비탄력성을 추정하였으며, 소비의 소득탄력성이 지연은퇴자에 비해 조기은퇴결정자에서 작다는 것을 발견하였다.

박경숙(2006)은 다시, 고령자의 취업상태와 은퇴동학을 연결시켜, 저자가 판

단컨대 노동시장 유연화가 강화되었던 1998년과 2004년 기간 중 55세 이상 남녀 고령층의 노동이동과정을 취업상태의 전환율에 기초한 마르코프 노동생명표를 구성하여 분석한 후 생명표의 구성요인들이 취업률 변화에 미치는 영향을 분석하고 있다.

고등교육의 보편화 및 대중화와 서비스업으로 치중하는 산업구조의 추이에도 불구하고 노동시장에는 청년층, 여성, 특히 기혼 여성, 그리고 고연령층에 집중된 인적자본 유희화가 심각한 수준이다. 1990년대 고등교육은 급속하게 팽창하였으나 이에 부합하지 못하는 산업구조는 교육과 산업구조의 구조적 불일치(structural mismatch)를 야기함으로써 고학력 청년층의 유희화를 조장하였다. 노동수요에서 잔존하는 성차별적 관행과 M-자형 노동공급곡선으로 표현되는 저조한 경제활동참가율은, 남녀고용평등법과 적극적 조치(affirmative action)에도 불구하고, 고학력 여성의 유희화를 낳았다.<sup>2)</sup> 또한 연공급제를 기반으로 하는 임금체제와 저조한 노동시장 유연성 수준은 일생에서 점차 이른 시기에 주된 일자리(career job)에서 실직할 확률은 높이는 한편, 고연령자의 재취업은 어렵게 만듦으로써 자발적 또는 비자발적 은퇴연령을 저하시켜 고연령층 유희화를 심화시키고 있다.

이러한 인적자본 유희화는 한편으로는 현실적으로 심각한 문제이지만 다른 한편으로는 노동력 공급을 촉진하는 것이 고령화 사회에서 지속가능한 성장을 위한 하나의 열쇠가 될 수 있음을 시사하는 것이다.<sup>3)</sup> 다시 말하면, ‘많은 수의 일하지 않는 자’에게 일할 유인과 환경을 제공하는 것이 고령화의 도전을 극복할 수 있는 방안이 될 수 있다는 것이다. 이러한 맥락에서, 본고는 고연령자에게 있어 임금근로 또는 비임금근로를 대안으로 하는 취업의 결정요인을 분석하고, 일자리를 가진 고연령자의 삶에 대한 만족도가 그렇지 않은 고연령자에 비

2) 물론 중장기 추세를 볼 때 여성의 경제활동참가율은 경제위기 직전까지는 지속적 상승추이를 보인 것이 사실이다. 1990년 47.0%인 여성의 경제활동참가율은 1997년 49.8%까지 상승하였다. 1998년 경제위기 중 47.1%로 급락한 후 다시 상승세를 유지하고는 있으나 2003년 현재 48.9%로 경제위기 이전 수준을 회복하지 못하고 있는 실정이다.

3) 상대적으로 ‘일하는 자’의 부족은, 다른 모든 조건이 일정하다면, 임금수준을 상승시킴으로써 ‘일하지 않는 자’에게 노동공급 유인을 제공하는 한편 이들에 대한 노동수요를 유발하게 될 것이다. 항간에 회자되는 ‘고용없는 성장’은 이들에 대한 노동수요 유발이 없을 것으로 보는 견해와 일맥상통한다. 임금근로자수를 기준으로 볼 때 ‘고용없는 성장’에 대해서는 좀더 신중한 논의가 필요한 것으로 보인다.

해 높은지 살펴봄으로써 고연령자의 경제활동을 촉진하기 위한 방안을 모색하는 것을 목적으로 하고 있다.

이러한 목적을 달성하기 위하여, 일자리를 가진 고연령자의 삶에 대한 만족도가 그렇지 않은 고연령자에 비해 높다는 데에 착안하여, 고연령자에게 있어 임금근로 또는 비임금근로를 대안으로 하는 취업의 결정요인을 분석하고, 고연령자의 경제활동을 촉진하기 위한 방안을 모색하는 것을 목적으로 하는 본고의 나머지 부분은 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 먼저, 본 연구에서 사용하는 「한국노동패널조사」 자료에 대해 간략히 소개한 후, 「한국노동패널조사」 6차 본조사 자료를 이용하여 50~74세 중고령집단과 30~49세를 비교하여 분석한다. 30~49세와 50~74세 표본집단에 대하여 취업 여부(취업과 미취업)와 취업형태(본고에서는 대안으로 임금근로와 비임금근로를 고려) 분포를 살펴보고, 이항로짓모형과 다항로짓모형을 사용해 취업결정요인에 대한 실증분석을 실시한다. 실증분석에는 노동공급 의사결정요인으로 인적자본 대변수-교육연한과 연령-와 건강자본, 그리고 성, 혼인상태, 2세 미만 및 2세 이상 6세 미만 자녀 존재 여부 및 가구 비근로소득을, 노동수요를 반영하고자 지역실업률을 포함하고 있다. 제III장은 제6차 조사에 실시된 「중고령자 부가조사」 자료를 이용하여 취업-미취업의 이항로짓모형, 미취업-임금근로취업-비임금근로취업의 다항로짓모형과 취업-미취업과 임금근로-비임금근로 취업을 동시에 고려하는 부분관측성 이변량프로빗모형을 추정한다. 중고령자 취업의 실증분석에서는 다양한 소득원과 자산 및 부채, 45세 당시 취업여부 및 일자리 특성을 추가한다. 제IV장에서는 연구 결과를 요약한다.

## II. 중고령자 취업여부 및 취업형태

### 1. 자료 : 「한국노동패널조사」

「한국노동패널조사」는 제주도를 제외한 전국에서 추출한 5,000개 가구표본과 이에 속하는 15세 이상 가구원 13,738명을 개인표본으로 1998년에 제1차조

사를 실시한 이후 매년 동일한 가구표본과 개인표본을 대상으로 조사를 실시하여 2005년까지 제8차년도 조사를 마친 상태이다.

가구표본에 대한 설문은 개별 가구원의 성별, 가구주와의 관계, 생년월일, 학력, 경제활동상태, 동거여부 및 비동거 사유 등 개별 가구원에 대한 정보, 다양한 소득원천별 가구소득(근로소득, 금융소득, 부동산소득, 이전소득, 사회보험소득, 기타소득), 다양한 형태의 자산가치(부동산자산, 금융자산, 주택유형 및 소유형태와 자산가치 등)와 부채 잔액 및 상환금, 그리고 다양한 지출형태별 가구 월생활비 및 저축 등 가계경제 상황, 사교육과 자녀보육, 다양한 세대간 사적 자원이전(intergenerational private transfer) 등에 관한 정보를 제공한다.

개인표본에 대한 설문은 취업자(임금근로자와 비임금근로자)에 대해서는 근무시작 시점, 업종 및 직종, 기업 유형, 사업체 규모, 고용형태, 근로시간, 임금과 근로조건 등 현재 일자리의 특성과 취업 전 구직활동에 관한 정보를 제공하고 있다. 미취업자에 대해서는 구직활동, 구직활동하지 않는 이유, 취업 가능성, 구직방법, 구직기간, 구직시 어려움, 희망하는 일자리의 특성(희망임금 등)을 포함한 구직활동 전반에 관한 정보를 제공하고 있다. 또한 모든 개인표본에 대하여 패널 최초진입 당시 기준으로 직전 일자리의 특성을 포함한 15세 이후 취업력을 포함하여, 정규교육 및 직업훈련, 군복무, 부모의 교육수준 및 경제활동상태, 혼인력과 출산력, 그리고 다양한 주관적 만족도 및 교육-기술매치 등에 대한 정보를 제공하고 있다. 본장에서는 「한국노동패널조사」 제6차년도 조사에 응답한 개인 10,985명 중 30세 이상 75세 미만인 7,719명을 표본으로 한다.

## 2. 표본 특성

<표 1>은 성·연령대별 취업형태의 비중을 보여주고 있다. 전체 표본 7,719명 중 미취업자는 36.6%이고 취업자는 63.3% (임금근로자 38.9%, 비임금근로자 24.4%)이며, 남성 집단의 미취업자 비중은 19.2%로 평균에 비해 낮은 반면 임금근로자는 51.2%로 평균에 비해 높게 나타난다. 여성 집단의 경우 미취업자의 비중이 53.4%로 평균에 비해 높는데 남성의 19.2%에 비해서는 상당히 높은 편이다.

미취업자의 비중은 40~44세 연령층까지 연령과 함께 낮아지다가 40~44세 이후에는 미취업의 비중이 다시 증가하는 양상을 보이는데 이는 남녀 모두에서 나타나는 현상이다. 그러나 남녀 집단간의 미취업의 비중은 앞에서 언급되었듯이 상당한 차이가 있는데 이는 전 연령층대에서 나타나고 있다. 남성과 여성의 미취업 비중을 비교하면, 30~34세 연령층에서 40%포인트가 넘는 상당히 큰 차이를 보이다가 연령이 증가함에 따라 차이가 줄어드는 양상을 보여, 70~74세 연령층에서는 미취업의 비중이 남성 70.7%와 여성 86.6%로 16%포인트 정도의 차이를 보이고 있다.

