

교육수준과 비근로소득이 고령자 취업에 미치는 영향: 내생성을 고려한 패널로짓 모형 추정*

김 철 주**

요약

고령화가 급속도로 진행됨에 따라 고령자의 취업 행동에 대한 객관적 분석은 효과적인 고령자 고용 정책의 설계와 안정적인 노후소득보장 체제 개편을 위해 반드시 필요한 선결과제가 되었다. 고령자의 취업 결정요인을 분석하고자 한 선행연구들은 교육수준이나 비근로소득이 취업확률에 미치는 영향을 추정함에 있어 고령자 개인의 비관측 이질성과 독립변수 내생성 문제를 고려하지 못했으며, 따라서 그렇게 추정된 이들 두 변수의 회귀계수는 일치추정량으로 간주될 수 없다. 이 연구는 한국 고용정보원의 고령화연구패널조사 1~4차웨이브 자료를 이용하여 패널로짓 모형을 추정함으로써 교육수준과 비근로소득의 효과에 대한 일치 추정량을 구하고자 했다. 그 결과, 비관측 이질성이나 내생성 문제를 고려한 후에도 교육수준과 비근로소득은 고령자 취업에 유의미한 음의 영향을 미친다는 것이 재확인되었다. 이러한 연구 결과는 향후 과거 어느 세대보다 학력이 높고 연금 등 비근로소득이 높은 세대집단인 베이비부머들이 노동시장을 떠날 시점이 되면, 다른 조건이 동일할 경우 이들의 취업 유인은 그 이전세대의 그것보다 훨씬 더 약할 것이며 따라서 전례 없는 노동시장 인력부족과 연금재정 고갈이 초래될 수 있음을 시사한다. 마지막으로 이에 대비하기 위한 정책 방향으로 저학력·저소득 고령자와 고학력·고소득 고령자 각각을 대상으로 하는 취업지원 정책의 개편 방안을 제안한다.

주제어: 고령자 취업결정 요인, 패널로짓 고정효과·확률효과 모형, 독립변수 내생성

* 이 연구는 2015년도 서울디지털대학교 대학연구비의 지원으로 연구되었음

** 서울디지털대학교 부교수(jooniltwo@hanmail.net).

1. 서론

인구 고령화가 급속히 진행됨에 따라 고령자의 노동시장 잔류 혹은 퇴장에 영향을 미치는 요인에 대한 분석은 향후 우리나라의 노후소득보장 체계 및 고령자 고용정책 설계에 중대한 함의를 갖게 됐다. 공적연금의 노후소득보장 효과가 미약하고 사적연금이 미발달한 상황에서 은퇴를 맞는 고령자들은 노동시장 잔류를 선택함으로써 연금급여로 커버되지 못하는 노후소득 부족분을 근로소득을 통해 매우고자 할 유인이 강해질 수 있다. 특히 인구구성 상 최대 연령집단인 베이비부머 코호트의 은퇴가 본격화되는 현 시점에서 고령자 노동시장에 대한 분석은 더욱더 시급하고 중대해졌다. 2014년 현재 전체 15세 이상 취업자 25.6백만명 중 베이비부터 코호트(50-59세) 취업자는 5.8백만명(22.8%)에 달한다. 10년 전(2004년) 동일 연령집단의 취업자가 전체 취업자에서 차지하는 비중은 14.8%(전체 취업자 22.6백만명 중 3.3백만명)에 불과했다(통계청 경제활동인구조사, 각년도)¹⁾. 우리나라의 평균 퇴직 연령이 55세 전후임을 감안하면(방하남 외, 2009; 고용노동부 고령자고용현황, 2013), 이들 중 일부는 이미 생애 주된 직장에서 퇴직했을 것이며, 2015년부터 이들 중 가장 고령집단인 1955년 출생자들부터 공식적 고령연금 수급 연령으로 진입하게 된다. 향후 은퇴자 숫자의 증가에 따른 국민연금 등 공적연금 재정 압박이 심각한 수준에 이를 것으로 우려되는 가운데, 이에 대비하기 위해 고령자 취업지원 정책, 고령자의 취업 유인을 증가시키기 위한 연금제도 개편 등에 대한 연구가 축적돼 왔다(윤석명·김대철, 2006; 김원섭 외, 2007; 방하남 외, 2009; 권혁진, 2011; 윤석명, 2011; 김현수·김형수, 2012). 고령자 집단이 전체 인구에서 차지하는 비중이 갈수록 커져감에 따라, 고령자 고용을 확대하여 생산가능인구 축소에 따른 부양비 증가와 인력 부족에 대비하고 연금재정 고갈을 방지하여 지속가능한 성장을 도모하는 것은 비단 우리나라 뿐 아니라 OECD 회원국 정부들이 공통적으로 직면하고 있는 국가적 전략 과제라고 할 수 있다(김용하, 2011; Gruber & Wise, 2002; OECD, 2011).

이런 맥락 속에서, 어떤 요인이 고령자로 하여금 은퇴 후 재취업하게 만드는지, 혹은 은퇴를 미루고 취업을 지속하게 만드는지를 파악하기 위한 계량연구들이 최근 10여년 동안 지속적으로 축적돼왔다(성지미·안주엽, 2006; 김현수·한정립, 2010; 손종철, 2010; 권혁진, 2011; 김수완, 2012; Lahey et al., 2006; Schmidt & Sevak, 2008; Gobesky & Beehr, 2009; Maestas, 2010; Stenberg & Westerlund, 2013). 이들 연구는 대부분 취업여부 혹은 은퇴여부를 종속변수로 하는 범주형 종속변수 회귀모형을 추정함으로써 어떤 변수가 고령자의 취업 혹은 은퇴 확률에 어떤 방향으로 얼마만큼의 영향을 미치는지에 주목했다.

본 연구는 선행 연구들이 주목한 여러 영향 요인들 중에서 특별히 교육수준과 비근로소득의 크기가 미치는 영향에 주목하고자 한다. 교육수준은 인적자원 이론에서 취업여부와 취업의 질에 결정적인 영향을 미치는 변수로 간주돼왔다. 따라서 교육이 개인의 노동시장 진입 시기와 진입 후 경력 축적 시

1) http://kosis.kr/statisticsList/statisticsList_01List.jsp?vwcd=MT_ZTITLE&parentId=A#SubCont

기뿐 아니라, 노동시장 퇴장 시기에도 유사한 영향을 미칠 것이나를 확인할 필요가 있다. 한편 비근로소득의 크기는 고령자의 취업 결정에서 경제적 유인(financial incentives)이 어떤 영향을 미치는지를 보여줄 수 있을 뿐만 아니라, 비근로소득의 중요한 일부인 공·사 연금소득이 고령자의 근로 유인을 증가시키는지를 파악하는 데 실마리를 제공하기 때문에 중요하게 고려되어야 한다. 이 두 변수의 효과에 대한 정확한 추정을 통해 우리는 고령자의 노동공급 결정에서 고학력·고소득 고령자가 생산적 노화(active aging)를 위한 수단으로 취업을 선택하는 효과가 더 지배적인지, 아니면 저교육수준·저소득 고령자에 의한 생계유지 수단으로서의 취업 선택이 더 지배적인지를 가늠할 수 있게 된다. 나아가 고학력·고연금소득 고령자의 노동공급 결정을 예측함으로써 향후 고령자 노동시장 정책과 연금제도 개편에 대해 많은 시사점을 얻을 수 있다. 이 두 변수의 영향을 정확히 파악하는 것이 이처럼 중요하기 때문에 대부분의 선행 연구들에서는 이 두 변수를 중요한 설명변수 혹은 통제변수의 하나로 취급해 왔다.

이 두 변수의 영향을 추정하고자 한 연구들이 이미 많이 있음에도 불구하고 본 연구가 다시 이들 변수에 주목하는 이유는, 기존 연구들이 이들 변수의 영향을 추정하고자 함에 있어 발생할 수 있는 중대한 방법론적 쟁점을 간과했거나, 인지했더라도 적절히 해결하지 못했다고 판단되기 때문이다. 여기서 중대한 방법론적 쟁점이란 이른바 개인의 비관측 이질성(unobserved heterogeneity)에 의한 독립변수 내생성(endogenous predictors) 문제를 지칭한다. 개인의 삶에 대한 태도, 세계관, 근면성 등은 분명 고령자의 취업 결정에 중대한 영향을 미칠 가능성이 높다. 그러나 고령자의 이러한 취향과 태도는 관측할 수 없고 따라서 모형 추정시 적절하게 통제하는 것이 불가능하며 따라서 이러한 개인의 비관측 이질성은 오차항으로 남게 된다. 특히 이것이 설명변수들의 일부와 상관관계를 가질 경우 해당 설명변수는 오차항과 독립적이지 않은 내생 독립변수(endogenous predictors)가 되며, 이를 무시하고 해당 설명변수의 효과를 통상적인(최소자승법 혹은 최대우도법에 의거한) 회귀모형으로 추정하게 되면 그 추정계수는 일치추정량(consistent estimates)이 될 수 없는 것으로 알려져 있다(Baltagi, 1995; Wooldridge, 2002; Greene, 2003).

근로자의 소득 결정 요인에 대한 분석에서 교육수준 변수는 전형적인 내생변수로 간주돼 왔다(Angrist & Krueger, 1991; Blackburn & Neumark, 1993; Webbink, 2005; Dickson & Harmon, 2011). 능력이나 가치관 같은 개인의 비관측 이질성은 교육수준에도 영향을 미치고 소득에도 영향을 미치기 때문이다. 마찬가지로 개인의 노동공급 결정요인에 대한 분석에서도 교육수준은 내생변수로 간주될 수 있다. 개인의 비관측 이질성은 종속변수인 노동공급 결정 뿐만 아니라 노동공급 결정의 주요 영향 변수인 교육수준에도 영향을 미치기 때문이다. 동일한 논리에 따르면 고령자의 비근로소득의 크기 역시 내생변수로 간주됨이 마땅하다. 비근로소득의 크기는 과거의 취업 경력에 의해 좌우되며, 그것은 다시 고령자의 교육수준과 비관측 이질성에 의해 영향을 받을 것이기 때문이다(Eschelbach, 2011). 대부분의 선행 연구들은 교육수준과 비근로소득이 고령자의 취업 혹은 은퇴 결정에 미치는 영향을 추정

함에 있어 이들 변수가 내생변수일 가능성을 고려하지 않거나 내생변수임을 인지했다라도 적절한 분석 방법론을 통해 추정 계수의 불일치성 문제를 해결하지 못했다.

그러므로 본 연구는 선행 연구의 이러한 한계를 극복하고, 내생성을 고려한 적절한 분석모형을 활용하여 교육수준과 비근로소득의 크기가 고령자의 취업 결정에 미치는 영향을 보다 더 정확하게 추정하고 그 결과를 선행연구 결과와 비교하고자 한다. 그럼으로써 고령자의 노동공급 행태에 대한 더 정확한 이해를 제공하며, 그것을 기반으로 급속히 고령화되어가는 노동시장 환경 하에서 고령자 고용 정책과 노후소득 보장 체제 개편을 위한 기초적 함의와 향후 심층 연구를 위한 단초를 제시하고자 한다.

