

고령자의 근로여부가 빈곤에 미치는 영향: 전기고령기와 후기고령기의 차이를 중심으로

조보배*, 최요한**

노후소득보장제도가 고령자의 소득을 보장하지 못함에 따라 후기고령자의 고용률은 높다. 고령자의 근로소득은 생계를 위한 주요소득원이며 실직 시 빈곤의 위험이 높으나, 현행법상 고용보험은 65세 이상의 고령자는 공적이전소득 적용으로 실업 시 빈곤위험이 높지 않다는 이유로 65세 이상 새롭게 고용된 자가 고용보험에 가입할 수는 없도록 함으로써 실업급여 수급대상에서 제외하고 있다. 이에 본 연구는 한국노동패널 2008년(11차)~2016년(19차)자료를 이용하여 빈곤의 상태의 존성(state dependency)을 통제한 다이나믹 프로비트 모형(dynamic probit model)을 사용하여, 고용보험 가입 상한연령인 65세를 기준으로 55-64세와 65-79세의 고령자의 근로-비근로의 여부가 빈곤에 어떠한 영향을 미치는지, 실제로 65세의 고령자는 노후소득보장제도로 인해 비근로 상태에서 빈곤위험이 높지 않은지 실증적으로 분석하였다. 분석결과 65-79세의 고령자는 근로여부와 무관하게 전기고령기(55-64)보다 빈곤 위험이 높았으며, 근로여부는 빈곤에 영향을 미치며 비근로 상태는 근로상태보다 빈곤을 20.7%p 높이는 것으로 나타났다. 이에 고용보험 연령상한 규정이 개정될 필요가 있으며, 이와 더불어 영세사업자 보험료 감면 등을 통해 후기고령자가 고용보험에 가입할 수 있도록 실질적 사각지대 예방을 위한 노력도 병행해야 할 것이다.

주요용어 : 고령자, 고용보험, 실업급여, 근로-비근로, 빈곤

I. 서론

2015년 한국 노인빈곤율은 49.6%로 OECD 평균인 12.6%에 비해 매우 높다(OECD, 2015). 약 절반의 고령자 소득이 중위소득 절반에도 미치지 못한다. 이에 한국 고령자의 노동시장 참여율은 높다. 2015년 60~64세 고용률은 59.4%로 절반 이상의 초기 고령자가 노동활동을 하고 있으며, 65세 이상 고령자의 고용률은 30.6%로 세 명 중 한 명이 노동활동을 하고 있다(통계청, 2016). 이에 한국고령자의 실질 은퇴연령은 72.9세로 OECD 34개 회원국 중 가장 늦은 것으로 나타난다.

* 한국보건사회연구원 연구원

** 한국보건사회연구원 전문연구원

노후소득은 공적연금으로 보장되어야 하는 부분이나 한국의 공적연금은 충분한 노후소득을 보장하지 못한다. 1988년 도입된 국민연금은 도입 시기 자체도 선진국에 비해 늦었으나, 도입 당시 소득과약이 용이한 10인 이상 사업장(사용자 및 근로자)에 한해 도입하였으며, 1993년 5인 이상 사업장, 1999년 도시지역 자영자까지 확대 적용함으로써 실질적으로 전 국민 대상 연금제도가 시행된 것은 불과 20년이 채 되지 않는다. 이에 가입기간 20년 이상 지급되는 노령연금의 경우 2008년 첫 수급자가 발생하였다. 또한 고용안정성이 낮은 일자리 중심으로 사회보험 가입 기피 및 소득활동을 하지 않는 자는 임의가입형태로 제도를 운영함으로써 실제 연금수급을 위한 10년 가입기간을 충족하지 못했거나, 가입기간은 충족하였더라도 납부금액이 적어 실제 수급액은 충분하지 못하다. 2015년 기준 국민연금을 수급하는 고령자는 전체 37.4%이며, 2015년 2월 기준 평균수급액은 325,000원이다. 공무원 연금 등 특수직역연금 수급자를 포함하더라도 공적연금 수급하는 고령자는 전체 고령자의 42.3%로 절반이 채 되지 않는다(통계청, 2016). 이에 노인빈곤 문제 해결을 위해 2014년 7월부터 65세 이상 노인 소득하위 70%대상으로 무각출에 기반한 기초연금을 지급하고 있으나, 2017년 3월 기준 최대 지급 금액은 204,010원으로 이 역시 소득보장을 하기에는 부족하다. 기초연금은 2018년 월 25만원, 2021년에는 월 30만원으로 단계적으로 인상될 계획이나 낮은 급여수준으로 여전히 노인빈곤 문제는 대두될 가능성이 높다. 이에 다수의 고령자가 최저소득수준을 면치 못함에 따라 최후 사회안전망인 국민기초생활보장제도 일반수급자 중 65세 이상 고령자가 2015년 기준 전체 수급자의 27%를 차지하고 있다(통계청, 2016).

한편 고령자의 자산은 소비 또는 지출수준이 늘어날 경우 소비수준을 평활화(consumption smoothing)하는 기능을 하나(Caner and Wolf, 2004; 남상호, 권순현 2008 재인용), 중고령자의 자산 분포를 살펴본 선행연구(남상호, 권순현, 2008)에 따르면 중고령자의 자산은 일부 계층에게 집중되어 있는 것으로 나타난다¹⁾. 즉 대부분의 고령자는 노후를 위한 충분한 자산을 축적하지 못했으며, 공적연금 및 기초연금을 통한 노후소득보장제도가 충분한 소득을 보장하지 못함에 따라 다수의 고령자가 근로활동을 통해 생계를 유지한다. 이에 노인의 소득구성원에서 공적연금의 비중이 높게 나타나는 선진국과 비교 할 때 우리나라는 노인의 소득구성에서 근로소득이 가장 많은 비중을 차지하며(손병돈, 2009), 선진국의 경우 연금수급연령에 근접한 시점에서 고용율이 현격하게 줄어드는 양상과는 다르게 한국 고용율은 연령증가에 따라 완만하게 감소하는 경향을 보인다(강성태, 2011).

한편 기존 고령자 일자리를 분석한 선행연구에 따르면 고령자의 일자리 질은 매우 낮으며 비자발적 실직에 빈번히 노출된다고 언급한다. 국회예산정책처(2012)연구에 따르면, 2011년 기준 55~64세 고령 근로자의 30.7%는 자영업, 상용직은 26.1%, 임시직은 18.0%, 일용직 10.2%로(그 외 무급가족종사자 8.4%, 고용주 6.7%)로 나타났으며, 상용직 비중이 비교적 높으나 이는 사업시설관리 및

1) 남상호, 권순현(2008)은 노후보장패널을 통해 중고령가구의 자산분포의 특징, 자산 불평등, 자산 빈곤 현황을 살펴본 결과, 중고령자의 순자산 점유율은 상위 1%가 순자산의 12.0%, 상위 5%는 34.0%, 상위 10%는 49.3%로 절반에 가까운 자산을 상위 10%가 점유함으로써 자산불평등이 매우 큰 것으로 나타났다(남상호, 권순현, 2008).