임금근로자와 비임금근로자의 비중을 연령대별로 비교하면 두 가지 점에 주목하게 된다. 첫째, 남성의 경우 임금근로의 비중은 연령과 함께 지속적으로 감소하고 있는 반면, 비임금근로자의 비중은 50~54세까지는 증가하여 39.3%에 이르고 그 이후 지속적으로 감소하고 있다. 이는 임금근로 취업에서 비임금근로 취업으로의 이동의 어느 정도 이루어지고 있음을 보여주는 부분이라 할 수

〈표 1〉 성·연령대별 취업형태 비중

(단위: 명, %)

	전 체				남 성				여 성			
	전체	미취업	취업		전체	미취업	취업		전체	미취업	취업	
			임금근로	비임금근로			임금근로	비임금근로			임금근로	비임금근로
전 체	7,719	36.6	38.9	24.4	3,779	19.2	51.2	29.6	3,940	53.4	27.2	19.5
연령대별												
30~34세	1,180	33.5	53.1	13.5	601	11.8	71.0	17.1	579	56.0	34.4	9.7
35~39세	1,106	28.8	51.4	19.8	569	10.0	67.8	22.1	537	48.8	33.9	17.3
40~44세	1,183	22.7	49.3	28.0	579	7.6	59.4	33.0	604	37.3	39.6	23.2
45~49세	1,090	25.4	42.3	32.3	557	10.4	51.5	38.1	533	41.1	32.6	26.3
50~54세	849	31.1	37.2	31.7	397	12.1	48.6	39.3	452	47.8	27.2	25.0
55~59세	698	39.5	31.7	28.8	355	20.0	44.2	35.8	343	59.8	18.7	21.6
60~64세	665	52.8	21.7	25.6	319	41.7	27.9	30.4	346	63.0	15.9	21.1
65~69세	553	65.5	12.5	22.1	238	54.2	16.8	29.0	315	74.0	9.2	16.8
70~74세	395	80.0	4.1	15.9	164	70.7	6.1	23.2	231	86.6	2.6	10.8
연령집단												
30~49세	4,559	27.6	49.1	23.3	2,306	10.0	62.6	27.4	2,253	45.7	35.2	19.0
50~74세	3,160	49.7	24.2	26.1	1,473	33.7	33.2	33.1	1,687	63.5	16.4	20.0

표본: 30~74세에 속하는 7,719명

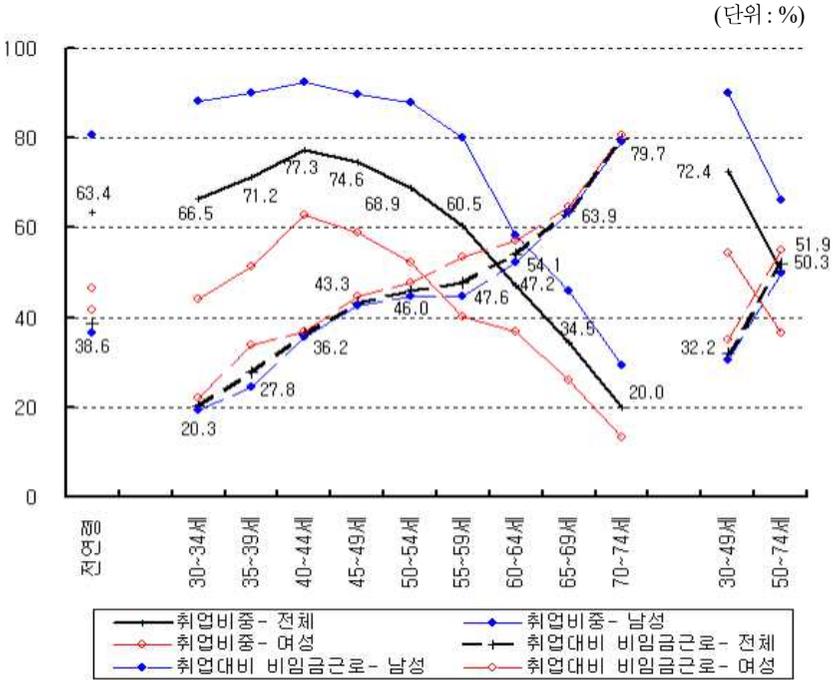
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년).

있다. 둘째, 여성의 임금근로자 비중과 비임금근로자 비중은 남성의 비중과는 약간 다른 양상을 보이는데 여성 임금근로자의 비중은 30대 연령집단에서는 감소하지만 40~44세 집단에서는 35~39세 집단에 비해 5.7% 정도 증가하는 현상을 보이고 이후 지속적으로 감소하는 현상을 보인다. 여성의 비임금근로 비중의 유형은 남성과 같이 일정한 연령층까지 증가하다 감소하고 있는 연령층에는 차이가 있어 남성의 경우 50~54세 집단이었지만 여성의 경우 45~49세 집단인 것으로 파악된다.

중고령자 취업자의 취업형태를 비교하면 비임금근로 취업의 비중이 임금근로 취업의 비중보다 높은 것으로 나타난다. 남성의 경우 55~59세 집단까지는 임금근로자의 비중이 더 높지만 60~64세 집단에서는 임금근로자 27.9%, 비임금근로자 30.4%로 비임금근로자의 비중이 약간 더 높아지고 있으며 70~74세 집단의 경우 임금근로자는 6.1%인 데 반하여 비임금근로자는 23.2%로 상당한 차이를 보이고 있다. 이러한 현상은 여성에서도 나타나는데 단지 차이가 있다면, 여성의 경우 비임금근로자의 비중이 임금근로자의 비중보다 많아지는 연령층이 조금 더 빠른 55~59세 집단이라는 점이다. 연령집단을 30~49세 중장년층과 50~74세 중고령층으로 양분하여 취업형태의 비중을 비교하면 중장년집단의 경우 남녀 모두에서 임금근로자의 비중이 비임금근로자의 비중보다 더 높은 것으로 나타난다. 중고령 집단의 경우 임금근로자와 비임금근로자의 비중은 남녀 집단에서 차이를 보이는데 남성 중고령 집단의 경우 임금근로자와 비임금근로자의 비중은 33%대로 비슷하다. 그러나 여성의 경우 임금근로자는 16.4%이고 비임금근로자는 20.0%로 비임금근로자의 비중이 더 많은 것으로 파악된다. 이러한 결과는 상대적으로 고연령층에서 비임금근로가 취업에 적절한 대안이 될 확률이 높으며 이러한 현상은 여성에서 더 뚜렷하다는 것을 보여준다.

[그림 3]은 <표 1>로부터 구축된 취업비중과 취업에서 비임금근로가 차지하는 비중을 보여주고 있다. 그림에서 보듯, 모든 연령층에서 남성의 취업비중이 여성에 비해 높고, 연령이 상승할수록 비임금근로자의 비중이 높아지는 한편 모든 연령층에서 남성에 비해 여성의 비임금근로자 비중이 높게 나타나는 것을 알 수 있다. 이는 특히 여성의 자녀출산 및 양육시기에 해당하는 35~39세와 고령시기에 진입하는 55~59세에 두드러지게 나타나며 60~64세에서도 나타나고

(그림 3) 취업 및 비임금근로 비중(성·연령대별)



자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년).

있다.

### 3. 기초분석

<표 2>는 중고령층(50세 이상 75세 미만의 준고령자·고령자 집단)의 취업 여부와 임금·비임금근로 선택의 결정요인을 실증분석하는 데 사용되는 변수의 정의와 이에 대한 기초통계를 보여주고 있다. 이 장에서는 중고령자의 취업선택의 결정요인을 중장년층(30세 이상 50세 미만)과 비교하여 살펴보고 있으므로 표본을 나누어 비교하기로 한다.

중고령층 평균연령은 60세이며, 여성 비중은 53.4%로 30~49세 집단에 비해 4%포인트 정도 높은 것으로 나타난다. 교육기간은 8.2년으로 30~49세 집단의 12.3년에 비해 약 4년 정도 짧은 것으로 나타난다.

중고령층은 중장년층에 비해 2세 미만 또는 2세 이상 6세 미만 자녀가 있는

비율은 더 낮은 것으로 파악되며, 미혼의 비율은 낮고 결혼하였지만 현재 배우자가 없는 비율은 더 높은 것으로 나타난다. 건강상태의 경우 중고령집단은 중장년 집단에 비해 ‘건강상태가 매우 좋다’고 응답한 비율은 낮고 ‘건강상태가 좋지 않다’와 ‘건강상태가 매우 좋지 않다’고 응답한 비율은 높게 나타나고 있다. 근로소득 이외의 가구소득은 중장년집단에 비해 중고령 집단에서 높게 나타나는데 이를 유소득 집단으로 한정하게 되면 두 집단 간 소득 차이는 현저히 줄어들고 평균 비근로소득은 3배 정도 높게 나타나 중고령층의 경우 소득이 있는 집단의 평균 비근로소득은 연간 787만 원 정도인 것으로 파악된다.

다음 3개의 표에는 취업형태별 기초통계량이 제시되어 있는데 <표 3>에서는 30~74세 전체 표본, <표 4>에서는 50~74세 중고령층, <표 5>에서는 30~49세 중장년층에 대한 기초통계량이 제시되어 있다. 전체 표본의 미취업자와 취업자

<표 2> 변수의 정의 및 기초통계량

변수명	변수 정의	전체 표본	30-49세 표본	50-74세 표본
표본수		7,719	4,559	3,160
FEMALE	여성 가변수	0.5104	0.4942	0.5339
AGE	연령(세)	47.9(12.0)	39.4(5.8)	60.2(7.0)
HGC	교육연한(연)	10.6(4.2)	12.3(2.9)	8.2(4.5)
MCHILD2	남성-2세 미만 아동 존재	0.0233	0.0371	0.0035
MCHILD6	남성-2세 이상 6세 미만 아동 존재	0.0720	0.1136	0.0120
FCHILD2	여성-2세 미만 아동 존재	0.0172	0.0243	0.0070
FCHILD6	여성-2세 이상 6세 미만 아동 존재	0.0644	0.0948	0.0206
MNEVER	미혼 남성	0.0477	0.0792	0.0022
MEVER	기혼 무배우 남성	0.0254	0.0191	0.0345
FNEVER	미혼 여성	0.0166	0.0272	0.0013
FEVER	기혼 무배우 여성	0.0878	0.0318	0.1687
URATE	지역 실업률(%)	3.4056(0.8543)	3.4323(0.8311)	3.3670(0.8853)
HEALTHG	건강상태 좋거나 매우 좋은 편	0.5848	0.4672	0.2975
HEALTHB	건강상태 좋지 않은 편	0.1757	0.0899	0.2994
HEALTHW	건강상태 매우 좋지 않은 편	0.0129	0.0337	0.0636
TFI	가구 비근로소득(만원/연)	331.7(1550.7)	251.4(1608.9)	447.5(1455.0)
QIFI	가구 비근로소득(만원/연)-유소득가구	753.2(2268.0) [3,399]	715.4(2652.8) [1,602]	786.9(1859.2) [1,797]
LTFI	로그(TFI)	2.2696(2.8130)	1.726(2.5519)	3.0537(2.9825)

주: ( )안의 숫자는 표준편차. [ ]안의 숫자는 해당 가구소득이 있는 표본의 수.  
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년).