2. 이론적 논의: 선행연구의 쟁점과 함의

고령자의 노동공급 결정에 관한 이론적 논의는 전통적인 경제학적 모형과 그것을 경험연구를 통해 실증하거나 반박하려는 노력들을 통해 축적되어 왔다. 경제학의 전통적인 생애 노동공급 이론(lifetime labor supply theory)은 개인은 최적의 생애 노동공급 수준을 선택함으로써 재화와 여가의 소비로부터 오는 생애 효용을 극대화하고자 한다는 것을 기본 전제로 한다(Kim & DeVaney, 2005; Eschelbach, 2011). 개인의 생애 효용은 모든 t 기의 할인된 효용의 총합이며, t 기의 할인된 효용은 개인의 시간 선호, 소비하는 재화와 여가의 양, 여타 개인적 선호의 함수다. 개인은 생애 예산제약 하에서 매 t 기마다 최적의 노동공급 양을 선택함으로써 자신의 생애 효용을 극대화하고자 한다. 경제학적 분석이 전통적으로 의존해왔던 전형적인 제약하의 최적화(constrained optimization) 문제의 해(solution)로서 연역되는 개인의 생애 효용 극대화 노동공급량은, 각 시기의 개인의 시간선호 및 여타 조건이 동일하다면, 매 t 기의 모든 시장임금 및 비근로소득의 현재가치의 함수이다. 그러므로 이 이론모형에 따르면, 고령자는 다른 모든 조건이 동일할 경우 노동 공급을 일년 더 연장함으로써 초래되는 비용의 증가분(근로의 비효용, 소비와 여가의 감소, 사회보장급여 수급 총기간 축소에 따른 사회보장자산(Social Security Wealth)의 감소, 등)과 효용의 증가분(근로의 효용, 근로소득, 미래 수급할 사회보장급여의 증가 등)이 같아지는 지점에서 최적의 노동공급량을 결정한다. 여기서 교육수준은 근로의 효용, 임금률, 사회보장급여의 수준 등에 영향을 미침으로써 직간접적으로 최적 노동공급량 선택에 영향을 미친다. 비근로소득 역시 사회보장자산의 크기를 직접 결정하거나 사회보장자산의 감소에 따른 손실을 완충하는 역할을 함으로써 고령자의 최적 노동공급량 선택에 영향을 미치게 된다.

그러나 교육수준과 비근로소득의 크기가 구체적으로 어떤 방향으로 고령자의 취업 결정에 영향을 미치는지는 이론모형에서 직접적으로 연역되지 않는다. 교육수준, 비근로소득 등 관련 변수들이 노동공급 결정에 미치는 영향의 방향과 크기는 이론 모형에서 가정하고 있는 다른 조건들이 현실에서는 언제나 충족되는 것이 아니기 때문에 경험 자료를 통해 실증하기 전에는 이론적으로 예측되기 어렵

다. 그러므로 지난 10여년 간 축적돼왔던 고령자의 은퇴 및 (재)취업 결정 요인에 관한 계량 연구들은 이러한 이론 모형의 경험 적합성에 대한 실증과 반박의 결과물이라고 할 수 있다(김학주·우경숙, 2004; 성지미·안주엽, 2006; 장지연·신현구, 2008; 방하남 외, 2009; 방하남·신인철, 2011; 김수완, 2012; Haider & Loughran, 2001; Kim & DeVaney, 2005; Lahey et al., 2006; Schumidt & Sebak, 2008; Gobeski & Beehr, 2009; Sternberg & Westerlund, 2013).

1) 교육수준의 효과

교육년수가 개인의 근로생애에서 첫 노동시장 진입과 그 이후의 경력이동에 유의미한 영향을 미친다는 것은 일일이 언급할 필요 없는 많은 선행연구들이 한결같이 주장하는 바다. 그렇다면, 교육년수가 개인의 근로생애의 마지막 단계, 즉 노동시장으로부터의 영구 퇴장 과정에도 영향을 미칠 것인지를 질문하는 것은 지극히 당연하다(Hardy, 1984). 많은 선행연구들이 이 질문을 제기했으며, 과연 노동시장 진입 이전에 취득한 최종 교육수준이 수십년이 지난 후 노동시장으로부터의 퇴장 과정에도 영향을 미칠지, 미친다면 어떤 영향을 미칠지 - 은퇴를 늦추는 효과를 가지거나 은퇴 이후 재취업을 유도하는 효과를 가질지, 아니면 그 반대로 은퇴를 앞당기거나 은퇴 후 노동시장 재진입을 억제하는 효과를 가질지 - 를 분석했다. 교육수준이 은퇴 여부에 미치는 영향을 분석한 연구들의 공통된 발견은 교육수준이 은퇴할 확률을 낮추거나(Kim & DeVaney, 2005; Montalto, Yuh, & Hanna, 2006²⁾, 취업할 확률을 높인다는 것이었다(Parnes & Sommers, 1994; Haider & Loughran, 2001; McNamara & Williamson, 2004; Eschelbach, 2011). 한편 유의미하지 않은 영향을 미친다는 연구는 소수에 불과했고(Lahey, Kim, & Newman, 2006; Maestas, 2010), 고령자 취업에 부정적 영향을 미친다는 연구는 찾아보기 어렵다. 이들 연구는 출간년도도 다르고, 분석에 활용한 자료도 서로 다르고, 분석 국가도 다르고, 분석 대상 연령대도 50세 이상부터 70세 이상까지 다양하고, 분석방법론도 서로 달랐지만, 흥미롭게도 교육수준이 높을수록 고령자의 취업 유인을 높여주는 효과가 있다는 공통된 분석결과를 보여주고 있다.

그러나 이와는 반대로 국내연구들 중에서는 대체로 교육수준 효과가 음인 것으로 보고되고 있다. 김학주·우경숙(2004)는 노동패널 자료를 이용, 44-64세 실직 경험 중고령자를 대상으로 실직후 재취업 여부를 분석하여 교육수준이 재취업에 유의미한 부의 영향을 미친다고 보고했다. 노동패널 6차년도 중고령자 부가조사 자료를 이용하여 분석한 성지미·안주엽의 연구(2006)에서도 마찬가지로 50-74세 중고령자의 취업여부에 교육년수가 부의 영향을 미친다는 결과가 제시됐다. 이성용·방하남(2009)은 노동패널 1-7차년도 자료를 병합하여 남성샘플과 여성 샘플로 각각 나누어 분석한 결과, 남성 샘플의 경우 교육수준이 취업여부에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났으며 여성의 경우는 일

2) 이 연구(Montalto et al., 2006)는 은퇴 확률을 추정하는 것이 아니라 은퇴 계획 연령을 종속변수로 한 분석이었으나, 대학졸업자(college degree)가 그 이하 교육수준그룹에 비해 은퇴계획 연령이 더 높다는 것을 보여줌으로써, 교육수준이 은퇴 연령을 늦추는 효과가 있음을 간접적으로 보여주었다고 할 수 있다.

부 연령대에서만 초등학교 이하 저교육수준자의 취업 확률이 유의미하게 더 높은 것으로 나타났다. 손종철(2010)은 고령화패널조사 1차년도 자료를 이용한 분석에서 교육년수가 은퇴확률에 유의미한 정의 영향을 미치는 것으로 분석했다.

장지연·신현구(2008)는 한국, 미국, 스웨덴, 독일 등 4개국 자료를 동원하여 50세 이상 중고령자의 취업 여부에 영향을 미치는 요인을 분석하고 국제비교를 시도한 결과, 교육수준이 취업 여부에 미친 영향은 한국의 경우만 유의미한 부이고, 나머지 미국, 스웨덴, 독일은 모두 유의미한 정으로 나타났다 고 밝혔다.³⁾

방하남 외(2009)은 2006년 노동패널자료를 이용, 생애 주된 일자리 경력이 10년 이상인 50세 이상 중고령 임금근로자를 대상으로 비은퇴, 부분은퇴, 완전은퇴 세가지 중 어느 한 가지를 선택할 확률을 다항로짓 모형으로 추정된 결과, 생애 주된 일자리에 10년 이상 임금근로자로 근무한 중고령자의 경우 교육수준은 비은퇴 대비 부분은퇴 확률(가교 일자리로 취업할 확률)을 낮추는 효과가 있는 것으로 분석했다. 한편 김현수·한정림(2010)은 국민노후보장패널 조사자료를 이용하여 50세-70세 남성 가구주의 은퇴 여부를 종속변수로 분석한 결과 모델 선택(생존분석 모형 대 프로빗 모형)에 따라 교육수준 효과가 비일관적으로 나타났다고 보고하고 있으나, 추정계수의 유의도에 있어 차이가 있을 뿐 그 부호는 일관되게 음의 방향이었다. 마지막으로 방하남·신인철(2011)은 노동패널자료 1~9차년도 자료를 사건사 자료(event history data)로 구축하여 생존분석 모형을 추정된 결과, 생애 주된 일자리로부터 은퇴 위험률과 은퇴 후 재취업 위험률을 각각 분석했다. 그 결과 교육수준이 은퇴 위험률에 미치는 영향은 유의하지 않았으나, 은퇴 후 재취업 확률은 교육수준이 낮을수록 높다고 보고했다.

교육수준 변수의 영향이 유의하지 않다는 보고는 강순희·안준기(2013)의 연구가 유일했으며⁴⁾, 교육수준이 고령자의 취업 확률에 유의미한 정의 영향을 미친다거나, 은퇴확률에 부의 영향을 미치거나, 은퇴시기를 늦춘다는 분석결과를 제시한 연구는 찾아볼 수 없다.

2) 비근로소득의 효과

고령자의 은퇴 과정에 관한 연구를 비롯한 많은 선행연구들에서 비근로소득은 고령자의 취업 여부 선택을 유도하는 경제적 유인(financial incentive)을 대리할 수 있는 중대한 변수로 취급된다(Parnes & Sommers, 1994; Haider & Loughran, 2001; Gruber & Wise, 2002; McNamara & Williamson, 2004; Kim & DeVaney, 2005; Lahey, Kim, & Newman, 2006; Munnell & Sass, 2007; Eschelbach, 2011). 논

3) 분석 자료로는 4개국별로 고령화패널조사(KLoSA, 한국), 건강및은퇴조사(HRS, 미국), 유럽고령화패널조사(SHARE, 스웨덴·독일)자료를 각각 활용했다.

4) 이 연구는 고령화패널 조사자료를 이용, 1차년도 조사시 은퇴자를 대상으로 2차 3차년도 조사시 재취업 여부를 분석했으며, 은퇴전 일자리 특성을 통제한 상태에서 교육수준 변수는 유의미한 영향을 미치지 못한다고 분석했다.

