

# 중고령자 근로에 영향을 미치는 요인에 관한 비교사회정책학적 연구\*

김수완\*\*

## ◀ 요약 ▶

이 연구는 중고령자의 근로여부와 근로시간 선호에 영향을 미치는 요인을 국가비교적 관점에서 경험적으로 분석하였으며, 특히 계층효과, 일에 대한 관점, 노동시장 구조의 배출효과와 사회보장제도 등의 유인요인 효과 등의 가설을 검증하기 위해 국제인식조사자료를 이용하여 18개국에 대한 다층분석을 수행하였다. 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 계층과 관계없이 대다수의 고령자들이 일하기를 원하며, 따라서 대다수 중고령자의 비근로는 일을 하지 않으려는 자발적인 선택이 아닐 수 있는 가능성을 보여준다. 둘째, 55-64세 집단에 있어서는 계층이 높을수록 일을 계속할 가능성이 높은 계층간 불평등이 발견되었다. 셋째, 근로여부와 근로시간 선호는 사회보장제도의 관대성보다는 시간제 근로비중 등 고령자에게 적합한 유연한 일자리가 제공되느냐에 더 영향을 받음을 확인하였다. 결론적으로, 적어도 국가비교적 관점에서 볼 때 고령자 근로의 핵심적인 문제는 노동공급측의 문제(즉 고령자의 근로의욕)라기보다는 노동수요측의 문제, 퇴직 유인의 문제보다는 일자리 상황과 구조의 문

\* 본 논문은 2009년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행한 연구입니다.

(KRF-2009-332-B00280) 논문에 좋은 의견을 주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

\*\* 강남대학교 사회복지학부 조교수(soowankim@kangnam.ac.kr)

제라고 보여진다.

주제어: 중고령자, 근로, 근로 선호, 계층간 불평등, 배출 요인, 유인 요인, 다층모형

## I. 서론

### 1. 문제제기

본 연구는 중고령자의 근로 여부와 근로 선호에 영향을 미치는 요인들을 국가비교적 관점에서 밝히려는 것이다. 복지국가의 재편 이후 많은 국가들에서 최근 중고령자 고용이 새롭게 강조되고 있다. 이러한 정책적 변화는 다음과 같은 다양하고도 때로 상충되는 논리들을 근거로 하고 있다. 첫째, 중고령자의 고용은 재정안정화를 위한 연금개혁의 불가피함 속에서 국가역할 축소 및 자립적인 노후생활 보장을 위한 개인의 노력 강화의 일환으로서 논의된다. 그리하여 관대한 조기퇴직연금 혹은 노령연금이나 장애·실업 연금 급여 등의 사회보장제도 요인이 중고령자의 조기퇴직을 유도하며, 관대한 연금급여 역시 중고령자의 근로(동기)에 부정적인 영향을 미친다는 논의가 많이 이루어지고 있다. 이러한 논의에서는 퇴직 연장 혹은 고령자의 근로동기 강화를 위해 사회보장제도를 재설계해야 한다고 주장되어 왔다. 이 논의의 암묵적 전제는 고령자들은 재정적 안정성만 보장된다면 일하고 싶어 하지 않는다는 것이다.

다른 한편으로는 고령자 고용은 오늘날의 노인 독립과 활기찬 노후(active aging)를 구조화하는 방식으로 논의되고 있다. 그리하여 고령자의 삶의 질을 높이기 위한 방편으로서 적절한 사회참여를 할 수 있도록 고용과 사회정책의 조화로운 재조정이 요구된다. 이는 일할 수 있는 건강한 고령자는 계속해서 근로하기를 원한다는 전제를 바탕으로 한다.

요컨대 일과 은퇴에 대한 기존의 정책 논리들은 바로 고령자 당사자들의 근로 선호(preference)에 대한 '상이한' 전제를 가지고 있으면서도 아이러니하게도 공통적으로 고령자의 고용을 활성화하기 위한 사회정책적 지원들을 마련하는 근거로 작용해왔던 것이다.

이와 관련하여 학문적으로는 주로 중고령자들의 고용을 혹은 은퇴결정 결정요인에 관한 연구들이 이루어져왔다. 은퇴결정요인은 거시적으로는 배출(push)요인과 유인(pull) 요인 등으로 분류되어 논의되어왔으며, 특히 연금 등의 사회보장제도가 각국의 고령자 고용률에 미치는 영향에 대한 비교연구 등이 많이 이루어져왔다. 미시 차원에서는 은퇴결정에 영향을 미치는 요인에 관한 다양한 연구들이 진행되어왔다.

그러나 본 연구의 관심사인 중고령자의 근로에 관련된 기존의 연구들은 대체로 다음과 같은 한계들을 지니고 있다. 첫째, 미시나 거시차원을 불문하고 많은 연구들이 퇴직결정에 있어서의 사회보장제도의 영향, 특히 연금제도의 영향에 주목해온 경향이 있다. 그러나 특히 한 개인의 소득구성의 관점에서 볼 때 연금급여나 관련 사회보장급여는 고령자 개인의 경제적 상황을 구성하는 일부의 소득원이다. 경제적 요인이 중요하다면, 기업연금이나 개인연금 등의 사적연금이나, 가구의 경제적 상황, 자산 규모 등을 총체적으로 고려할 필요가 있다. 또한 최근 대부분의 복지국가들에서 조기퇴직연금이나 장애연금을 축소하고, 연금 수급연령을 상향조정하거나 유연화하며, 개인이 근로소득과 급여간에 적절한 조합을 선택할 수 있도록 하는 방향으로 연금개혁이 이루어지고 있다는 점을 감안하면, 중고령자의 퇴직결정에서 ‘연금’ 혹은 관련 사회보장급여의 영향력은 최근 축소되었을 가능성이 있다.