를 비교하면 성별, 연령, 교육연한, 자녀연령 및 존재 여부, 건강상태 및 실업률의 변수에서 두 집단 간에 차이가 있음을 알 수 있다. 취업 집단의 경우 여성의 비율은 37% 정도로 낮은 편이고 연령은 45.6세로 미취업 집단의 평균에 비해 6세 정도가 낮은 것으로 나타난다. 2세 미만 또는 2~6세 미만 자녀의 존재 여부에서는 남성의 경우에는 미취업에 비해 취업하고 있는 비율이 더 높고 여성은 더 낮은 것으로 나타난다. 취업한 경우 건강상태가 ‘좋거나 매우 좋은 편’에 응답한 비율은 54.5%로 미취업자의 33.4%에 비해 20% 정도 더 높은 비율을 보이고 있다. 반면 ‘좋지 않은 편’ 또는 ‘매우 좋지 않은 편’에 응답한 비율은 취업자 집단에서 더 낮게 나타나고 있다. 전체 표본에서 임금근로자와 비임금근로자를 비교하면 성별, 연령, 실업률, 가구의 비근로소득에서 차이가 나타난다. 임금근로 취업의 경우 여성의 비율은 비임금근로 취업에 비해 낮게 나타나고 평균연령은 더 낮게 나타난다. 임금근로 취업 집단에서의 실업률은 3.46%로

〈표 3〉 취업형태별 기초통계량(전체 표본)

변수명	미취업	취업	임금근로 취업	비임금근로 취업
표본수	2,837	4,882	3,004	1,878
FEMALE	0.7437	0.3748	0.3565	0.4042
AGE	51.9	45.6	43.5	48.9
HGC	9.5246	11.2287	11.7544	10.3898
MCHILD2	0.0032	0.035	0.0436	0.0213
MCHILD6	0.0194	0.1026	0.1238	0.0687
FCHILD2	0.0324	0.0084	0.0093	0.0069
FCHILD6	0.1139	0.0356	0.0406	0.0277
MNEVER	0.0286	0.0588	0.0762	0.0309
MEVER	0.0268	0.0246	0.0253	0.0234
FNEVER	0.0159	0.017	0.0223	0.0085
FEVER	0.1368	0.0594	0.0603	0.058
URATE	3.45	3.38	3.46	3.25
HEALTHG	0.3335	0.5449	0.5709	0.5032
HEALTHB	0.2725	0.1194	0.0965	0.156
HEALTHW	0.0761	0.009	0.005	0.0154
TFI	501.5	232.9	185.4	308.9
QTFI	904.0[1,574]	623.2[1,825]	527.0[1,057]	755.5[768]
LTFI	3.0612	1.8095	1.6773	2.021

주: ( )안의 숫자는 표준편차. [ ]안의 숫자는 해당 가구소득이 있는 표본의 수.  
 자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년).

비임금근로 취업 집단 실업률인 3.25%에 비해 더 높게 나타난다. 가구의 연간 비근로소득은 비임금근로 취업 집단에서 약 309만 원으로 임금근로 취업 집단에 비해 2배 이상 높은 액수를 보여주고 있다.

<표 4>와 <표 5>의 중고령 집단과 중장년 집단의 경우도 <표 3>에서와 비슷한 양상을 보인다. 중고령 집단과 중장년 집단에서 나타나는 특징적인 점은 실업률과 건강상태라 할 수 있다. 중고령 임금, 중고령비 임금과 중장년 임금, 중장년 비임금의 4집단의 실업률을 비교하여 보면 중고령 임금근로의 실업률은 중장년 임금근로에 비해 높고 중고령 비임금근로의 실업률은 중장년 비임금근로에 비해 낮다. 이는 중고령 집단의 경우 임금근로와 비임금근로에서 실업률의 영향이 다를 수 있음을 암시하고 있다.

<표 4> 취업형태별 기초통계량(50~74세 표본)

변수명	미취업	취업	임금근로	비임금근로
표본수	1,573	1,587	766	821
FEMALE	0.684	0.385	0.3616	0.4068
AGE	62.5	57.9	56.9	58.9
HGC	7.6	8.8	9.2	8.5
MCHILD2	0.0032	0.0038	0.0052	0.0024
MCHILD6	0.0102	0.0139	0.0183	0.0097
FCHILD2	0.0083	0.0057	0.0026	0.0085
FCHILD6	0.028	0.0132	0.0104	0.0158
MNEVER	0.0019	0.0025	0.0026	0.0024
MEVER	0.0356	0.0334	0.0392	0.028
FEVER	0.2289	0.109	0.124	0.095
URATE	3.44	3.29	3.47	3.12
HEALTHG	0.1888	0.4052	0.4178	0.3934
HEALTHB	0.3859	0.2136	0.1789	0.246
HEALTHW	0.1087	0.0189	0.0104	0.0268
TFI	606.9	289.5	236.9	338.6
QTFI	889.7[1,073]	634.6[724]	621.4[292]	643.5[432]
LTFI	3.8782	2.2365	1.8492	2.598

주: ( )안의 숫자는 표준편차. [ ]안의 숫자는 해당 가구소득이 있는 표본의 수.  
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년).

〈표 5〉 취업형태별 기초통계량(30~49세 표본)

변수명	미취업	취업	임금근로	비임금근로
표본수	1,264	3,295	2,238	1,057
FEMALE	0.818	0.37	0.3548	0.4021
AGE	38.7	39.7	38.9	41.2
HGC	12.0	12.4	12.6	11.9
MCHILD2	0.0032	0.0501	0.0567	0.036
MCHILD6	0.0309	0.1454	0.16	0.1145
FCHILD2	0.0625	0.0097	0.0116	0.0057
FCHILD6	0.2207	0.0464	0.0509	0.0369
MNEVER	0.0617	0.0859	0.1014	0.053
MEVER	0.0158	0.0203	0.0206	0.0199
FNEVER	0.034	0.0246	0.0299	0.0132
FEVER	0.0222	0.0355	0.0384	0.0293
URATE	3.46	3.42	3.45	3.35
HEALTHG	0.5134	0.6121	0.6233	0.5885
HEALTHB	0.1313	0.0741	0.0684	0.0861
HEALTHW	0.0356	0.0042	0.0031	0.0066
TFI	370.5	205.7	167.9	285.9
QTFI	934.7[501]	615.7[1101]	491.0[765]	899.4[336]
LTFI	2.0444	1.6039	1.6185	1.5729

주: ( )안의 숫자는 표준편차. [ ]안의 숫자는 해당 가구소득이 있는 표본의 수.  
 자료: 한국노동연구원 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년).

#### 4. 취업결정요인 실증분석

##### 가. 모형

취업-미취업 결정요인을 위한 실증모형은

$$y^* = X\beta + \epsilon$$

로 나타낼 수 있다. 여기에서 취업 의지를 나타내는  $y^*$ 는 관찰 불가능한 잠재 변수(latent variable)이므로 이를 관찰 가능한 변수로 전환시키면 취업 여부  $y$ 는 두 개(binary)의 값을 갖는 이항변수로

$$y = 1 \iff y^* = X\beta + \epsilon \geq 0 \quad (\text{취업})$$

$$0 \iff y^* = X\beta + \epsilon < 0 \quad (\text{미취업})$$

로 정의된다. 여기에서  $X$ 는 취업의지 또는 취업 여부를 결정하는 요인들의 벡터,  $\beta$ 는 추정될 계수,  $\epsilon$ 는 오차항으로  $\epsilon$ 의 분포에 대한 가정에 따라 로짓모형(logit model), 프로빗모형(Probit model) 또는 극한값모형(extreme value model) 등으로 구분된다. 여기에서 취업 여부를 결정하는 설명변수에는 인적자본의 대변수인 교육연한과 연령 및 건강자본, 노동수요를 반영하는 지역실업률, 노동공급의 제약을 나타내는 여성, 성·혼인상태, 성·자녀 존재(2세 미만과 2세 이상 6세 미만), 그리고 노동공급에 영향을 미치는 가구의 비임금근로 소득이 포함된다.

임금근로와 비임금근로를 취업에서 상이한 대안으로 구분할 경우 개인은 세 가지 대안을 갖게 되는데 세 가지 대안을 동시에 고려하는 경우 실증모형은 다항로짓모형이 되며, 먼저 취업-미취업을 결정한 후 임금-비임금근로를 결정하는 경우 추정모형은 이변량프로빗모형<sup>4)</sup>이 된다.

이변량프로빗모형은 취업-미취업 결정과 임금근로-비임금근로 결정을 동시에 고려하는 모형으로

$$y_1^* = X\beta + \epsilon \quad (\text{취업-미취업 결정})$$

$$y_2^* = W\delta + \eta \quad (\text{임금-비임금근로 결정})$$

의 형태를 가진다.  $y_1^*$ 와  $y_2^*$ 는 관찰 불가능하므로 이를

$$y_1 = 1 \iff y_1^* = X\beta + \epsilon \geq 0 \quad (\text{취업})$$

$$0 \iff y_1^* = X\beta + \epsilon < 0 \quad (\text{미취업})$$

$$y_2 = 1 \iff y_2^* = W\delta + \delta\epsilon \geq 0 \quad (\text{비임금근로 취업})$$

$$0 \iff y_2^* = W\delta + \delta < 0 \quad (\text{임금근로 취업})$$

로 전환한다. 다만  $y_1=0$ 인 경우  $y_2$ 는 관찰되지 않는다는 의미에서 부분관찰성(partial observation)을 지닌 모형이 된다.

4) 이변량프로빗모형은 제III장에서 ‘중고령자 부가조사’ 자료의 분석에서 사용하였다.

## 나. 추정 결과

중고령자의 취업결정요인에 대한 추정 결과가 <표 6>에 제시되어 있다. 모형 (1)과 모형 (2)는 취업-미취업 여부를 대안으로 하는 이항로짓모형의 추정 결과로 모형 (2)는 모형 (1)에 건강자본(주관적인 건강상태에 대한 응답)을 설명변수로 추가한 모형이다. 모형 (3)은 미취업-임금근로 취업-비임금근로 취업을 대안으로 하는 다항로짓모형의 추정 결과이다.

### 1) 취업-미취업 결정요인

모형 (1)의 추정결과를 살펴보면, 취업 선택에 통계적으로 유의하게 부정적인 영향을 미치는 변수는 여성 가변수, 연령, 교육연수, 기혼 무배우 남성, 지역 실업률 및 비근로소득인 것으로 나타난다. 건강자본을 추가하였을 때 모형 (1)에 포함되었던 변수들의 추정치가 **robust**하게 나타나며 추가된 변수들 역시 통계적으로 유의한 것으로 나타난다.

모형 (2)를 중심으로 추정 결과를 해석하면 다음과 같다. 여성 중고령자는 남성에 비해 취업하는 성향이 낮은 것으로 나타난다. 남성 기혼 무배우자는 취업 경향이 낮은 반면 여성 기혼 무배우자는 취업 경향이 높은 것으로 나타난다. 지역실업률이 높을수록 취업하고 있을 확률은 낮아지고 비근로소득이 많을수록 중고령자가 취업하고 있을 확률은 낮아지는 것으로 나타난다. 건강상태가 좋거나 매우 좋은 편이라고 응답한 경우는 건강상태가 보통이라고 응답한 집단에 비해 취업하고 있을 확률이 높은 것으로 나타나고, 건강상태가 좋지 않은 편, 건강상태가 매우 좋지 않은 편인 경우 건강상태가 보통인 경우에 비해 취업하고 있을 확률이 낮아지는 것으로 나타난다.