사업지원서비스업 중 경비업종 종사자가 많다는 것에 기인한 것으로 취업자 증가세가 두드러지게 나타난 상업 및 업종의 임금 및 근로조건이 상대적으로 열악한 저임금 일자리라고 분석한다(국회 예산정책처, 2012). 고용보험 DB를 이용하여 중고령자의 고용보험 상실사유를 살펴본 권혜자(2012)의 연구에 따르면, 주로 계약기간 만료(33.9%) 및 기타 회사 사정으로 인한 상실(13.8%) 등 비자발적 사유가 60.3%라고 분석한다(권혜자, 2012). 고용보험 가입이 되는 일자리는 상대적으로 안정적인 일자리임에도 불구하고 비자발적 사유로 인한 고용보험 상실이 다수인 것을 알 수 있으며, 고용보험에 가입되지 않은 일자리까지 포함할 경우 실제 고령자의 비자발적 실직의 비중은 매우 높을 것으로 예상할 수 있다.

고용보험 실업급여는 실직 시 급여지급을 통해 빈곤을 예방하는 성격을 가진다. 특히 현재 단순히 빈곤을 방지하는 일차적 기능뿐 만 아니라, 실직 시 소득보장을 통해 유동성제약을 완화하여 충분한 구직탐색기간을 가지게 함으로써 더 나은 일자리 이행에 기여한다는 이차적 역할도 중요시되고 있다. 사실상 고령자에게는 실업급여가 더 나은 일자리에 기여하는 이차적 기능까지는 차치하더라도, 고령자는 당장 실직으로 인한 빈곤위험으로부터 보호가 매우 중요하다. 그럼에도 불구하고 현행법은 실업급여 적용대상을 65세 이후 고용되거나 자영업을 개시한 자가 고용보험 피보험 자격을 신규로 취득하지 못하도록 하고 있다.

고용보험은 1995년 도입 당시 60세 이상인 자를 고용보험 가입 및 지급 대상에서 제외하였으며, 2004년 1월부터 65세 미만의 근로자로 연령을 확대하였다. 2006년 1월부터는 65세 이상도 고용안정, 직업능력개발사업(실업급여 제외)을 적용하였으며, 고용보험법 개정안을 통해 2013년 6월 4일부터는 65세 이전 고용보험에 가입되었던 자에 한해 65세 이상도 실업급여를 받을 수 있도록 하였다. 그러나 여전히 65세 이상 고용된 자가 새롭게 고용보험에 가입할 수는 없도록 하고 있다. 이는 65세 이상 고령자가 실직 후 재취업 가능성이 높지 않고, 연금제도를 통한 노후소득보장을 통해 실업에 따른 대체소득이 필요하지 않을 것이라는 판단 때문이나 현재의 후기 고령자의 높은 노동시장 참여율을 고려했을 때 현실과 동떨어진 규정이라고 할 수 있다. 선진국도 노령연금을 지급하는 65세 이상의 자는 고용보험에 가입할 수 없게 함으로서 고용보험 대상자에서 제외하였으나, 최근 일본은 인구고령화로 인해 경제활동인구의 부족 및 고령근로자의 증가로 후생노동성은 65세 이상 고령자가 신규로 고용보험에 가입하는 것을 허용하고 실직 후 신규 일자리를 찾고 있는 고령자에게 2016년부터 최대 50일간 실업수당을 지급하도록 고용보험법을 개정안을 제출하였다(일본경제신문 전자판 2015년 11월 21일자). 이에 우리나라도 [고용보험 및 산업재해보상보험의 보험료징수 등에 관한 법률 일부개정법률안](의안 제1911842호)을 통해 65세 이상 실업급여 적용 제외 제도를 폐지하는 법안을 발의하였다(2014년 9월 25일). 고용노동부는 현재 고용보험에 가입하지 못한 65세 이상 취업자는 173만명으로 추산되며, 근로자 은퇴 시점이 72.1세로 높아진 현실을 감안해 빠르면 2018년, 늦어도 2019년부터는 65세 이상 고령자도 고용보험에 가입할 수 있도록 법률을 개정하겠다는 의지를 밝히고 있는 상황이다(조선일보 2017년 1월 10일자).

공적연금에서도 배제되어 노동시장에 내몰린 65세 이상의 고령자들이 비자발적 실직 시 어떠한 소득보장을 받을 수 없는 현실은, 고령자의 이중적 배제라고 할 수 있다. 고령자의 고용정책은 단

순히 고령자의 소득보장뿐만 아니라 향후 인구고령화로 인한 인구구조의 변화로 경제활동인구 부족문제를 완화할 수 있으며, 고령자의 경제활동을 통해 빈곤을 완화하는 것이 노인부양에 대한 사회적 부담을 완화한다는 점에서(김재호, 2014) 향후 더 중요한 이슈로 부각될 것이다. 이에 증가하는 고령자의 경제활동참여율에 따라 고령자의 고용안전망 마련은 선행되어야 하는 과제라고 할 수 있다. 그러나 다른 한편으로는 고령자의 고용안전망을 강화하는 것은 공적연금에서 고령자 소득보장의 역할을 약화하는 방향으로 왜곡될 수 있다는 점에서, 이에 대한 접근은 조심스러울 측면이 있다. 공적연금을 통한 노후소득보장의 역할을 고령자의 자력갱생으로 해결해야 한다는 왜곡된 결과로 귀결 될 수 있기 때문이다. 그러나 현재 국민연금 수급자가 받는 평균 수령액이 은퇴 전 평균소득의 24% 수준이며, 향후 국민연금 소득대체율을 40%에서 50% 인상, 기초연금 급여수준을 월 30만원으로 인상된다고 하더라도, 사실상 생계를 위한 소득부족의 문제는 여전히 제기될 가능성이 크다. 또한 늘어나는 고령자의 비율을 고려하면 노후소득보장제도만으로 이를 해결하고자 하는 시도에는 국가 재정부담 등 실질적 한계가 존재한다. 이에 노후소득보장 별도의 축으로 고령자 경제활동참여 및 고용안전망 구축에 대한 논의는 진행되어야 한다.

이에 본 연구에서는 한국노동패널 2008년(11차)에서 2016년(19차) 자료를 바탕으로, 고령자의 근로활동참여가 빈곤완화에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 분석한다. 기존 고령자의 경제활동 참여가 빈곤에 미치는 영향을 분석한 선행연구는 고령자 전체를 대상으로 함으로써, 연령을 세분화하여 분석하지 못한 한계를 가진다. 고용보험상 가입가능 상한연령의 기점이 되는 65세를 기준으로 전기고령자(55~64세)와 후기고령자(65~79세)²⁾의 근로활동 여부가 고령자 빈곤에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한다. 즉 실제로 65세 이상의 고령자의 경우 근로-비근로 여부가 충분한 노후소득안전망으로 인해 빈곤과 무관한 사건인지 이는 전기고령자(55-64)와 차이가 있는지를 분석함으로써, 현행법상 고용보험 연령상한규정의 타당성 여부를 검토하고자 한다. 또한 빈곤의 속성은 과거의 빈곤과 상태의존적임에도 불구하고 기존의 연구들은 전기의 빈곤상태를 통제하지 못한 한계를 가진다. 이는 고령자 빈곤을 과대 추정할 수 있는 가능성이 있으며, 이에 본 연구의 분석모형을 정교화하여 전년도 빈곤의 상태의존성과 개인의 이질성을 통제한 다이나믹 프로비트 모형(dynamic probit model)을 사용하여 분석한다.