더구나 유사한 개인적 속성을 지닌 근로자라도, 그 국가의 일자리 상황과 노동시장 구조 등에 따라 개인의 근로 결정은 달라질 수 있다. 특히 고령자의 경우에는 실업률이나 노동시장의 경직성 등에 따라 근로여부에 더 큰 영향을 받을 수밖에 없다. 따라서 기존에 ‘연금제도’에 경도된 고령자 은퇴결정 논의의 구도 자체를 점검할 필요가 있으며, 노동시장 구조적 특성에 보다 더 초점을 맞출 필요가 있다.

둘째, 기존의 연구들 간에는 계층을 둘러싸고 상반된 설명방식이 존재하는데, 이에 대한 명확한 인지와 검증이 이루어져오지 못했다. 예컨대 공적연금의 은퇴유인효과를 강조하는 일련의 연구들에서는 기대연금급여가 높은 근로자일수록 퇴직할 가능성이 높다고 설명한다. 반면 일에 대한 태도에 관한 연구에서는 고학력 고소득계층 고령자일수록 직업에 대한 만족도가 높고 일에 대한 선호가 커 퇴직을 늦게 하려는 경향을 보인다고 설명한다. 일반적으로 고학력·고소득계층 고령자가 기대연금급여가 높다는 점을 고려한다면, 경제적 유인과 일에 대한 선호 가설은 계층의 영향에 대해 동일한 방향으

로 퇴직을 설명하기보다는 오히려 모순적인 논의를 전개하고 있는 것이다.

셋째, 고령자 근로와 관련된 대부분의 연구들이 미시적인 개인 단위의 분석이거나, 혹은 국가들의 평균적 경향을 다루는 거시적 차원의 연구로만 각각 이루어진 경향이 있을 뿐이며, 거시와 미시차원을 통합한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 고령자의 근로는 개인적 수준에서의 결정인 동시에 한 사회에서 구조적으로 규정되는 결정이라는 점이 통합적으로 고려되지 못한 것이다.

상기한 지점들은 바로 본 연구가 지닌 차별적인 출발점이기도 하다. 본 연구에서는 포괄적으로 ‘고령자의 근로’에 대해 다층적(multi-level)인 접근을 시도하고자 한다. 그리하여 미시적 은퇴결정 연구와 제도주의(institutionalism)에 기반한 비교사회정책학적 관점을 결합하는 한편, 계층적 효과에 대해 심층적으로 고찰하고자 하며, ‘은퇴여부’ 대신 고령자의 근로 여부 및 근로에 대한 선호(혹은 근로의욕)라는 두 가지 차원을 구분하여 분석하고자 한다.

그리하여 이 연구는 다음과 같은 연구문제를 제기하고자 한다. 과연 고령자들은 일을 하기를 원하는가, 혹은 원하지 않는가? 고령자들의 근로 여부와 근로 선호는 국가차원의 거시적 요인에 의해 체계적인 차이를 보이는가? 즉 관대한 노후소득보장제도가 고령자들의 노동시장참여를 약화시키고 있는가? 아니면 그보다는 한 국가의 일자리 상황과 노동시장 유연성 정도가 개인 고령자의 근로 여부를 더 많이 설명해주는 것은 아닌가? 계층에 따라 고령자의 근로여부나 근로에 대한 선호는 달라지는가?

이에 답하기 위해 II장에서는 선행연구동향을 살펴보고 이론적 재구성을 시도한다. III장에서는 연구방법론을 소개한다. 이 연구는 국제사회인식조사(International Social Survey Programme: ISSP) 자료와 OECD의 비교국가 자료를 결합하여 고령자의 근로와 근로의욕에 영향을 미치는 요인을 거시와 미시변수를 통합적으로 고려하는 모형에 의해 분석하고자 한다. 연구방법은 Mplus를 이용한 다층분석(Multi-level analysis)을 수행할 것이다. IV장에서는 55-64세, 65-74세 두 연령집단의 근로여부와 근로의욕에 영향을 미치는 요인들에 대한 분석 결과를 제시한다. V장은 본 연구의 결론이다.

## II. 이론적 배경

이 연구에서는 고령자 고용과 관련하여 크게 세 가지 흐름의 연구동향과 이론적 논의를 검토하고자 한다. 첫째, 연금과 퇴직의 관계에 대한 연구들이다. 이들은 대체로 일-여가에 대한 개인의 경제적 선택행위에 대한 이론을 바탕으로 한다. 둘째, 퇴직결정에 대한 사회학적 논의들이다. 셋째, 거시적 차원에서의 배출(push)요인과 유인(pull) 요인에 관한 논의이다.

### 1. 연금과 퇴직의 관계에 관한 경제학적 논의

고령자의 노동시장참여 혹은 조기퇴직에 대한 초기 연구들에서 공적연금제도가 근로 유인에 미치는 부정적 영향에 대한 설명은 주로 미국에서 경제학적 일-여가 선택이론을 바탕으로 이루어져왔다(Danziger, 1981; Gruber and Wise 1997, Diamond and Gruber, 1997; Duval, 2003; Feldstein, 1974). 이후 다양한 국가들에서 공적연금 외에도 장애연금, 실업급여 등 조기퇴직을 유도하는 다른 제도적 경로 혹은 제도간 대체도 존재한다는 점이 강조되고 있다(Scharpf & Schmidt, 2000; Ebbinghaus, 2000)<sup>1)</sup>.

고령자의 경제활동참가율을 낮추는 구체적인 기제로는 주로 급여수준의 관대성(소득대체율과 연금자산 수준 등), 연금지급 개시연령, 사회보장제도에서 계속 근로에 대한 암묵적 한계세율(Gruber & Wise 1997; Diamond & Gruber, 1997; Duval, 2003) 등이 지적되었다. Palme & Svensson(2002)은 스웨덴의 장기패널자료를 이용하여 상이한 퇴직경로를 밝히고, 사회보장제도, 직역연금제도, 노동시장보험프로그램, 소득세, 주택수당 등이 고령자의 추가적인 노동에 미치는 경제적 유인효과를 분석하였다. Chan & Stevens(2004)는 개인의 퇴직결정이 미래의 연금축적 수준에 얼마나 대응하는가를 패널 자료를 통해 분석하였다. 특히 기존 연구와 달리 여기서는 퇴직 유인에서 개인내 변량

<sup>1)</sup> 즉 연금제도의 유인 자체만으로는 퇴직유인의 설명이 불충분하며, 보완적인 사회보장 제도들(실업이나 장애관련 급여들)의 유인들이 총체적으로 퇴직 유인으로 작용한다는 설명이다. 예를 들면 모든 유럽국가에서(영국 제외) 고령자들은 최소 1년간 실업급여를 받을 수 있는데, 이는 해고에서 정규적 퇴직으로 이행하는 시간에서의 가교역할을 담당한다(Ebbinghaus, 2000).