리적인 측면에서만 보면 비근로소득은 고령자의 취업 혹은 은퇴 결정에 정의 영향을 미칠 수도 부의 영향을 미칠 수도 있다. 비근로소득은 고령자에게 근로활동을 통한 수입이 없을 경우 대안적 생계수단이 되기 때문에, 일차적으로는 고령자로 하여금 취업을 선택하지 않아도 되게 만드는 효과가 있을 수 있다(Mutchler, et al, 1997; Munnell & Sass, 2007). 따라서 비근로소득이 많을수록 고령자는 취업을 선택하지 않을 것이다. 이 경우 취업은 생계유지라는 요건이 충족될 정도의 소득을 넘어서면 수요가 줄어드는 열등재(inferior good)와 같다. 그러나 비근로소득은 반대로 생계유지를 위한 필수적 요건으로서의 취업에 대한 유인은 감소시키지만 생계유지와 무관한 자아실현, 소속감, 자긍심 등 이른바 생산적 노화에 대한 욕구를 충족시켜줄 수단으로서의 취업에 대한 유인은 더 강화시킬 수 있다(Haider & Loughran, 2001; Munnell & Sass, 2007). 이 경우, 비근로소득이 많을수록 고령자는 취업을 선택할 확률이 더 높다. 이 때의 취업은 소득이 늘면 수요도 느는 정상재(normal good)로 볼 수 있거나 혹은 “근로보다는 여가(leisure)에 가깝다”고 할 수 있다(Haider & Loughran, 2001:1). 비근로소득의 증가가 갖는 이 두 상반된 효과 중에서 어떤 것이 더 지배적일지는, 소득효과와 대체효과와의 비교처럼, 경험적으로 확인할 문제다. 특히 비근로소득의 중대한 일부를 차지하는 공적연금소득 역시 제도 설계 여하에 따라 근로 유인을 증가시킬 수도, 감퇴시킬 수도 있다(Gruber & Wise, 2002; 권혁진, 2011: OECD, 2011).

주요 선진 12개국 국가별로 미시데이터를 분석한 결과를 비교한 Gruber & Wise(2002)에 따르면, 대표적 비근로소득으로서 사회보장자산(Social Security Asset)이 은퇴확률에 미치는 영향은, 국가별 노후소득보장체제에 내재된 근로 인센티브에 따라 유의미하지 않을 수도, 유의미한 정 혹은 부의 효과를 가질 수도 있다. 예컨대, 근로 인센티브 변수를 통제한 상태에서 영국, 캐나다, 덴마크, 스웨덴 등의 경우에는 사회보장자산이 은퇴확률에 유의미한 정의 영향을, 벨기에, 프랑스, 등에서는 유의미한 부의 영향을 각각 미치는 것으로 분석됐다. 미국, 일본, 독일, 이탈리아 등지에서는 유의미하지 않거나 모델 특정화(specification)방식에 따라 부호가 바뀌는 결과를 보여줬다.

한편 연금소득을 포함한 비근로소득 전체의 효과를 테스트한 연구 중에는 주로 취업 확률에 부정적인 영향을 미친다는 보고가 지배적인 가운데(Parnes & Sommers, 1994; Mutchler, et al., 1997; Eschelbach, 2011)⁵⁾, 미국 HRS 데이터를 이용한 Schmidt & Sebak의 연구(2008)는 비근로소득이 취업에 미치는 효과가 여성 샘플에서만 유의미하고(정의 효과) 남성 샘플에서는 유의미한 영향을 미치지 못한다는 분석결과를 제시했다. 또한 일부 연구들은 은퇴 후를 위한 재정적 준비 정도(financial preparedness)는 은퇴자의 취업 결정에 유의미한 영향을 미치지 못한다는 분석 결과를 보고하기도 했으며(Lahey, Kim, & Newman, 2006), 비근로소득 수준 중간 그룹(4천달러이상 16천달러 미만)의 노동시장 참여 확률이 그 이하 소득 그룹이나 그보다 높은 소득 그룹에 비해 유의미하게 낮다고 보고한

5) 특히 Eschelbach(2011)는 비근로소득과 교육수준과의 상호작용 효과를 감안, 고학력그룹과 저학력그룹으로 나누어 각 그룹에서 비근로소득의 효과를 분석했는데, 두 그룹 모두에서 비근로소득은 취업확률을 낮추는 효과를 갖는 것으로 나타났다.

연구도 있다(McNamara & Williamson, 2004).

한편 국내 연구들은 연금이나 비근로소득 변수가 취업에 부의 효과를 갖는다고 일관되게 보고하고 있다(성지미·안주엽, 2006; 방하남 외, 2009; 강순희·안준기, 2013). 특히 방하남 외(2009)는 비은퇴, 부분은퇴, 완전은퇴 세가지 범주를 갖는 변수를 종속변수로 하는 다항로짓모형을 추정, 비근로소득이 많을수록 비은퇴 대비 완전은퇴 가능성이 유의미하게 높다는 것을 보여주었다. 즉, 비근로소득이 높은 고령자일수록 가교취업 없이 바로 완전 은퇴로 이행할 확률이 높음을 시사하는 것이다. 또한 퇴직 전 직장에서 연금(국민연금, 특수직역연금, 기업연금 등)이 제공되는 경우 계속 근로(비은퇴) 대비 완전은퇴 가능성이 유의미하게 높다고 분석했다.

한편 아직 한국에서는 공적연금제도가 성숙·정착하지 않은 상황이기 때문에, 공적연금 수급이 은퇴에 미치는 효과를 확정적으로 판단하기 어렵다는 분석도 제시되고 있다(김원섭·우혜봉, 2009; 김현수·한정림, 2010; 이승렬·최강식, 2009). 그러나 김현수·한정림(2010)은 50-70세 남성가구주를 분석 대상으로 했을 때, 연금수급 가능성은 그들의 은퇴 확률을 높이는 효과가 있다고 보고했다.

3) 노동시장 구조의 영향

교육수준과 비근로소득이 고령자의 취업 여부에 미치는 영향을 정확하게 분석하려면, 이 두 변수 이외에 취업 여부에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들의 효과를 철저하게 통제해야 할 것이다. 이런 맥락에서 반드시 통제해야 할 변수 중 하나는 개별 고령자의 선택을 제약하는 노동시장 구조 차원의 변수이다(OECD, 2011; 김현수·한정림, 2010). 고령자 개인의 교육수준수준과 비근로소득이 취업유인을 아무리 강화시키고 연금제도가 아무리 은퇴를 미루고 일을 더 오래하고자 하는 인센티브를 강화시킨다고 하더라도, 노동시장에 고령자의 취업을 저해하는 구조적 제약이 상존한다면 이를 적절히 고려하고 통제해야 교육수준과 비근로소득 변수의 영향을 더 정확히 추정할 수 있을 것이다.

이런 측면에서 선행연구들이 노동시장 구조적 요인을 통제하기 위해 활용한 변수는 실업률과 시간제 등 유연 근로형태 비중이다(Munnall & Sass, 2006; Gustman & Steinmeier, 2007; Schumidt & Sebak, 2008; Gobesky & Bechr, 2009). 실업률은 경기변동에 따른 노동 수급 불균형을 보여주는 대표적인 지표로서, 논리적으로 따지자면 고령자의 취업에 긍정적인 효과와 부정적인 효과를 동시에 미칠 수 있다, 고실업 상태는 기업으로 하여금 손쉬운 인력조정 방편으로 조기퇴직을 활용하게 만들므로써 취업 중인 고령자의 강제적 은퇴를 초래하여 취업 확률에 부정적 영향을 줄 수 있다. 다시 말해 고용주에게 해고 재량이 비교적 많이 허용하는 제도 하에서 고실업은 고령 근로자를 노동시장에서 떠미는(push) 요인으로 작용할 것이다(김현수·한정림, 2010; 김수완, 2012). 우리나라의 경우 두 번의 경제위기를 거치면서 이미 이런 식의 조기퇴직·강제퇴직 관행이 널리 확산돼 있다(방하남 외, 2009). 반면 고실업으로 인한 초과 노동 공급은 고용주로 하여금 상대적으로 시간제 취업을 희망하는 경향이 강한 은퇴 고령자를 대상으로 고용 안정성이 낮은 유연한 일자리를 확대하게 만들므로써 고령자 취업에 긍

정적 영향을 미칠 수 있다(OECD, 2011). 둘 중 어느 효과가 더 강할지는 여러 다른 요인들의 영향에 따라 나라마다 시기마다 상이할 수 있으므로 경험적으로 확인되어야 할 문제이다.

한편 시간제 근로형태의 비중은 고령자를 노동시장으로 끌어들이는(pull) 요인으로 작용한다(Munnall & Sass, 2006; Gustman & Steinmeier, 2007; 김현수·한정림, 2010; OECD, 2011; 김수완, 2012). 시간제 등 유연 근로형태의 비중이 큰 노동시장 구조 하에서는 장년층 보다는 여성이나 청년, 고령자 등 여러 가지 요인으로 정형적 정규근로 보다는 비정형적 비정규 근로형태를 원하는 인구집단의 취업 가능성이 더 높아질 수 밖에 없다. 특히 경기변동의 영향에 민감하게 반응해야 하는 불황이나 위기 국면의 경기 상황에서는 더욱 그러할 것이다.

실제 경험분석에서 이들 노동시장 구조 변수들의 영향을 추정한 연구들을 리뷰해보면, Schmidt & Sebak(2008)는 미국 지역(county)별·연도별 실업률을 통제변수로 하여 고령자 취업 확률을 분석한 결과, 남녀 샘플 모두에서 유의미한 부의 효과가 있다고 보고했다. 즉, 실업률이 높은 지역·년도의 고령자가 취업할 확률이 더 낮았다. Gobesky & Beehr(2009) 역시 미국 데이터로 지역 실업률의 영향을 추정한 결과 유의미한 부의 효과가 있음을 밝혔다. 김현수·한정림(2010)은 고령자의 은퇴 여부 결정 요인에 대한 분석에서 지역별 실업률 대신 연령별 실업률을 통제변수로 투입, 유의미한 정의 효과를 미치는 것으로 보고했다(이는 반대로 노동시장 실업률이 고령자의 취업 확률에는 부의 영향을 미칠 것임을 시사하는 결과이다). 한편 김수완(2012)은 국가간 비교를 통해, 실업률이 높은 국가일수록 해당 국가 고령자의 유급근로 종사 확률이 더 낮다고 보고했다.

한편 파트타임 일자리의 가용성(availability)이 고령자 취업에서 중요함을 지적하면서, 기술적(descriptive) 분석이나 모형 추정 등의 방법으로 유연한 시간제 일자리의 비중이 높으면 고령자 취업에 긍정적 영향을 미친다는 연구 보고도 상당수 축적돼있다(Quinn, et al., 1998; Munnall & Sass, 2006; Gielen, 2007; Gustman & Steinmeier, 2007). 김수완(2012) 역시 국가 수준 변수와 고령자 개인 수준 변수를 동시에 고려하는 다층모형 분석을 통해 국가 수준 변수인 시간제 근로 비중이 고령자 개인의 취업 확률에 유의미한 정의 영향을 미친다고 밝혔다. 즉, 시간제 근로 비중이 높은 국가에 사는 고령자의 취업 확률이 그렇지 않은 국가의 고령자에 비해 더 높다는 것이다. 이 외에도 Blau & Siivdyko(2011), 장지연·신현구(2008) 등도 시간제 일자리 가용성 등 노동시장 구조적 요인들이 고령자의 은퇴와 취업여부에 긍정적 영향을 미친다는 연구결과를 보고하고 있다.

