

# 건강과 노동참여 : 패널연립방정식 모형을 활용한 실증분석

고 영 우\*1)

본 연구는 건강이 노동공급에 미치는 영향을 추정하기 위한 실증분석을 수행하였다. 이를 위해 한국노동연구원에서 조사·제공하는 『한국노동패널조사』 1~18차년도 (학술대회용) 자료를 활용하였다. 노동공급에 있어서 건강변수가 가질 수 있는 내생성을 고려하고자 실증분석 모형으로는 패널자료 연립방정식 모형을 설정하였으며, 임의효과 프로빗 추정과 임의효과 순서프로빗 추정을 활용한 2단계 추정법을 사용하였다. 추정결과에 따르면, 건강의 내생성은 여성보다 남성의 경우에 더 명시적으로 고려될 필요가 있는 것으로 나타났으며, 중·고령층에서는 정당화 가설 (justification hypothesis)에 의한 내생성이 중요하게 부각됨을 확인할 수 있었다.

## 1. 서론

건강은 종종 개인의 노동공급 결정에 있어서 중요한 요인으로 여겨진다. 여기에는 두 가지 이유가 있다. 하나는 건강이 근로자 및 고용주가 모두 가치를 두는 인적자본의 한 형태이기 때문이며 (Becker, 1964; Grossman, 1972), 다른 하나는 일과 여가 사이의 선호가 건강적 요인의 충격으로 인해 변할 가능성이 있기 때문이다. 이러한 이유로 노동공급, 특히 경제활동참여 및 은퇴 결정에 건강이 미치는 영향에 대한 논의는 최근 다양하고 광범위하게 이루어지고 있다. 하지만 기존의 많은 선행연구들에서 건강변수는 노동공급에 대해 내생변수일 것이라는 지적이 있었으며, 이를 해결하기 위한 다양한 실증분석을 수행하였다. 본 연구는 건강과 노동참여 사이의 관계를 실증분석함에 있어서 다양한 선행연구들이 지적한 건강변수의 내생성을 교정하고자 실증분석 모형 및 방법을 설정하고자 한다. 건강과 노동참여 사이의 역인과 관계 및 동시성을 고려하고자 연립방정식 모형을 설정하고, 개인의 관찰되지 않는 이질성이 두 변수에 공통적인 상관을 가짐으로써 야기되는 내생성을 보정하고자 패널자료분석 방법론을 적용하려 한다. 또한, 비록 각각을 추정할 수는 없지만, 건강이 노동공급에 가질 수 있는 내생성을 관찰되지 않는 실제 내생성(unobservable real endogeneity) 과 정당화 내생성(justification endogeneity)<sup>1)</sup>으로 구분하여 내생성의 경로에 대한 논

\* 한국노동연구원 책임연구원

1) 정당화 내생성에 대해서는 이후에 보다 자세히 하기로 한다.

의를 간접적으로나마 언급하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 건강이 노동공급에 미친 영향을 분석한 선행연구와 건강변수의 내생성에 대해 논의한 다양한 선행연구들을 살펴보고자 한다. III장에서는 실증분석 모형 및 방법론을 소개하고, 분석결과를 제시한다. 마지막으로 IV장에서 본 연구의 결과를 정리한다.

## II. 선행연구

### 1. 건강이 노동공급에 미치는 영향에 대한 논의

한국과 달리, 외국에서는 건강상태가 노동공급, 즉 경제활동참여에 미치는 영향에 대한 실증적 연구들이 미국과 유럽, 호주를 중심으로 활발하게 진행되어 왔다. Dwyer and Mitchell(1999)은 1991년 미국 HRS(Health and Retirement Study) 자료를 이용하여 51~61세 중·고령자들의 건강상태가 예상 은퇴연령에 미치는 영향을 분석하였다. 주관적 건강상태, 일의 제한(work limitation) 여부, 건강상태 지표, ADL/IADL/기능적 제한, 개별질환 등의 건강변수를 사용하여 5개의 모형을 각각 추정한 결과, 5가지 건강변수 중 통계적으로 예상 은퇴연령을 낮추는 변수는 일의 제한, 건강상태 지표, ADL/IADL/기능적 제한에 대한 더미변수인 것으로 나타났다. 건강변수의 내생성을 고려하기 위해, 부모의 사망여부 및 건강상태, 응답자의 체질량지수(BMI), 입원일수, 나이, 자녀수 등을 도구변수로 사용하여 분석을 수행하였으나, 도구변수의 적정성에 대한 논의도 없이 건강변수의 내생성을 발견하지 못한 것으로 보고하고 있다.

Mete and Schultz(2002)는 대만 서베이 자료(Survey of Health and Living Status of the Middle Aged and Elderly)의 3개년(1989년, 1993년, 1996년) 자료를 사용하여 60세 이상 고령인구의 건강상태가 노동참여 여부에 미치는 영향을 프로빗 모형으로 추정하였으며, 부모의 60세 이전 사망여부, 부모의 교육수준, 대만 혹은 중국 본토 출생여부, 12세에 농촌/도시 거주여부, 출생지의 1인당 평균 채소소비량과 평균 돼지고기 소비량 등 비교적 다양한 변수들을 도구변수로 활용하였다. 추정결과, 그들은 내생성을 통제하지 않았을 때보다 통제된 경우에 건강이 노동공급에 미치는 효과가 약 2배 정도 증가하였음을 보였다.

Kalwij and Vermeulen(2005, 2007)은 2004년 SHARE(Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) 자료를 이용하여 11개 유럽국가 50~64세 중·고령자의 건강상태가 노동시장 참여여부에 미치는 영향을 프로빗 분석하였다. 이들은 내생성의 원인을 주관적 건강상태와 노동시장에 공통적으로 영향을 줄 수 있는 건강의 다른 측면들이 누락되어 있기 때문이라고 판단하고, 건강을 측정하는 다양한 변수들을 포함시키면 내생성을 통제할 수 있다고 주장하였다. 이러한 이유로 그들은 비교적 객관적인 건강지표 5개(심각한 질병, 가벼운 질병, ADL, 악력지수, 비만여부)만을 포함하여 분석을 수행하였다. 또한, 건강변수에 주관적 건강상태와 정신건강 변수를 포함하여 총 7개 변수를 사용한 분석도 추가로 실시하였다. 분석결과에 따르면, 국가마다 차이는 있긴 하지만 주관

적 건강상태가 노동시장 참여에 미치는 영향이 가장 크고 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 그들의 연구에는 몇 가지 한계점을 내포하고 있다. 공적이전소득, 가구소득 등 가구 관련 변수들을 통제하지 못했다는 것이 하나이고, 다른 하나는 주관적 건강상태뿐만 아니라 다양한 건강지표들을 모두 포함시켜 누락변수에 의해 초래되는 내생성 문제를 해결하려고 하였다 는 점이다.

Cai and Kalb(2006, 2007)은 호주의 HILDA(Household, Income, and Labor Dynamics in Australia) 자료를 활용하여 건강상태가 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하였다. 분석은 성별로 각각 15~49세 청·장년층과 50세 이상의 중·고령층을 구분하여 수행되었다. 또한, 그들은 건강 지표의 내생성 문제를 해결하기 위해 연립방정식(simultaneous equation) 모형을 설정하고 2단계 최소자승법(2SLS)을 활용하여 추정하였다. 분석 결과, 그들은 건강수준이 좋으면 노동시장 참여율이 증가하고, 여성의 경우 노동시장 참여가 건강상태를 개선시키는 역인과 관계가 있음을 보였다.

Zucchelli et al.(2007)의 연구 역시 호주의 HILDA 자료를 활용하였다. 그들은 5개년(2001~2005년) 동안의 패널자료를 구축하여 50세 이상 중·고령자 1,270명의 건강상태가 은퇴에 미치는 영향을 분석하였다. 분석모형으로는 이산형 위험모형(discrete-time hazard model)을 사용하였으며, 건강상태의 변화를 측정함에 있어서 점진적인 변화(주관적 건강상태, 활동제한) 변수와 급진적인 변화(전년 대비 건강상태 변화, 지난해 부상/질병 발병 여부) 변수로 구분하였다. 뿐만 아니라, 동시성 편 의(simultaneity bias)를 통제하기 위해 과거(1년 전)의 설명변수들을 사용하였으며, 내생성을 통제 하기 위해서는 신체적 제약(physical limitation)이라는 객관적 건강지표로 주관적 건강 변수를 추정 하는 방법을 활용하였다. 분석결과에 따르면, 점진적인 건강변화보다는 급진적 건강쇼크 발생이 은 퇴확률을 높이는 것으로 추정되었다.