을 사용하였고, ‘주관적 퇴직 기대’를 분석하였다. 이 연구에서는 퇴직 유인과 퇴직에 대한 선호간의 상관관계, 즉 개인내 변량을 무시하게 되면 연금 유인이 퇴직결정에 미치는 효과를 상당히 과장하게 된다는 것을 밝혔다는 점을 주목할 필요가 있다. 한편 국내에서도 유사한 논리로 국민연금이 은퇴행위 혹은 근로동기에 미치는 영향에 관한 연구들이 진행되어왔다(이승렬·최강식, 2007; 이만우·김대철, 2007; 안종범·정지운, 2008).

이처럼 공적 연금제도가 고령자의 근로의욕 혹은 퇴직결정에 미치는 영향에 초점을 맞추는 접근은 중고령자들은 대체자원이 있다면, 즉 일을 하지 않아도 생계를 유지할 수 있다면 굳이 계속 일을 하려고 하지 않을 것이며, 따라서 (조기)퇴직하려는 경향이 크다는 암묵적인 전제를 깔고 있다. 이러한 접근에 대해서는 다음과 같은 한계를 지적할 수 있다. 첫째, 사회보장제도의 고령자 은퇴 유인효과에 관한 연구들은 고령자의 은퇴가 개인의 합리적 선택이라는 기본 관점을 전제로 하고 있어, 실제 노동시장의 구조적 특성이 개인에게 부과하는 선택의 ‘제약’이라는 차원이 간과되고 있다. 그러나 상기한 전제-대체자원이 있으면 일하려고 하지 않는다-를 검증하기 위해서는, 가시화된 고령자의 퇴직여부 혹은 근로여부 그 자체만이 아니라, ‘일을 하고 싶은가’라는 근로에 대한 태도(선호)의 문제가 함께 다루어야 한다. 즉 일을 하거나 하고 있지 않는 상태가 자발적인 선택인지, 비자발적인 제약인지에 대한 심도깊은 고민이 필요하다는 것이다.

둘째, 퇴직결정에 있어서 경제적 유인효과는 매우 중요한 것임은 분명하다. 그러나 경제적 유인이 될 수 있는 다른 자원들, 즉 사회보장소득 외에도 사적이전, 자산소득 등의 다른 대체소득이 총체적으로 고려될 필요가 있다. 은퇴 후 기대되는 재정적 자원의 총체적 수준이 은퇴결정에 영향을 미칠 것(Esser, 2005)이기 때문이다.

셋째, 이미 연금개혁 등을 통해 공적연금의 수급연령이 대부분 65세 이상으로 상향 조정되었고, 조기퇴직을 유인하는 요소들이 상당히 제거되었으며, 부분실업급여, 점진적 퇴직급여 등을 통해 근로와 급여 간에 양자택일해야 하는 상황이 아니라는 점이 고려될 필요가 있다. Schils(2008)는 독일, 네덜란드, 영국의 조기퇴직에 대한 종단적 비교 연구를 통해 최근 공적연금의 축소 및 사적연금의 강화가 조기퇴직 유인을 감소시키고 있음을 밝히면서, 그러나 사적연금의 강화는 조기퇴직을 선택할 수 있는 가능성에서 또 다른 계층간 불평등을 낳는다는 점을 지적하고 있다.

## 2. 퇴직결정에서의 계층성에 관한 사회학적 논의

퇴직결정에서의 계층성에 관한 사회학적 논의들은 대체로 퇴직에서의 계급 차이에 주목하면서, 근로자의 사회적 계급 혹은 지위가 높을수록 더 오래 일하고, 일단 (생애주된 일자리로부터) 퇴직한 경우에도 사회적 계급이나 지위가 높을수록 경제활동을 재개할 가능성이 더 높다는 점을 지적한다(Hayward & Grady, 1990). 불평등의 원천으로서의 계급 차이는 경제활동에서 벗어나는 고령기에 사라지는 것이 아니라 누가 언제 왜 퇴직할 것인가에 영향을 미치게 된다(Pampel, 1998)는 것이다.

질적인 직업의 경험 차이, 예를 들면 직업 만족도(job satisfaction)나 직업 특성 등을 강조하는 연구들(Jepsen 2002, Hanisch and Hulin, 1991; Esser, 2005에서 재인용)도 이와 비슷한 맥락에 놓여 있다. 이들은 고학력, 고임금, 직무통제정도가 높은 직종의 근로자는 직업만족도가 높아 늦게 퇴직할 가능성이 높은 반면, 또 다른 집단은 저학력, 저임금, 직무통제정도가 낮은 일자의 근로자는 직업만족도가 낮아 일찍 퇴직하게 된다고 설명한다.

이러한 연구들에서 일에 대한 결정은 여전히 개인의 자유롭고 합리적인 ‘선택’으로만 간주되는 경향이 있다. 노동시장 여건과 일자리 상황은 고령자의 퇴직에 영향을 미치는 매우 중요한 제약 요인임에도 불구하고, 이것이 단지 개인의 선호(직업만족도)로만 설명되는 것이다. 따라서 개인의 선호와 결정을 제약하는 거시적 요인에 대한 심층적인 연구가 결합될 필요가 있다.