이를 위해 2장 이론적 논의에서 관련 선행연구를 살펴보고, 3장에서는 변수의 정의 및 분석방법을 설명한다. 4장의 분석결과를 바탕으로 5장에서는 연구의 함의와 제언을 언급할 것이다.

II. 이론적 논의

기존의 고령자의 일자리와 관련된 선행연구는 고령자의 일자리 이행에 관한 연구, 고령자의 일자리 특성에 관한 연구, 고령자의 경제활동이 빈곤완화에 미치는 영향에 관한 연구로 구분할 수

2) 기존 연구에서는 전지노인 후지노인의 기준으로 65세-74세, 75-84세로 구분하나, 본 연구에서는 고용보험 가입여부가 결정되는 65세를 기점으로 이해의 편의상 전기고령기와 후기고령기로 분류하였다.

있다.

통계청 조사에 따르면, 가장 오래 근무한 일자리를 그만 둘 당시 연령은 평균 49.1세로 나타나나 (통계청, 2016년 7월) 실질 은퇴연령은 72.9세로 OECD 34개 회원국 중 가장 늦은 것으로 나타난다 (OECD, 2014). 이는 고령자의 다수가 50세를 전후하여 주된 일자리 은퇴한 이후 노동시장에 재진입하여 약 20년 동안 노동활동을 이어가는 것으로 해석할 수 있다. 이에 중고령기 노동시장 이행은 점진적 은퇴(Gradual Retirement), 단계적 은퇴(Phased Retirement), 부분은퇴(Partial Retirement)등으로 개념화되어 논의된다(최옥금, 2011).

중고령기 일자리 이행에 관한 선행연구는 주된 일자리 은퇴 이후 가교일자리에 진입하나, 재진입 일자리의 질은 기존 일자리의 질 보다 낮은 것으로 분석한다. 최옥금(2011)은 우리나라 중고령자의 노동시장 이탈이 다양한 형태로 나타난다는 점에 초점을 두어, 중고령자의 은퇴과정을 생애주된일자리, 가교일자리로 구분하여 살펴보았다. 국민노후보장패널 1~3차년도(2005년~2009년) 자료를 분석한 결과, 중고령자 남녀모두 시간이 지나면서 생애주된일 자리를 유지하는 비중이 감소하였으며, 가교일자리의 비중은 점차 높아져 중고령자의 경우 ‘점진적 은퇴’ 경향이 나타나고 있음을 확인하였다. 또한 가교일자리의 질이 생애주된일자리에 비해 좋지 않은 것으로 나타났으며, 생애주된 일 자리를 유지하는 사람과 비교할 때 인구사회학적 조건이나 경제학적 조건이 좋지 않은 것으로 나타났다고(최옥금, 2011). 장지연(2007)은 중고령자의 노동이동의 패턴을 노동시장 분절화 이론으로 설명한다. 중고령자의 노동시장은 ‘1차 임금노동시장’, ‘2차 임금노동시장’, ‘자영업 시장’이라는 분절적 삼중구조를 형성하고 있으며³⁾, 집단간 이동이 용이 하지 않은 분절적 구조임을 언급한다. 한국 노동패널 1차~8차 자료(1998~2005년)를 이용하여 인접한 2개 년도의 고령자의 종사상 지위간 이동 비율을 산출 한 결과 임금근로1(1차시장)에서 임금근로2(2차시장)로의 이동은 21.6%로 나타났으며, 임금근로2(2차시장)에서 임금근로1(1차시장)로의 이동은 6.08%로 큰 차이를 보였다. 2차 시장에서 1차 시장으로의 이동경로는 거의 폐쇄되어 있는데 비하여, 1차 시장에서 2차 시장으로의 이동은 무시할 수 없는 규모임이 발견되었다(장지연, 2007). 이는 중고령자의 주된일자리 은퇴 이후 노동시장 재진입 과정에서 일자리 질이 하락하는 것으로 해석 할 수 있다.

선행연구는 고령자 일자리의 질은 낮은 것으로 분석한다. 정성미(2011)의 연구에 따르면 고령취업자는 과거 자영자 중심의 고용구조에서 상용직과 임시직 중심으로 임금근로자화 되어가고 있으나, 상용직과 임시직 일자리의 직종을 세부적으로 살펴보면 단순노무직, 운수업, 사업서비스업의 증가가 두드러졌으며, 특히 단순노무직의 경우 청소 및 경비관련업과 가사, 음식 및 판매관련업 중심의 사업서비스업이 증가한 것으로 나타났다. 이는 익히 알려진 대로 이들은 주로 기간제, 파견용역 등의 비정규직에 다수 분포하고 있는 업종이다(정성미, 2011). 권혜자(2012)는 고용보험 DB를 통해 중고령자의 고용보험 취득과 상실시 직업별 분포를 살펴보았는데, 중고령자들은 신규로 얻는 직업은 연령대와 무관하게 경비 및 청소관련직에 집중되어 있는 것으로 나타났으며, 구체적으로 50대

3) 장지연(2007)은 본 연구에서는 중소기업, 대기업(100인 이상 사업장) 정규직 근로자를 1차 시장이라고 정의하였으며, 소기업(100인 미만 사업장) 정규직 근로자 와 중대기업 비정규 근로자를 2차 시장으로 구분하였다.

후반 고용보험 취득자의 24.9%, 60대 이상 취득자의 44.4%가 경비 및 청소관련직으로 취업한 것으로 나타났다. 고용보험을 상실하는 일자리도 이와 유사한 것으로 나타났는데 이는 중고령자들이 신규로 얻는 일자리가 경비 및 청소직과 같은 저임금이며 동시에 비정규직 등 계약기간이 정해진 일자리가 많기 때문에 이직률이 높은 것으로 해석하였다(권혜자, 2012.) 이로 인해 고용보험 상실 사유는 비자발적 사유가 60.3%로 높게 나타난다. 이는 고령자의 저임금화로 이어지는데 2010년 55~79세 고령 근로자의 53.7%가 저임금근로자⁴⁾이며, 연령을 세분화 하였을 때 55~64세 저임금고용은 44.6%, 65~79세의 저임금고용은 77.8%로 특히 후기고령자에서는 대부분이 저임금 일자리에 종사하는 것으로 나타났다(정성미, 2011).

고령자의 낮은 임금수준에도 불구하고, 고령자의 근로소득은 고령자의 빈곤탈출과 직결되는 것으로 나타난다. 석상훈, 김현수(2012)는 노후보장패널 자료로 이변량 프로빗 모형을 통하여 노인 가구주의 경제활동 참여여부와 은퇴여부가 노인빈곤과 내성성을 가지고 동시에 발생하는 사건인지를 분석하였다. 분석 결과 경제활동참가와 빈곤여부의 결정이 동시에 이루어진다는 가설을 검정하기 위한 카이제곱 검정에서 $X^2=26.900$ 으로 측정되었으며, 두 결정이 동시에 이루어지지 않는다는 가설이 1% 유의수준에서 기각되었다. 즉 노인 가구주의 경제활동참가와 빈곤여부는 동시에 이루어지며, 두 결정은 서로 연관된다(석상훈 & 김현수, 2012). 김재호(2014)도 노후보장패널을 통해 이변량 프로빗 모형으로 분석한 결과, 종사상 지위와 무관하게 생애 주된 일자리에 은퇴한 후 다시 노동시장에 진입하는 경우는 완전 은퇴를 하는 경우보다 빈곤할 가능성이 더 낮은 것으로 나타났다(김재호, 2014).