3. 연구방법

1) 개인의 비관측 이질성과 독립변수 내생성 문제

앞서 서론에서 우리는 회귀계수의 추정을 통해서 독립변수의 영향을 분석하고자 할 때 분석대상의 비관측 이질성과 그로 인한 독립변수 내생성 문제가 발생할 수 있음을 살펴보았다. 나아가 교육수준이나 비근로소득 변수는 전형적인 내생 독립변수일 수 있다는 점도 아울러 지적했다. 전통적인 계량경제학 문헌들은 내생적 독립변수 문제를 해결하는 방법으로, 도구변수(instrumental variables) 추정이나 패널 고정효과(panel fixed effects model) 추정 등의 방법을 추천하고 있다(Angrist & Newey, 1991; Blackburn & Neumark, 1993; Baltagi, 1995; Wooldridge, 2002; Greene, 2003). 교육수준이나 비근로소득에는 영향을 미치면서 고령자의 세계관 등 비관측 이질성에는 영향을 미치지 않는 적절한 도구변수를 찾는 것이 여의치 않다는 사실과 고령화연구패널조사자료(KLoSA)라는 전국대표성을 갖는 패널자료가 가용하다는 사실을 고려하면, 교육수준과 비근로소득의 내생성을 고려할 수 있는 추정 모형으로 패널 로짓 모형을 선택하는 것이 가장 바람직한 것이다. 특히 패널 고정효과 모형은 교육수준과 비근로소득이 내생변수일 것으로 의심하게 만드는 개인의 비관측 이질성(세계관, 근로가치관, 근면성, 긍정적 사고 등)이 시간이 지나도 변하지 않는다(time-invariant)는 것을 전제하면⁶⁾ 내생적 독립변수의 추정계수가 일치 추정량이 되도록 해주는 분석 방법론인 것으로 알려져있다(Angrist & Newey, 1991; Baltagi, 1995; Wooldridge, 2002).

앞서 살펴본 선행 연구들은 연구 방법론의 측면에서 보면 크게 횡단면 자료를 이용한 로짓(혹은 프로빗) 회귀모형과 종단면 자료를 이용한 범주형 종속변수 모형(생존분석 혹은 패널로짓·프로빗 모형)으로 대별될 수 있다. 압도적 다수를 차지하는 전자의 연구들은 은퇴 여부(혹은 취업 여부)를 종속변수로 하는 이항 로짓(프로빗) 모형을 추정하거나 은퇴 과정을 더 세분화하여 다항 로짓(혹은 프로빗) 모형을 추정했다는 차이가 있을 뿐, 도구변수 추정 등 적절한 분석 모형을 활용하여 내생성 문제를 고려한 추정치를 제시하지 못했다는 한계를 공유한다(Haider & Loughran, 2001; McNamara & Williamson, 2004; 김학주·우경숙, 2004; Kim & DeVaney, 2005; 성지미·안주엽, 2006; Lahey, Kim, & Newman, 2006; Schmidt & Sebak, 2008; 장지연·신현구, 2008; Gobeski & Beehr, 2009; 방하남 외, 2009; 손종철, 2010). 한편 종단면 데이터를 이용한 드문 연구들 역시 내생성 문제를 언급하고 있으면서도 합동(pooled) 로짓모형을 활용함으로써 종단면 자료의 장점을 살리지 못했거나(이성용·방하남, 2009; Maestas, 2010; Eschelbach, 2011), 패널분석모형을 활용했지만 내생성 문제를 언급하지 않고

6) 고령자의 기본적 선호, 자아관 등과 같은 심리적 기질들은 노화가 진행되어도, 특히 은퇴 이후에도, 크게 변함이 없다는 이른바 은퇴 연속성 이론(continuity theory of retirement)은(Atchley, 1989; Gobesky and Beehr, 2009)은 개인의 비관측 이질성이 시간이 지나도 변함이 없다는 가정을 이 경우에 적용해도 큰 무리가 없을 것임을 보여준다.

하우스만 테스트 결과를 제시하지 않아 추정계수의 일치성 여부를 판단하지 못했다(김헌수·한정림, 2010). 한편 패널 종단면 자료를 활용하여 생존분석을 시도한 연구들은 관측시점까지 은퇴나 취업 사건이 발생하지 않은 이른바 절단(censored) 사례를 분석에 포함시켰다는 장점은 있으나(김헌수·한정림, 2010; 방하남·신인철, 2011; Stenberg & Westerlund, 2013), 내생 독립변수 문제를 생존분석 모형 추정시 고려(Olsen & Farkas, 1989; Atiyat, 2011)하지는 못했다. 선행연구들의 이러한 추정 방법상의 공백을 고려해볼 때, 선행연구 리뷰에서 발견된 교육수준과 비근로소득 변수의 영향이 과연 두 변수의 내생성을 적절히 고려한 상황에서는 어떻게 달리 추정될 것인지를 확인해볼 필요가 있다.

2) 분석방법

종속변수가 고령자의 취업 여부라는 이산변수이므로, 이항 로짓이나 프로빗 모형에 의한 회귀분석이 적합할 것이다. 그러나 앞서 살펴본 바와 같이, 고령자 개인의 비관측 이질성과 그로 인한 설명변수의 내생성 문제 때문에, 통상적인 횡단면 로짓이나 프로빗 모형으로는 교육수준이나 비근로소득과 같은 내생적 설명변수의 일치 추정량을 구할 수 없다. 따라서 본 연구에서는 패널 로짓 모형을 추정하고자 한다.

패널 로짓모형은 다음과 같이 규정된다. 고령자 i 에 대해 t 시점에서 관측된 취업여부 변수를 y_{it} 라 하면, 이 변수는 관측 불가능한 잠재 변수 y_{it}^* 가 0보다 큰 값을 갖는 경우 1의 값을, 0보다 같거나 작은 값을 가질 경우 0의 값을 각각 갖는다. y_{it}^* 에 영향을 미치는 독립변수 벡터를 X_{it} , 시간에 따라 변하지 않는 패널개체의 고유한 비관측 이질성을 u_i , 순수 오차항을 ϵ_{it} 라 하면, 패널로짓 모형은 y_{it}^* 에 대해 다음과 같은 선형회귀 모형을 추정한다.

$$y_{it}^* = \alpha + \beta X_{it} + u_i + \epsilon_{it}$$

따라서 관측가능한 종속변수 y_{it} 가 1(취업)일 확률은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$\Pr(y_{it} = 1) = \Pr(y_{it}^* > 0) = \Pr(\epsilon_{it} > -\alpha - \beta X_{it} - u_i) = L(\alpha + \beta X_{it} + u_i)$$

여기서 함수 $L(\cdot)$ 은 확률분포의 누적분포함수(CDF)로서 로지스틱분포를 가정한다. u_i 를 추정해야할 고정 모수로 간주하면 고정효과 모형이고, 고유한 분산을 갖는 확률변수로 간주하면 확률효과 모형이다. u_i 의 분산이 0이라는 귀무가설을 기각할 수 있으면 패널 개체의 비관측 이질성이 존재하므로 이를 고려한 추정(패널로짓 모형)을 해야한다. 또한 u_i 와 설명변수 X (중 일부)간에 상관관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있으면(즉, 설명변수 중 일부가 내생변수이면), 고정효과모형

추정이 일치 추정량을 제공해주는 것으로 알려져있다(Baltagi, 1995; Wooldridge, 2002).

따라서 본 연구에서는 먼저 확률효과 패널로짓 모형을 추정한 다음 u_i 의 분산이 0이라는 귀무가설을 검정하고, 귀무가설이 기각될 경우 고정효과 모형과 확률효과 모형을 차례로 추정한 다음 하우스만 테스트를 통해 설명변수의 내생성 문제가 존재하는지 확인하고, 내생성 문제가 존재할 경우 고정효과 모형에 의한 추정계수를 일치 추정량으로 간주할 것이다. 그러나 교육수준과 같은 시불변 변수에 대한 추정치를 얻으려면 확률효과 모형을 사용할 수 밖에 없는데, 확률효과 모형은 독립변수(들)이 외생적임 - 즉, 비관측 이질성을 나타내는 u_i 와 독립변수(중 일부)와 상관관계가 존재하지 않음 - 을 가정하기 때문에, 이 경우 일반적인 확률효과 모형 대신 Mundlak(1978)과 이병희(2012)가 제안하는 방법을 따라 모든 시변 독립변수들의 시간평균(\bar{X}_i)을 독립변수로 추가하는 확률효과 모형을 추정할 것이다. 즉 개인의 시불변 비관측 이질성은 독립변수들의 시간평균과 다음과 같은 선형관계에 있다고 가정된다.

$$u_i = \delta \bar{X}_i + v_i \quad (v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2))$$

따라서 이 경우, y_{it}^* 에 대한 선형회귀 모형은 다음과 같이 수정된다.

$$y_{it}^* = \alpha + \beta X_{it} + \delta \bar{X}_i + v_i + \epsilon_{it}$$

이렇게 내생성을 고려한 수정된 확률효과 모형을 이용하여 추정치를 구한 후, 최종적으로 고정효과 모형을 이용한 추정치, 확률효과모형을 이용한 추정치, 내생성을 고려한 확률효과모형을 이용한 추정치를 각각 비교하면서 교육수준과 비근로소득의 효과가 얼마나 강건하게 추정되는지를 살펴볼 것이다.

3) 자료

본 연구에 활용될 수 있는 자료로는 고령자의 은퇴 및 취업과 관련한 풍부한 문항들을 담고 있으면서 전국 대표성을 갖춘 종단면 서베이 자료가 가장 바람직할 것이다. 이 조건을 갖춘 국내에서 가장 활용성 높은 자료로는 국민연금공단연구원의 국민노후보장패널 조사, 한국고용정보원의 고령화연구패널 조사를 들 수 있다. 이 연구는 고령화연구패널 조사 자료를 활용하고자 한다. 고령화연구패널 조사는 고령사회 도래에 대비하여 효과적인 사회경제정책 및 고령자 고용정책을 수립하고 시행하는 데 필요한 기초자료를 생산하기 위해 고령자의 노동공급 및 은퇴, 소득·소비행태, 건강 및 사회보장 제도 수혜 등에 관한 미시자료를 패널 형태로 구축하기 위한 조사이다.7) 2006년 1차 본조사를 통해 통계청 인

7) <http://survey.keis.or.kr/USLCITGO01N.do?mnucd=RsSchSmry5>

구주택총조사(2005년) 일반가구 명부를 모집단으로, 제주도를 제외한 전국의 1,000개 조사구를 먼저 표집하고 각 조사구당 12-15개 적격가구(만45세 이상 중고령자가 거주하는 가구)를 표집하고 가구내 적격 가구원(만 45세 이상 가구원과 그 배우자)을 면접조사하는 다단계 층화 계통표집 방법을 통해 총 10,254명의 중고령자를 조사했다(한국노동연구원, 2008). 현재 제4차년도 조사자료(조사시점 2012년)까지가 홈페이지를 통해 공개되었으며, 4차년도 조사의 1차년도 응답자 대비 패널유지율은 76.2%이다.⁸⁾

본 연구를 위한 분석 자료로는 1차년도 응답자 중에서 본 연구의 분석대상에 해당하는 응답자들을 개인 아이디(pid)를 이용하여 4차년도 조사차수까지 병합한 패널 데이터셋으로서, 분석에 동원된 변수가 p 개, 분석 대상 응답자가 n 명이라면 총 $p \times n \times 4$ 개의 관측치를 갖는다.