## 3. 배출 요인과 유인 요인 : 거시적 논의

배출 요인은 실업률, 고용구조 및 산업구조의 변화 등 노동시장의 어떤 구조적 특징들이 고용자의 고용을 제한하거나 고령자를 노동시장으로부터 밀어내는 효과를 가지는 경우를 의미한다면, 유인요인은 복지제도 등으로 인해 고령자가 자발적으로 노동공급을 철회하도록 하는 것을 말한다(Esping-Andersen & Sonnberger, 1991; 장지연 외, 2008에서 재인용).

Esping-Andesen(1990)은 연금이 관대하더라도 원하는 일자리를 구할 수 있다면 고령자는 근로하려는 경향을 보이며, 일자리 상황이 열악할 경우 선택의 폭은 매우 제한될 수 있음을 언급한 바 있다. 즉 한 국가의 실업률이 높거나 일자리의 질이 낮을 경우 퇴직할 가능성이 높다는 것이다. 이처럼 거시차원에서 은퇴결정은 소득보장이라는 제도적 변수와, 일자리 상황(실업률)이라는 거시경제적 변수의 결과로 논의될 수 있을 것이다.

대부분의 기존의 연구들에서는 배출요인으로서 ‘실업률’에 주목하고 있는데, 노동수요측 요인의 조기퇴직 효과에 대해서는 그리 중요하지 않다는 연구결과와(Ebbinghaus, 2000), 고실업은 실망효과(discouraged worker effect)를 유발하여 조기퇴직 행동에 영향을 미치는 중요한 요인이라는 결론(Duval, 2003) 등 상반된 견해가 존재하고 있다.

한편 ‘고용 구조’는 실업률 못지않게 중요한 배출 요인이다. Blau와 Siivdyko(2011)는 시간제 근로 기회 정도, 유연근로시간 등은 모든 연령대 근로자의 고용에 영향을 미치지 않지만, 특히 고령자의 경우 여가나 유연한 근로시간에 대한 욕구가 크기 때문에 노동시장의 유연성에 더욱 영향을 받을 수 있다는 점을 지적한다. 장지연 외(2008)는 시간제 근로나 자영업을 통한 부분적 은퇴 가능성 등 다양한 고용형태로의 취업가능성이 고령자 고용에 영향을 미치는 중요한 노동시장 구조임을 짚고 있다.

한편 제도주의에 입각하여 개인의 일에 대한 선호에 영향을 미치는 거시적·제도적 요인들을 설명하고자 한 일부 연구들이 있다(Hult & Svallfors, 2002; Gallie, 2007; Stier & Lewin-Epstein, 2003; Esser, 2005). 이들은 주로 복지국가 체제를 중심으로 개인의 일에 대한 선호(지향)에 영향을 미치는 제도주의적 메커니즘을 설명해낸다는 점에서 의의를 갖는다. 즉 개인의 자발적 선택을 가져오는데 기여하는 ‘선호’는 이미 상당부분 구조적으로 제약되었다는 점을 밝혀내고 있다. 이 중에서 고령자의 일에 대한 선호에 대한 연구는 Esser(2005)가 유일하다.

#### 4. 연구문제

본 연구는 다음과 같은 몇 가지 지점들에서 기존의 연구들과 다른 차별적인 접근을 하고자 한다. 첫째, 기존 연구들이 주로 은퇴 여부에 초점을 맞춘 반면, 본 연구에서는 고

령자의 근로 여부와 유급노동에 대한 선호(희망)를 함께 고려하고자 한다. 먼저 ‘퇴직’ 혹은 ‘은퇴’라는 개념 대신 근로여부(유급노동 참가 여부)에 초점을 두고자 한다. 고령자의 ‘은퇴’ (retirement)라는 개념은 사실 단순한 것이 아니다. 기존의 연구들에서 퇴직은 ‘유급노동을 하지 않음’, ‘생애 주된 일자리에서의 퇴직’ 등으로 상이하게 정의되고 있을 뿐만 아니라, 실제로 고령자들은 점진적인 은퇴를 하거나 일과 은퇴를 반복하는 등 그 이행이 더욱 복잡해지는 경향이 있다(Pampel, 1998). 본 연구는 ‘완전한 은퇴’보다는 일과 은퇴가 반복되거나 (퇴직 후 다시 근로하는 등) 점진적으로 은퇴하는 다양한 근로 방식에 초점을 두고 있고, 고령자의 퇴직 행위보다는 유급노동에의 관여, 즉 ‘활성화’<sup>2)</sup>에 더 관심을 두고 있기 때문에 본 연구에서는 종속변수를 고령자의 ‘근로여부’로 개념을 단순화시키고자 한다.

한편 고령자의 근로여부 뿐만 아니라, 유급노동에 대한 선호를 함께 다루고자 하는 것은 고령자 정책의 복지적 함의에 있어서, 중고령자의 일에 대한 실제 선호가 중요할 수 있기 때문이다. 즉 누가 일을 하기 원하는가라는 점이 누가 일을 하고 있는가/하지 않는가와 함께 분석될 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 기존 연구들에서 유의 깊게 다루지지 않은 계층 효과의 상반된 측면에 유의하고자 한다. 앞서 문제제기한 바와 같이, 퇴직에의 경제적 유인을 강조하는 관점에서는 기대연급여가 높은 (고소득계층) 근로자일수록 퇴직할 가능성이 높다고 설명하는 반면, 일과 계급에 관한 접근에서는 일반적으로 고학력 고임금 근로자일수록 고용가능성이 높으며, 직업에 대한 만족도가 높고 이에 따라 일에 대한 선호가 커 퇴직을 늦게 하려는 경향을 보인다고 설명하고 있다. 이러한 변수간의 상충성과 복합적인 관계는 서로 다른 학문적 전통의 이론적 접근들을 통합적으로 고려함으로써 발견하게 되는 중요한 문제제기이다.