Cai(2010)는 HILDA 자료를 패널 형태로 구축하여 관찰되지 않은 이질성을 통제하기 위한 패널 자료 분석방법을 사용하였다. 또한, 건강변수의 내생성을 실제 내생성과 주관적 건강상태 보고에 따른 정당화 내생성으로 구분하여, 정당화 가설이 성립하는지를 검정하였다. 분석결과에 따르면, 성별에 상관없이 건강이 경제활동 참여에 미치는 영향은 통계적으로 유의한 양(+ )의 값을 갖는 것으로 추정된 반면, 건강과 경제활동 참여 사이의 역인과 관계에 대해서는 남성의 건강에 음(-)의 영향을, 여성의 건강에는 경제활동이 양(+ )의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이것은 정당화 가 설이 남성의 경우 지지되지 않는 것처럼 보일 수도 있지만, 두 추정식 사이의 상관계수를 추정함 으로서 수행한 외생성 검정에서는 남녀 모두 건강변수가 내생적이라는 결론을 도출하였다.

Romeu-Gordo(2011)는 HRS 자료를 사용하여 기능 상태를 나타내는 건강지표(ADL, IADL)가 노 동시장 참여여부와 근로시간에 미치는 영향을 프로빗 추정법과 최소자승 추정법을 통해 추정하였 다. 건강변수의 내생성을 통제하기 위해 과거 만성질환 병력 여부와 체질량지수(BMI)를 도구변수 로 사용하였다. 추정결과, 건강상태가 나쁠수록 노동시장 참여율이 저조한 것으로 추정되었는데, 도구변수를 사용하여 내생성을 교정하면 그 효과가 2배 이상으로 증가하는 것으로 나타났다. 이러 한 이유로 그는 건강변수의 내생성이 하향편의(downsize bias)를 초래한다고 주장하였다. 그러나 그가 도구변수로 사용한 만성질환은 발병시점 이후 지속적으로 건강상태에 영향을 미칠 수 있기

때문에, 도구변수로서 적합하지 않을 것으로 사료된다.

앞서 언급했다시피, 건강상태가 경제활동 참여에 미치는 영향에 대한 한국의 연구는 많지 않은 실정이다. 고령자 노동시장을 연구할 때, 건강수준을 통제변수로 활용하는 정도에 그치는 것이 대부분이었다. 중·고령자의 건강을 주요 변수로 하여 노동시장과 연결시킨 대표적인 연구는 이승렬·조수기(2008)의 연구이다. 이들은 노동패널 3개년(2003~2005년) 자료를 이용하여 중·고령자(50~69세)의 건강상태가 노동시장(주당 노동시간, 은퇴결정)에 미치는 영향을 패널토빗과 패널프로빗 분석을 활용하여 추정하였다. 건강변수로는 주관적 건강상태, 활동제한 여부, 감각기관 장애, 육체적 제약 등을 사용하였고, 분석 결과 건강상태 악화가 노동시간을 줄이는 것으로 나타났다. 하지만 그들의 연구는 건강변수의 내생성 문제를 제대로 통제하지 못했다는 한계가 존재한다.

원종학 외(2008)에서는 연금제도의 변화(소득대체율을 60%에서 40%로 인하)가 고령자의 경제활동참가율에 미치는 영향을 분석하였다. 고령화연구패널 2006년 자료를 사용하였으며, 55~65세 고령층 남성(1,416명)의 노동공급함수 및 노동시장 참여확률을 추정하였다. 건강변수로는 IADL 변수를 활용하였는데, IADL 지수가 1 증가할 때 노동참여율이 7.8~8.0%p 감소하는 것으로 추정되었다. 이는 공적연금이나 자산보다도 노동시장참여율에 미치는 영향이 훨씬 크다는 큰 것을 의미한다. 그러나 그들의 연구는 공적연금제도의 변화에 초점이 맞추어져 있었기 때문에, 건강변수는 하나의 통제변수에 불과하였으며, 이러한 이유로 건강의 내생성을 교정한 분석은 추가로 이루어지지 않았다.

손종철(2009)은 고령화연구패널 1차(2006년) 자료를 이용하여 중·고령자의 은퇴결정 요인을 분석하였다. 노후 소득 및 자산액이 일정 수준 이상인 경우, 주관적 건강상태가 좋지 않을수록 은퇴시기가 앞당겨지는 것으로 추정되었다.

홍백의·김혜연(2010)은 고령화연구패널 1차년도(2006년) 자료를 사용하여 중·고령자의 고용형태별 퇴직 유형과 결정요인을 분석하였다. 45세 이상 퇴직 남성(1,147명)을 분석대상으로 하여, 퇴직유형을 결정하는 요인을 다항로짓(multinomial logit) 방법을 활용하여 분석하였다. 건강상태 변수로는 주관적 건강상태, ADL, IADL 등이 활용되었다. 분석결과에 따르면, 건강상태가 퇴직유형에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

우혜경·조영태(2013) 역시 중·고령자의 건강상태 변화가 노동시장에 미치는 영향에 대한 연구를 수행하였는데, 고령화연구패널 1차 및 2차(2006, 2008년) 자료를 사용하여 건강상태 변화가 고용상태, 특히 조기은퇴에 미치는 영향을 추정하였다. 건강변수로는 주관적 건강상태, 장애, 만성질환 수, 활동제한 여부, 우울증 여부 등이 사용되었다. 그들은 건강지표의 악화가 조기은퇴와 밀접한 연관이 있다는 결론을 도출하였다.

## 2. 건강의 내생성에 대한 논의

앞서 살펴본 바와 같이, 건강상태가 경제활동참여에 미치는 영향을 분석한 연구는 다양하게 존재한다. 그리고 이러한 연구들이 지속적으로 주목하고 해결하고자 한 것이 바로 건강변수에 대한 내생성 문제이다. 비록 건강상태가 부분적으로 출생 시점에 미리 결정되기는 하지만, 건강상태는 아마도 개인의 생애에 걸친 노동시장 행태와 관련하여 외생적이지 않을 것이다. 다른 형태의 인적 자본과 마찬가지로, 사람들은 건강자본의 감가상각을 줄이거나 개선하기 위해 건강에 투자를 한다. 이러한 투자는 운동을 하는 시간과 건강관리를 위한 지출 등의 자원을 필요로하기 때문에, 사람들은 건강에 대한 투자수준을 노동공급 및 다른 소비들과 함께 선택하게 된다. 따라서 이러한 측면에서 건강은 내생적이다(Grossman, 1972). 게다가, 노동시장 활동은 개인의 건강에 대해 직접적으로 영향을 미칠지도 모른다. 예를 들어, 근로자들의 일에 대한 지루함(권태) 또는 경제활동 비참여자들이 노동시장에서 일반적으로 활동을 하지 못하는 것 등이 건강의 악화로 이어질지도 모른다는 것이다(Sickles and Taubman, 1986; Stern, 1989). 다시 말해서, 고용압박과 근로압박 등과 관련된 스트레스가 건강의 악화로 이어지는 것이 가능하다는 것이며, 어떤 일자리는 건강에 해로운 나쁜 근로조건을 가질 수도 있다는 것을 의미한다. 이러한 주장들은 경제활동상태도 건강에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 이러한 이유로, 만약 건강을 노동공급모형에서 외생변수로 간주하면, 건강상태에 대한 현재 경제활동상태의 잠재적 역인과 관계는 건강의 영향에 대한 동시성 편의를 야기할 수 있다.

만약 우리가 건강상태를 정확하게 측정할 수 있다면, 앞서 논의한 건강의 내생성은 해결될 수 있다. 그러나 개인의 건강상태를 정확하게 측정하는 것이 어렵기 때문에, 대부분의 실증자료에서는 주관적 건강상태의 측정치만을 활용할 수 있다. 비록 주관적 건강상태 변수가 사망률 등의 직접적인 건강상태에 대한 강하고 독립적인 예측변수라는 것을 증명한 많은 선행연구들이 존재함에도 불구하고(Okun et al., 1984; Connelly et al., 1989; McCallum et al., 1994; Idler and Kasl, 1995; Lundberg and Manderbacka, 1996), 노동공급모형에서 주관적 건강상태 변수의 사용에 대한 우려는 여전히 남아있다. 경제활동 비참여자들이 그들의 상태를 정당화하기 위해 건강상태를 나쁘게 보고할 가능성에서 기인하는 내생성이 그것이다(Anderson and Burkhauser, 1984, 1985; Stern 1989; Bound, 1991; Dwyer and Mitchell, 1999; Kreider, 1999). 이러한 정당화의 결과로 말미암아, 주관적 건강상태가 노동공급모형에 사용될 때, 건강이 내생변수가 되기 때문에 경제활동 참여에 대한 효과가 과대추정 될 수 있다. 이렇듯 건강에 대한 내생성은 정당화 내생성과 같은 주관적 건강상태 변수와 관련된 내생성과 (관찰할 수 없는) 실제 건강상태와 관련된 내생성으로 구분된다.