요약하면 고령자는 주된일자리 은퇴 후 노동시장에 재진입하여 근로활동을 이어가며, 고령자의 일자리는 한시적 일자리, 저임금 등 질이 낮다는 특성을 보이나 그럼에도 불구하고 고령자의 근로소득은 빈곤을 완화하는 주요 소득원인 것으로 해석 할 수 있다.

III. 변수의 정의 및 분석방법

1. 변수의 정의

본 연구에서는 55세~79세 고령자의 근로여부가 빈곤완화에 어떠한 미치는 영향을 살펴보며, 특히 고용보험가입 상한이 되는 65세를 기점으로, 전기고령기(55세~64세)와 후기고령기(65세~79세)를 나누어 분석하고자 한다.

분석자료는 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study)이다. 한국노동패널은 국내유일 노동관련 가구패널조사로 매해 조사를 실시하고 있으며 1998년 1차 조사를 시작하여 19차 조사(2016년)까지 완료되었다. 19차년도(2016년) 기준 원표본유지율은

4) OECD기준으로 사용되는 중위임금 2/3미만을 저임금으로 정의하였다.

68.4%이다.

분석에는 노인으로만 이루어진 가구를 대상으로 한다. 연령이 증가할수록 고령자의 빈곤이 감소하는 것으로 나타나는데, 이 이유를 홍백의(2005)는 경제활동이 가능한 가구원과 동거하는 비중이 증가하기 때문이라고 주장하였다(홍백의, 2005). 최옥금(2007)은 노인빈곤의 영향요인을 분석하는 연구에서 노인 외의 다른 가족구성원이 있을 경우 이들의 경제적 지위에 따라 그 가구에 속한 노인의 빈곤이 결정될 수 있으므로, 노인의 빈곤에 영향을 미치는 요인을 명확하게 분석하기 어렵다는 한계로 가구원이 노인인 경우만으로 한정하여 분석하였다. 이에 본 연구도 이를 참고하여 노인으로만 구성된 가구 즉 노인 부부가구와 노인 독거 가구만을 분석대상으로 한다.

분석기간은 2008년에서 2016년까지이다. 분석기간을 2008년 이후로 설정한 것은 고령자의 소득에 있어 공적이전소득을 포함하기 위함인데, 국민연금 은 첫 연금수급자가 발생한 것이 2008년이며, 도입당시 급여수준은 낮았으나 기초노령연금(현 기초연금) 시행된 연도도 2008년이다. 특히 65세를 기준으로 연령을 구분한 빈곤분석에서 공적이전소득 수급여부가 중요함으로 실질적으로 급여수급이 이루어진 2008년 이후의 소득 값이 들어가야 한다.

선행연구는 생애주된일자리에서의 완전 은퇴와 점진적 은퇴를 구분할 필요가 있음을 주장한다(석상훈 & 김현수, 2012). 즉 동일한 비근로로 분류되더라도 생애주된일자리에서의 점진적 은퇴는 완전은퇴에 비해 빈곤위험이 높을 가능성이 크기 때문이다. 그러나 생애주된일자리와 은퇴의 개념이 명확하지 않아 연구자마다 주관적으로 정의하는 한계를 가지며 또한 해당시점에서 관측된 퇴직자가 노동시장으로부터 완전히 은퇴했는지 아니면 부분적으로 은퇴했는지 알 수 없다(김재호, 2014). 이에 본 연구에서는 55세 이상의 경우 완전은퇴와 점진적 은퇴를 구분하지 않으며, 이를 하나의 비근로 사건으로 분석한다.

고용보험의 실업급여는 실직 중 비자발적 실직의 경우에 한해 실업급여를 지급하므로 명확한 분석을 위해서는 비자발적 실직이 빈곤에 미치는 영향을 분석해야 하나, 고용보험 DB의 실직사유에 따라 노동패널의 실직사유를 구분한 선행연구에 따르면 실직사유가 자발적 사유로 분류되었음에도 불구하고 고용보험 수급했다고 언급하는 경우가 있어 분류의 정확성이 의심되며, 특히 고령자의 경우 낮은 일자리의 질로 인해 비자발적 실직이 빈번하다는 점을 참고하여 실직사유를 별도로 구분하지 않았다. 변수는 근로-비근로로 구분하며 근로를 중심변수로 살펴보는데 이는 처음 조사 당시의 근로 및 비근로 상태의 표본을 모두 포함하기 위함이다.

종속변수는 빈곤이다. 노후빈곤 및 공적연금 빈곤완화효과를 살펴본 선행연구에서는 '소득'변수로 가구 균등화 소득을 산출하여 중위소득이 일정 수준 미만일 때 빈곤으로 정의하는 상대적 빈곤의 개념을 사용한다(석재은, 2010; 이원진, 2011; 장현주, 2013; 지은정, 2005, 2011; 홍백의, 2005). 본 연구에서도 '가구소득'을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 가구 균등화 소득변수를 사용하며, 통계청 노인빈곤율을 산출 기준인 중위소득 50% 미만을 '빈곤'으로 정의한다. 중위소득은 통계청에서 조사되는 각 년도의 중위소득 값을 사용하였다.

기존 선행연구를 참고하여, 노인빈곤에 미치는 영향요인으로는 자산, 거주지역, 성별, 연령, 학력, 혼인상태, 건강상태, 일자리 관련 변수, 과거 직업력 등이다(모지환, Jee, 함철호, & Cheol, 2009; 최

옥금, 2007;홍백의, 2005). 그러나 본 패널분석으로 개인 내에서 변하지 않는 변수 즉 학력, 거주지역, 과거직업력 변수는 포함하지 않으며, 연령, 건강상태, 혼인상태, 배우자의 노동시장 참여여부를 분석에 포함하였다. 혼인상태와 배우자의 노동시장 참여여부는 한 변수로 구성하였는데, 즉 독거가구, 배우자가 있는 경우 배우자가 근로하는 경우와 근로하지 않는 경우 3가지로 구분하였다. 순자산(자산-부채)은 시간의 흐름에 따라 변동가능성이 있어 분석에 포함하고자 하였으나 순자산이 0 이라고 응답한 분석대상이 95% 정도로 공선성으로 인하여 분석되지 않아 제외하였다. 개인의 성별은 변하지 않는 변수이나 모형의 설명력을 높이기 위해 투입하였으며 성별 변수는 해석할 수는 없다.

2. 분석방법

본 연구에서는 고령자의 근로여부가 가구빈곤에 미치는 영향을 확인하는데 있어서, 관찰되지 않는 개인의 이질성(unobserved heterogeneity)과 빈곤의 상태의존성(state dependency)을 통제하기 위하여 다이나믹 프로빗 모형(dynamic probit model)(wooldridge, 2005)을 사용하여 분석을 시행하였다. 이는 고령자의 빈곤에 미칠 수 있는 개인간의 관측, 미관측 이질성과 상태의존성을 통제하지 않을 경우 근로의 빈곤 완화효과가 과대평가되거나 과소평가될 수 있기 때문이다. Wooldridge(2005)는 initial conditions problem(wooldridge, 2010, p.626), 즉 종속변수의 초기 관찰값을 사용하여 개인 간 이질성을 적분하여 제거할(integrate out) 수 있는 간단한 방법을 제안하였다. 구체적으로 Wooldridge(2005)는 개인 간 이질성의 분포를 initial condition과 설명변수들에 대하여 모형을 선형적으로 설정함으로써(specify), 개인 간 이질성을 적분하여 쉽게 제거할 수 있으며 또한 적분식이 random effects probit model로 치환됨에 따라 random effect probit model을 추정할 수 있는 통계 패키지에서 쉽게 사용할 수 있음을 보였다(stata에서는 xtprobit으로 사용 가능).