셋째, 본 연구는 고령자의 근로여부와 근로희망정도를 결정하거나 제약하는 미시적, 거시적 조건들을 동시에 밝혀냄으로써 개인의 선택에서의 제약을 더욱 심층적으로 분석하고자 한다. 이러한 접근에서는 고용 구조라는 노동시장 조건의 영향력이 매우 중요한 변수가 될 것이다. 특히 기존 연구에서 시간제/전일제 등의 근로형태는 개인의 노동시장에서의 지위라는 매우 개별적인 차원으로 다루어져왔다. 그러나 본 연구에서는

<sup>2)</sup> 여기에는 설사 이전 시기에 일을 하고 있지 않았더라도 고령기에 일을 시작하는 경우도 포함될 수 있다.

노동시장의 유연성이라는 관점에서 한 국가의 시간제 일자리의 비중이 개인의 선택에 영향을 미치는 중요한 구조적 요인임을 강조할 것이다. 시간제 일자리 비중은 근로시간 단축을 선택할 수 있는 정도를 의미하며, 따라서 갑작스런(abrupt) 퇴직 대신 노동시장에서 오래 잔존하여 근로할 수 있는 가능성을 높일 수 있다고 예측된다.

그리하여 본 연구는 다음과 같은 가설들을 검증하고자 한다. 단, 여기서 가설 1과 2, 가설 4와 5는 대립가설의 성격을 지닌다.

가설 1. 고학력, 고소득계층 고령자일수록 일찍 퇴직하려는 경향을 보일 것이다. 반면 저학력, 저소득 고령자는 늦게 퇴직하려는 경향을 보일 것이다(경제적 필요 가설).

가설 2. 고학력, 고소득 고령자는 늦게 퇴직하려는 경향을 보일 것이다. 반면 저학력, 저소득 고령자는 일찍 퇴직하려는 경향을 보일 것이다(일자리 질에 따른 계층간 불평등 가설).

가설 3. 고령자 개인의 일에 대한 관점에 따라 근로여부와 근로희망정도가 달라질 것이다(일에 대한 관점 가설).

가설 4. 고령자 개인의 근로여부와 근로희망정도는 한 국가의 노동시장의 구조적 여건(실업률, 시간제 근로비중)에 의해 영향을 받을 것이다(배출-밀기 요인 가설).

가설 5. 고령자 개인의 근로여부와 근로희망정도는 각국의 관련 사회보장제도의 관대성 수준에 의해 영향을 받을 것이다(유인-끌기 요인 가설).

### Ⅲ. 연구방법

이 연구는 국제사회인식조사 프로그램(International Social Survey Program: ISSP)의 2005년 자료를 활용하여, 복지국가의 사회경제적 발전 맥락이 유사한 OECD 국가 18개국(호주, 체코, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 아일랜드, 이스라엘, 일본, 네덜란드, 노르웨이, 포르투갈, 슬로베니아, 스페인, 스웨덴, 영국, 미국, 한국)의 개인들을 분석 대상으로 하되, 국가 수준의 변수를 결합시키고자 한다. 이는 여러 국가의 개인 서베이가 횡적으로 연결된 비교국가자료로, 자료에 위계적 구조가 존재하므로 분석방법으로 Mplus를 이용한 다층 분석(multi-level analysis)을 수행한다. 한편 분석대상은 55-64세, 65-74세의 두 집단으로 나누어 따로 분석하도록 한다.

## 1. 종속변수

고령자의 근로와 관련해서 본 연구에서는 다음의 두 가지 변수를 종속변수로 이용하고자 한다. 첫째, 유급노동에의 참여 여부이다. ISSP 자료에서 이는 ‘유급노동에 참여한다/하지 않는다’의 이분변수로 측정된다. 둘째, 고령자가 선호하는 유급노동 시간이다. ISSP에서는 ‘당신이 지금 원하는 대로 일하는 시간을 결정할 수 있다면 다음 중 어떤 것을 선호하시겠습니까?’라는 문항으로 질문되었으며, ① 일을 원하지 않음 ② 일주일에 10시간 미만 ③ 시간제 근로(일주일에 10~20시간) ④ 전일제 근로(일주일에 30시간 이상)의 4점 척도 서열변수로 측정되었다.

## 2. 독립변수

먼저 국가차원에서는 다음과 같은 거시 변수들을 고려하도록 한다. 첫째, 노동시장의 상황 변수로서 실업률을 고려한다. 둘째, 각국의 총고용에서 시간제 고용이 차지하는 비중이다. 실업률과 시간제 고용비율은 노동시장의 구조적 요인, 즉 고령자 고용의 배출 요인을 검증하기 위한 변수이다. 셋째, 중고령자와 관련된 소득보장지출 수준(GDP 대비)을 투입하고자 한다. 55-64세 집단의 경우, GDP대비 조기퇴직 및 실업 관련 소득 보장 급여지출을 적용하고, 65-74세 집단의 경우 공적 및 강제민간 노령연금 지출수준을 투입한다<sup>3)</sup>.

다음으로 개인차원의 독립변수는 다음과 같다. 첫째, 주관적 계층과 교육수준이 중고령자의 계층을 대표하는 대리변수로서 투입된다. 이 연구에서 ‘주관적 계층’ 변수를 사용하려는 것은 다음과 같은 세 가지 이유에 기인한다. 앞서 언급했듯이 개인의 근로 여부에 영향을 미치게 될 재정적 요인은 단순히 개인이나 가구의 소득수준이나 연금급여수준 등만으로는 충분치 않으며, 오히려 자산과 생애에 걸친 경력 등을 총체적으로 고려한 주관적 계층이 더 적합할 수 있다. 또한 근로여부에 미치는 경제적 요인을 판정

<sup>3)</sup> 대부분의 국가에서 노령연금 수급개시연령이 65세인 반면, 한국의 경우 60세이다. 그러나 한국은 아직 연금이 충분히 성숙하지 않아 수급자가 30% 수준에 불과한 상황이므로 다른 국가들과 동일한 방식으로 소득보장지출 변수를 적용해도 크게 무리가 없으리라고 판단하였다.