### 2) 다항로짓모형의 결과

표에서 모형 (3)은 미취업상태를 기준으로 하는 다항로짓모형을 추정한 결과이다. 임금근로 취업 및 비임금근로 취업에 공통적으로 부정적인 영향을 미치는 변수는 여성 가변수, 연령, 교육연한, 미혼 남성, 지역실업률, 건강자본 3개의 변수들, 그리고 비근로소득이다. 다항로짓모형의 결과를 살펴보면 임금근로 취업과 비임금근로 취업에 영향을 미치는 독립변수들은 기혼 무배우 여성을 제

외하고는 동일한 변수들이었고 변수들의 방향도 같은 것으로 나타난다.

여성 중고령자는 임금근로자 또는 비임금근로자가 되는 확률이 낮은 것으로 나타난다. 연령과 교육연수도 취업에 부정적인 영향력을 갖는 것으로 나타나

〈표 6〉 중고령자 취업결정요인

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	
			임금근로 취업	비임금근로 취업
Constant	9.4380 (.526) ***	9.7327 (.555) ***	10.1312 (.662) ***	8.1972 (.625) ***
FEMALE	-1.6355 (.103) ***	-1.6790 (.107) ***	-1.8861 (.131) ***	-1.4895 (.119) ***
AGE	-1.0967 (.073) ***	-1.0479 (.076) ***	-1.3412 (.094) ***	-0.8364 (.087) ***
HGC	-0.0420 (.011) ***	-0.0729 (.012) ***	-0.0759 (.014) ***	-0.0685 (.013) ***
MCHILD2	-0.2200 (.744)	-0.1055 (.782)	-0.0317 (.826)	-0.2313 (.961)
MCHILD6	-0.0578 (.413)	-0.2159 (.423)	0.1436 (.505)	-0.5630 (.552)
FCHILD2	0.1545 (.520)	0.4716 (.546)	-0.4146 (.922)	0.8304 (.632)
FCHILD6	-0.2234 (.315)	-0.4389 (.325)	-0.4895 (.454)	-0.4325 (.385)
MNEVER	-1.3083 (.837)	-0.7738 (.896)	-0.7688 (.878)	-0.7508 (.991)
MEVER	-0.7513 (.222) ***	-0.7607 (.231) ***	-0.5847 (.255) **	-0.9202 (.263) ***
FNEVER	-0.3809 (1.146)	-0.3179 (1.181)	-28.4842 (1.125) ***	0.3288 (1.564)
FEVER	0.1411 (.126)	0.2329 (.131) *	0.7143 (.169) ***	-0.1492 (.162)
URATE	-0.3471 (.048) ***	-0.3927 (.050) ***	-0.1751 (.061) ***	-0.5662 (.058) ***
HEALTHG		0.4629 (.107) ***	0.3811 (.121) ***	0.5192 (.121) ***
HEALTHB		-0.5988 (.106) ***	-0.8116 (.136) ***	-0.4297 (.123) ***
HEALTHW		-2.1786 (.233) ***	-2.7532 (.393) ***	-1.7774 (.269) ***
TFI	-0.1397 (.015) ***	-0.1415 (.015) ***	-0.1672 (.018) ***	-0.1157 (.017) ***
-(로그우도)	1765.34	1665.32	2698.72	
모형적합도	849.95 ***	1049.99 ***	1186.51 ***	
Correct	0.7066	0.7263	0.6013	

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 추정치가 유의함을 의미.

모형(1)과 (2)는 이항로짓모형(logit model), 모형(3)은 다항로짓모형(multinomial logit model)을 의미.

변수의 정의는 이전 표를 참조.

모형적합도는 'Ho : 모든 계수의 값이 0'이라는 귀무가설에 대한 우도비점검(likelihood ratio test) 통계량으로  $\chi^2(r)$ 의 분포를 하고 있으며, r은 자유도(degrees of freedom)로 귀무가설에서 제약식의 개수.

Correct는 0 또는 1을 제대로 예측하는 비중.

표본 : 50~74세에 속하는 3,160명

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년).

연령이 많을수록, 교육연수가 길수록 임금근로 또는 비임금근로로의 취업확률은 낮아진다. 중고령자의 경우 가구내 어린 자녀의 존재는 임금근로 또는 비임금근로 취업에는 영향력이 없는 것으로 나타난다. 남성 중고령자인 경우 기혼이지만 배우자가 없는 중고령자는 기혼이고 배우자가 있는 중고령자에 비해 임금근로 또는 비임금근로로의 취업확률이 낮아지는 반면, 여성의 경우 기혼이지만 배우자가 없는 중고령자는 배우자가 있는 여성 중고령자에 비해 임금근로로의 취업확률이 높은 것으로 나타나 상반되는 양상을 보인다. 건강상태의 경우 건강상태가 보통이라고 응답한 경우에 비해 건강상태가 좋거나 매우 좋은 편이라고 응답한 중고령자인 경우 임금근로자 또는 비임금근로자로 취업하고 있을 확률이 높다. 건강상태가 좋지 않은 편이거나 매우 좋지 않은 편이라고 응답한 중고령자인 경우 건강상태가 보통이라고 응답한 경우에 비해 취업하고 있을 확률이 낮은 것으로 나타난다. 경제상태를 나타내는 지표인 근로소득 이외의 가구소득은 많을수록 임금근로 취업 또는 비임금근로 취업하고 있을 확률이 낮은 것으로 나타난다.

#### 다. 중고령층과 중장년층의 취업결정요인 비교

<표 7>은 중장년층의 취업결정요인이 제시되어 있다. 다항로짓모형을 중심으로 <표 6>에 제시되어 있는 중고령자의 취업결정요인과 비교할 때 연령, 교육연한, 자녀의 연령 및 존재 여부에 대한 변수, 실업률에서 차이를 보이는데 방향성에서의 차이가 아니라 통계상 유의수준에서의 차이로 나타나고 있다. 상이한 점은 크게 세 가지로 요약할 수 있다.

첫째, 50~74세 중고령자 집단에서는 가구내의 어린 자녀의 존재는 취업결정에 통계적으로 유의한 영향력이 없는 반면, 30~49세의 중장년층의 경우 가구내의 어린 자녀가 취업결정에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히 흥미로운 점은 가구내에 2세 미만 자녀의 존재 여부 및 2~6세 미만 자녀의 존재 여부는 중장년 집단에서는 임금근로 취업과 비임금근로 취업에는 동일한 방향으로 영향을 미치지만 성별에 따라서는 영향력의 방향성이 다르다는 점이다. 남성 중장년 집단의 경우 2세 미만 자녀가 있으면 임금근로 또는 비임금근로로의 취업확률은 높아지는 반면, 여성 중장년 집단의 경우 2세 미만 또는 2~6세 미만 자녀

의 존재는 임금근로 또는 비임금근로 취업확률을 낮춘다. 중장년층의 경우 가구내의 어린 자녀는 자녀일 가능성이 높고 중고령층의 경우 자녀보다는 손·자녀일 가능성이 높는데 이러한 가족관계상의 차이가 취업결정에 다른 영향을 미칠 수 있음을 나타내는 결과인 것으로 추측된다.

둘째, 인적자원 변수인 연령과 교육연한의 경우 중고령 집단과 중장년 집단

〈표 7〉 중장년층 취업결정요인

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	
			임금근로 취업	비임금근로 취업
Constant	2.1022 (.465) ***	1.9731 (.482) ***	2.0669 (.509) ***	-0.2968 (.579)
FEMALE	-2.2202 (.120) ***	-2.2772 (.123) ***	-2.3401 (.127) ***	-2.1297 (.135) ***
AGE	0.1117 (.086)	0.2144 (.088) **	0.0058 (.093)	0.6283 (.107) ***
HGC	0.0286 (.014) **	0.0086 (.014)	0.0212 (.016)	-0.0145 (.016)
MCHILD2	1.2576 (.518) **	1.2290 (.519) **	1.2197 (.523) **	1.1984 (.542) **
MCHILD6	-0.0152 (.202)	-0.0344 (.205)	-0.0328 (.205)	-0.0638 (.223)
FCHILD2	-0.8085 (.225) ***	-0.8202 (.227) ***	-0.7315 (.249) ***	-1.1592 (.432) ***
FCHILD6	-0.7686 (.127) ***	-0.7601 (.128) ***	-0.7390 (.139) ***	-0.8354 (.201) ***
MNEVER	-1.0766 (.180) ***	-0.9349 (.186) ***	-0.8862 (.189) ***	-1.1810 (.229) ***
MEVER	-1.2379 (.276) ***	-1.1492 (.283) ***	-1.0617 (.279) ***	-1.3232 (.332) ***
FNEVER	0.4635 (.207) **	0.5696 (.210) ***	0.6774 (.221) ***	0.0986 (.338)
FEVER	1.2614 (.219) ***	1.5643 (.234) ***	1.7918 (.252) ***	1.0410 (.291) ***
URATE	-0.0750 (.045) *	-0.0768 (.046) *	-0.0197 (.049)	-0.1649 (.057) ***
HEALTHG		0.1851 (.085) **	0.1709 (.089) *	0.2117 (.103) **
HEALTHB		-0.7494 (.134) ***	-0.7805 (.149) ***	-0.6348 (.168) ***
HEALTHW		-2.7307 (.343) ***	-2.9654 (.458) ***	-2.3940 (.443) ***
TFI	-0.0842 (.014) ***	-0.0810 (.015) ***	-0.0808 (.015) ***	-0.0747 (.018) ***
-(로그우도)	2174.96	2111.20	4101.32	
모형적합도	1032.81 ***	1160.33 ***	1316.37	***
Correct	0.7614	0.7756	0.5675	

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 추정치가 유의함을 의미.

모형(1)과 (2)는 이항로짓모형(logit model), 모형(3)은 다항로짓모형(multinomial logit model)을 의미.

변수의 정의는 이전 표를 참조.

모형적합도는 ‘Ho: 모든 계수의 값이 0’이라는 귀무가설에 대한 우도비검정(likelihood ratio test) 통계량으로  $\chi^2(r)$ 의 분포를 하고 있으며, r은 자유도(degrees of freedom)로 귀무가설에서 제약식의 개수.

Correct는 0 또는 1을 제대로 예측하는 비중.

표본: 30~49세에 속하는 4,559명.