4) 분석대상

선행 연구들은 분석 대상 선정에 있어 대체로 객관적 임계 연령(예컨대 60세) 이상 고령자 모두를 분석대상으로 하거나, 응답자의 주관적 응답(혹은 객관적 조건의 조합)에 의한 은퇴자(혹은 생애 주된 일자리에서 여전히 근무하고 있거나 퇴직한 자)를 분석대상으로 하는 두가지 경우로 대별될 수 있다. 이 연구는 전자를 따라 2006년 1차년도 조사 당시 만 60세 이상인 고령자를 분석대상으로 하고자 한다. 이 연구의 목적상 아직까지 생애 일자리를 유지하고 있는 취업자가 분석 대상에 포함되면, 은퇴전 생애 정규 일자리 취업과 은퇴후 간헐적·비정규적 일자리 취업이 동일한 취업으로 취급되어 취업여부 결정 요인들의 차별적 효과가 흐려질 수 있다. 따라서 선행연구에서는 대부분의 분석대상이 생애 일자리에서 은퇴했을 하한 연령을 객관적 임계연령으로 설정하여 분석하거나(Schmidt & Sebak, 2008), 더 정확하게 공식적인 공적연금 수급 가능 연령을 임계연령으로 설정하고 있다(Eschelbach, 2011). 한국의 경우 만 60세 이상부터 국민연금 수급이 가능하므로 이 연구는 60세 이상 고령자를 분석대상으로 한다.

자기보고 혹은 객관적 조건의 조합에 근거한 은퇴자(혹은 생애 주된 일자리 퇴직자, 유지자 등)를 분석대상으로 삼는 전략을 채택하지 않은 이유는 선택편의(sample selection bias) 때문이다. 선행연구에서 지적된 바와 같이(Schmidt & Sebak, 2008), 자기보고에 입각한 은퇴자⁹⁾를 분석대상으로 선택할 경우 선택편의 문제를 피할 수 없다. 생애 주된 일자리 근로 경력 등 직업력 자료와의 연동을 통해 객관적 조건의 조합으로 분석대상을 선택하고자 해도, 고령화연구패널조사는 2차년도 조사에 응한

8) <http://survey.keis.or.kr/USBBSGO00N.do?mnucd=UsrGd5>

9) 고령화연구패널조사 설문지 상의 은퇴는 다음과 같이 규정된다. 2006년 현재 일자리가 없으면서(D001질문에 “아니오”), 현재상태가 “일자리가 있었으나 지금은 은퇴했다(D005질문에 ①번 응답자)”에 해당하는 경우이다. 이 때 은퇴란 “본격적인 소득활동을 그만두고 지금은 일을 하지 않거나, 소일거리 정도의 일을 하고 있는 경우”이면서 “앞으로도 특별한 변화가 없는 한 소일거리 정도의 일 이외의 일을 할 의사가 없는 상태”라고 정의된다. 이 기준에 따를 때 1차조사시 은퇴자는 모두 1,244명이다.

조사대상자에 국한하여 직업력을 구성했기 때문에 이 또한 선택편의 문제를 피해갈 수 없다. 따라서 본 연구는 본인의 은퇴 여부 응답과는 상관없이 1차조사시 60세 이상인 응답자 중 4차까지 모두 응답한 고령자를 분석대상으로 규정했다. 1차 조사시 만 60세 이상 고령자는 모두 5,548명이며 이들 중 4차년도 조사까지 모두 응답한 사람은 3,884명으로서, 이들이 본 연구의 분석 대상이다.

한편 본 연구는 취업의 정의를 현재 취업자이면서(고령화연구패널 조사 설문지의 D001문항에 “예”라고 응답), 현재 가지고 있는 주된 일자리가 “임금근로자” “자영업주” “18시간이상 무급가족 종사자”인 경우(D002문항에 ① ~ ③으로 응답)로 국한했다. 18시간 미만 무급가족 종사자는 취업자로 간주하지 않았다. 많은 선행연구들이 임금근로 취업과 자영업 등 비임금근로 취업을 분리해서 분석하고 있으므로(김학주·우경숙, 2004; 방하남 외, 2009; Gobsky & Beehr, 2009; 방하남·신인철, 2011), 본 연구에서는 비임금 일자리 취업자(자영주, 18시간 이상 무급가족종사자)를 분석에서 제외하고 임금근로 취업자만을 취업자로 간주하여 분석한 결과(60세 이상 샘플 3,884명 중 2,880명)를 함께 제시하고자 한다.

5) 변수

종속변수는 취업 여부로서 현재 일자리가 있고 주된 일자의 고용형태가 임금근로, 자영업, 고용주, 18시간이상 무급가족 종사자인 경우 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 이산변수이다.¹⁰⁾ 주된 설명변수인 교육수준과 비근로소득 외에 그동안 선행연구들에서 투입됐던 주요 변수들을 통제변수로 활용했다. 설명변수들의 정의와 측정방법은 다음 [표 1]에 요약돼있다.

[표 1] 설명변수의 정의 및 측정방법

변수명		변수 설명	비고
교육정도	중졸	최종교육수준 더미변수(시불변)	기준 범주= 초졸이하
	고졸이상		
여성		성별 더미변수(시불변)	남성=0
실업률		16개 시도별·연도별 실업률	2006-2012 (통계청 KOSIS)
시간제 비율		16개 시도별·연도별 36시간 미만 취업자 비중	2006-2012 (통계청 KOSIS)
거주지역	대도시	거주지역 더미변수	기준범주=읍면지역
	중소도시		

10) 비임금근로 일자리 취업자를 제외한 모형에서는 자영업, 고용주, 18시간 이상 무급가족 종사자인 경우는 분석에서 제외된다.

11) 각 웨이브 마다 크론바흐 알파 값은 다음과 같다. 1차웨이브=0.866, 2차웨이브=0.847, 3차웨이브=0.838, 4차

변수명	변수 설명	비고
건강상태	주관적 건강상태를 묻는 2개 문항(B101, B156)에 대한 응답값의 평균 ¹¹⁾	수치가 높을수록 건강
연령	-	-
연령제곱	-	-
배우자	배우자 유무 더미변수	배우자 없음 (이혼, 사별, 별거, 미혼)=0
부동산 소유	소유 부동산 유무 더미변수: 현재 거주주택이 자기이거나 현 거주주택 이외에 소유 부동산이 있는 경우=1	.소유부동산 없음=0
비근로소득	(t-1기 기준)개인 총소득 - 총근로소득, 2010년 기준 실질소득	자연로그
가구소득	(t-1기 기준)본인 근로소득 포함 전체 가구원 소득의 합, 2010년 기준 실질소득	자연로그
위기 이후	2008-2009년 경제위기 이후 더미	1차2차 웨이브 =0

4. 분석결과

1) 기술 통계

다음 [표 2]는 분석에 사용된 변수들의 기술통계에 대한 요약이다. 우선 분석 대상 중 취업자의 평균 비중은 24.8%에 달하며, 패널개체간 분산(between variation)이 패널개체내 분산(within variation)보다 큰 것으로 미루어, 한 패널 개체 내에서 시간 흐름에 따른 취업여부 변화 보다, 패널 개체간 취업여부 차이가 더 큰 것으로 확인된다. 교육수준은 시간에 따라 변하지 않는 변수로 확인됐으며, 중졸은 12.6%, 고졸이상은 20.4%, 나머지 67%가 초졸 이하이다. 실질비근로소득의 자연대수값은 평균 4.48이며, 패널 개체간 분산이나 패널 개체내 분산이 크게 다르지 않았다. 지역 실업률은 3.2%이며, 역시 개인의 연도간 편차보다 개인이 속한 지역간 편차가 더 큰 것으로 나타났다. 지역의 평균 단시간 취업자 비율은 14.5%이며, 실업률과는 다르게 개인내 시점간 편차가 개인이 속한 지역간 편차보다 약간 더 적었으나 그 차이가 그다지 크지 않았다.

웨이브=0.843

[표 2] 변수의 기술통계

변수	평균		표준편차	관측수	
	overall			N =	
중졸	overall	.1256335	.3314469	N =	14996
	between		.3314801	n =	3749
	within		0	T =	4
고졸이상	overall	.2043212	.4032181	N =	14996
	between		.4032585	n =	3749
	within		0	T =	4
여성	overall	.5769539	.4940591	N =	14996
	between		.4941085	n =	3749
	within		0	T =	4
실업률	overall	3.180982	.9175193	N =	14996
	between		.8572872	n =	3749
	within		.3271809	T =	4
시간제 비율	overall	14.47361	2.345288	N =	14996
	between		1.78951	n =	3749
	within		1.516137	T =	4
대도시	overall	.40004	.4899224	N =	14996
	between		.4865391	n =	3749
	within		.0578888	T =	4
중소도시	overall	.293745	.4554917	N =	14996
	between		.4498461	n =	3749
	within		.0717755	T =	4
건강상태	overall	4.753801	1.66951	N =	14996
	between		1.317458	n =	3749
	within		1.02563	T =	4
연령	overall	72.0066	6.786195	N =	14996
	between		6.40773	n =	3749
	within		2.236437	T =	4
연령제곱	overall	5231	1007.151	N =	14996
	between		953.9137	n =	3749
	within		323.395	T =	4
배우자	overall	.694852	.4604855	N =	14996
	between		.4431489	n =	3749
	within		.1253205	T =	4

변수	평균		표준편차	관측수	
	overall			N =	
취업여부 (종속변수)	overall	.248933	.4324094	N =	14996
	between		.3717605	n =	3749
	within		.2209063	T =	4
부동산 소유	overall	.8376268	.3688051	N =	14984
	between		.3315497	n =	3749
	within		.1615777	T-bar =	3.9968
비근로소득	overall	4.485882	2.296012	N =	14989
	between		1.641299	n =	3749
	within		1.606038	T-bar =	3.99813
가구소득	overall	5.950923	2.488599	N =	14996
	between		1.269783	n =	3749
	within		2.14035	T =	4
위기 이후	overall	.5	.5000167	N =	14996
	between		0	n =	3749
	within		.5000167	T =	4

2) 교육수준 및 비근로소득의 효과

먼저 개인간 비관측 이질성의 분산이 0과 같다는 귀무가설 검증 결과, 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각하기에 충분했다(카이스퀘어 검정통계량=3425.34, 유의확률=0.000)¹²⁾. 따라서 횡단면 합동 로짓모형이 아니라 패널로짓 모형을 이용하여 개인의 비관측 이질성의 효과를 통제할 필요가 있음이 확인됐다.

다음 [표 3]은 고령자의 취업여부를 종속변수로 하는 패널로짓 모형의 하우스만 테스트 결과를 보여준다.

[표 3] 패널로짓모형 추정 결과: 하우스만 테스트

귀무가설	cov(X _{it} u _{it})=0
$\chi^2(11)$	$(b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B) = 153.05$
Prob > χ^2	0.000

12) 한편 비임금근로 취업자를 제외한 샘플에서도 동일한 결과를 얻었다(카이스퀘어 검정통계량=1274.62, 유의확률=0.000).

테스트 결과 개인의 비관측 이질성과 독립변수 사이에 상관관계가 없다는 귀무가설이 유의수준 1%에서 충분히 기각됨을 확인할 수 있다. 그러므로 교육수준과 비근로소득 등 일부 독립변수가 내생 변수이며, 확률효과 모형이 아니라 고정효과 모형에 의한 추정량이 일치추정량임을 알 수 있다. 그러나 앞서 살펴본 선행연구들이 차용한 방식을 따라, 이 분석의 가장 핵심적인 변수인 교육수준의 효과를 파악하기 위해 내생성을 고려한 확률효과 모형을 추정을 실시했다. 다음 <표 4>는 고정효과 모형, 내생성을 고려한 확률효과 모형, 외생성을 가정한 일반적 확률효과 모형을 각각 이용하여 추정한 추정치들을 비교하여 보여준다.