구체적으로 본 연구에서는 다음의 probit model을 가정한다(수식의 표기는 wooldridge(2005)를 따름).

$$P(y = 1|y_{i,t-1}, \dots, y_{i0}, \dots, z_i, c_i) = \Phi(z_{it}\gamma + \rho y_{i,t-1} + c_i) \quad (1)$$

이 식은 세 가지를 의미한다(wooldridge, 2005, p.41). 첫째, 근로여부를 포함한 동일시점의 설명변수들 z_{it} 와 고정효과인 개인 간 이질성 c_i 에 조건화할 경우, 한 시점의 동태적 영향만이 모델에 나타난다는 것을 의미한다. 둘째, 관찰되지 않는 개인의 이질성이 probit model 안에 포함되어 있음을 의미한다. 셋째, 동일시점의 설명변수 z_{it} 에 조건화할 경우, 다른 시점의 설명변수들은 모델에 나타나지 않는 엄격한 외생성(strictly exogeneity)이 만족됨을 의미한다.

다음으로 개인 간 이질성은 다음의 모델을 따른다고 가정한다.

$$c_i|y_{i0}, z_i \sim Normal(\alpha_0 + \alpha_1 y_{i0} + z_i \alpha_2, \sigma_a^2) \quad (2)$$

여기서 z_i 는 모든 시점의 설명변수 (z_{i1}, \dots, z_{iT})를 나타낸다. (2)를 사용하여 (1)의 c_i 를 적분하여 삭제하면 다음과 같은 probit model로 치환된다(구체적인 도출 과정은 wooldridge(2005)를 참조).

$$\Phi(z_{it} \gamma + \rho y_{i,t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 y_{i0} + z_i \alpha_2) \quad (3)$$

따라서 단순히 (1)에서의 개인 간 이질성을 제외한 설명변수들과 (2)에서의 설명변수들을 사용하여 random effect probit model로 분석하면, (1)에서의 설명변수들의 회귀계수를 일관되게 추정할 수 있다(물론, (1)과 (2)의 모델이 올바르게 설정되었다는(correctly specified) 가정이 필요하다). (3)에서 볼 수 있듯이, 성별과 같은 시불변한(constant) 변수는 모델의 설명력을 높이기 위해서 모델에 포함될 수 있지만, 그 영향이 종속변수에 미치는 영향인지 고정효과에 미치는 영향인지 구분할 수 없기 때문에, 회귀계수를 유의하게 해석하는 것이 불가능하다.

패널 분석 시, 추가적으로 고려해야 할 문제는 개인 간 이질성 c 에 어떤 변수들을 조건화할 것이냐이다. c 에 initial condition과 더불어 모든 시점의 설명변수들을 개별적으로 조건화시킬 수도 있지만, 이는 불균등화 패널(unbalanced panel)인 경우 개인 간 시점의 차이로 인하여 불가능하다. 이 경우, 설명변수들의 조사시점 간 평균값을 사용하여, 개인 간 이질성에 대한 보다 관대한 모델을 설정함으로써 해결할 수 있다. 본 연구에서는 Chamberlain(1980)의 제안에 따라 개인 간 이질성을 다음과 같이 모델화하였다. 이는 설명변수들의 각 시점의 값에 조건화한 Mundlak(1978)의 방법보다 훨씬 완화된 방법이다.

$$c_i|y_{i0}, z_i \sim Normal(\alpha_0 + \alpha_1 y_{i0} + \bar{z}_i \alpha_2, \sigma_a^2) \quad (4)$$

IV. 분석결과

1. 인구학적 특성

<표 1>은 분석모델에 따른 기초통계량이다. 분석대상의 전체 연령으로 살펴보았을 때 빈곤율은 62%인데, 분석대상과는 연령 차이가 있으나 2015년 65세 이상 한국 노인빈곤율 49.6%와 비교할 때 높은 수치이다. 이는 분석대상을 노인 독거가구 및 노인 부부가구로 한정하여 분석했기 때문인 것으로 판단된다. 즉 노인만으로 구성된 가구의 빈곤 상태가 더 심각한 것을 의미한다. 한편 연령을 세분화하여 살펴보면 55~64세인 경우 빈곤율은 44%, 65~79세인 경우 빈곤율은 71%로 후기고령

자의 빈곤이 매우 높은 것으로 나타났다. 이는 연령이 증가할수록 빈곤율이 빠르게 증가한다는 선행연구(석상훈 & 김현수, 2012)와 일치하며 특히 65세 이상의 경우 공적연금수급과 기초연금이 적용되는 연령임에도 불구하고 65세 이상의 높은 빈곤은 노후소득보장제도가 사실상 고령자의 빈곤 완화에 크게 기여하지 못하는 것으로 해석할 수 있다.

근로 비율은 전체표본의 42%가 근로를 하는 것으로 나타났으며, 연령을 세분화하면 55~64세인 경우는 54%, 65~79세인 경우 36%로 나타나 후기고령자의 다수가 노동시장에 참여하고 있다.

혼인상태 및 배우자의 근로여부의 경우에도, 전체 표본의 독거가구는 30%, 배우자가 있는 경우 배우자의 비근로는 39%, 배우자가 있는 경우 배우자의 근로가 30%로, 노인의 배우자가 근로활동을 하는 비율도 상당한 수준인 것으로 나타났다. 특히 연령이 높아질수록 독거노인의 비중이 높아 지는데 이는 배우자 사별로 인한 것으로 해석되며, 배우자는 근로하는 경우보다 비근로의 비중이 높아지는데 이 역시 연령의 증가로 배우자가 노동시장에서 완전은퇴를 하는 것으로 해석할 수 있다. 한편 대상자의 평균연령은 67.9세이며, 여성이 59%인 것으로 나타났다.

<표 1> 기초통계량

	55~79세 평균(표준편차)	55~64세 평균(표준편차)	65~79세 평균(표준편차)
빈곤t (0=비빈곤, 1=빈곤)	0.62	0.44	0.71
비근로여부t (0=근로, 1=비근로)	0.58	0.46	0.64
혼인상태 독거	0.30	0.26	0.32
배우자 있으며 배우자 비근로	0.39	0.35	0.42
배우자 있으며 배우자 근로	0.30	0.39	0.26
건강상태 보통	0.37	0.38	0.37
나쁨	0.33	0.23	0.38
좋음	0.29	0.38	0.25
연령	67.9(6.2)	60.7(2.5)	71.4(4.1)
성별 (0=남성, 1=여성)	0.59	0.61	0.55
조사년도			
2009년	1,173	400	773
2010년	1,772	597	1,175
2011년	1,925	651	1,272
2012년	1,978	661	1,317
2013년	2,043	649	1,394
2014년	2,099	661	1,435
2015년	2,148	670	1,478
2016년	2,244	728	1,516
관찰 수	15,377	5,017	10,360