정당화 내생성과 실제 내생성 모두 건강상태와 경제활동상태 사이의 동시성에서 기인한다. 그러나 건강의 내생성을 야기하는 다른 원천이 존재할 수도 있는데, 이는 관찰되지 않은 이질성에서 기인할 것이다. 예를 들어, 개인의 선호와 같이 관찰되지 않는 요소들은 건강상태와 경제활동상태에 모두 영향을 미칠 가능성이 있다. 이러한 이유로 효율적인 추정결과를 얻기 위해서는 건강상태 방정식과 경제활동참여 방정식 사이의 상관관계를 고려할 필요가 있다. 결과적으로 건강 변수의

외생성 여부를 제대로 검증하기 위해서는 건강이 경제활동 참여에 미친 영향에 대한 추정계수는 물론이거니와, 건강상태 방정식과 경제활동상태 방정식 사이의 상관관계를 모두 추정할 필요가 있다(Cai, 2010).

주관적 건강상태 변수와 관련된 정당화 내생성을 고려하기 위해서, 몇몇 연구자들은 후속 사망률(subsequent mortality) 또는 주관적 건강상태를 대리할 수 있는 특정 건강조건 등과 같이 더 객관적으로 측정된 건강변수를 사용하곤 했다(Parsons, 1982; Anderson and Burkhauser, 1984, 1985; Bound, 1991; Bound et al., 1999; Dwyer and Mitchell, 1999; Campolieti, 2002). 그러나 실제 그러한 변수가 자료에 포함되어 있어도, 건강상태에 대한 객관적인 측정치 역시 내생성 문제에서 자유로울 수는 없다(Bound, 1991). 도구변수 접근법은 주관적 건강상태 변수의 내생성 문제를 스스로 해결하지 못한다(Bound, 1991; Kreider, 1999).

정당화 가설의 기각 여부에 대한 실증분석의 결과들은 아직까지 기존 문헌들에서 확정적이지 않다. 후속 사망률(subsequent mortality)과 같이 건강상태의 객관적인 측정치를 사용한 연구들은 그 이전의 주관적 건강상태를 사용한 결과보다 건강의 효과가 더 작은 경향이 있는 것으로 나타났다(Parsons, 1982; Anderson and Burkhauser, 1984, 1985). 이러한 실증분석의 결과를 바탕으로 그들은 정당화 내생성이 존재함을 주장한 반면, Bound(1991)는 건강상태의 객관적인 측정변수, 예컨대 후속 사망률 또는 기타 건강지표들이 노동공급에 영향을 주는 건강상태와 완벽하게 연동되어 있지 않다는 측면에서 여전히 추정오차는 존재하고, 이러한 추정오차에 기인해서 보다 작은 효과가 추정되었음을 보였다. 연립방정식 모형을 활용한 Stern(1989) 및 Cai and Kalb(2006) 등의 연구에서도 정당화 가설을 지지하는 강한 증거를 찾지 못했다.

이외에도 주관적 건강상태 변수의 편의에 대한 다양한 연구들이 존재한다. Bazzoli(1985)는 주관적 건강상태의 중요성이 조기퇴직의 연구들에서 과장되었을지도 모른다는 것을 보인 반면, Boaz and Muller(1990)는 조기 퇴직자들은 그들의 퇴직을 정당화하기 위해서 본인의 건강상태를 과장하지 않는다는 것을 발견하였다. Kreider(1999)는 근로자들의 주관적 건강상태를 벤치마킹함으로써, 경제활동 비참여자들이 그들의 건강 문제를 과장한다는 것을 발견하였다. 그러나 이에 대해서는 근로자들이 자신의 건강에 대해 편의가 없는 보고를 한다는 가정에 대해 의구심을 제기한 연구들도 있다(Myers, 1982; Stern, 1989). 예를 들어, 만약 주관적 측정이 여가의 선호체계에 영향을 준다면, 근로자들은 일하는 것을 즐기기 때문에, 그들의 건강 문제를 경시할지도 모른다는 것이다(Dwyer and Mitchell, 1999; Benitez-Silva et al., 2004).

건강의 내생성의 원천에 대한 복잡함과 건강상태에 대한 완벽한 측정치의 부재 때문에, 정당화 내생성으로부터 야기되는 건강효과의 편의를 직접적으로 추정할 수는 없다. 하지만 다음 장에서 제시할 본 연구의 추정방법을 통해서 완벽하지는 않지만 주관적 건강상태와 관련된 정당화 가설에 대한 간접적 추론이 가능할 것으로 기대한다.

### III. 실증분석

#### 1. 분석 모형

주관적 건강상태와 경제활동참여 사이의 관계를 규명하고 건강변수의 외생성을 검정하기 위해, 본 연구는 연립방정식 모형을 설정한다. 이러한 분석모형은 Stern(1989)에 의해 제시된 바 있으며, 본 연구에서는 관찰되지 않는 이질성을 보다 잘 통제하기 위해 이를 패널자료 모형으로 확장한다 (Cai, 2010). 모든 개인에 대한 건강상태의 결정요인에 대한 방정식은 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$h_t^{**} = \gamma_1 l_t^* + x_{h,t} \beta_h + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

여기서  $h_t^{**}$ 는  $t$ 기에서의 잠재적 실제 건강상태를 의미하고, 이는 경제활동참여에 대한 잠재적 변수인  $l_t^*$  및 외생적 설명변수  $x_{h,t}$ 에 의존한다.  $\varepsilon_{1,t}$ 는 오차항을 의미하는데, 패널자료의 장점을 반영하기 위해 시간불변요인( $\mu_1$ )과 시간의존요인( $\nu_{1,t}$ )으로 구성된다고 가정한다.

다음으로, 경제활동참여 방정식은 다음과 같이 설정된다.

$$l_t^* = \gamma_2 h_t^{**} + x_{L,t} \varphi_L + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

경제활동참여에 대한 잠재적 변수인  $l_t^*$ 는 실제 건강상태인  $h_t^{**}$ 과 외생적 설명변수  $x_{L,t}$ 에 의해 결정된다.  $\varepsilon_{2,t}$ 는 마찬가지로 시간불변요인( $\mu_2$ )과 시간의존요인( $\nu_{2,t}$ )으로 구성되는 오차항을 의미한다. 외생적 설명변수 집합  $x_{h,t}$ 와  $x_{L,t}$ 는 일부 동일한 변수로 구성된다.

실제 건강상태는 관찰되지 않기 때문에, 관찰된 주관적 건강상태를 활용한 아래와 같은 방정식을 고려해야 한다.

$$h_t^* = h_t^{**} + \alpha l_t^{*+} \varepsilon_{3,t} \quad (3)$$

여기서  $h_t^*$ 는 주관적 건강상태에 대한 잠재적 측정치를 의미하며, 이는 실제 건강상태  $h_t^{**}$ 와 경제활동참여에 대한 잠재변수인  $l_t^*$ 의 함수로 구성된다.  $h_t^*$ 가  $l_t^*$ 의 함수라고 가정하는 것은 주관적 건강상태 변수의 내생성을 식별하기 위함이다. 예컨대, 식(3)에서  $\alpha$ 가 양수의 값을 가진다면, 이는 경제활동에 참여하고 있는 사람들이 자신의 건강상태를 과장하고 경제활동에 참여하지 않는 사람들은 자신의 건강상태를 약하게 보고한다는 것을 의미한다.<sup>2)</sup>

---

2) Cai(2010)는 이를 정당화 내생성(justification endogeneity)이라 명명하였다.