[표 4] 패널로짓모형 추정 결과: 고정효과 모형, 내생성을 고려한 확률효과 모형, 확률효과 모형

변수	고정효과 모형				내생성 고려한 확률효과 모형				확률효과 모형			
	계수	Std. Err.	z	P> z	계수	Std. Err.	z	P> z	계수	Std. Err.	z	P> z
중졸					-0.555	0.237	-2.35	0.019	-0.482	0.227	-2.12	0.034
고졸이상					-0.745	0.215	-3.47	0.001	-0.761	0.203	-3.74	0.000
여성					-3.046	0.189	-16.1	0.000	-3.004	0.176	-17.02	0.000
실업률	0.288	0.119	2.42	0.015	0.276	0.121	2.28	0.022	-0.118	0.086	-1.36	0.173
시간제비율	0.148	0.028	5.29	0.000	0.144	0.028	5.22	0.000	0.179	0.023	7.67	0.000
대도시	0.617	0.614	1.01	0.315	0.606	0.629	0.96	0.335	-2.197	0.218	-10.06	0.000
중소도시	0.459	0.507	0.90	0.366	0.375	0.485	0.77	0.439	-2.273	0.186	-12.19	0.000
건강상태	0.206	0.032	6.38	0.000	0.211	0.032	6.61	0.000	0.264	0.028	9.34	0.000
연령	0.290	0.205	1.41	0.158	0.208	0.202	1.03	0.302	0.122	0.162	0.75	0.450
연령제곱	-0.003	0.001	-1.84	0.066	-0.002	0.001	-1.52	0.129	-0.003	0.001	-2.30	0.021
배우자	0.087	0.277	0.32	0.752	0.125	0.289	0.43	0.666	-0.007	0.164	-0.04	0.968
부동산 소유	0.001	0.211	0.00	0.997	-0.027	0.214	-0.13	0.900	0.051	0.161	0.32	0.752
비근로소득	-0.083	0.021	-3.94	0.000	-0.083	0.021	-4.02	0.000	-0.123	0.019	-6.61	0.000
가구소득	0.028	0.018	1.58	0.113	0.030	0.018	1.67	0.094	0.063	0.015	4.09	0.000
위기 이후	-0.188	0.183	-1.03	0.304	-0.143	0.183	-0.78	0.436	0.489	0.093	5.25	0.000
상수					1.706	10.073	0.17	0.866	1.250	5.841	0.21	0.831
lnsig2u					2.516	0.064			2.499	0.061		
sigma_u					3.518	0.112			3.488	0.107		
rho					0.790	0.011			0.787	0.010		

우선 이 표에서 주목해야 할 것은, 고정효과 모형을 이용한 추정계수와 내생성이 고려된 확률효과 모형의 추정치는 서로 매우 유사한 반면 일반적 확률효과 모형 추정치는 두 모형에 의한 추정치와 큰 차이를 보인다는 점이다. 예컨대 지역 노동시장 여건을 대리하는 지역 실업률과 시간제비율의 효과를 추정함에 있어서 고정효과 모형 추정치와 내생성 고려한 확률효과 모형 추정치는 매우 유사한 정도의 유의미한 정의 영향을 미친다고 추정했음에 반해(실업률 : 0.288 대 0.276/ 시간제 비율: 0.148 대 0.144), 일반 확률효과 모형은 실업률은 무의미한 음의 효과를 미치고 시간제비율은 유의미한 정의 효과를 미치지만 그 정도가 앞의 두 모형에 비해 훨씬 크다고 추정했다(실업률: -0.118/ 시간제 비율: 0.179). 건강상태나 비근로소득 및 가구소득의 효과를 추정함에 있어서도 마찬가지로 고정효과 모형과 내생성 고려한 확률효과 모형의 추정치들은 매우 유사한 반면, 일반 확률효과 모형은 이들 변수의 계수의 크기를 훨씬 더 크게 추정하고 있음을 볼 수 있다. 이는 내생성을 고려한 확률효과 모형을 추정함으로써 고정효과 모형을 이용한 것과 같은 일치 추정량을 얻을 수 있음을 보여줌과 아울러, 독립변수들이 외생적이라고 간주하는 일반적 확률효과 모형으로는 실제 변수들의 효과를 과대 추정할 위험성이 있음을 의미한다.

이 결과는 또한 개인의 비관측 이질성으로 인한 내생성 문제를 고려하고서도 여전히 학력과 비근로소득은 고령자의 취업여부에 유의미한 부정적 영향을 미친다는 것을 명확히 보여준다. 초등학교 졸업 이하 저학력 집단에 비해 중졸 집단의 취업확률이 유의미하게 더 낮고, 그보다는 고졸 이상 고학력 집단의 취업확률이 더 높다. 내생성을 고려하지 않은 일반 확률효과 모형에서나 내생성을 고려한 확률효과 모형에서나 학력 효과는 모두 유의미한 음인 것으로 추정되지만, 내생성을 고려하지 않으면 중졸 학력자와 초졸 이하 저학력자 간의 취업확률 차이가 과소 추정되는 한편 고졸 이상 고학력자와 초졸 이하 저학력자 간의 차이는 과대 추정되는 경향이 있음을 알 수 있다. 한편 비근로소득의 효과 역시 유의미한 부인 것을 확인할 수 있다. 내생성 문제를 고려하는 모형에서든 고려하지 않는 모형에서든 비근로소득은 모두 유의미한 부의 효과를 갖는 것으로 추정됐다. 다만 개인의 비관측 이질성에 의한 내생성 문제를 고려하지 않은 일반 확률효과 모형에서는 부의 효과가 과장되는 것으로 확인됐다.¹³⁾

13) 어떤 논평자는 비근로소득의 범주 안에 여러 가지 이질적인 구성요소들이 포괄되어 특별히 공적연금 수급액과 가족이나 친지로부터의 사적 이전 등이 갖는 취업 촉진 혹은 저해 효과를 가려버릴 우려가 있음을 지적했다. 이를 확인하기 위해 비근로소득 변수 대신에 공적이전소득과 사적이전소득을 각각 독립변수로 추가하여 패널로짓 모형을 추정했다. 고령화연구패널조사에서 공적이전소득은 국민연금 등 공적연금소득과 국민기초생활보장급여 등 사회보장소득을 합한 금액으로 정의되며, 사적이전소득은 자녀 친지 부모 등으로부터 지원받은 금액의 총액으로 정의된다. 이 경우 두 변수 모두 내생변수일 가능성이 높고 시변변수에 해당하므로, 고정효과모형 추정치만을 참고할 것이다. 아래 표에서 보는 바와 같이 하우스만 테스트 결과 1% 유의수준에서 독립변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각할 수 있으며 따라서 고정효과모형에 의한 추정치가 일치 추정량을 알 수 있다. 분석 결과 다른 변수들의 영향은 비근로소득을 독립변수로 할 경우와 대동소이하게 유지되는 한편, 공적이전소득은 유의미한 부의 영향을 미치고 사적이전소득은 부의 영향이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이로써 비근로소득 대신 공적이전소득의 영향을 살펴봐도 그 부정 영향이 유의미함을

3) 여타 통제변수들의 효과

한편 통제변수들 중에서 노동시장 구조를 나타내는 실업률과 시간제 비율의 효과를 분석한 결과, 고정효과 모형과 내생성을 고려한 확률효과 모형에서는 이들 두 변수가 모두 유의미한 정의 효과를 갖는 것으로 나타났고 내생성을 고려하지 않는 일반 확률효과 모형에서는 시간제 비율 변수만 유의미한 정의 효과를 갖는 것으로 드러났다. 이 경우에도 내생성을 고려한 추정모형에 의한 추정치를 가지고 해석하면, 우리나라의 노동시장은 수요 측면에서는 경기 부진으로 실업률이 높을수록 수치적 인력조정이 용이한 고령자 집단에 대한 인력수요가 더 커지고, 전일제가 아닌 단시간·시간제 근로를 더 선호하는 고령자 집단의 노동 공급이 이에 부응함으로써 실업률과 시간제근로 비율이 모두 고령자 취업에 긍정적 영향을 미치는 결과를 낳도록 구조화되었다고 해석할 수 있다.

또 다른 강력한 통제변수로 우리는 성과 건강상태 변수의 효과에 주목할 필요가 있다. 건강상태는 응답자의 주관적 평가를 측정한 변수이므로 이 변수 역시 내생변수일 가능성이 높아보이며, 이를 반영하듯 고정효과 모형과 내생성을 고려한 확률효과 모형과 비교했을 때 내생성을 고려하지 않은 확률효과 모형은 건강 변수의 정의 효과를 더 과장하여 추정하는 경향이 있음을 확인할 수 있다. 그러나 내생성을 고려하든 고려하지 않든 고령자의 주관적 건강상태는 취업확률의 유의미한 정의 영향을 미친다는 것이 확인되었다. 또한 여성은 남성에 비해 취업확률이 현저하게 낮다. 이것은 고령인구 중에서 훨씬 더 큰 비중을 차지하는 여성이 공적연금 등 노후소득보장 제도의 혜택에서 상대적으로 소외돼

확인할 수 있었다.

변수	고정효과 모형			
	Coef.	Std. Err.	z	P> z
실업률	0.318	0.119	2.67	0.007
시간제비율	0.149	0.028	5.33	0
대도시	0.463	0.617	0.75	0.453
중소도시	0.422	0.508	0.83	0.406
건강상태	0.208	0.032	6.47	0
연령	0.328	0.207	1.58	0.114
연령제곱	-0.003	0.001	-1.99	0.046
배우자	0.116	0.276	0.42	0.674
부동산 소유	0.000	0.210	0	0.999
가구소득	0.025	0.018	1.39	0.163
위기 이후	-0.189	0.184	-1.03	0.304
공적이전소득	-0.096	0.028	-3.37	0.001
사적이전소득	-0.019	0.018	-1.04	0.298

하우스만 테스트: $cov(X, u) = 0$
 $chi2(12) = (b-B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b-B) = 138.61$
 Prob>chi2 = 0.0000

있을 뿐만 아니라(김경아, 2010; 유경미·정성배, 2013), 노동시장 참여 기회로부터도 더 심하게 배제되어있다는 것을 보여주는 결과이다.¹⁴⁾

5. 결론 및 논의

이 연구는 고령자 취업 결정 요인에 관한 누적된 연구 성과들을 참조한 결과, 특별히 교육수준과 비근로소득이 고령자 취업에 미치는 영향에 주목하고자 했다. 그것은 이들 두 변수가 고령자 취업에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 추정하고자 함에 있어, 고령자 개인의 비관측 이질성을 적절히 통제하지

14) 이러한 분석 결과는 비임금근로 취업자를 분석에서 제외한 경우에도 대체적으로 강건하게 유지된다. 다음 표는 비임금근로자를 제외한 하위 샘플에 대한 분석 결과이다. 하우스만 테스트 결과 $\chi^2(11)=30.09$ 로서 1% 유의수준에서 여전히 내생변수 문제가 상존함을 알 수 있으며, 고정효과 모형 추정 결과와 내생성을 고려한 확률효과 모형 추정 결과를 비교하여 살펴보면 여전히 비근로소득 효과는 유의미한 음이며, 실업률은 유의하지는 않지만 여전히 정의 효과, 시간제 비율 역시 유의미한 정의 효과임을 알 수 있고, 건강변수의 효과 역시 유의미한 정임을 확인할 수 있다. 내생성을 고려한 확률효과 모형을 통해서도 교육수준이 여전히 부의 영향을 미치고 있지만, 임금근로자 취업만을 취업으로 간주하면 교육의 음의 효과가 크게 줄어들음을 알 수 있다. 마지막으로 성별 효과 역시 유의미한 부임을 확인할 수 있다.