에서 차이를 보이는데 중장년 집단에서는 교육연한은 임금근로와 비임금근로 취업 모두에 영향력이 없는 반면, 중고령 집단에서는 임금근로와 비임금근로 취업 모두에 부정적인 영향력을 갖는 것으로 나타난다. 즉 나이가 들어 중고령자가 되면 교육연한이 긴 경우 취업하지 않고 있을 확률이 통계적으로 유의하게 높아진다는 점이다. 이는 교육연한이 중장년 시기의 직업 및 경제활동과 연결되어 중장년기 동안에 고령 시기를 위해 보다 안정적이고 재정적인 준비를 한 때문으로 추측되지만 앞으로의 연구를 통해 검증되어야 할 부분이다.

셋째, 중장년 집단의 경우 실업률이 임금근로 취업에 영향력을 갖지 않은 것으로 나타난다. 그러나 실업률은 비임금근로 취업에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 비임금근로가 임금근로에 비해 지역실업률의 영향을 더 많이 받고 있는 것을 알 수 있다. 중고령 집단의 경우 실업률은 임금근로와 비임금근로 모두에 부정적인 영향력을 갖는 것으로 나타나는데 계수값의 크기를 보면 중장년층에 비해 월등히 크게 나타나고 있어 중고령 집단은 중장년 집단에 비해 실업률의 영향을 보다 민감하게 받고 있음을 알 수 있다.

### Ⅲ. 중고령자 취업에 대한 세 가지 가설검정

#### 1. 자료 : ‘중고령자 부가조사’

「한국노동패널조사」 제6차조사에서 주요한 특징 중 하나는 50세 이상(1953년 4월 30일 이전 출생) 3,530명 개인패널 표본을 대상으로 한 ‘중고령자 부가조사’를 실시하였다는 점이다. 부가조사자료는 ① 은퇴여부와 은퇴시기 및 은퇴이유 또는 은퇴계획, ② 현재 또는 생애 주된 일자리에 대한 정보, ③ 만 45세 당시의 취업상태, ④ 다양한 소득원천별 소득 유무와 소득액 및 노후생계유지를 위한 최소/적정 소득수준, ⑤ 가족관계와 세대간 사적자원 이전(intergenerational private resource transfers), 그리고 ⑥ 부양의무 및 사회관계와 건강상 문제에 대한 정보를 제공하고 있다.

50세 이상 응답자 3,530명 중 여성이 55.0%(1,942명)로 여성 평균수명이 남

성에 비해 길다는 사실을 반영하고 있으며, 전문대학 이상의 학력수준은 9.7%(341명)에 불과한 것으로 나타난다. 이들 중 35.2%(1,244명)는 이미 은퇴를 하였고, 21.6%(764명)은 전혀 일자리를 가진 적이 없는 것으로 나타난다. 은퇴하지 않은 개인표본 1,530명 중 77.4%(1,182명)는 은퇴할 계획이 전혀 없다고 밝히고 있다.<sup>5)</sup>

## 2. 표본 특성

본장에서는 ‘중고령자 부가조사’ 개인패널 표본 중 75세 미만인 3,047명을 분석대상으로 한다. <표 8>과 [그림 4]는 연령대별 은퇴상태와 취업형태 분포를 보여주고 있다. 분석 표본 중 49.1%는 현재 일자리를 가지고 있으며, 37.9%는 은퇴계획이 전혀 없다고 밝히고 있다. 이러한 비중은 연령대별로 상당한 차이를 보이고 있다. 그림에서 보듯 오래된 세대(황단면 자료에서 고연령층)일수록 일한 경험이 전혀 없다고 밝힌 중고령자의 비중이 높아지는 것으로 나타나(50~54세 연령층에서는 13.9%인 반면 70~74세 연령층에서는 28.9%) 최근 세대로 올수록 생애 전반에 걸친 경제활동참가율이 높아져 왔음을 알 수 있다. 은퇴상태(그리고 은퇴상태 또는 은퇴계획)에 있는 표본의 비중 역시 50~54세 연령층의 34.7%에서 연령이 상승할수록 높아져 70~74세 연령층에서는 54.1%에 이르고 있다.

표에서 나타나는 또 다른 특징 중 하나는 비임금근로로 취업한 근로자들이 임금근로자에 비해 은퇴계획이 전혀 없다고 밝힌 표본이 차지하는 비중이 월등히 높다는 점이다. 임금근로자 중 72%가 은퇴계획이 있는 것으로 밝힌 반면 비임금근로자 중 59%가 은퇴계획이 전혀 없다고 밝혀 상대적으로 비임금근로가 중고령자에게 있어, 다른 상황이 허락하는 한, 생애의 후반부를 보장해 주는 일자리임을 알 수 있다. 그리고 중고령자에게 있어 은퇴계획이 전혀 없는 표본의 비중이 은퇴계획이 있는 표본의 비중을 상당히 초과하는 것으로 나타난다.

5) 「한국노동패널조사」 제4차조사(2001년)에서는 ‘건강과 은퇴 부가조사’를 실시하였으며, 이 중 ‘은퇴와 노후생활’에 대해서는 만 45세 이상 개인표본 4,273명을 대상으로 조사를 실시하였다. 이 중 14.1%인 602명이 이미 은퇴하였으며, 36.5%인 1,558명은 일자리 경험이 전혀 없는 것으로 나타난다. 당시 일자리를 갖고 있는 표본 중 75.7%인 1,599명이 은퇴계획이 전혀 없다고 밝히고 있다.

〈표 8〉 연령대별 은퇴상태와 취업상태

	표본수					비 중			
	전 체	일한 적 없음	은퇴한 상태	은퇴계획 없음	은퇴계획 있음	일한 적 없음	은퇴한 상태	은퇴계획 없음	은퇴계획 있음
전 체	3,047	586	964	1,156	341	19.2	31.6	37.9	11.2
연령대별									
50~54세	741	103	120	381	137	13.9	16.2	51.4	18.5
55~59세	696	123	154	315	104	17.7	22.1	45.3	14.9
60~64세	663	119	241	247	56	17.9	36.3	37.3	8.4
65~69세	553	127	247	146	33	23.0	44.7	26.4	6.0
0~74세	394	114	202	67	11	28.9	51.3	17.0	2.8
미취업	1,532	578	913	30	11	37.7 (98.6)	59.6 (94.7)	2.0 (2.6)	0.7 (3.2)
임금근로	726		33	444	247			61.2 (38.4)	34.0 (72.4)
비임금근로	789		18	682	83			86.4 (59.0)	10.5 (24.3)

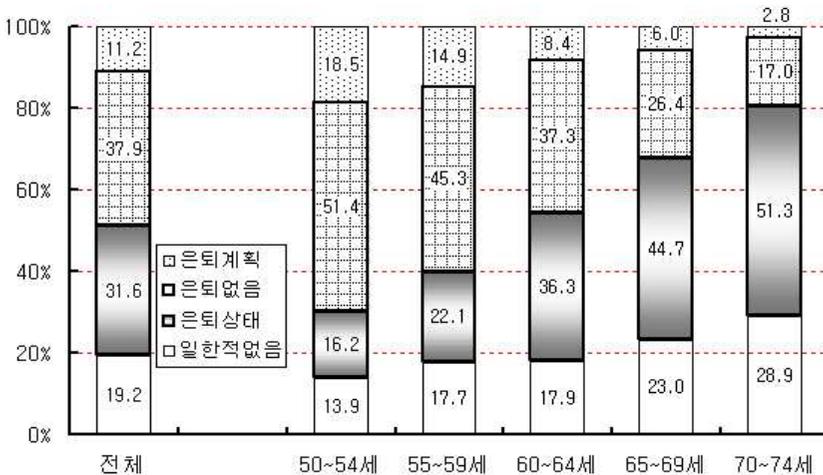
주: ( )의 숫자는 은퇴상태별 취업형태 비중.

‘일한 적이 전혀 없다’로 응답했으나 현재 임금근로나 비임금근로로 일하는 8명은 표에서 삭제.

표본: ‘중고령부가조사’ 응답자 중 50~74세에 속하는 3,047명.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년) 중고령자 부가조사.

〔그림 4〕 연령대별 은퇴상태



주: 50세 이상 75세 미만인 3,047명 개인패널 표본.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년) ‘중고령자 부가조사’.

### 3. 세 가지 가설검정

#### 가. 가설검정 절차

본장에서는 중고령자 취업결정요인에 대하여 세 가지 가설을 입증하고자 한다. 세 가설은, 첫째 소득원의 다양한 형태별로 중고령자의 취업결정에 미치는 영향이 다르다는 것이다. 이는 다시 말하면, 단순히 가구소득(비근로소득)이 취업결정에 중요한 영향을 미치는 것이 아니라 다양한 소득원에 따라 취업결정에 상이한 영향을 미친다는 것을 의미한다. 둘째 가설은 자산(또는 부채)이 중고령자의 취업결정에 영향을 미치는가 살펴보는 것이다. 셋째 가설은 이전 일자리가 현재의 취업결정에 영향을 미치는가이다. 여기에서는 만 45세 당시 취업상태와 일자리 특성을 고려한다.

가설검정을 위한 첫 단계는 다양한 가설에 해당하는 모형을 설정하는 것으로 기본모형은

$$y^* = X\beta + \epsilon$$

으로, 취업여부 결정요인인 설명변수  $X$ 는 취업 여부를 결정하는 설명변수로 이에는 인적자본의 대변수인 교육연한과 연령 및 건강자본, 노동수요를 반영하는 지역실업률, 노동공급의 제약을 나타내는 여성, 성·혼인상태, 성·자녀 존재(2세 미만과 2세 이상 6세 미만), 그리고 노동공급에 영향을 미치는 자신의 근로소득을 제외한 소득을 포함한다.

대안모형은

$$(1) y^* = X^* \beta_1 + Z_1 \gamma_1 + \epsilon$$

$$(2) y^* = X^* \beta_2 + Z_1 \gamma_1 + Z_2 \gamma_2 + \epsilon$$

$$(3) y^* = X^* \beta_3 + Z_1 \gamma_1 + Z_2 \gamma_2 + Z_3 \gamma_3 + \epsilon$$

로  $X^*$ 는 자신의 근로소득을 제외한 소득을 제외한 설명변수,  $Z_1$ 은 첫 번째 가설에 대응하는 추가변수로서 다양한 소득원(배우자 근로소득, 공적연금소득,

개인연금소득, 금융자산소득, 부동산소득, 사회보험수급, 이전소득, 기타소득),  $Z_2$ 은 두 번째 가설에 대응하는 추가변수로서 금융자산과 부채,  $Z_3$ 은 세 번째 가설에 대응하는 추가변수로서 만 45세 때 일자리 특성(미취업, 임금근로취업, 비임금근로취업, 일자리 직종(대분류), 그리고 ‘은퇴계획 전혀 없음’)을 의미한다. 변수의 정의 및 기초통계량은 <표 9>에 주어져 있다.