식(3)을 적절히 활용하면, 식(1)과 식(2)를 다음과 같이 변형할 수 있다.

$$h_t^* = \theta_1 l_t^* + x_{h,t} \beta_h + \varepsilon_{h,t} \quad (4)$$

$$l_t^* = \theta_2 h_t^* + x_{L,t} \beta_L + \varepsilon_{L,t} \quad (5)$$

식(4)에서  $\theta_1 = \gamma_1 + \alpha$ 이며, 오차항  $\varepsilon_{h,t}$ 는 시간불변요인  $\mu_h (= \mu_1 + \mu_3)$ 와 시간의존요인  $\nu_{h,t} (= \nu_{1,t} + \nu_{3,t})$ 로 구성된다. 마찬가지로, 식(5)에서도  $\theta_2 = \frac{\gamma_2}{1 + \gamma_2 \alpha}$ 이고,  $\beta_L = \frac{\varphi_L}{1 + \gamma_2 \alpha}$ 이며, 오차항  $\varepsilon_{L,t}$ 는 시간불변요인  $\mu_L (= \frac{\mu_2 - \gamma_2 \mu_3}{1 + \gamma_2 \alpha})$ 과 시간의존요인  $\nu_{L,t} (= \frac{\nu_{2,t} - \gamma_2 \nu_{3,t}}{1 + \gamma_2 \alpha})$ 로 구성된다. 이로부터,  $\mu_h$ 와  $\mu_L$ 은  $\mu_3$ 을 통해서,  $\nu_{h,t}$ 와  $\nu_{L,t}$ 도  $\nu_{3,t}$ 를 통해서 상관관계가 있을 수밖에 없음을 확인할 수 있다. 뿐만 아니라, 식(4)에서  $\theta_1$ 만이 추정되기 때문에  $\gamma_1$ 과  $\alpha$ 가 구분되어 식별되지 않는다는 것을 발견할 수 있다. 이는 동시성 편의를 야기하는 두 가지 내생성(실제 내생성과 정당화 내생성)이 구분되지 않음을 의미한다. 그러나  $\theta_1$ 의 부호가 두 가지 내생성 중 어떤 것이 지배적인지에 대한 유용한 정보를 제공한다. 예컨대, 정당화 내생성이  $\alpha$ 의 부호를 양(+)으로 예측할 경우,  $\theta_1$ 이 음(-)의 값으로 추정되었다는 것은 반드시  $\gamma_1$ 은 음(-)의 값이라는 것을 의미한다. 이로부터 실제 건강의 내생성은 음(-)의 방향으로 발생하며, 그 크기가 정당화 내생성의 영향력보다 크다는 것을 유추할 수 있다. 반대로  $\theta_1$ 이 양(+)의 값으로 추정되면, 두 가지 해석이 가능하다. 하나는 실제 내생성이 양(+)의 방향으로 발생한다( $\gamma_1 > 0$ )는 것이고, 다른 하나는 실제 건강의 내생성이 음(-)의 방향으로 발생하지만, 정당화 내생성의 영향력보다 작다는 해석이다. 이상의 논의를 바탕으로, 정당화 내생성이 존재한다고 가정하면,  $\theta_1$ 이 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값으로 추정될 것이라 기대할 수 있다.

잠재변수를 종속변수로 사용하여 연립방정식 모형을 추정하고자 하는 본 연구에서는 오차항의 시간불변요인에 대한 임의효과 가정을 필요로 한다(Hsiao, 2003).<sup>3)</sup>  $\varepsilon_{h,t}$ 와  $\varepsilon_{L,t}$  사이의 공분산은 다음과 같이 설정된다.

$$\text{cov}(\varepsilon_{i,s}, \varepsilon_{j,t}) = \begin{cases} \delta_{i(\mu)} + \delta_{i(\nu)} & \text{if } i = j \text{ and } s = t \\ \delta_{i(\mu)} & \text{if } i = j \text{ and } s \neq t \\ \delta_{hL(\mu)} + \delta_{hL(\nu)} & \text{if } i \neq j \text{ and } s = t \\ \delta_{hL(\mu)} & \text{if } i \neq j \text{ and } s \neq t \end{cases} \quad \text{for } \begin{cases} i, j = h, L \\ s, t = 1, \dots, T \end{cases} \quad (6)$$

여기서  $\delta_{i(\mu)}$ 와  $\delta_{i(\nu)}$ 는 주어진 두 방정식에서 각각 시간불변요인과 시간의존요인의 분산을 의미한다.  $\delta_{hL(\mu)}$ 는 두 방정식의 시간불변요인들 사이의 공분산을 의미하고,  $\delta_{hL(\nu)}$ 는 두 방정식의 시간

3) 이 가정의 위배는 추정치의 편의를 야기하며, 그 편의의 방향은 공변량들이 얼마나 관찰되지 않은 개별 효과와 연관되어 있는지에 기인한다. 따라서 추정결과를 해석함에 있어서 주의가 필요하다.



의존요인들 사이의 공분산을 의미한다.

본 분석모형의 근간을 이루는 잠재적 종속변수는 관찰되는 변수와의 연계가 필요하다. 본 분석의 자료에는 5단계로 보고한 주관적 건강상태 변수와 실업을 포함한 경제활동 참여와 그 이외의 경제활동 비참여로 구분된 이산변수가 포함되어 있다. 관찰된 변수들의 값은 다음과 같이 정의된다.

$$h_t = \begin{cases} 4 \text{ (= 아주 건강하다)} & \text{if } m_3 < h_t^* < m_4 = +\infty \\ 3 \text{ (= 건강한 편이다)} & \text{if } m_2 < h_t^* \leq m_3 \\ 2 \text{ (= 보통이다)} & \text{if } m_1 < h_t^* \leq m_2 \\ 1 \text{ (= 건강하지 않은 편이다)} & \text{if } m_0 < h_t^* \leq m_1 \\ 0 \text{ (= 건강이 아주 안좋다)} & \text{if } -\infty = m_{-1} < h_t^* \leq m_0 \end{cases} \quad (7)$$

$$l_t = \begin{cases} 1 \text{ (= 경제활동참여)} & \text{if } l_t^* > 0 \\ 0 \text{ (= 경제활동비참여)} & \text{if } l_t^* \leq 0 \end{cases} \quad (8)$$

식(7)에서  $(m_0, m_1, m_2, m_3)$ 는 추정되어야 하는 관찰되지 않은 임계치들을 의미한다. 이상의 논의를 통해 식(4), 식(5), 식(7), 식(8)이 연립방정식 모형으로 최종 구성되며, 추정되는 모수들은  $(\theta_1, \theta_2, \beta_h, \beta_L)$ 과 임계치  $(m_0, m_1, m_2, m_3)$ , 그리고 식(6)에 제시된 분산-공분산 모수들이다.

식(4)와 식(5)를 다음과 같이 축약형 방정식으로 변형할 수 있다.

$$h_t^* = \frac{1}{1 - \theta_1 \theta_2} [x_{h,t} \beta_h + x_{L,t} \beta_L \theta_1 + \varepsilon_{h,t} + \theta_1 \varepsilon_{L,t}] = x_t \pi_h + \varepsilon_{h,t}^* \quad (9)$$

$$l_t^* = \frac{1}{1 - \theta_1 \theta_2} [x_{h,t} \beta_h \theta_2 + x_{L,t} \beta_L + \theta_2 \varepsilon_{h,t} + \varepsilon_{L,t}] = x_t \pi_L + \varepsilon_{L,t}^* \quad (10)$$

여기서  $x_t$ 는  $x_{h,t}$ 와  $x_{L,t}$ 에 포함되어 있는 모든 외생변수의 집합을 의미하며,  $\pi_h$ 와  $\pi_L$ 은 축약형 방정식의 계수이다.

본 연구에서는 2단계 추정법을 활용하여 추정치를 구하고자 한다.<sup>4)</sup> 첫 번째 단계에서 식(9)와 식(10)을 활용하여 임의효과 순서프로빗 모형 및 임의효과 프로빗 모형을 추정한다.  $\pi_h$ 와  $\pi_L$ 의 일치 추정치를 각각  $\hat{\pi}_h$ 과  $\hat{\pi}_L$ 로 표기하면, 다음과 같이 잠재적 건강상태와 잠재적 경제활동참여에 대한 예측치를 구할 수 있다.

4) 연립방정식 체계를 추정하는 것에는 두 가지 방법이 활용된다. 하나는 본 분석에서 활용한 불완전정보 최우추정법인 2단계 추정법이고, 다른 하나는 완전정보 최우추정법(FIML)이다. 두 방법 모두 일치추정치를 제공하지만, FIML 추정치가 보다 효율적인 것으로 알려져 있다. 게다가, FIML 추정법은 식(6)에 제시된 분산-공분산 모수에 대한 모든 추정치를 제공함으로써, 건강변수의 외생성 여부를 보다 엄밀하게 검증할 수 있다는 장점이 있다.

$$\widehat{h}_t^* = x_t \widehat{\pi}_h \quad (11)$$

$$\widehat{l}_t^* = x_t \widehat{\pi}_L \quad (12)$$

두 번째 단계에서는 식(4)와 식(5)의 우항에 포함되어 있는 잠재변수  $h_t^*$ ,  $l_t^*$ 를 위에서 구한 예측치  $\widehat{h}_t^*$ ,  $\widehat{l}_t^*$ 로 대체하여 임의효과 순서프로빗 모형 및 임의효과 프로빗 모형을 추정한다. 두 번째 단계에서의 추정치의 표준오차는  $\widehat{\pi}_h$ 과  $\widehat{\pi}_L$ 이 첫 번째 단계에서 추정되었다는 사실을 반영하기 위해 조정되어야 한다(Amemiya, 1979; Stern, 1989).