하는데 있어서 어려움은, 근로여부에 따라 소득수준이 달라지기 때문에, 절대적인 소득 수준과 근로간에 인과관계를 규명하기 쉽지 않다는 점이다<sup>4)</sup>. 마지막으로 국제인식조사에 각국의 객관적 소득수준자료에 무응답이 너무 많아 분석에 사용하기 어렵고, 구체적인 소득원(예를 들면 연금소득이나 자산 등)에 대한 정보가 따로 없다는 현실적인 이유도 존재한다.

둘째, 교육수준은 계층뿐만 아니라 인적자본을 대리하는 변수로도 볼 수 있는데, 이 변수 역시 상반된 효과에 대한 설명이 가능하다. 일반적으로 높은 인적자본을 지닌 경우 오랜 시간을 교육에 투자했기 때문에 늦게까지 근로하려는 경향이 있다는 견해도 가능하지만(Schils, 2008), 다른 한편으로는 인적자본수준이 높으면 고임금을 받기 때문에 퇴직 후 높은 연금소득을 기대할 수 있게 되어 계속 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 것이다(Fields & Mitchell, 1984; Schils, 2008에서 재인용).

셋째, 성별 변수를 투입하고자 한다. 일반적으로 여성은 남성에 비해 전연령대에 걸쳐 노동시장 참여율이 낮고, 남성에 비해 일찍 퇴직하는 경향이 있다(Esser, 2005)고 알려져 있다.

넷째, 이 연구에서는 일과 여가에 대한 문화적 차이라는 중요한 측면을 국가수준보다는 개인수준에서 고려하고자 하였다. 그리하여 ‘유급노동에 대한 관점’을 독립변수로 투입한다. 이는 ‘나는 돈이 필요하지 않더라도 유급노동을 하는 것을 즐길 것이다’라는 문항<sup>5)</sup>으로 측정되었다.

다섯째, 배우자의 근로여부도 통제변수로서 투입하고자 한다. 일하는 배우자를 둘 경우 한편으로는 여가시간에 대한 대체로서 함께 근로하기를 선택할 가능성이 높다는 긍정적 예측도 가능하지만, 반대로 가구소득이 확보되기 때문에 일하지 않으려고 할 것

---

4) 주관적 계층성과 현재 근로여부간의 내생성이 존재할 위험도 제기될 수 있다. 본 연구에서는 자료의 한계로 인해 이 문제를 근원적으로 통제할 수 있는 다른 방법을 찾을 수는 없었다. 대신, 55-64세 집단을 대상으로 주관적 계층성과 현재 근로여부와 의 교차분석을 해본 결과, 일하지 않는 집단과 일하는 집단의 주관적 계층 분포가 크게 다르지 않았고, 평균값의 차이가 많이 차이 나지 않았다.(일하지 않는 집단의 주관적 계층 평균값=4.98, 표준편차 1.84, 일하는 집단의 주관적 계층 평균값=5.62, 표준편차 1.77) 또한 이 연령층의 남성이 여성보다 일하는 가능성이 높음에도 불구하고(남성 중 일하는 경우 65%, 여성 중 일하는 경우 49%), 남녀간의 주관적 계층성의 평균과 분포가 크게 차이가 나지 않는 점(남성의 경우 평균값 5.43, 표준편차 1.84, 여성의 평균값 5.26, 표준편차 1.82) 등을 총체적으로 고려해본다면, 주관적 계층과 현재 근로여부간의 내생성이 심각하게 존재하는 것은 아닐 수 있으리라 사료된다.

5) 이 문항은 ① 매우 동의한다 ② 동의한다 ③ 동의하지도 부정하지도 않는다 ④ 부정한다 ⑤ 매우 부정한다의 5점 척도로 구성되어 있다.

이라는 부정적 효과도 배제할 수 없다. 실제로 배우자 간의 퇴직결정의 상호의존성 연구(Blau & Riphahn, 1999; Weaver, 1994; An et al., 1999)들은 일하는 배우자가 있을 경우 고용에 미치는 영향이 긍정적일 수도, 부정적일 수도 있어 다소 명확치 않은 결론을 보여주고 있다.

[표 1] 변수의 측정

| 변 수       | 변수명                    | 측 정   | 자료 출처   |            |
|-----------|------------------------|---|---|------------|
| 종속<br>변수  | 55-64세 근로여부            | 이분변수.<br>유급노동을 하지 않는다=0, 하고 있다=1  | ISSP(2005)                                      |            |
|           | 65-74세 근로여부            |   |   |            |
|           | 55-64세 희망근로시간          | 4점 서열변수.<br>0=유급노동을 원하지 않음 1=10시간 미만 근로 선호<br>2=시간제 근로 선호 3=전일제 근로 선호               |   |            |
|           | 65-74세 희망근로시간          |   |   |            |
| 독립<br>변수  | 국가<br>변수               | 소득보장급여지출 I<br>(조기퇴직, 실업)  | 조기퇴직 및 실업 관련 소득보장급여<br>2005년 수치, GDP대비 수준으로 측정. | OECD(2010) |
|           |                        | 소득보장급여지출 II<br>(노령연금)   | 공적 및 강제민간 노령연금 지출                               | OECD(2010) |
|           |                        | 실업률   | 2005년 수치  | OECD(2010) |
|           |                        | 시간제 근로비율  | 총고용 중 시간제 근로가 차지하는 비중                           | OECD(2010) |
|           | 개인<br>변수               | 연령  | 연령  | ISSP(2005) |
|           |                        | 성별  | 성별 0=남성, 1=여성                                   |            |
|           |                        | 주관적 계층  | 주관적인 계층 10점의 서열변수<br>점수 높을수록 높은 계층을 의미          |            |
|           |                        | 교육수준  | 교육수준. 6점의 서열변수.<br>점수 높을수록 높은 교육수준을 의미          |            |
| 일에 대한 관점* |                        | ‘돈 벌기 위해서가 아니라도 유급노동을 즐긴다’<br>(1=매우 동의 2=동의 3=동의도 부정도 아님<br>4=동의하지 않음 5=매우 동의하지 않음) |   |            |
| 배우자 근로여부  | 배우자 일하지 않음=0, 배우자 일함=1 |   |   |            |

주: 단, 인식조사에서 독일은 동서독을 합함

\* 단, 일에 대한 관점 변수는 종속변수가 근로여부인 모델에서만 투입함. 이는 일에 대한 관점이 희망근로시간 과 실질적으로 유사하거나 내생성이 있을 수 있기 때문임.