그 다음 단계는 세 가설을 검정하기 위해 귀무가설과 대립가설을 설정하는 것으로 각각의 가설은

가설 (1)  $H_0$ : 기본모형 vs.  $H_A$ : 대안모형 (1)

가설 (2)  $H_0$ : 대안모형 (1) vs.  $H_A$ : 대안모형 (2)

가설 (3)  $H_0$ : 대안모형 (2) vs.  $H_A$ : 대안모형 (3)

로 표현 가능하며, 이는

가설 (1)  $H_0: \gamma_1 = \gamma_0$  vs.  $H_A: \text{Not } H_0$

가설 (2)  $H_0: \gamma_2 = 0$  vs.  $H_A: \gamma_2 \neq 0$

가설 (3)  $H_0: \gamma_3 = 0$  vs.  $H_A: \gamma_3 \neq 0$

로 해석가능하다.

세 번째 단계는 가설검정을 위한 통계량을 구하는 것으로 우도비 검정(likelihood ratio test)을 실시할 경우, 우도비 검정통계량은

$$LR = -2(\log L_r^* - \log L_u^*) \sim \chi^2(r)$$

로 표현되는데,  $L_u^*$ 와  $L_r^*$ 는 각각 대립가설( $H_A$ )을 따르는 제약이 없는 모형과 귀무가설( $H_0$ )을 따르는 제약이 있는 모형을 최우추정법으로 추정할 때 얻어지는 최우도값을 의미한다. 우도비 검정통계량은 자유도  $r$ 를 갖는  $\chi^2$ 분포를 따르는데, 자유도는 귀무가설에 주어진 제약식의 개수와 같다.

#### 나. 가설검정 결과

<표 10>은 기본모형과 대안모형들에 대한 추정 결과 및 가설검정 결과를 보

〈표 9〉 변수의 정의 및 기초통계량

변수명	변수 정의	전체표본	미취업	취업	임금근로	비임금근로
표본수		7,719	4,559	3,160		
FEMALE	여성가변수	0.5336	0.679	0.3858	0.3636	0.4064
AGE	연령(세)	60.6	62.8	58.3	57.2	59.2
HGC	교육연한(연)	8.1	7.5	8.7	9.1	8.4
MCHILD2	남성-2세 미만 아동 존재	0.0036	0.0033	0.004	0.0055	0.0025
MCHILD6	남성-2세 이상 6세 미만 아동 존재	0.0125	0.0104	0.0146	0.0193	0.0102
FCHILD2	여성-2세 미만 아동 존재	0.0072	0.0085	0.006	0.0028	0.0089
FCHILD6	여성-2세 이상 6세 미만 아동 존재	0.0213	0.0286	0.0139	0.011	0.0166
MNEVER	미혼 남성	0.0023	0.002	0.0026	0.0028	0.0025
MEVER	기혼 무배우 남성	0.0348	0.0358	0.0338	0.0399	0.028
FNEVER	미혼 여성	0.001	0.0013	0.0007	0	0.0013
FEVER	기혼 무배우 여성	0.1723	0.2311	0.1125	0.1295	0.0968
HEALTHG	건강상태 좋거나 매우 좋은 편	0.2944	0.1862	0.4044	0.4118	0.3975
HEALTHB	건강상태 좋지 않은 편	0.3032	0.3906	0.2144	0.1777	0.2484
HEALTHW	건강상태 매우 좋지 않은 편	0.0653	0.1107	0.0192	0.011	0.0268
URATE	지역 실업률(%)	3.36	3.44	3.28	3.47	3.12
NLABINC	가구소득(본인 근로소득제외)(만원/월)	61.6	73.8	49.3	48.6	49.9
INCSP	배우자 근로소득(만원/월)	38.0	37.8	38.2	39.4	37.1
INCPENS	공적연금 소득(만원/월)	4.4	6.5	2.2	1.4	2.8
INCRETA	개인연금 소득(만원/월)	0.2	0.4	0.1	0.1	0.1
INCSAVS	금융자산소득(만원/월)	2.3	2.8	1.7	2.1	1.4
INCRENT	부동산소득(만원/월)	5.9	8.2	3.6	2.0	5.0
INCSOCI	사회보험수급(만원/월)	0.7	1.0	0.3	0.2	0.4
INCTRAN	이전소득(만원/월)	3.1	5.9	0.2	0.1	0.3
INCETC	기타소득(만원/월)	7.1	11.1	3.0	3.3	2.8
ASSETFIN	금융자산	2,105.8	2,516.9	1,688.0	1,475.5	1,884.5
DEBTFIN	금융부채	1,806.3	1,400.8	2,218.5	1,418.3	2,958.5
OCC0	만 45세 때 일자리 직종-관리임원직	0.0331	0.0313	0.0351	0.0275	0.042
OCC1	전문가	0.0226	0.0156	0.0298	0.0468	0.014
OCC2	기술공 및 준전문가	0.0545	0.0365	0.0728	0.0799	0.0662
OCC3	사무직	0.0341	0.0299	0.0384	0.0551	0.0229
OCC4	서비스직	0.0614	0.056	0.0668	0.0551	0.0777
OCC5	판매직	0.084	0.054	0.1145	0.0606	0.1643
OCC6	농림어업숙련직	0.1388	0.0794	0.1992	0.0592	0.3287
OCC7	기능원 및 관련기능 종사자	0.1231	0.084	0.1628	0.2245	0.1057
OCC8	장치기계조작조립 종사자	0.0561	0.0326	0.0801	0.1006	0.0611
OCC9	단순노무직	0.0742	0.0638	0.0847	0.1474	0.0268
LAST0	만 45세 때 미취업	0.3157	0.5143	0.1138	0.1391	0.0904
SELF45	만 45세 때 자영업	0.3354	0.2012	0.4719	0.1653	0.7554
RETIRENO	은퇴계획 없음	0.3794	0.0202	0.7445	0.6116	0.8675

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년) ‘중고령자 부가조사’.

〈표 10〉 중고령자 취업결정요인에 대한 가설검정

	기본모형	대안모형 (1)	대안모형 (2)	대안모형 (3)
Constant	11.6284 (.584) ***	10.2913 (.610) ***	10.0417 (.618) ***	9.8005 (.699) ***
FEMALE	-1.6797 (.109) ***	-2.0470 (.119) ***	-2.0229 (.119) ***	-1.1831 (.142) ***
AGE/10	-1.3473 (.077) ***	-1.1129 (.082) ***	-1.0797 (.082) ***	-1.2741 (.095) ***
HGC	-0.0813 (.012) ***	-0.0718 (.012) ***	-0.0720 (.012) ***	-0.0300 (.015) **
MEVER	-0.9467 (.238) ***	-0.7427 (.246) ***	-0.7223 (.247) ***	-0.6196 (.266) **
FNEVER	-1.6518 (1.506)	-1.1168 (1.543)	-1.1380 (1.494)	-1.0270 (1.380)
FEVER	0.1389 (.134)	0.6031 (.146) ***	0.5685 (.147) ***	0.4455 (.167) ***
HEALTHG	0.4322 (.110) ***	0.4829 (.113) ***	0.4885 (.113) ***	0.3922 (.125) ***
HEALTHB	-0.6316 (.108) ***	-0.5774 (.110) ***	-0.6169 (.111) ***	-0.7888 (.125) ***
HEALTHW	-2.2392 (.236) ***	-2.1956 (.240) ***	-2.2715 (.242) ***	-2.5154 (.256) ***
URATE	-0.3692 (.050) ***	-0.3987 (.052) ***	-0.3971 (.052) ***	-0.2665 (.058) ***
NLABINC	-0.1953 (.020) ***			
INCSP		-0.0406 (.024) *	-0.0430 (.024) *	-0.0675 (.026) ***
INCPENS		-0.2746 (.048) ***	-0.2703 (.049) ***	-0.2794 (.053) ***
INCRETA		-0.0631 (.189)	-0.0705 (.190)	-0.1680 (.202)
INCSAVS		-0.2794 (.065) ***	-0.2379 (.066) ***	-0.2648 (.071) ***
INCREMENT		-0.2856 (.046) ***	-0.2811 (.047) ***	-0.3133 (.050) ***
INCSOCI		-0.3247 (.104) ***	-0.3182 (.103) ***	-0.3144 (.111) ***
INCTRAN		-0.6697 (.140) ***	-0.6645 (.141) ***	-0.6291 (.150) ***
INCETC		-0.3179 (.042) ***	-0.3189 (.042) ***	-0.3421 (.046) ***
ASSETFIN			-0.0174 (.014)	-0.0271 (.015) *
DEBTFIN			0.0437 (.012) ***	0.0399 (.014) ***
OCC0				-0.0659 (.300)
OCC1				1.0196 (.368) ***
OCC2				0.7063 (.261) ***
OCC5				0.8085 (.231) ***
OCC6				1.5080 (.228) ***
OCC7				0.6980 (.206) ***
OCC8				0.6425 (.259) **
OCC9				0.8391 (.233) ***
LAST0				-1.0913 (.193) ***
SELF45				0.5456 (.156) ***
(-로그우도)	1601.74	1552.00	1543.14	1321.59
모형적합도	1020.36 ***	1119.84 ***	1137.56 ***	1580.65 ***
Correct	0.7332	0.7486	0.7493	0.7998
가설검정			17.72 ***	460.82 ***

주: 이전 표의 주를 참조

가설검정은 'Ho: 추가변수의 계수가 0'라는 귀무가설과 대안모형을 대립가설로 하는 우도비검정통계량으로  $\chi^2(r)$ 의 분포를 하고 있으며, 자유도  $r$ 은 귀무가설에서 제약식의 개수.

표본: 부가조사에 응답한 자 중 50~74세에 속하는 3,047명

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년) ‘중고령부가조사’.

여주고 있다. 무엇보다 먼저 주목할 점은 기본모형에 변수들을 추가하더라도 기본모형의 추정치가 일정한 값을 유지하고 있는 것으로 모형이 robust하다는 것을 알 수 있다.

먼저 소득원별로 취업결정에 상이한 영향을 미치는가에 대한 가설검정을 보면, 대안모형 (1)의 추정치에서 보듯, 소득원에 따라 계수값의 크기나 유의수준이 다른 것을 알 수 있다. 배우자 근로소득의 추정치는 -0.04에 불과한 반면, 이전소득의 추정치는 -0.67로 상대적으로 크게 나타나고 있으며 개인연금소득의 추정치는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 따라서 소득원에 따라 취업결정에 상이한 영향을 미친다고 결론지을 수 있다.