2단계 추정법이 구조방정식의 모수에 대한 일치추정치를 제공함에도 불구하고, 두 방정식 사이의 상관관계를 완벽하게 고려하지는 않기 때문에 효율적인 추정치를 제공하지는 못한다. 게다가, 두 방정식의 오차항에 대한 분산-공분산 행렬의 모든 모수를 추정하지 못하기 때문에, 건강상태 변수에 대한 외생성 검정을 엄밀하게 진행할 수 없는 한계를 지닌다. 따라서 추정결과를 해석함에 있어서 주의를 기울일 필요가 있다.

## 2. 분석 자료 및 변수

본 연구에서는 개인의 주관적 건강상태와 경제활동참여 사이의 관계를 분석하기 위해 한국노동연구원의 『한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)』 자료를 사용하고자 한다. KLIPS는, 개인의 노동시장 행위와 가구의 경제적 상황을 반복적으로 조사하여 그 변화과정을 추적하고 연구하기 위해, 한국노동연구원이 1998년부터 전국 5,000가구 및 그 구성원들을 표본으로 하여 매년 조사를 실시한 패널자료로서, 현재 18차년도(2015년) 자료까지 (학술대회용 버전) 구축되어 있다. 본 연구에서는 통합표본을 조사하기 시작한 12차년도(2009년)부터 18차년도 자료까지 총 7개년의 자료를 활용하여 패널자료를 구축하였으며, 20세 이상 개인의 주관적 건강상태 변수와 경제활동 참여여부에 대한 변수를 추정식의 종속변수 및 내생적 설명변수로 설정하였다. 그리고 외생적인 설명변수로는 연령, 출생지, 혼인여부, 학력 등 개인의 인구통계학적 변수들과 취업기간, 산업 및 직업 특성 등 일자리 경력 관련 변수들, 그리고 비근로소득, 거주지, 자녀수 등의 가구 관련 변수들, 마지막으로 흡연여부, 음주여부, 활동제약여부, 운동여부 등 건강생활 관련 변수들을 사용하였다. 보다 자세한 변수들의 설명은 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 변수의 정의 및 설명

변수명	변수 설명
<b>종속변수/내생변수</b>	
주관적 건강상태	주관적인 현재의 건강상태, 아주 건강하면 4, 건강한 편이면 3, 보통이면 2, 건강하지 않은 편이면 1, 건강이 아주 안 좋으면 0
경제활동 참여여부	경제활동에 참여(실업 포함)하고 있으면 1, 아니면 0
<b>설명변수 - 비배제변수</b>	
연령(세)	만나이
혼인여부	기혼이며 배우자가 있으면 1, 아니면 0
출생지	개인의 출생지: 4개 집단(서울/광역시/도/기타)으로 구분
학력	최종학력: 5개 집단(중졸이하/고졸/전문대졸/대졸/대학원졸이상)으로 구분
중·고령자여부	만나이가 50세 이상이면 1, 아니면 0
취업년수	취업자로서의 경력년수
산업	현재 또는 직전 일자리의 산업분류: 6개 집단(농림어업/광공업/건설업/전기·운수·통신·금융업/도소매·음식숙박업/사업·개인·공공·기타서비스업)으로 구분
직업	현재 또는 직전 일자리의 직업분류: 5개 집단(관리자·전문가/사무직/서비스·판매직/농림어업숙련직/생산직)으로 구분
비근로소득	가구원 1인당 비근로소득: 가구의 금융소득, 부동산소득, 이전소득의 합을 가구원수의 제곱근으로 나눈 금액
거주지	현재 거주지: 3개 집단(서울/광역시/도)으로 구분
비운동여부	운동을 전혀 또는 거의 하지 않으면 1, 아니면 0
흡연여부	현재 흡연을 하거나 과거 흡연한 경험이 있으면 1, 아니면 0
과다음주여부	주2회 이상 음주를 하고 있으면 1, 아니면 0
<b>설명변수 - 배제변수</b>	
6세미만 자녀수	만6세 미만인 자녀의 수
6~14세 자녀수	만6세 이상 만14세 이하인 자녀의 수
활동제약여부	배우기·기억하기·집중하기·웃이기·목욕하기·쇼핑하기·병원가기 등의 활동을 하는데 어려움을 느끼면 1, 아니면 0

<표 2> 변수들의 기초통계량

		남성			여성		
		전체	20~49세	50세 이상	전체	20~49세	50세 이상
주관적 건강상태		2.52	2.73	2.25	2.39	2.67	2.03
경제활동참여		0.86	0.95	0.75	0.67	0.73	0.60
연령(세)		48.59	37.78	61.93	48.11	36.87	61.89
혼인여부		0.76	0.67	0.88	0.69	0.71	0.67
출생지	서울	0.13	0.18	0.07	0.12	0.18	0.05
	광역시	0.16	0.22	0.09	0.15	0.21	0.08
	도	0.70	0.60	0.82	0.72	0.61	0.84
	기타	0.01	0.00	0.02	0.01	0.01	0.02
학력	중졸이하	0.23	0.05	0.45	0.35	0.06	0.70
	고졸	0.38	0.40	0.37	0.34	0.43	0.24
	전문대졸	0.12	0.19	0.04	0.13	0.21	0.02
	대졸	0.22	0.31	0.12	0.16	0.26	0.04
	대학원졸이상	0.04	0.05	0.03	0.02	0.03	0.01
중·고령자여부		0.45	-	-	0.45	-	-
취업년수(년)		21.47	12.06	33.07	14.89	9.19	21.88
산업	농림어업	0.08	0.02	0.15	0.10	0.01	0.20
	광공업	0.22	0.26	0.15	0.14	0.15	0.13
	건설업	0.12	0.11	0.14	0.02	0.02	0.02
	전기/운수/통신/금융	0.12	0.11	0.12	0.06	0.08	0.03
	도소매/음식숙박	0.17	0.19	0.14	0.28	0.26	0.31
	사업/개인/공공/기타	0.17	0.19	0.14	0.28	0.26	0.31
직업	관리/전문가	0.21	0.27	0.13	0.21	0.33	0.06
	사무직	0.13	0.17	0.07	0.16	0.25	0.05
	서비스/판매	0.14	0.15	0.13	0.30	0.26	0.36
	농림어업숙련직	0.08	0.02	0.15	0.09	0.01	0.18
	생산직	0.45	0.39	0.52	0.24	0.15	0.36
비근로소득(만원)		342.40	234.47	475.54	317.78	247.79	403.58
거주지	서울	0.19	0.19	0.19	0.19	0.20	0.18
	광역시	0.27	0.27	0.27	0.27	0.27	0.26
	도	0.54	0.54	0.54	0.54	0.53	0.56
비운동여부		0.70	0.71	0.68	0.77	0.78	0.75
흡연여부		0.66	0.65	0.66	0.02	0.01	0.03
과다음주여부		0.46	0.48	0.43	0.08	0.10	0.06
6세미만 자녀수(명)		0.19	0.34	0.00	0.16	0.29	0.00
6~14세 자녀수(명)		0.31	0.52	0.04	0.28	0.50	0.01
활동제약여부		0.04	0.01	0.07	0.05	0.01	0.10

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 1~18차 (학술대회용) 자료.

<표 2>는 위에 제시한 변수들의 기초통계량을 집단별로 보여주고 있다. 주관적 건강상태는 성별에 상관없이 2 이상인 것으로 나타나는데, 이는 자신의 주관적 건강상태를 평균적으로 보통 이상이라 생각하고 있음을 의미한다. 성별로는 남성보다는 여성이 상대적으로 건강상태가 좋지 못하다는 응답을 하는 것으로 나타났는데, 이는 경제활동참여율이 여성이 남성에 비해 현저히 낮은 것과 연관이 있을 수 있다. 다시 말해서, 앞서 언급했던 정당화 내생성 가설이 성립할 가능성이 있음을

유추해 볼 수 있다. 출생지와 거주지를 비교하면 전반적으로 서울 및 광역시에서 출생한 비중보다 거주하는 비중이 더 높은 것으로 나타났으며, 이는 50세 이상의 중·고령층에서 특히 차이가 많이 나는 것으로 확인되었다. 최종학력의 구성을 살펴보면, 연령계층간 차이가 뚜렷하다는 것을 쉽게 발견할 수 있다. 50세 이상 중·고령층에서는 고졸이하 학력이 대부분을 차지하는 반면, 20~49세 연령계층에서는 절반 이상이 고졸이상의 학력인 것으로 나타났다. 남성의 취업년수는 평균 약 21.5년인 반면, 여성은 평균 14.9년으로 상당히 큰 차이가 있음을 확인할 수 있다. 특히, 50세 이상 중·고령층에서는 남성(33.1년)과 여성(21.9년) 사이의 차이가 훨씬 크게 나타나는데, 이는 한국 여성노동시장에서 경력단절이 심각하기 때문인 것으로 사료된다. 평소 운동의 전혀 안하거나 거의 하지 않는 사람들이 남녀 모두 70%를 상회하는 것으로 나타났다. 아울러, 흡연 및 음주를 하는 사람들의 비중은 남성이 여성에 비해 월등히 높다는 것을 확인할 수 있다. 마지막으로, 평소 생활에서 집중력, 또는 실내 및 야외활동을 함께 있어서 불편을 느끼는 사람들은 전체 표본에서 10%미만으로 아주 미미한 것으로 나타났다.