주: 이분변수와 더미변수의 경우에는 표준편차를 표기하지 않음

2. 근로여부가 빈곤에 미치는 영향

<표 2>는 가구빈곤여부에 대하여 다이나믹 프로빗 모델(dynamic probit model)로 분석한 결과이다. 주의할 점은 initial condition과 mean value, 그리고 개인에게 있어 고정값인 성별의 회귀계수는 개인 간 이질성을 설명하기 때문에, 가구빈곤의 확률에 미치는 영향으로 해석할 수 없다는 점이다. 표 2에서 가구빈곤의 확률에 미치는 영향으로 해석할 수 있는 변수는 비근로여부 t , 혼인상태 t , 건강상태 t , 연령 t , 빈곤 $t-1$ 이다. 본 연구에서의 주요 관심인 비근로여부는 가구빈곤여부에 0.1% 수준에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 이전 시점의 빈곤의 상태의존성(state dependency)의 영향도 0.1% 수준에서 유의하게 나타났다. 나머지 변수들 중 건강상태의 경우, 세 모델 모두에서 건강상태가 보통인 경우보다 좋은 경우에 가구빈곤 확률이 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 혼인상태와 연령의 경우, 세 모델 모두에서 유의한 영향을 나타내지는 않았다.

본 연구에서는 프로빗 모델(probit model)로 추정을 시행하였기 때문에, 회귀계수가 확률에 미치는 영향을 직접적으로 해석하는 것이 어렵다. 따라서 average partial effect 방법을 사용하여, <표 2>에서 추정된 모델을 통해 가구빈곤 확률을 추정하였다.

<표 3>은 <표 2>에서 추정된 모델을 사용하여 주요 변수에 따른 가구빈곤 확률을 추정한 것이다(구체적인 추정모델에 대해서는 Wooldridge(2005, p.52)를 참조). 먼저, t 시점의 근로여부에 따른 빈곤율을 연령으로 구분하여 살펴보면 55-64세의 경우 근로를 하는 경우 빈곤율은 31.0%로 나타났으며, 비근로의 경우 빈곤율은 61.5%로 약 2배 정도 빈곤율이 증가하는 것으로 나타났다. 근로와 비근로 간의 빈곤격차는 30.5%p로 나타났다. 65세-74세의 경우 근로를 하는 경우 빈곤율은 57.7%이며, 비근로의 경우 이보다 높아져 후기고령자의 78.4%가 빈곤상태에 있는 것으로 나타났으며 격차는 20.7%p였다. 즉 연령이 높을수록 근로여부와 무관하게 빈곤율이 높으며, 근로가 빈곤을 완화하는 효과는 줄어들어 여전히 근로가 빈곤을 완화하는 유의미한 변수인 것으로 나타났다.

다음으로는 이전 시점의 빈곤여부의 상태의존성(state dependency)여부를 추가적으로 살펴보았다. 그러나 상태의존성(state dependency)의 영향은 현재의 근로여부에 비하면 크지 않은 것으로 나타났다. 55~64세인 경우 이전 시점의 빈곤여부에 따른 현재 시점의 빈곤확률의 차이는 11.9%, 65~79세인 경우 15.6%인 것으로 나타나, 빈곤의 상태의존성(state dependency)은 65~79세에서 더 큰 것으로 나타났다.

<표 2> 종속변수: 빈곤

설명변수	모델 1 (55~79세)		모델 2 (55~64세)		모델 3 (65~79세)	
	회귀계수	표준편차	회귀계수	표준편차	회귀계수	표준편차
비근로여부t	1.321***	0.122	1.479***	0.191	1.141***	0.168
혼인상태t (Ref: 독거)						
배우자 있으며 배우자가 비근로	-0.025	0.162	-0.276	0.346	0.014	0.194
배우자 있으며 배우자가 근로	0.357*	0.173	0.089	0.351	0.357	0.215
건강상태t (Ref: 보통)						
나쁨	0.037	0.052	0.001	0.092	0.062	0.064
좋음	-0.127**	0.046	-0.149*	0.075	-0.126*	0.060
연령t	0.053*	0.024	0.109**	0.041	0.015	0.028
빈곤t-1	0.609***	0.044	0.556***	0.077	0.799***	0.059
(initial condition)빈곤0	1.442***	0.075	1.259***	0.119	1.360***	0.090
(mean)비근로여부t	-0.615***	0.177	-0.559*	0.268	-0.446*	0.226
(mean)혼인상태t (Ref: 독거)						
배우자 있으며 배우자가 비근로	-0.690***	0.187	-0.533	0.375	-0.619**	0.220
배우자 있으며 배우자가 근로	-0.508*	0.202	-0.352	0.373	-0.298	0.254
(mean)건강상태t (Ref: 보통)						
나쁨	0.300**	0.111	0.428*	0.181	0.265*	0.129
좋음	-0.546***	0.110	-0.610** *	0.155	-0.421**	0.137
(mean)연령	-0.004	0.027	-0.096*	0.048	0.038	0.031
성별 (Ref: 남성)	0.120*	0.059	0.043	0.089	0.141*	0.068
상수항	-3.799***	0.436	-1.182	1.064	-4.509***	0.642
$\hat{\sigma}_a$	1.045		1.005	0.071	0.963	0.057
Log-likelihood value	-5,806		-2,204		-3,668	
관찰 수	15,377		5,017		10,360	

주: *p-value<0.05; **p-value<0.01; ***p-value<0.001, 조사년도 더미변수는 생략하였음

<표 3> 빈곤에 대한 추정확률

	55~79세	55~64세	65~79세
근로t	0.482	0.310	0.577
비근로t	0.728	0.615	0.784
차이	-0.246	-0.305	-0.207
	55~79세	55~64세	65~79세
비빈곤t-1	0.556	0.389	0.607
빈곤t	0.675	0.508	0.763
차이	-0.119	-0.119	-0.156

V. 함의 및 제언

본 연구는 한국노동패널 2008년(11차)~2016년(19차)자료를 이용하여 만 55세~79세의 고령자 대상으로 이들이 근로여부가 빈곤에 미치는 영향을 살펴보았으며, 구체적으로 65세 이상 고령자의 근로여부가 빈곤에 미치는 영향이 55세~64세의 고령자와 차이가 있는지를 실증적으로 분석하였다. 이를 통해 현행법상 64세 이전까지만 고용보험 신규가입을 할 수 있도록 하는 연령제한의 타당성을 실증적으로 분석하고자 하였다.

분석결과 전기고령자와 후기고령자 집단에서 근로여부는 빈곤을 완화하는 유의미한 변수인 것으로 나타났다. 즉 근로상태 대비 비근로 상태의 경우 빈곤이 심화되는 것으로 나타났다. 구체적으로 각 연령별로 근로는 30.5%p, 20.7%p 빈곤을 낮추는 것으로 나타났으며, 후기고령자의 빈곤완화 효과가 전기고령자 대비 더 약하나 후기고령기에도 근로여부가 빈곤 매우 큰 폭으로 낮추는 변수인 것으로 나타났다. 한편 근로참여의 빈곤완화 효과가 전기고령자 대비 후기고령자가 낮게 나타난 것은, 후기고령자들의 일자리의 질이 낮은 것으로 해석할 수 있다. 앞서 언급한 정성미(2011)의 연구에서 고령자의 저임금고용 비중은 55~64세에서 저임금고용은 44.6%, 65~79세의 저임금고용은 77.8%로(정성미, 2011), 후기고령자의 경우 대부분이 저임금 일자리에 종사하고 있으며 낮은 일자리의 질로 인해 근로의 빈곤완화효과가 약한 것으로 해석할 수 있다.