그 다음 대안모형 (2)와 대안모형 (1)을 대립가설과 귀무가설로 하는 자산 또는 부채가 취업결정에 추가적으로 미치는 효과에 대한 가설검정 결과를 보면, 대안 모형 (2)가 더 적합한 것을 알 수 있는데 금융자산은 통계적으로 유의한 효과를 갖지 않는 반면, 부채는 취업에 통계적으로 유의하게 긍정적(+)인 효과를 미치는 것으로 나타난다.

마지막으로 만 45세 당시 취업 여부와 일자리 특성이 추가적으로 미치는 효과에 대한 가설 역시 통계적으로 유의한 것으로 나타나 대안모형 (2)보다는 대안모형 (3)이 더 적절한 것을 알 수 있다. 일자리의 직종을 보면, 관리임원직을 제외하면 대부분의 직종이 사무직과 비교해 취업에 통계적으로 긍정적인 효과를 갖는 것을 알 수 있다. 만 45세 미취업상태는 부정적인 효과를 갖는 반면 만 45세 비임금근로 취업은 긍정적인 효과를 갖는 것으로 나타난다.

#### 다. 중고령자 취업결정요인의 한계효과

<표 10>의 대안모형 (3)과 <표 11>을 중심으로 취업결정요인의 효과를 살펴 보되 <표 12>에 주어진 한계효과를 함께 살펴보기로 한다. 한계효과(이항가변수(binary dummy variable)일 경우에는 델타효과(delta effect))는 취업결정요인  $X_j$ 의 값이 한 단위 변할 때 취업확률의 변화로 정의되는데

$$ME_j = \frac{\partial Prob[y = 1]}{\partial X_j} \quad \text{또는}$$

$$ME_j = Prob[y = 1]_{|X_j=1} - Prob[y = 1]_{|X_j=0}$$

로 표현할 수 있다.

중고령 여성의 경우 남성에 비해 취업할 확률이 낮으며 특히 비임금근로로 취업할 확률보다 임금근로로 취업할 확률이 더 낮은 것을 알 수 있다. 기본모형에서 취업확률은 남성 대비 39.7%나 낮은 반면 다양한 결정요인을 추가한 대안모형 (3)에서는 28.7% 낮은 것으로 나타난다. 이를 세분하면, 다항로짓모형에서 보듯, 임금근로로 취업할 확률은 16.1%나 낮은 반면 비임금근로로 취업할 확률은 11.7% 낮은 데 그치고 있다.

연령은 취업에 부정적인 영향을 갖는 것으로 나타난다. 연령이 10세 높아질 때 취업확률은 31.9~33.7% 낮아지는 것을 알 수 있으며, 비임금근로 취업확률은 12.0%, 임금근로 취업확률은 18.6% 낮아진다. 이변량프로빗모형에서 연령은 취업확률을 낮추는 역할을 하는 반면 취업 중 임금-비임금근로의 결정에는 통계적으로 유의한 효과를 갖지 않는 것으로 나타난다.

교육연한이 늘어날수록 취업, 특히 임금근로 취업에는 부정적인 것으로 나타나 통상적 예상과는 다른 것을 알 수 있다. 그러나 이변량프로빗모형을 보면, 교육연한이 취업에는 부정적이지만 취업자 중 비임금근로 취업에는 긍정적인 것으로 나타난다. 교육연한이 1년 늘어날수록 취업확률은 0.8~2.0% 낮아지는 것으로 나타나며, 다항로짓모형에서는 임금근로 취업확률은 0.7% 낮아지지만 비임금근로 취업확률에는 통계적으로 유의한 효과를 보이지 않는다.

건강자본은 취업에 중요한 요인임을 알 수 있다. 건강이 좋거나 좋은 편이라고 대답한 응답자들이 보통이라고 응답한 자보다 취업확률이 10% 가량 높게 나타나며, 임금근로 취업에는 유의한 효과를 갖지 않지만 비임금근로 취업확률은 7.4% 낮다. 건강이 나쁜 편인 경우 취업확률이 15~19% 낮은 반면 건강이 매우 좋지 않은 경우 43%나 낮은 것으로 나타나며, 특히 임금근로로 취업할 확률이 낮아지는 것을 알 수 있다.

지역실업률은 중고령자 취업에 부정적인 것으로 나타난다. 실업률이 1%포인트 상승하면 취업확률은 6.7~9.3% 낮아지는데, 취업을 세분하여 보면, 임금근로로 취업에는 통계적으로 유의한 효과를 갖지 않는 반면 비임금근로 취업에는 유의한 효과를 갖는 것으로 나타난다. 실업률이 상승하면 임금근로로 취업하기

〈표 11〉 중고령자 취업결정요인-다항로짓모형과 이변량프로빗모형

	다항로짓모형				이변량프로빗모형(부분관측성)			
	임금근로 취업		비임금근로 취업		취업		비임금근로 취업	
Constant	7807	(.782) ***	7.0746	(.835) ***	5.8575	(.403) ***	-1.7356	(.598) ***
FEMALE	-1.30310.8	(.172) ***	-1.0135	(.169) ***	-0.6968	(.080) ***	-0.0905	(.098) ***
AGE/10	-1.4782	(.107) ***	-1.0704	(.116) ***	-0.7361	(.054) ***	0.1198	(.092) ***
HGC	-0.0477	(.017) ***	-0.0068	(.018) ***	-0.0196	(.009) **	0.0357	(.010) ***
MNEVER	-0.0558	(.678) ***	0.8237	(.957) ***	0.1285	(1.225) ***		
MEVER	-0.4748	(.308) ***	-0.7771	(.361) **	-0.3625	(.158) **		
FNEVER	-28.1759	(1.028) ***	-0.7249	(.991) ***	-0.5423	(.951) ***		
FEVER	0.9174	(.207) ***	-0.0129	(.213) ***	0.2615	(.093) ***		
HEALTHG	0.2752	(.137) **	0.5035	(.147) ***	0.2121	(.074) ***		
HEALTHB	-1.1057	(.160) ***	-0.4798	(.154) ***	-0.4795	(.071) ***		
HEALTHW	-3.1002	(.392) ***	-2.0009	(.308) ***	-1.4417	(.139) ***		
URATE	-0.1391	(.068) **	-0.4379	(.071) ***	-0.1575	(.034) ***	-0.2145	(.045) ***
INCSP	-0.0563	(.030) *	-0.0737	(.031) **	-0.0383	(.015) **		
INCPENS	-0.4128	(.068) ***	-0.0918	(.064) ***	-0.1810	(.032) ***		
INCRETA	-0.2916	(.275) ***	-0.0699	(.230) ***	-0.1172	(.111) ***		
INCSAVS	-0.2844	(.086) ***	-0.2353	(.090) ***	-0.1567	(.042) ***		
INCREMENT	-0.3477	(.061) ***	-0.2833	(.068) ***	-0.1787	(.028) ***		
INCSOCI	-0.4402	(.157) ***	-0.1950	(.147) ***	-0.1881	(.063) ***		
INCTRAN	-0.9694	(.234) ***	-0.4469	(.134) ***	-0.3851	(.099) ***		
INCETC	-0.2583	(.061) ***	-0.4191	(.065) ***	-0.1788	(.023) ***		
ASSETFIN	-0.0444	(.017) ***	-0.0151	(.018) ***	-0.0141	(.009) ***		
DEBTFIN	0.0247	(.016) ***	0.0496	(.016) ***	0.0215	(.008) ***		
OCC0	-0.0076	(.358) ***	-0.1184	(.341) ***	0.0320	(.176) ***		
OCC1	1.3079	(.375) ***	0.5495	(.446) ***	0.5215	(.221) **		
OCC2	0.4809	(.289) *	1.0577	(.307) ***	0.3173	(.153) **		
OCC5	0.7969	(.291) ***	0.8207	(.262) ***	0.5748	(.126) ***		
OCC6	1.1103	(.309) ***	1.4299	(.254) ***	0.9972	(.122) ***		
OCC7	0.6843	(.221) ***	0.7036	(.248) ***	0.3342	(.124) ***		
OCC8	0.5542	(.278) **	0.7818	(.321) **	0.2816	(.157) *		
OCC9	0.9454	(.255) ***	0.2837	(.350) ***	0.3771	(.130) ***		
LAST0	-1.5155	(.216) ***	-0.2825	(.257) ***	-0.7876	(.104) ***	0.4351	(.154) ***
SELF45	-1.0165	(.198) ***	1.9780	(.188) ***			1.7385	(.086) ***
RETIRENO							0.6783	(.091) ***
$\rho$					0.3078	(.129) **		
-(로그우도)	2008.59				2028.06			
모형적합도	2304.39	***						
Correct	0.7414							

주: 이진 표의 주를 참조

가설검정은 ‘Ho: 추가변수의 계수가 0’라는 귀무가설과 대안모형을 대립가설로 하는 우도비검정통계량으로  $\chi^2(r)$ 의 분포를 하고 있으며, 자유도  $r$ 은 귀무가설에서 제약식의 개수.

표본: 부가조사에 응답한 자 중 50~74세에 속하는 3,047명

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년) ‘중고령 부가조사’.