한 가지 언급해야 할 것은, 본 연구의 분석모델에 ‘건강’이 통제변수로 투입되지 않은 점이다. 가장 큰 이유는 국제인식조사에 건강 변수가 포함되어 있지 않기 때문이다. ‘건강’은 업무수행능력의 대리 지표로서 고령자의 고용을 이해하는데 중요하리라는 것이 일반적인 통념이지만, 그동안의 연구결과들은 주관적인 건강상태는 결국 은퇴결정과 동시에 결정되므로 건강상태와 노동공급이 내생관계에 있음을 밝혀주고 있거나 (Anderson & Burkhauser, 1985; 장지연 외, 2008에서 재인용), 고령자의 고용지위의 변화는 건강의 악화와 크게 관련이 없다(Blau & Siivdyko, 2011)고 주장되고 있어 건강변수를 통제하지 않는 것이 결정적인 문제가 되지 않을 수 있음을 시사해주고 있다. 본 연구에서는 대신 분석대상 연령을 55-64세, 65-74세로 나누어 분석하고, 각각의 분석에서 연령을 투입함으로써 노화상태 혹은 건강상태를 간접적으로 통제하고자 하였다.

## IV. 분석결과

### 1. 근로여부 및 근로 희망 시간에 대한 국가별 기초통계

먼저 [표 2]에 제시된 근로여부에 대한 국가별 기초통계를 보면, 국가간 차이가 상당히 큼을 알 수 있다. 55-64세의 중고령자의 경우, 덴마크, 노르웨이, 스웨덴 등의 스칸디나비아 국가들이나 일본에서 유급노동에 참여하고 있다고 한 응답자가 70%가 넘는데 비해, 슬로베니아, 체코, 스페인, 프랑스, 독일 등에서는 절반에도 미치지 않는다. 희망근로시간을 보면, 55-64세의 경우 대체로 평균값이 2를 넘고 있어 시간제 이상의 일자리를 희망하고 있음을 알 수 있다.

65-74세 고령자의 경우에는 유급노동에 참여하는 비중이 확연히 감소하는데, 역시 국가간 격차는 적지 않게 존재한다. 한국, 일본, 덴마크, 미국 등은 유급노동 참가율이 상대적으로 높지만, 프랑스, 슬로베니아, 스웨덴에서는 5% 미만으로 확연히 낮다. 그러나 희망근로시간을 보면, 65-74세의 경우에도 평균적으로 시간제 일자리를 희망한다고 하는 국가들이 적지 않다. 프랑스, 노르웨이, 스웨덴, 슬로베니아, 체코, 핀란드 등이 이에 해당된다.

[표 2] 국가별 기초통계 (2005년 기준)