한편 근로-비근로 여부와 무관하게 전기고령자 대비 후기고령자의 빈곤율의 더 높은 것으로 나타났다. 65세 이상 연령의 경우 공적연금과 기초연금이 모두 적용이 되는 연령임에도 불구하고 근로여부와 무관하게 65세 이상의 빈곤율이 높게 나타난 것은 현재의 노후소득보장체계가 충분한 소득을 보장하지 못하는 것으로 해석할 수 있다. 요약하면 65세 이상의 고령자에게 적용되는 노후소득보장제도는 고령자의 소득보장의 기능을 하지 못하며, 이에 다수의 후기고령자는 근로를 통해 소득을 보전하나 낮은 일자리의 질로 인해 빈곤완화의 효과는 전기고령자 보다는 낮은 것으로 해석할 수 있다.

이러한 결과를 바탕으로 한 제도의 개선방향은 다음과 같다. 우선적으로 후기 고령자의 경우에도 근로-비근로의 여부가 빈곤과 밀접하다는 점에서, 실업 시 소득보장은 필요하다. 즉 현행법상 64세까지의 가입가능 연령의 제한의 수정이 필요하며, 이후의 연령에서도 신규로 고용보험에 가입할 수 있도록 해야 할 것이다. 일본은 2016년 기준 65세 이상 인구는 26.7%로 전체인구의 1/4를 차지하는 상황에서 65세 이상 고령자가 신규로 고용보험에 가입하는 것을 허용하고 실직 후 신규 일자리를 찾고 있는 고령자에게 2016년부터 최대 50일간 실업수당을 지급하는 내용의 고용보험법 개정안을 제출하였다(일본경제신문 전자판 2015년 11월 21일자). 우리나라도 2016년 기준 65세 이상 고령인구비율은 전체인구의 13.2%로 나타났으며, 세계에서 가장 빠른 속도로 고령화가 진행되어 2050년에는 35.9%로 급상승할 것으로 전망된다. 변화하는 인구구조에 맞게 고령자를 포함하는 고용안전망이 구축되어야 할 것이다.

다만 제도 개선 이후에도 중요한 것은 고용보험이 실질적으로 적용될 수 있도록 해야한다는 점이다. 특히 영세사업장을 중심으로 보험료 부담 외에 소득원이 노출되어 소득세와 부가가치세를 부담해야 하는 경우 보험료 가입 의무 불이행을 할 가능성이 높게 나타났다(이병희, 2015) 즉 법적 적용대상임에도 불구하고 가입하는 않은 실질적 사각지대 문제가 발생할 가능성이 높다. 특히 고령근로자의 다수가 저임금근로자 임을 감안하면, 사업자가 영세사업자일 경우가 대부분일 것으로 판단되며 이에 제도의 실질적 사각지대 해소를 위해서는 보험료 감면에 대한 방안도 고민해야 할 것이다⁵⁾.

한편 본 연구에서는 실업급여 수급이 빈곤을 완화하는 실질적 기능을 살펴보지 못했다는 한계를 가진다. 실업급여 수급의 빈곤완화효과를 구체적으로 파악하기 위하여, 근로상태에서의 소득, 실직 후 실업급여 수급 전 소득, 실업급여 수급 후 소득 3가지 값이 존재해야 하나, 1년 단위로 조사되는 노동패널의 자료의 한계상, 실업급여 수급 전 과 후의 소득값을 명확히 구분해 내기 어려운 한계를 가진다. 이에 근로-비근로 여부가 고령자 빈곤에 미치는 영향은 살펴보았으나, 실업급여 수급의 효과를 살펴보지 못한 것은 연구의 한계로 남기며 후속 연구의 과제로 남긴다.

한편 앞서 서론에서 언급한 바와 같이, 고령자 빈곤완화 및 소득보장은 공적연금 및 사회수당적 성격을 가진 기초연금 등 노후소득보장제도를 통해 우선적으로 해결되어야 할 문제이며, 본 연구의 결과가 자칫 후기 고령자의 소득까지도 개인의 노동시장 참여를 통해 해결하는 것이 바람직하다는 결론을 이야기하고자 함이 아니라는 점을 다시 언급한다. 다만 인구고령화가 빠른 속도로 진행되고 있고 국민연금기금 고갈의 문제, 젊은 세대의 노인 부양부담의 문제를 고려할 때 향후 연

5) 강성태(2011) 취약계층 고령자에 대한 ‘사회보험료 감면 제도의 도입’을 주장한다. 1명의 근로자를 고용함으로써 사업주가 추가적으로 지는 사회보험료 부담은 상당한데 고용보험료는 임금의 1.15%에 불과하지만, 이로 인해 산재보험, 국민연금, 건강보험 등 다른 사회보험료 까지 모두 납부해야 하기 때문에, 100인 미만 사업장의 경우 전체 사회보험료 총액이 임금의 약 17.7%나 된다(강성태, 2011). 소규모사업장의 저임금근로자에게 고용보험과 국민연금 보험료를 지원하는 두루누리 사업의 경우에도 65세 이상 고령자의 경우 국민연금 보험료 납부는 적용되지 않으며 가장 많은 비중을 차지하는 건강보험료를 부담하는 경우 사업자에게 큰 부담으로 작용할 수 있다. 이에 보험료 감면등 실질적 인센티브가 될 수 있도록 지원할 필요가 있다.

금제도가 성숙하고 기타 소득보장제도의 급여가 일부 인상된다고 하더라도, 사실상 고령자의 높은 빈곤의 문제는 여전히 대두될 가능성이 크며, 이로 인해 고령자의 경제활동참여의 영역은 노후소득보장과는 별개의 축으로 고민되어야 하는 과제라는 사실을 밝힌다.