〈표 12〉 취업결정요인의 한계효과

	기본모형 (이항로짓모형)	대안모형 (3) (이항로짓모형)	다항로짓모형	
			임금근로 취업	비임금근로 취업
Constant	2.9069 (.146) ***	2.4443 (.175) ***	1.3894 (.119) ***	0.7477 (.131) ***
FEMALE	-0.3967 (.023) ***	-0.2872 (.033) ***	-0.1614 (.025) ***	-0.1173 (.026) ***
AGE/10	-0.3368 (.019) ***	-0.3178 (.024) ***	-0.1863 (.016) ***	-0.1196 (.018) ***
HGC	-0.0203 (.003) ***	-0.0075 (.004) **	-0.0072 (.003) ***	0.0009 (.003)
MNEVER	-0.2917 (.146) **	0.0940 (.282)	-0.0435 (.094)	0.1424 (.151)
MEVER	-0.2213 (.049) ***	-0.1482 (.059) **	-0.0415 (.047)	-0.1121 (.059) *
FNEVER	-0.3375 (.201) *	-0.2305 (.256)	-4.3811 (.243) ***	1.0659 (.160) ***
FEVER	0.0347 (.033)	0.1109 (.041) ***	0.1442 (.030) ***	-0.0409 (.034)
HEALTHG	0.1075 (.027) ***	0.0977 (.031) ***	0.0218 (.019)	0.0740 (.023) ***
HEALTHB	-0.1559 (.026) ***	-0.1917 (.029) ***	-0.1529 (.023) ***	-0.0349 (.025)
HEALTHW	-0.4243 (.025) ***	-0.4371 (.023) ***	-0.4010 (.059) ***	-0.2093 (.052) ***
URATE	-0.0923 (.013) ***	-0.0665 (.015) ***	-0.0033 (.010)	-0.0686 (.011) ***
NLABINC	-0.0488 (.005) ***			
INCSP		-0.0168 (.006) ***	-0.0057 (.004)	-0.0102 (.005) **
INCPENS		-0.0697 (.013) ***	-0.0608 (.010) ***	0.0018 (.010)
INCRETA		-0.0419 (.050)	-0.0427 (.039)	0.0004 (.035)
INCSAVS		-0.0660 (.018) ***	-0.0346 (.013) ***	-0.0280 (.014) *
INCENT		-0.0781 (.012) ***	-0.0425 (.009) ***	-0.0335 (.011) ***
INCSOCI		-0.0784 (.028) ***	-0.0607 (.023) ***	-0.0146 (.024)
INCTRAN		-0.1569 (.037) ***	-0.1329 (.036) ***	-0.0351 (.025)
INCETC		-0.0853 (.011) ***	-0.0228 (.009) **	-0.0603 (.011) ***
ASSETFIN		-0.0067 (.004) *	-0.0063 (.002) ***	-0.0007 (.003)
DEBTFIN		0.0099 (.003) ***	0.0018 (.002)	0.0074 (.003) ***
OCC0		-0.0164 (.075)	0.0038 (.053)	-0.0198 (.055)
OCC1		0.2409 (.076) ***	0.1816 (.052) ***	0.0382 (.069)
OCC2		0.1728 (.060) ***	0.0307 (.040)	0.1595 (.047) ***
OCC5		0.1967 (.053) ***	0.0901 (.041) **	0.1059 (.040) ***
OCC6		0.3449 (.043) ***	0.1135 (.045) **	0.1962 (.039) ***
OCC7		0.1716 (.049) ***	0.0774 (.031) **	0.0907 (.039) **
OCC8		0.1579 (.061) ***	0.0538 (.039)	0.1095 (.050) **
OCC9		0.2035 (.052) ***	0.1361 (.037) ***	0.0083 (.056)
LAST0		-0.2608 (.043) ***	-0.2254 (.031) ***	0.0159 (.041)
SELF45		0.1355 (.038) ***	-0.2426 (.027) ***	0.3792 (.028) ***

주: 이진 표의 주를 참조

가설검정은 ‘ $H_0$ : 추가변수의 계수가 0’라는 귀무가설과 대안모형을 대립가설로 하는 우도비검정통계량으로  $\chi^2(r)$ 의 분포를 하고 있으며, 자유도  $r$ 은 귀무가설에서 제약식의 갯수.

표본: 부가조사에 응답한 자 중 50~74세에 속하는 3,047명

자료: 한국노동연구원 「한국노동패널조사」, 제6차년도(2003년) ‘중고령 부가조사’.

어렵고 자영업을 하려는 성향을 보일 것이라는 통상적 인식과는 다른 결과이다.

금융자산의 한계효과는 임금근로 취업에서는 취업확률을 0.6% 낮추는 것으로 나타나지만 비임금근로 취업에는 효과가 유의하지 않은 반면 부채는 임금근로 취업에는 유의한 효과를 보이지 않지만 비임금근로 취업확률을 0.7% 낮추는 효과를 보여주고 있다.

만 45세 미취업상태는 현재 취업확률을 26%, 특히 임금근로 취업확률을 22.5% 낮추는 효과를 가지며, 만 45세 비임금근로 취업상태는 현재의 취업확률을 13.5% 높이는 효과를 가지는데, 임금근로 취업확률은 오히려 24.3% 낮추는 반면 비임금근로 취업확률은 37.9%나 높인다. 만 45세 일자리 직종이 현재 취업에 미치는 효과는 관리임원직을 제외하면 15.8~34.5%의 한계효과를 갖는 것으로 나타난다.

#### IV. 연구 요약 및 결론

본 연구는 「한국노동패널」 제6차년도 자료를 이용하여 ‘중고령자 부가조사’에 응답한 50세 이상 75세 미만 중고령자 표본 3,047명을 대상으로 이항로짓모형과 이변량프로빗모형을 추정함으로써 취업-미취업상태 또는 미취업-임금근로-비임금근로 취업상태를 결정하는 요인을 분석하고 있다. 연구 분석의 결과 취업 결정에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수들은 인적자본변수인 연령과 교육연한, 성과 혼인상태, 건강자본, 지역실업률에 더하여 다양한 소득원, 자산 및 부채, 그리고 만 45세 당시의 취업상태와 일자리 특성인 것으로 나타난다.

지역실업률의 경우 중고령자 취업에 부정적인 영향력을 갖는 것으로 나타나 실업률이 상승하면 취업확률은 더 급격히 감소하는 것으로 나타나는데 임금근로취업에는 통계적으로 유의한 영향력이 없는 반면 비임금근로에는 통계적으로 유의한 영향력이 있는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 실업률이 상승하면 임금근로로의 취업을 포기하고 자영업을 선택할 것이라는 통상적인 인식과는 차이 나는 결과라 할 수 있으며 중고령자의 경우 실업률이 높아질 때 자영업을 선택하는 경우 사업 운영과 관련하여 더 세심한 컨설팅 및 지원이 필요하다고

판단된다. 특히 우리나라와 같이 중고령자에 대한 임금근로 취업이 노동시장에서 제한적이어서 자영업을 선택하는 비중이 상대적으로 높은 사회인 실업률과 같은 경제상황에 적응할 수 있도록 자영업종사 고령자에 대한 지원이 다양하게 이루어져야 할 것이다. 이러한 지원에는 금전적인 지원뿐 아니라 사업 운영과 관련된 다양한 지원이 창업 단계뿐 아니라 지속적이며 단계적으로 이루어져야 할 것으로 보인다.

만 45세 비임금근로 취업상태는 현재의 취업확률을 높이는 효과를 가지는데 임금근로 취업확률은 낮추고 비임금근로 확률은 높이는 효과를 보인다. 이는 만45세 당시에 자영업에 종사하는 경우 50세 이상의 중고령 시기에서도 계속적으로 자영업에 종사하고 있을 가능성이 높기 때문이다. 자영업에 종사하는 취업자의 경우 은퇴계획이 없다고 응답하는 비율이 86.4%로 임금근로자의 응답비율인 61.2%에 비해 약 20% 정도 높은 것으로 파악되는 점과 연결되는 결과인 것으로 보인다. 본 연구에서 나타나듯이 우리나라의 경우 은퇴계획이 있다고 응답한 비중이 50세 이상 임금근로 중고령자에서 34%이고 비임금근로 중고령자에서 10.5%이다. 은퇴계획이 있다고 응답하는 경우에 은퇴 후의 경제생활에 대해 보다 적극적인 준비를 하는 것으로 추측한다면 이러한 수치는 연구와 정책상의 배려에서 상당히 관심을 받아야 할 부분이다. 자영업에 종사하는 경우, 노동시장에서 은퇴와 같은 제약이 없기 때문에 더 오랜 기간 은퇴를 생각하지 않고 일을 하는 것인지 또는 경제적으로 더 오랜 기간 일을 하여야 하기 때문에 은퇴를 계획하지 않는 것인지에 대한 검토가 필요한 것으로 판단된다.

마지막으로 본 연구에서 일자리를 갖고 있는 중고령자가 그렇지 않은 중고령자에 비해 가족수입, 사회적 친분관계 및 전반적인 생활에 대해 만족도가 더 높은 것으로 나타난다. 향후 실증연구에서 일자리가 고령자의 만족에 긍정적인 영향을 밝힘으로써, 고령화 사회에서 고령자의 자발적인 노동공급을 유도하고 고령자의 노동에 대한 사회의 인식을 변화시키는 데 중요한 근거를 제공하는 한편 고령자에게 일자리를 제공하는 것이 사회적 효용의 극대화에 필요함을 사회·노동정책적 차원에서 숙고하여야 할 것이다.

## 참고문헌

- 박경숙. 「노동시장의 고령화와 업종·직종에서의 연령분리현상」. 『노동정책연구』 2권 2호, (2002) pp.69~87.
- \_\_\_\_\_. 「55세 이상 고령자의 노동시장 이탈과정: 은퇴의 유형화에 대한 함의」. 『노동정책연구』 3권 1호, (2003a) pp.103~140.
- \_\_\_\_\_. 『고령화 사회 이미 진행된 미래』, 의암출판, (2003b).
- \_\_\_\_\_. 「남녀 고령층의 취업률과 은퇴동학」. 『제7회 한국노동패널 학술대회 논문집』, (2006) pp.119~139.
- 안종범·전승훈. 「은퇴 결정과 은퇴 전·후 소비의 상화작용」. 『노동경제논집』 27권 3호, (2004) pp.1~23.
- 안주엽. 제8장 「노동공급」. 이원덕 편, 『한국의 노동: 1987~2002』. 한국노동연구원, (2003).
- 장지연·호정화. 「취업자 평균 은퇴연령의 변화와 인구특성별 차이」. 『노동정책연구』 2권 2호, (2002) pp.1~21.
- 통계청. 『경제활동인구조사』. 1993, 2003 KOSIS 자료.

## What Makes the Older Work for Satisfactory Lives?

Jai-Mie Sung · Jo-yup Ahn

The compact ageing society is the main issue in this economy. Facing with challenge arising from it, there is serious underutilization of labor forces focusing on the young, women, and the older, which makes the employment rate lower than 60 percent. Moreover, the lower rate has not shown over last ten years. It is well-known that the older with jobs, whatever they are, have the higher levels of satisfaction measured by many aspects than those without jobs, which is confirmed by the data from the Korea Labor and Income Panel Survey(KLIPS). This study examines the determinants of old persons' decisions to work or not and, if work, to work as the employed or as the self-employed by applying the data from the sixth wave of the KLIPS to the binomial logit model, the multinomial logit model, and the bivariate probit model. The sample consists of 3,047 individuals in the panel sample who were aged 50 or more but less than 75 at the time of the survey (2003) and responded to the Supplement Survey for the Elderly. There are many determinants with statistically significant effects to their decisions such as age and its square, the level of education, interaction term of gender and the marital status, health capital, the unemployment rate in the residential area. Various sources of income, financial assets, financial debts, the employment status and, if employed, some job characteristics at age 45 significantly affect the older's decisions to work or not. In the time of cutting down the practical retirement age to 56(so-called 'O-Ryuk-Do'), 45('Sa-O-Jung'), and even to 38 ('Sam-Pal-Sun'), it is an important policy direction to overcome the

challenge of aging society to prevent such practices going against the trend of population ageing and to provide the older job opportunity, which makes their late lives more satisfactory.

Keywords: the older, work-leisure decision, satisfaction level, binomial and multinomial logit and multivariate probit model