### 3. 분석 결과

본 절에서는 앞서 설명을 통해 구축한 자료 및 변수들을 활용하여 주관적 건강상태와 경제활동 참여 사이의 관계를 규명하고자 한다. 앞서 언급했다시피, 주관적 건강상태와 경제활동참여 사이의 동시성 편의를 교정하고자 연립방정식 모형을 설정하고, 이를 패널자료에 적용하여 임의효과 프로빗 분석과 임의효과 순서프로빗 분석을 활용한 2단계 추정법을 사용하여 추정치를 도출하였다. <표 3>은 이상의 내용을 바탕으로 남성과 여성을 구분하여 추정한 결과를 제시하고 있다. 추정결과에 따르면, 남성과 여성 사이에는 상당한 차이가 있음을 쉽게 확인할 수 있다. 남성과 여성 모두 건강상태가 경제활동참여에 양(+)의 효과를 나타내는 것으로 나타났다. 즉, 건강상태가 좋을수록 경제활동에 참여할 확률이 높아진다는 것을 의미한다. 다만, 그 영향력의 크기는 여성보다 남성이 다소 높은 것으로 추정되었다. 다음으로는 본 연구의 주된 관심사항인 주관적 건강상태가 경제활동참여에 대해 역인과 관계에 의한 내생적 요인이 있는지를 살펴보기로 한다. 연립방정식의 형태로 추정된 주관적 건강상태 결정식에서 경제활동 참여여부 변수는 남성의 경우에만 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이미 앞서서도 언급한 바 있듯이, 이는 주관적 건강상태와 경제활동참여 사이에 정(+)의 상관성이 있을 수 있다는 정당화 가설이 실제 존재하더라도, 이를 제외한 측정할 수 없는 실제 내생적 요인의 크기가 더 크게 부(-)의 방향으로 작동하고 있음을 의미한다. 따라서 남성의 경우에는 확실하게 건강상태가 경제활동참여에 미치는 영향을 분석함에 있어서 건강변수의 내생성을 반드시 교정할 필요가 있음을 유추할 수 있다. 반대로, 여성의 경우에는 경제활동참여가 건강상태에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 이로부터 여성의 경우에는 건강변수의 내생성이 유의하지 않다고 주장할 수도 있겠으나, 정당화 내생성이 존재한다면 실제 내생성이 이를 상쇄한 결과일 수도 있기 때문에 해석에 주의할 필요가 있다.

<표 3> 연립방정식 모형 추정결과 (남성 Vs. 여성)

		남성 전체		여성 전체	
		경제활동 참여식	주관적 건강상태식	경제활동 참여식	주관적 건강상태식
주관적 건강상태		0.999***		0.856***	
경제활동참여(1=참여)			-0.121***		0.012
연령(세)		-0.073***	-0.053***	-0.040***	-0.029***
혼인여부(1=혼인/유배우자)		0.915***	0.387***	-0.546***	0.270***
출생지 (기준=서울)	광역시	0.112	-0.066	0.016	-0.044
	도	0.209**	0.009	0.359***	-0.057
	기타	-0.819***	0.02	0.286	0.069
학력 (기준=중졸이하)	고졸	-0.325***	0.306***	-0.1	0.368***
	전문대졸	0.191	0.438***	-0.103	0.524***
	대졸	-0.004	0.525***	0.147	0.553***
	대학원졸이상	0.327	0.730***	0.429**	0.558***
중·고령자여부(1=50세 이상)		0.052	0	0.142**	-0.028
취업년수(년)		0.040***	0.014***	0.048***	0.001
산업 (기준=농림어업)	광공업	-1.029***	-0.003	-0.756***	0.176*
	건설업	-0.847***	-0.2	-0.421*	0.179
	전기/운수/통신/금융	-0.658**	0.03	-0.395**	0.241**
	도소매/음식숙박	-1.196***	-0.115	-0.458***	0.092
	사업/개인/공공/기타	-0.902***	0.013	-0.056	0.139
직업 (기준=관리/전문가)	사무직	-0.149*	0.001	-0.198***	-0.039
	서비스/판매	0.008	-0.053	0.352***	-0.162***
	농림어업숙련직	0.493*	-0.011	0.556***	-0.229**
	생산직	0.400***	-0.027	0.467***	-0.237***
비근로소득(로그 2010년 만원)		-0.100***	-0.012**	-0.057***	-0.001
거주지 (기준=서울)	광역시	0.128	0.169***	-0.079	0.185***
	도	0.327***	0.129***	-0.031	0.153***
비운동여부(1=비운동)		0.316***	-0.140***	0.454***	-0.080***
흡연여부(1=흡연 유경험)		0.120***	-0.037*	0.198	-0.295***
과다음주여부(1=주2회 이상 음주)		0.276***	0.142***	0.382***	0.039
6세미만 자녀수(명)		0.153		-0.492	
6~14세 자녀수(명)		0.768***		0.24	
혼인여부×6세미만자녀수		0.212		-0.416	
혼인여부×6~14세자녀수		-0.373*		-0.387**	
활동제약여부(1=어려움을 느낌)			-1.559***		-1.223***
연도 (기준=2009년)	2010년	-0.027	-0.082***	-0.018	0.015
	2011년	0.087	-0.133***	-0.061	-0.016
	2012년	0.094*	-0.073***	-0.092**	0.028
	2013년	0.096*	-0.103***	-0.152***	0.023
	2014년	0.162***	-0.134***	-0.181***	0.005
	2015년	0.02	-0.139***	-0.344***	0.087***
상수항		6.068***		3.356***	
임계치1( $m_0$ )			-5.649***		-4.462***
임계치2( $m_1$ )			-4.038***		-2.583***
임계치3( $m_2$ )			-2.438***		-0.909***
임계치4( $m_3$ )			0.3		1.828***
공분산( $\delta_i(\mu)$ )		3.019***	0.599***	3.666***	0.619***
로그우도값		-7,882	-33,577	-12,925	-30,271
표본집단(개인)수		6,952		6,078	
총 표본수		37,521		33,286	

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정치가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 1~18차 (학술대회용) 자료.

기존의 많은 연구들이 건강이 경제활동참여에 미치는 영향을 분석함에 있어서 중·고령층에 초점을 맞추었다. 비교적 건강상태가 안정적인 젊은 시절에는 건강이 경제활동을 함에 있어서 중요한 요인이 되지 않을 가능성이 높은 반면, 중·고령자에게는 경제활동을 영위하는데 있어서 건강이 중요한 역할을 하는 바, 자신의 건강상태를 과장함으로써 경제활동에 참여하려 하는 등의 내생적 요인에 더 많이 노출되어 있다. 따라서 두 변수 사이의 관계를 분석함에 있어서도 중·고령층을 대상으로 할 때 구조가 바뀔 수 있는지를 살펴볼 필요가 있다. 이에 본 연구에서도 남성과 여성을 각각 20~49세 연령계층과 50세 이상 중·고령층으로 구분하여 동일한 분석을 수행하였다. <표 4>와 <표 5>는 이렇게 연령계층별로 분석한 결과를 보여주고 있다.