참고문헌

- 강성태(2011). 「고령자 고용법제의 현황과 개선 방안」. 동아법학(52), 845-870.
- 국회예산정책처(2012). 「고령자 일자리 현황과 정책과제」. 국회예산정책처
- 권혜자(2012). 「최근 중고령 노동시장의 변화와 특징」. 노동리뷰, 17-28.
- 김재호(2014). 「중고령자 경제활동상태가 빈곤결정에 미치는 효과」 보건 복지 Issue& Focus, 제 243호(2014-22)
- 남상호, 권순현(2008). 「우리나라 중고령자 가구의 자산분포 현황과 빈곤분석: 국민노후보장패널(KReIS) 자료를 중심으로」. 보건사회연구, 28(2), 3-32.
- 모지환, 함철호(2009). 「노인빈곤 영향요인에 관한 다층분석」. 사회연구, 2(2), 175-194.
- 석상훈, 김현수(2012). 「노인빈곤의 실태와 결정요인 분석- 생애 근로이력과의 연관성을 중심으로」. 재정학연구, 5(3), 99-124.
- 석재은(2010). 「이중차이모델에 의한 공적연금제도의 영향 분석」. 사회보장연구, 26(3), 73-98.
- 손병돈(2009). 「노인 소득의 불평등 추이와 불평등 요인분해」. 한국노년학, 29, 1445-1461.
- 이병희(2015). 「사회보험료 지원정책의 효과 분석 고용보험을 중심으로」. 노동정책연구 2015년 제15권 제4호, 61-81.
- 이원진(2011). 「개인화 (individualization) 인가 계층화 (stratification) 인가? 생애사건과 사회계층이 빈곤진입에 미치는 영향」. 한국사회학, 45(5), 25-60.
- 장지연(2007). 「중,고령자 노동시장의 구조와 노동이동」. 민주사회와 정책연구, 11(0), 62-87.
- 장현주(2013). 「공적연금제도의 노후빈곤 완화효과」. 한국사회와 행정연구, 23(4), 265-286.
- 정성미(2011). 「고령자 노동시장의 구조변화」. 노동리뷰, 70-91.
- 지은정(2005). 「영국의 노후소득보장체제-기초소득보장과 기초연금을 중심으로」. 보건복지포럼, 통권(101).
- _____ (2011). 「선진자본주의국가 공적연금의 노인 빈곤완화효과: 이중차분접근」. 사회복지연구, 42(4), 263-293.
- 최옥금(2007). 「노인 빈곤에 영향을 미치는 요인에 대한 연구: 패널자료를 활용한 분석」. 한국사회복지학, 59(1), 5-25.
- _____ (2011). 「우리나라 중,고령자의 은퇴 과정에 관한 연구: 생애주된일자리와 가교일자리를 중심으로」. 한국노년학, 31(1), 15-31.
- 통계청(2016). 「2016 고령자 통계」. 통계청 보도자료.
- _____ (2016). 「2016년 5월 경제활동인구조사 청년층 및 고령층 부가조사 결과」. 통계청 보도자료.
- 홍백의(2005). 「우리나라 노인 빈곤의 원인에 관한 연구」. 한국사회복지학, 57(4), 275-290.
- Chamberlain, G(1980). "Analysis of Covariance with Qualitative Data, the Review of Economic Studies", Vol. 47, No. 1IJ f. *Econometrics Issue*, 1.

Mundlak, Y(1978). "On the pooling of time series and cross section data". *Econometrica: journal of the Econometric Society*; 69-85.

Wooldridge, J. M(2005). "Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity". *Journal of applied econometrics*, 20(1), 39-54.

Wooldridge, J. M(2010). "Econometric analysis of cross section and panel data". *MIT press*.

2015년 11월21일 일본경제신문 전자판 「雇用保険、65歳以上も新規加入可能に 転職しやすく」
한글노동연구원 해외노동동향, 2017년 9월 10월 검색

(<https://www.kli.re.kr/kli/selectBbsNttView.do?bbsNo=8&key=42&nttNo=127410>)

부록. lagged dependent variable의 통제와 관련하여

- 여기서는 분석방법과 관련된 복잡한 내용들을 다루지 않고, 핵심적인 개념들만을 직관적으로 다룸으로써 청중들의 일반적인 이해를 높이고자 함 (패널자료를 가정함)
 - pooled OLS와 pooled probit analysis에서 설명변수들의 회귀계수를 consistent하게 추정하기 위한 조건은, contemporaneous exogeneity임
 - contemporaneous exogeneity: t시점의 설명변수와 t시점의 오차항과 mean-independent함
 - 그러나 linear model과 nonlinear model에서 unobserved heterogeneity를 통제하기 위한 분석방법들은 strict exogeneity 조건을 요구함
 - strict exogeneity: t시점의 설명변수가 모든 시점의 오차항과 mean-independent함
 - 따라서 unobserved heterogeneity를 통제하는 것이 그렇지 않은 것보다 무조건 robust한 분석방법이 아님
 - 즉, pooled OLS와 linear fixed effect model 중 어느 것이 회귀계수를 더 정확하게 추정하는지는 결코 쉽게 판단할 수 없음
 - 오히려 충분한 변수들을 포함하여 unobserved heterogeneity가 proxy된다고 가정하고, contemporaneous exogeneity 가정만 사용하여 pooled OLS 또는 pooled probit analysis를 수행하는 것이 더 나을 수 있음 (이것이 매우 중요하지만, 다시 언급하지는 않음)
- strict exogeneity는 분석적으로는 feedback effect 문제로만 치환됨
 - feedback effect: t시점의 종속변수가 이후 시점의 설명변수들에 영향을 미침
 - strict exogeneity 중에서, t시점의 오차항이 이전 시점의 설명변수들과 correlated되는 것은 분석적으로 거의 문제가 되지 않는데, 그 이유는 이 문제가 존재하여도 t시점의 모델에 이전 시점의 설명변수들을 포함함으로써 쉽게 해결할 수 있기 때문임
- 그런데 빈곤 연구에서 이전 시점의 poverty를 통제하는 이유는, 이전 시점의 poverty가 설명변수들과 correlation을 가질 수 있기 때문임 (state dependency 자체가 관심이 아니라면)
 - 이는 바로 feedback effect를 의미함
 - 그러나 본 연구에서 사용한 분석방법은 설명변수들이 strict exogeneity하다는 가정에 의존함
 - 따라서 만약 feedback effect가 존재한다면, 본 연구의 분석결과는 주요 회귀계수의 영향을 consistent하게 추정할 수 없음
 - 만약 feedback effect의 존재여부를 검증하여 그것이 없을 수도 있겠지만, 이론적으로 빈곤이 관련 설명변수들에 영향을 미치지 않는다고 보기는 어려움
 - “strict exogeneity generally rules out feedback from unexpected movements in the outcome variable to future values of explanatory variables. As the explanatory variables are often choice variables of an economic agent, strict exogeneity is sometimes

untenable.”(wooldridge, 2001, p.245)

- 문제는 nonlinear model에서 feedback effect를 unobserved heterogeneity와 함께 통제하는 것은 상당히 어려움
 - 즉, 본 연구에서 사용한 분석방법과는 달리 우리가 계량경제학을 매우 심도 있게 공부하지 않는 이상 활용하기 어려움
 - 그렇다고 해서, 본 연구의 결과가 큰 문제를 가졌다고 보기는 어려움
 - 왜냐하면, feedback effect는 단순히 없다고 가정할 수 없는 것이며, 언제나 존재하고 있는 문제이기 때문
 - 오히려 lagged dependent variable을 모델에 포함하면, feedback effect의 영향을 크게 줄일 수 있음
 - 그 이유는 t시점의 오차항이 t시점의 종속변수에 영향을 미치고, t시점의 종속변수가 이후 시점의 설명변수에 영향을 미침으로써, t시점의 오차항과 이후 시점의 설명변수가 correlation을 가지게 되고, 이로 인하여 strict exogeneity 가정이 깨어지는 것인데, 오차항의 규모가 적어진다면 그만큼 feedback effect도 적어질 것이기 때문임
 - 그런데 lagged dependent variable의 통제는 오차항을 가장 크게 줄이는 변수임
- 결론
 - 본 연구의 분석방법은 strict exogeneity를 가정하고 있지만, 사실 feedback effect 존재로 인하여, strict exogeneity 할 수 없음
 - 그러나 lagged dependent variable을 통제하는 것이, 단순히 omitted variable problem을 해결할 뿐만 아니라 feedback effect를 크게 줄임으로써, 통제하지 않는 것보다 훨씬 나은 결과를 산출함
 - 따라서 빈곤 또는 state dependence를 가지는 변수를 분석하는 경우, 본 연구에서 사용한 분석방법을 사용하는 것이 훨씬 robust한 분석방법이라고 할 수 있음