변수	고정효과 모형				내생성 고려한 확률효과 모형				확률효과 모형			
	계수	Std. Err.	z	P> z	계수	Std. Err.	z	P> z	계수	Std. Err.	z	P> z
중졸					-0.192	0.310	-0.62	0.535	-0.171	0.303	-0.57	0.572
고졸이상					-0.521	0.287	-1.82	0.069	-0.524	0.273	-1.92	0.055
여성					-2.995	0.276	-10.8	0.000	-2.901	0.261	-11.11	0.000
실업률	0.246	0.193	1.27	0.203	0.277	0.194	1.43	0.153	0.289	0.134	2.16	0.03
시간제비율	0.125	0.053	2.36	0.018	0.116	0.051	2.28	0.023	0.160	0.040	3.99	0.000
대도시	0.491	0.816	0.6	0.547	0.509	0.886	0.57	0.566	0.100	0.328	0.31	0.76
중소도시	-0.297	0.980	-0.3	0.762	-0.224	0.833	-0.27	0.788	0.213	0.296	0.72	0.472
건강상태	0.188	0.052	3.62	0.000	0.204	0.050	4.05	0.000	0.256	0.044	5.87	0.000
연령	-0.298	0.393	-0.76	0.448	-0.301	0.385	-0.78	0.435	0.123	0.305	0.4	0.686
연령제곱	0.000	0.003	0.14	0.893	0.000	0.003	0.17	0.865	-0.003	0.002	-1.45	0.146
배우자	0.233	0.407	0.57	0.567	0.463	0.448	1.03	0.302	-0.403	0.241	-1.67	0.094
부동산 소유	0.019	0.302	0.06	0.951	0.046	0.309	0.15	0.882	-0.394	0.214	-1.84	0.066
비근로소득	-0.074	0.033	-2.26	0.024	-0.080	0.032	-2.53	0.011	-0.127	0.028	-4.54	0.000
가구소득	0.087	0.029	3.03	0.002	0.093	0.028	3.26	0.001	0.107	0.025	4.31	0.000
위기 이후	0.298	0.312	0.95	0.34	0.286	0.308	0.93	0.353	0.499	0.150	3.31	0.001
상수					-26.62	18.78	-1.42	0.156	-0.953	10.721	-0.09	0.929
lnsig2u					2.429	0.099			2.426	0.097		
sigma_u					3.369	0.167			3.364	0.163		
rho					0.775	0.017			0.775	0.017		

못함으로 인해 발생하는 전형적인 설명변수 내생성 문제를 적절히 고려해야 한다는 사실을 많은 선행 연구들이 간과하고 있고, 적절한 해결 방법이 있음에도 이를 적용하지 않았기 때문이다. 이에 본 연구는 패널로짓 모형을 추정하면서 고정효과모형과 확률효과 모형을 모두 이용한 분석 결과를 제시함으로써, 고령자의 교육수준과 비근로소득이 취업 여부에 미치는 영향을 비관측 이질성과 독립변수 내생성 문제를 모두 고려하면서 추정하고자 했다. 이를 위하여 고령화연구패널조사의 1차웨이브에서 4차웨이브까지의 자료를 60세 이상 고령자 개인 아이디를 통해 병합하여 패널자료셋을 만들어 분석한 결과, 비관측 이질성이나 내생성 문제로 인한 추정상의 부정확성을 적절히 고려한 상태에서도 교육이나 비근로소득은 여전히 고령자의 취업에 부의 효과를 미친다는 것을 재확인할 수 있었다. 이와 더불어 취업 확률을 추정함에 있어 독립변수의 내생성 문제를 적절히 고려하지 못하면 해당 독립변수가 미치는 영향을 과다추정하게 된다는 것 또한 발견할 수 있었다. 그러므로 교육수준과 비근로소득이 갖는 부의 영향은 그동안 이들이 내생 변수임을 고려한 적절한 방법론적 조치를 취하지 않은 상태에서 추정되었기 때문에 일정 정도 과대 추정되었으며, 특히 교육수준의 경우 고졸 이상 고학력이 미치는 영향이 과장되어 보고되었음을 알 수 있었다.

물론 이 결론이 더 강건성을 가지려면, 내생성을 통제할 수 있는 다른 여러 대안적인 추정방법들을 활용하여 재분석을 시도하고 결과를 비교해보아야 할 것이다. 독립변수 내생성을 고려한 생존분석, 도구변수를 이용한 패널자료분석 등 이 경우에 더 적절하게 활용될 수 있는 여타 분석기법들을 활용하지 못한 것은 이 연구의 한계로 남는다. 또한 추정 모형 구성에 있어 막내 자녀 연령이나 생애 주된 일자리의 고용형태나 근로조건 등과 같이 고령자의 은퇴후 취업확률에 영향을 미칠 수 있는 다른 중요한 요인들을 모형에 포함시켜 적절히 통제하지 못한 것도 이 연구의 중대한 결함이다.

그럼에도 불구하고 이 연구의 분석 결과가 갖는 중대한 학술적·정책적 함의는 다음과 같다. 교육수준과 비근로소득이 고령자 취업에 부의 영향을 미친다는 것은, 연금소득을 포함한 비근로소득이 생계유지를 가능하게 할 정도에 못 미치는 저학력, 저소득 고령자가 소득 보전이라는 필수요건을 충족시키기 위해 취업을 선택하는 경우가 지배적이라는 것을 의미한다. 통제변수들 중에 노동시장 구조를 반영하는 지역 실업률과 시간제 일자리 가용성 변수가 고령자 취업에 유의미한 정의 영향을 미치는 것으로 분석된 것도 이를 뒷받침한다. 이러한 경향성을 역전시킬 만큼의 획기적인 노후소득보장 제도와 고령자 고용정책상의 변화가 수반되지 않는 상태에서 향후 10년간에 걸쳐 전에 없는 대규모의 베이비부머 세대가 생애 주된 일자리에서 퇴직하게 되면 어떤 일이 벌어질 것인가? 주지하다시피 베이비부머 세대는 그 이전세대에 비해 교육수준이 더 높고, 국민연금 등 공적연금 가입 기간이 길어 최대의 급여수혜집단이 될 전망이다(김용하·임성은, 2011). 따라서 고령자의 취업률은 더 낮아지고, 그에 비례하여 혹은 더 가파르게 노동시장의 인력부족과 공적 연금 재정 안정성 악화가 진행될 것이라는 예상이 가능하다.

만약 현재와 같이 학력이 높고 비근로소득이 많은 고령자일수록 취업 회피 경향이 더 강한 추세가

지속된다면, 베이비부머의 대량 퇴직과 더불어 비취업 고령자 비중은 더 늘어날 것이며 그에 따른 연금재정 고갈과 인력부족 문제는 더 심각해질 것이기 때문에, 이에 대비하기 위해서는 고학력, 고소득 고령자의 취업 유인을 강화할 수 있는 정책 방안의 발굴이 필수적이다. 고령자 고용정책의 개편을 통해 고학력 전문직 퇴직자를 유인될 수 있는 취업지원 프로그램과 일자리 발굴이 요구되며, 공적연금 제도의 개편을 통해 연금수혜자의 근로유인을 강화할 수 있는 제도적 장치가 더욱 더 보강되어야 할 것이다. 이런 맥락에서 현행 재직자고령연금제도나 조기노령연금제도, 연기연금제도 등이 고령자의 취업 유인에 어떤 영향을 미치는지에 대한 면밀한 분석이 추후 연구과제로 요청된다.

특히 공적연금소득과 그것을 포함하는 비근로소득이 고령자 취업확률에 부적인 영향을 미친다는 사실은 고령자들이 연금고갈 등 노후소득보장 체제의 취약함을 근로소득을 통해 보충하려는 경향이 이미 널리 확산되기 시작했음을 보여주는 징후라고 할 수 있다(Eschelbach, 2011). 따라서 공적연금제도 개편과 더불어 취업을 원하는 고령자들이 적합한 일자리를 얻을 수 있도록 지원하기 위한 정책적 노력도 병행되어야 한다. 그러기 위해서는 우선 학력이 낮고 공적연금 등 비근로소득도 적어서 취업을 통하지 않고는 생계유지가 곤란한 취약 고령자를 대상으로 더 효과적인 정보제공 및 취업지원 정책이 필요하며, 그에 못지않게 고학력이면서 비근로소득도 높은 고령자를 대상으로 취업하고자 하는 유인과 그에 부합하는 일자리를 발굴·제공하기 위한 정책도 필요하다. 현재 정부 정책은 전자에 비해 후자에 대한 자원 투자가 상대적으로 취약한 상태이다. 보건복지부의 노인정책 및 노인지원 업무는 대부분 복지 및 요양지원에 집중돼 있고 일자리 지원 기능은 왜소한데다, 일자리 지원 기능의 일부에 지나지 않는 취업지원 사업마저도 가사도우미, 건물관리·경비, 판매원, 주유원, 차량관리 등의 저숙련 직종에 대한 파견사업과 인턴사업이 주를 이루고 있는 실정이다. 중고령 재직자 대상 전직지원 및 취업연장 지원, 중고령 구직자에게 특화된 구인구직 정보망(위크넷, 장년일자리희망넷 등)운영, 중고령자 특화 취업지원 사업(취업성공패키지) 등 상대적으로 중고령자 대상 고용지원 정책이 더 많은 자원을 할애하고 있는 고용노동부의 경우에도, 고학력 전문직 출신 은퇴자를 대상으로 하는 정책사업은 미미하고 그나마 재능기부(프로보노)나 사회공헌을 목적으로 하는 자원봉사성 사업들에 치중되어 있다. 또한 노인 혹은 중고령자 대상 취업지원 정책들이 컨텐츠와 타겟집단의 유사함에도 불구하고 보건복지부와 고용노동부에 의해 분산적으로 추진되어 정책 효율성이 떨어지는 결과를 초래할 우려가 있어, 전달체계의 재정비도 필요한 시점이다.