<표 4>에 제시된 바와 같이, 남성의 경우에는 연령계층별로 경제활동 참여식과 주관적 건강상태식의 구조가 상당히 상이하다. 특히, 건강변수의 내생성을 경제활동참여 변수의 추정계수를 통해 살펴보면, 20~49세 연령층에서는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는 반면, 50세 이상 중·고령층에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이는 두 연령계층 사이에 건강변수에 대한 상당히 다른 구조를 가지고 있음을 의미한다. 50세 이상 중·고령층의 결과로부터, 건강변수의 내생성이 양(+)의 방향을 발생하고 있음을 확인할 수 있다. 이는 건강과 노동공급 사이의 정(+)의 관계를 가정하는 정당화 내생성의 방향과 일치한다. 다시 말해서, 중·고령층에서는 경제활동을 영위하는데 있어서 건강이 중요해지기 때문에, 본인의 경제활동상태에 따라 건강상태를 과대 또는 과소 보고하게 되는 경향이 더 뚜렷해진다는 것이다. 이러한 이유로 20~49세 연령층의 추정 결과와는 달리, 경제활동에 참여하고 있는 집단에서 주관적 건강상태를 높게 보고할 확률이 높은 것으로 추정되었음을 유추할 수 있다. 주관적 건강상태가 경제활동참여에 미치는 영향은 중·고령층에서보다 20~49세 연령계층에서 더 큰 것으로 추정되었다. 이는 건강상태가 상대적으로 안정적이지 않은 중·고령층일수록 건강이 경제활동에 더 많은 영향을 미칠 것이라는 상식과 얼핏 다른 결과인 것처럼 느껴진다. 하지만 이러한 중·고령층의 경향으로 말미암아 야기될 수 있는 정당화 내생성이 보정되면, 오히려 중·고령층의 건강이 노동공급에 미치는 영향이 20~49세 연령층보다도 작다는 결론을 도출할 수 있다.

<표 5>에 제시되어 있는 여성의 추정결과를 살펴보면, 전반적으로 연령계층별로 경제활동 참여식 및 주관적 건강상태식의 결정구조가 다르다는 것을 쉽게 발견할 수 있다. 하지만 두 내생변수, 즉 경제활동 참여여부 변수와 주관적 건강상태 변수 사이의 동시성 관계는 연령계층별로 대동소이함을 확인할 수 있다. 주관적 건강상태식에서 경제활동참여 변수의 추정계수 부호가 서로 상이한 것으로 추정되었으나, 두 연령계층에서 모두 통계적으로 유의하지 않기 때문에 그 차이에 의미를 부여하기에는 부족한 측면이 있다. 뿐만 아니라, 주관적 건강상태가 경제활동참여에 미치는 영향도 연령계층별로 상당히 비슷한 수준인 것으로 나타났다. 따라서 이상의 결과들로부터 여성들의 경우에는 경제활동참여에 대한 결정요인을 분석함에 있어서 건강변수의 내생성을 크게 고려할 필요는 없을 수도 있음을 유추해 볼 수 있다.

<표 4> 연령계층별 추정결과 (남성)

		20~49세		50세 이상	
		경제활동 참여식	주관적 건강상태식	경제활동 참여식	주관적 건강상태식
주관적 건강상태		1.129***		0.959***	
경제활동참여(1=참여)			-0.348***		0.085**
연령(세)		0.009	-0.058***	-0.168***	-0.018**
혼인여부(1=혼인/유배우자)		0.537***	0.585***	0.355***	0.276***
출생지 (기준=서울)	광역시	-0.002	-0.08	0.430*	-0.074
	도	-0.051	-0.03	0.410**	0.015
	기타	-	-	-0.225	0.112
학력 (기준=중졸이하)	고졸	-0.229	0.397***	-0.247**	0.279***
	전문대졸	0.239	0.603***	0.004	0.449***
	대졸	0.12	0.708***	-0.663***	0.534***
	대학원졸이상	0.304	0.916***	-0.459	0.760***
취업년수(년)		0.058***	0.030***	0.038***	0.004*
산업 (기준=농림어업)	광공업	-0.578	0.194	-1.856***	0.282*
	건설업	-0.289	0.039	-1.654***	0.042
	전기/운수/통신/금융	-0.369	0.207	-1.249***	0.209
	도소매/음식숙박	-0.805	0.083	-1.527***	0.024
	사업/개인/공공/기타	-0.774	0.111	-1.076***	0.174
직업 (기준=관리/전문가)	사무직	-0.259***	-0.033	-0.041	0.001
	서비스/판매	-0.154	-0.136***	0.221	-0.03
	농림어업숙련직	-0.091	-0.016	0.997***	-0.211
	생산직	-0.038	-0.091**	0.827***	-0.146**
비근로소득(로그 2010년 만원)		-0.057***	-0.019***	-0.100***	0.007
거주지 (기준=서울)	광역시	0.332***	0.178***	-0.085	0.260***
	도	0.431***	0.151***	0.250**	0.155***
비운동여부(1=비운동)		0.02	-0.229***	0.477***	-0.188***
흡연여부(1=흡연 유경험)		0.069	-0.034	0.045	-0.041
파다음주여부(1=주2회 이상 음주)		0.254***	0.152***	0.179***	0.143***
6세미만 자녀수(명)		0.095		-0.651	
6~14세 자녀수(명)		0.322*		8.832	
혼인여부×6세미만자녀수		0.205		1.066	
혼인여부×6~14세자녀수		-0.22		-8.984	
활동제약여부(1=어려움을 느낌)			-2.293***		-1.241***
연도 (기준=2009년)	2010년	0.115	-0.064**	-0.145*	-0.039
	2011년	0.283***	-0.133***	-0.07	-0.060*
	2012년	0.309***	-0.088**	-0.058	0.011
	2013년	0.308***	-0.093***	-0.027	-0.032
	2014년	0.505***	-0.113***	-0.01	-0.047
	2015년	0.285***	-0.141***	-0.096	-0.05
상수항		2.646***		12.374***	
임계치1( $m_0$ )			-5.754***		-3.378***
임계치2( $m_1$ )			-4.405***		-1.674***
임계치3( $m_2$ )			-2.689***		-0.13
임계치4( $m_3$ )			0.008		2.683***
공분산( $\delta_i(\mu)$ )		1.306***	0.515***	4.362***	0.698***
로그우도값		-2,956	-17,105	-4,590	-16,419
표본집단(개인)수		4,523		3,136	
총 표본수		20,694		16,804	

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정치가 통계적으로 유의함을 의미함.  
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 1~18차 (학술대회용) 자료.



<표 5> 연령계층별 추정결과 (여성)

		20~49세		50세 이상	
		경제활동 참여식	주관적 건강상태식	경제활동 참여식	주관적 건강상태식
주관적 건강상태		0.783***		0.775***	
경제활동참여(1=참여)			0.019		-1.443
연령(세)		0.005	-0.028***	-0.124***	-0.251*
혼인여부(1=혼인/유배우자)		-1.300***	0.305***	-0.399***	-0.118
출생지 (기준=서울)	광역시	0.146	-0.089	-0.175	0.052
	도	0.410***	-0.103**	0.097	0.299*
	기타	1.328***	0.378*	0.471	0.783
학력 (기준=중졸이하)	고졸	-0.085	0.251***	-0.224	0.446***
	전문대졸	-0.003	0.430***	-0.026	1.178***
	대졸	0.227	0.460***	-0.331	0.570***
	대학원졸이상	0.379	0.457***	-0.2	0.888***
취업년수(년)		0.113***	-0.003	0.048***	0.072
산업 (기준=농림어업)	광공업	0.813**	-0.548**	-1.882***	-2.074
	건설업	1.215***	-0.522*	-1.930***	-2.135
	전기/운수/통신/금융	1.113***	-0.460*	-1.561***	-1.417
	도소매/음식숙박	0.921**	-0.572**	-1.043***	-1.206
	사업/개인/공공/기타	1.253***	-0.526**	-0.537**	-0.329
직업 (기준=관리/전문가)	사무직	-0.246***	-0.005	0.179	-0.11
	서비스/판매	0.199**	-0.139***	0.755***	0.433
	농림어업숙련직	2.303***	-1.039***	0.695**	0.411
	생산직	0.205**	-0.193***	1.049***	0.654
비근로소득(로그 2010년 만원)		-0.024***	-0.001	-0.094***	-0.134
거주지 (기준=서울)	광역시	-0.178*	0.208***	0.198	0.640**
	도	-0.137	0.211***	0.353***	0.688*
비운동여부(1=비운동)		0.331***	-0.111***	0.649***	0.867
흡연여부(1=흡연 유경험)		0.178	-0.156	0.097	-0.676***
과다음주여부(1=주2회 이상 음주)		0.362***	0.005	0.388***	0.779*
6세미만 자녀수(명)		-0.823**		-	
6~14세 자녀수(명)		-0.042		-0.068	
혼인여부×6세미만자녀수		0.139		-	
혼인여부×6~14세자녀수		-0.027		-0.259	
활동제약여부(1=어려움을 느낌)			-1.575***		-2.521***
연도 (기준=2009년)	2010년	0.069	-0.052	-0.147**	0.021
	2011년	-0.011	-0.103***	-0.153**	0.002
	2012년	-0.066	-0.072**	-0.165**	0.125***
	2013년	-0.150**	-0.051	-0.205***	0.014
	2014년	-0.147**	-0.123***	-0.257***	0
	2015년	-0.327***	0.011	-0.375***	-0.087
상수항		0.747		8.875***	
임계치1( $m_0$ )			-5.075***		-17.478**
임계치2( $m_1$ )			-3.528***		-15.523*
임계치3( $m_2$ )			-1.735***		-13.905*
임계치4( $m_3$ )			1.015***		-11.203
공분산( $\delta_i(\mu)$ )		2.588***	0.596***	5.436***	0.678***
로그우도값		-7,112	-15,291	-5,539	-14,958
표본집단(개인)수		3,996		2,740	
총 표본수		18,333		14,953	

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정치가 통계적으로 유의함을 의미함.  
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 1~18차 (학술대회용) 자료.

## IV. 결론

지금까지 본 연구에서는 건강이 노동공급에 미치는 영향을 분석함에 있어서 건강변수가 가질 수 있는 내생성을 교정한 결과를 도출하고자 실증분석을 수행하였다. 특히, 개인이 본인의 경제활동상태를 정당화하기 위해, 경제활동상태별로 건강상태를 주관적으로 과대 또는 과소 보고할 가능성에서 기인하는 정당화 내생성의 존재를 식별하고자 노력했다. 물론, 자료의 한계로 인해 직접적으로 정당화 내생성의 존재를 추정할 수는 없었지만, 보다 엄밀한 모형의 설정을 통해 간접적으로 그 존재 가능성 및 내생성 교정의 필요성 등을 논의할 수는 있었다.

앞 장에 제시된 분석결과에 따르면, 전반적으로 정당화 가설은 성립될 가능성이 많다는 결론을 도출할 수 있다. 특히, 남성의 경우에 건강변수의 내생성 통제가 중요하다는 것을 확인할 수 있었으며, 정당화 가설에 의한 내생성은 50세 이상의 중·고령층에서 보다 확실하게 야기되는 것으로 추정되었다. 반면, 여성의 경우에는 건강과 노동공급 사이의 역인과 관계의 성립이 강하지 않은 것으로 추정되는 바, 건강변수의 내생성을 통제하는 것에 대한 이득이 크지 않아 보인다. 하지만 이러한 결과로부터, 여성의 경우에 내생성이 존재하지 않는다는 결론을 도출하는 것에는 신중을 기할 필요가 있다.

앞에서도 언급했다시피, 본 연구에서 활용한 2단계 추정법은 불완전 최우추정법이다. 따라서 두 방정식 사이의 상관관계를 반영한 결합밀도함수를 활용하는 완전정보 최우추정법(FIML)을 활용한 분석을 통해 건강변수의 외생성을 보다 엄밀하게 검정할 필요가 있다.

## 참고 문헌

- 손중철(2009), 「중고령자의 은퇴결정요인 분석」, 『금융경제연구』 워킹페이퍼 401, 한국은행 금융경제연구원.
- 우혜경·조영태(2013), 「한국인 중·고령자의 건강상태와 조기은퇴」, 『한국노년학회지』 33(2): p.397-418.
- 원종학·김종면·전병힐·우석진(2008), 『고령자의 노동공급과 조세·재정정책』, 한국조세연구원.
- 이승렬·조수기(2008), 『중고령자의 건강과 노동공급』, 한국노동연구원.
- 홍백의·김혜연(2010), 「중고령자의 고용형태별 퇴직과정 유형과 그 결정요인에 관한 연구」, 『한국사회정책』 17(1): p.291-319.
- Amemiya, T.(1979), “The Estimation of a Simultaneous Equation Generalized Tobit Model,” *International Economic Review* 20(1): p.169-181.
- Anderson, K. H. and R. V. Burkhauser(1984), “The Importance of the Measure of Health in Empirical Estimates of the Labour Supply of Older Men,” *Economics Letter* 16: p.375-380.
- \_\_\_\_\_ (1985), “The Retirement-Health Nexus: a New Measure of an Old Puzzle,” *Journal of Human Resources* 20(3): p.321-330.
- Bazzoli, G. J.(1985), “The Early Retirement Decision: New Empirical Evidence on the Influence of Health,” *Journal of Human Resources* 20: p.214-234.
- Becker, G. S.(1964), *Human Capital*, Columbia University Press, New York.
- Benitez-Silva, H., M. Buchinsky, H. M. Chan, S. Cheidvasser, and J. Rust(2004), “How Large is the Bias in Self-Assessed Disability?” *Journal of Applied Econometrics* 19: p.649-670.
- Boaz, R. F. and C. F. Muller(1990), “The Validity of Health Limitations as a Reason for Deciding to Retire,” *Health Services Research* 25(2): p.361-386.
- Bound, J.(1991), “Self-Reported Versus Objective Measures of Health in Retirement Models,” *Journal of Human Resources* 26(1): p.106-138.
- Bound, J., M. Schoenbaum, and T. Waidmann(1999), “The Dynamic Effects of Health on the Labor Force Transitions of Older Workers,” *Labour Economics* 6: p.79-202.
- Cai, L.(2010), “The Relationship Between Health and Labour Force Participation: Evidence from a Panel Data Simultaneous Equation Model,” *Labour Economics* 17: p.77-90.
- Cai, L. and G. Kalb(2006), “Health Status and Labour Force Participation: Evidence from

- Australia," *Health Economics* 15: p.241-261.
- \_\_\_\_\_ (2007), "Health Status and Labour Force Status of Older Working-Age Australian Men," *Australian Journal of Labour Economics* 10, p.227-252.
- Campolieti, M.(2002), "Disability and the Labor Force Participation of Older Men in Canada," *Labour Economics* 9: p.405-432.
- Connelly, J. E., J. T. Philbrick, R. G. Smith, D. L. Kaiser, and A. Wymer(1989), "Health Perceptions of Primary Care Patients and the Influence on Health Care Utilisation," *Medical Care* 27: p.S99-S109.
- Dwyer, D. S. and O. S. Mitchell(1999), "Health Problems as Determinants of Retirement: Are Self-Rated Measures Endogenous?" *Journal of Health Economics* 18: p.173-193.
- Grossman, M.(1972), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy* 80: p.223-255.
- Hsiao, C.(2003), *Analysis of Panel Data, 2nd Edition*, Cambridge University Press.
- Idler, E. L. and S. V. Kasl(1995), "Self-Ratings of Health: Do They Also Predict Change in Functional Ability?" *Journal of Gerontology* 50B: p.344-353.
- Kalwij, A. and F. Vermeulen(2005), "Labor Force Participation of the Elderly in Europe: The Importance of Being Healthy," *IZA Discussion Paper* No.1887
- \_\_\_\_\_ (2007), "Health and Labour Force Participation of Older People in Europe: What Do Objective Health Indicators Add to the Analysis?" *Health Economics* 17: p.619-638.
- Kreider, B.(1999), "Latent Work Disability and Reporting Bias," *Journal of Human Resources* 34(4): p.734-769.
- Lundberg, O. and K. Manderbacka(1996), "Assessing Reliability of a Measure of Self-Rated Health," *Scandinavian Journal of Social Medicine* 24(3): p.218-224.
- McCallum, J., B. Shadbolt, and D. Wang(1994), "Self-Rated Health and Survival: A 7-year Follow-up Study of Australian Elderly," *American Journal of Public Health* 847: p.1100-1105.
- Mete, C. and T. P. Schultz(2002), "Health and Labor Force Participation of the Elderly in Taiwan," *Yale University Economic Growth Center Discussion Paper* No.846.
- Myers, R.(1982), "Why Do People Retire from Work Early?" *Social Security Bulletin*: p.10-14.
- Okun, M. A., W. A. Stock, M. J. Haring, and R. A. Witter(1984), "Health and Subjective Wellbeing: A Meta-Analysis," *International Journal of Aging and Human Development* 192: p.111-132.
- Parsons, D. O.(1982), "The Male Labour Force Participation Decision: Health, Reported Health, and Economic Incentives," *Economica* 49(193): p.81-91.

- Romeu-Gordo, L.(2011), "Compression of Morbidity and the Labor Supply of Older People," *Applied Economics* 43(4): p.503-513.
- Sickles, R. and P. Taubman(1986), "An Analysis of the Health and Retirement Status of the Elderly," *Econometrica* 54: p.1339-1356.
- Stern, S.(1989), "Measuring the Effect of Disability on Labour Force Participation," *Journal of Human Resources* 24(3): p.361-395.
- Zucchelli, E., A. Harris, A. M. Jones, and N. Rice(2007), "Health and Retirement among Older Workers", *HEDG Working Paper* 07/19, University of York.