또한 분석 결과 주관적 건강상태를 나타내는 독립변수를 사용한 관계로 초래될 수 있는 내생성 문제를 고려한 후에도 고령자의 건강상태는 취업여부에 강건하게 정의 효과를 유지하는 것으로 파악되었다. 이것은 고령자에 대한 보건의로 지출의 확대로 고령자의 건강상태가 평균적으로 호전되면 고령자의 취업률이 증가할 수 있음을 시사하며, 역으로 고령자의 취업을 증가시키기 위한 정책과제로 그들의 노후 건강을 위한 보건의로 지출의 확대를 고려해볼 수 있음을 의미한다. 그러나 인과관계는 쌍방향적일 가능성이 다분하며 나아가 고령자를 위한 정부의 공공 보건의로 지출의 증가가 어느 정도

고령 취업자 증가를 수반할 것인가에 대한 정확한 분석이 추가로 필요할 것이므로, 고령자 대상 보건 의료 정책의 취업 증진 효과에 대한 논의는 보다 더 자세한 추후 연구로 보완될 필요가 있다. 그리고 여성 더미의 효과가 강건하게 부의 방향성을 유지한 것은, 고령자 중 훨씬 더 큰 비중을 차지하면서도 공적 연금제도에서 상대적으로 소외된 여성이 취업에 있어서도 더 열악한 위치에 있음을 의미하는 것으로서, 여성 고령자에 특화된 취업 지원 정책과 공적연금제도의 성별 수혜분석 등을 통해 여성의 노후소득보장이 지금보다 더 개선될 수 있는 효과적 방안을 마련할 필요가 있음을 시사한다. 고용노동부의 취업성공패키지나 여성가족부·고용노동부 공동사업인 여성새로일하기 지원사업 등의 재설계를 통해 여성 중에서도 더 취약계층인 여성 고령자 및 여성 은퇴자에 대한 취업지원을 더욱 강화할 필요가 있다.

■ 참고문헌 □

- 강순희, 안준기(2013). 중고령자의 재취업 결정요인과 일자리 만족도에 관한 연구. 한국고용정보원 2013 고용패널 학술대회 자료집. 533-554.
- 고용노동부(2013). *고령자고용현황*. 고용노동부.
- 권혁진(2011). 고령 노동시장 정책의 방향. *연금포럼*. 42, 33-39.
- 김경아(2010). 여성의 공적 노후소득보장 확대방안: 국민연금을 중심으로. 국민연금연구원.
- 김수완(2012). 중고령자 근로에 영향을 미치는 요인에 관한 비교사회정책학적 연구. *한국사회정책*. 19(2), 69-97.
- 김용하(2011). 노후소득보장 시스템 개혁의 효과성 국제비교. *한국사회정책*. 18(2), 209-241.
- 김용하, 임성은(2011). 베이비붐 세대의 규모, 노동시장 충격, 세대간 이전에 대한 고찰. *보건사회연구*. 31(2), 36-59.
- 김원섭, 우혜봉(2008). 국민연금이 중고령 남성의 은퇴에 미치는 효과와 정책적 함의. *사회복지정책*. 35, 111-139.
- 김원섭, 이정우, 정혜식, 한정립(2007). 근로유인 제고를 위한 국민연금제도 개선 방안: 사회투자전략의 관점에서. 국민연금연구원.
- 김학주, 우경숙(2004). 중·고령자의 재취업 결정요인에 관한 연구. *한국노년학*. 24(2), 97-111.
- 김현수, 김형수(2012). 중고령자 조기은퇴와 조기노령연금제도 개선방안 연구. 국민연금연구원.
- 김현수, 한정립(2010). 중고령자 노동시장 환경변화와 공적연금이 은퇴결정에 미치는 영향분석. 국민연금연구원.
- 방하남, 강석훈, 신동균, 안종범, 이종우, 권문일(2009). 점진적 은퇴와 부분연금제도 연구. 한국노동연구원.
- 방하남, 신인철(2011). 강요된 선택: 생애 주된 일자리에서의 퇴직과 재취업의 동학 분석. *한국사회학*. 14(1), 73-108.
- 성지미, 안주엽(2006). 중고령자 취업 결정 요인. *노동정책연구*. 6(1), 39-74.
- 손종철(2010). 중고령자 은퇴 및 은퇴 만족도 결정요인 분석. *노동정책연구*. 10(2), 125-153.
- 이성용, 방하남(2009). 성·연령별 중고령 노동자의 취업 양극화 분석. *한국노년학*. 29(2), 593-610.
- 이승렬, 최강식(2007). 국민연금이 중고령자의 은퇴에 미치는 영향. *사회보장연구*. 23(4), 83-103.
- 유경미, 정성배(2013). 여성의 노후소득보장 강화를 위한 국민연금제도의 개선과제. *지역사회연구*. 21(4), 171-189.
- 윤석명(2011) 100세시대 대응을 위한 국민연금의 정책과제. *연금포럼*. 42, 40-48.
- 윤석명, 김대철(2006). 조기퇴직에 따른 연금수급 사각지대 해소방안: 근로유인 극대화를 통한 고령사회 대처 가능성을 중심으로. *사회보장 연구*. 22(1), 179-215.
- 이병희(2012). 비공식근로와 빈곤. *한국사회정책*. 19(1), 39-63.
- 장지연, 신현구(2008). 중고령자 취업 결정요인의 국가 간 비교: 한국, 미국, 스웨덴, 독일. *중고령자 노동시장*

국제비교연구. 한국노동연구원.

통계청. 각 년도. 경제활동인구조사. 통계청.

한국고용정보원. 각년도. 고령화연구패널조사. 한국고용정보원.

Angrist, J. & Krueger, A. (1991). Does compulsory school attendance affect schooling and earnings? *The Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 979-1014.

Angrist, J. & Newey, W. (1991). Over-identification tests in earnings functions with fixed effects. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9(July), 317-323.

Atchley, R. (1989). A continuity theory of normal aging. *The Gerontologist*, 29, 183-190.

Atiyat, M. (2011). *Instrumental variable modeling in a survival analysis framework*. Unpublished doctoral dissertation in statistics. The Pennsylvania State University.

Baltagi, B. (1995). *Econometric analysis of panel data*. New York: John Wiley and Sons.

Blackburn, M. & Neumark, D. (1993). Omitted-ability bias and the increase in the return to schooling. *Journal of Labor Economics*, 11(3), 521-544

Blau, D. & Siivdykko, T. (2011). Labor market rigidities and the employment behavior of older workers. *Industrial and Labor Relations Review*, 64(3), 464-484.

Dickson, D. & Harmon, C. (2011). Economic returns to education: What we know, what we don't know, and where we are going: Some brief pointers. *Economics of Education Review*, 30(6), 1118-1122.

Eschelbach, M. (2011). Labor supply after normal retirement age in Germany: A fourth pillar of retirement income? BGPE Discussion Paper No.106.

Gielen, A. (2007). Working hours flexibility and older workers' labour supply. IZA Discussion Paper No. 2946.

Gobeski, K. & Beehr, T. (2009). How retirees work?: Predictors of different types of bridge employment. *Journal of Organizational Behavior*, 30(3), 401-425.

Greene, W. (2003). *Econometric analysis*. (5th ed). New Jersey: Prentice-Hall.

Gruber, J. & Wise, D. (2002). Social security programs and retirement around the world: Micro estimation. Working Paper 9407. National Bureau of Economic Research.

Gustman, A. & Steinmeier, T. (2007). Projecting behavioral responses to the next generation of retirement policies. NBER Working Paper no.12958.

Hardy, M. (1984). Effects of education on retirement among white male wage-and-salary workers. *Sociology of Education*, 57(2), 84-98.

Haider, S. & Loughran, D. (2001). Elderly labor supply: Work or play? CRR Working Paper 2001-04.

Kim, S. & Feldman, D. (2000). The antecedents of bridge employment and its consequences for quality of life in retirement. *The Academy of Management Journal*, 43(6).

- Kim, H. & De Vaney, S. (2005). The selection of partial or full retirement by older workers. *Journal of Family and Economic Issues*, 26(3), 371-394.
- Lahey, K., Kim, D. & Newman, M. (2006). Full retirement?: An examination of factors that influence the decision to return to work. *Financial Services Review*, 15(1), 1-19
- Maestas, N. (2010). Back to work: Expectations and realizations of work after retirement. *Journal of Human Resources*, 45(3), 718-748.
- McNamara, T. & Williamson, J. (2004). Gender, race, and retirement decisions of people ages 60 to 80: Prospects for age integration in employment. *International Journal of Aging and Human Development*, 59(3), 255-286.
- Montalto, C., Yuh, Y. & Hanna, S. (2006). Determinants of planned retirement age. *Financial Services Review*, 9, 1-17.
- Mundlak, Y. (1978). On the pooling of time-series and cross-section data. *Econometrica*, 46(1), 69-85.
- Munnall, A. & Sass, S. (2007). The labor supply of older Americans., CRR Working Paper 2007-12.
- Mutchler, J., Burr, J., Pienta, A. & Massagli, M. (1997). Pathways to laborforce exit: Work transition and work instability. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 52B, S4-S12.
- OECD(2011). *Pensions at a glance 2011: Retirement-income systems in OECD and G20 countries*. Paris: OECD Publishing.
- Olsen, R. & Farkas, G. (1989). Endogenous covariates in duration models and the effect of adolescent childbirth on schooling. *The Journal of Human Resources*, 24(1), 39-53.
- Parnes, H. & Sommers, D. (1994). Shunning retirement: Work experience of men in their seventies and eighties. *Journal of Gerontology*, 49(5), S231-S239.
- Quinn, J., Burkhauser, R., Cahill, K. & Weathers, W. (1998). Microeconomic analysis of the retirement decision: United States. OECD Economic Department Working Papers No.203.
- Schmidt, L. & Sevak, P. (2008). Taxes, wages, and the labor supply of older Americans.
- Stenberg, A & Westerlund, O. (2013). Education and retirement: Does university education at mid-age extend working life? *IZA Journal of European Labour Studies*, 2(16).
- Webbink, D. (2005). Causal effects in education. *Journal of Economic Surveys*, 19(4), 535-560.
- Wooldridge, J. (2002). *Econometric analysis of cross-section and panel data*. Cambridge, MA.: MIT Press.

◀ Abstract ▶

The Impacts of Education and Non-Labor Income on Employment Among the Elderly: An Estimation with a Panel Logit Model to Address the Problem of Endogenous Predictors

Kim, Cheoljoo*

As Korean society grows rapidly older, a systematic analysis of the determinants of labor supply behavior among the elderly becomes a prerequisite for designing more effective senior employment policies and income security regime for the elderly. Literatures review shows that a majority of previous researches have been ignoring the problem of "endogenous predictor" especially when it comes to the estimation of the effects of the two key variables, education and non-labor income, on labor supply decisions among older people. They have failed to take into consideration the unobserved heterogeneities which might affect both labor supply decisions of the elderly and their levels of education and non-labor income, which means, according to some econometric literatures, that the estimated coefficients of the two predictors can be inconsistent. The paper tries to redress the endogeneity problem by employing a panel logit model with data from the 1st, to 4th, wave of the KLoSA(Korean Longitudinal Survey of Ageing) to estimate the effects of key predictors on the probability of getting jobs among older people(ages of 60 or older). Both a random effects and a fixed effects model reaffirms that non-labor income has a negative effect on the chances of being employed. And a random effects model shows that the effect of education is also negative, as has frequently been reported by previous studies. That means the effects of education and non-labor income on elderly employment remain negative after the effect of unobserved heterogeneities is controlled for and the problem of endogenous predictors is redressed through an appropriate panel data analysis. These findings mean, in turn, that when Korean baby-boomers, who had ac-

* Associate Professor, Seoul Cyber University(jooniltwo@hanmail.net).

quired an unprecedentedly higher level of education and were expected to enjoy ever-larger amount of non-labor income than their preceding generations, retires in near future, their incentives to work will become much weaker and the lack of labor-force and the burden of financing increased public pension expenditure will become more troublesome. The paper concludes with recommending some policy initiatives helpful to solve these expected problems.

Key Words: labor supply among the elderly, endogenous predictors, panel logit model.