| 국가    | 55-64세            |                  |               |                                  | 65-74세            |                  |               |                                  | 국가변수  |           |                 |                  |
|-------|-------------------|------------------|---------------|----------------------------------|-------------------|------------------|---------------|----------------------------------|-------|-----------|-----------------|------------------|
|       | 일안함<br>(명,<br>비율) | 일함<br>(명,<br>비율) | 소계            | 희망근로<br>시간 <sup>1)</sup><br>(평균) | 일안함<br>(명,<br>비율) | 일함<br>(명,<br>비율) | 소계            | 희망근로<br>시간 <sup>1)</sup><br>(평균) | 실업률   | 시간제<br>비율 | 소득보<br>장지출<br>I | 소득보<br>장지출<br>II |
| 호주    | 152<br>(43.4)     | 198<br>(56.6)    | 350<br>(100)  | 2.26                             | 225<br>(89.6)     | 26<br>(10.4)     | 165<br>(100)  | 1.92                             | 5.04  | 24.00     | 0.54            | 3.13             |
| 체코    | 119<br>(58.9)     | 83<br>(41.1)     | 202<br>(100)  | 2.38                             | 114<br>(95.0)     | 6 (5.0)          | 125<br>(100)  | 2.17                             | 7.93  | 3.27      | 0.24            | 6.55             |
| 덴마크   | 96<br>(28)        | 247<br>(72)      | 343<br>(100)  | 2.32                             | 77<br>(75.5)      | 25<br>(24.5)     | 171<br>(100)  | 1.78                             | 4.83  | 17.35     | 2.34            | 5.44             |
| 핀란드   | 113<br>(48.5)     | 120<br>(51.5)    | 233<br>(100)  | 2.18                             | 121<br>(92.4)     | 10<br>(7.6)      | 134<br>(100)  | 2.09                             | 8.37  | 11.20     | 1.90            | 7.54             |
| 프랑스   | 118<br>(52)       | 109<br>(48)      | 227<br>(100)  | 2.57                             | 137<br>(98.6)     | 2 (1.4)          | 84<br>(100)   | 2.77                             | 8.85  | 13.19     | 1.58            | 10.53            |
| 독일    | 146<br>(53.1)     | 129<br>(46.9)    | 275<br>(100)  | 2.26                             | 262<br>(94.9)     | 14<br>(5.1)      | 140<br>(100)  | 1.25                             | 11.15 | 21.46     | 2.01            | 9.22             |
| 아일랜드  | 72<br>(50.7)      | 70<br>(49.3)     | 142<br>(100)  | 1.91                             | 114<br>(88.4)     | 15<br>(11.6)     | 85<br>(100)   | 1.29                             | 4.70  | 19.33     | 0.83            | 2.55             |
| 이스라엘  | 57<br>(36.8)      | 98<br>(63.2)     | 155<br>(100)  | 2.38                             | 114<br>(82.6)     | 24<br>(17.4)     | 67<br>(100)   | 1.63                             | 8.99  | 14.98     | 0.83            | 4.40             |
| 일본    | 48<br>(27.3)      | 128<br>(72.7)    | 176<br>(100)  | 2.26                             | 108<br>(66.7)     | 54<br>(33.3)     | 89<br>(100)   | 1.67                             | 4.41  | 18.26     | 0.38            | 7.42             |
| 네덜란드  | 88<br>(33.3)      | 176<br>(66.7)    | 264<br>(100)  | 2.30                             | 124<br>(81.0)     | 29<br>(19.0)     | 140<br>(100)  | 1.71                             | 5.26  | 35.57     | 2.02            | 4.66             |
| 노르웨이  | 49<br>(20.2)      | 193<br>(79.8)    | 242<br>(100)  | 2.46                             | 71<br>(84.5)      | 13<br>(15.5)     | 125<br>(100)  | 2.00                             | 4.61  | 20.76     | 2.02            | 4.57             |
| 포르투갈  | 122<br>(44.7)     | 151<br>(55.3)    | 273<br>(100)  | 2.38                             | 221<br>(86.7)     | 34<br>(13.3)     | 174<br>(100)  | 1.87                             | 7.62  | 9.45      | 1.28            | 8.82             |
| 슬로베니아 | 105<br>(72.9)     | 39<br>(27.1)     | 144<br>(100)  | 2.44                             | 95<br>(97.9)      | 2 (2.1)          | 79<br>(100)   | 2.15                             | 6.51  | 7.39      | 0.39            | 9.47             |
| 스페인   | 99<br>(65.1)      | 53<br>(34.9)     | 152<br>(100)  | 1.89                             | 154<br>(95.7)     | 7 (4.3)          | 83<br>(100)   | 1.32                             | 9.16  | 10.96     | 1.45            | 7.58             |
| 스웨덴   | 75<br>(27.9)      | 194<br>(72.1)    | 269<br>(100)  | 2.33                             | 150<br>(96.8)     | 5 (3.2)          | 131<br>(100)  | 2.15                             | 7.67  | 13.53     | 1.16            | 6.96             |
| 영국    | 77<br>(48.1)      | 83<br>(51.9)     | 160<br>(100)  | 1.90                             | 122<br>(91.7)     | 11<br>(8.3)      | 84<br>(100)   | 1.65                             | 4.61  | 22.99     | 0.18            | 5.38             |
| 미국    | 81<br>(35.5)      | 147<br>(64.5)    | 228<br>(100)  | 2.33                             | 91<br>(77.8)      | 26<br>(22.2)     | 122<br>(100)  | 1.63                             | 5.08  | 12.82     | 0.24            | 5.20             |
| 한국    | 86<br>(49.1)      | 89<br>(50.9)     | 175<br>(100)  | 2.22                             | 100<br>(60.6)     | 65<br>(39.4)     | 90<br>(100)   | 1.91                             | 3.74  | 8.97      | 0.2             | 7.42             |
| 계     | 1703<br>(42.5)    | 2307<br>(57.5)   | 4010<br>(100) | -                                | 2400<br>(86.7)    | 368<br>(13.3)    | 2768<br>(100) | -                                | -     | -         | -               | -                |

주 1) 이 값은 4점 서열변수에 대한 평균값을 의미함

근로여부와 희망근로시간의 관계를 명확히 보기 위해 [표 3]과 [표 4]의 교차분석 결과를 살펴보자. 55-64세의 경우 전일제를 희망한다는 비율이 전체 분석대상의 절반을 넘고 있으며, 일하기를 원치 않는다는 응답은 9.5%에 불과하다. 특히 당시 일하고 있지 않다고 응답한 사람 중에서, 일하기 원치 않는다고 한 ‘자발적 비근로’는 1/5에 지나지 않으며, 전일제나 시간제로 일하고 싶다고 한 ‘비자발적 비근로’의 비중이 70%를 넘어선다. 65-74세의 경우에도 시간제나 전일제를 희망하는 비율은 무려 64%에 달하고 있으며, 일하기 원치 않는다는 응답은 27%에 불과했다.

요컨대, 중고령자의 근로여부는 국가간 편차가 크게 나타나고 있으나, 일반적인 통념과는 달리, 복지국가의 중고령자들은 대부분 ‘일하기를 원하고 있다’고 결론내릴 수 있다.

[표 3] 55-64세 근로여부와 근로희망여부 교차분석 (명, %)

|       |        | 근로희망여부              |                    |                       |                       | 계                    |
|-------|--------|---------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
|       |        | 일하기 원치 않음           | 10시간미만근로 희망        | 시간제 희망 (10~30시간)      | 전일제 희망 (30시간이상)       |                      |
| 근로 여부 | 일하지 않음 | 306 (19.3)<br>(7.9) | 136 (8.6)<br>(3.5) | 462 (29.1)<br>(12.0)  | 684 (43.1)<br>(17.8)  | 1588 (100)<br>(41.2) |
|       | 일함     | 58 (2.6)<br>(1.5)   | 65 (2.9)<br>(1.7)  | 804 (35.5)<br>(20.9)  | 1336 (59.0)<br>(34.7) | 2263 (100)<br>(58.8) |
| 계     |        | 364 (9.5)<br>(9.5)  | 201 (5.2)<br>(5.2) | 1266 (32.9)<br>(32.9) | 2020 (52.5)<br>(52.5) | 3851 (100)<br>(100)  |

[표 4] 65-74세 근로여부와 근로희망여부 교차분석 (명, %)

|       |        | 근로희망여부               |                    |                      |                       | 계                    |
|-------|--------|----------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
|       |        | 일하기 원치 않음            | 10시간미만근로 희망        | 시간제 희망 (10~30시간)     | 전일제 희망 (30시간이상)       |                      |
| 근로 여부 | 일하지 않음 | 656 (30.9)<br>(26.5) | 169 (8.0)<br>(6.8) | 408 (19.2)<br>(16.5) | 891 (41.9)<br>(36.0)  | 2124 (100)<br>(85.9) |
|       | 일함     | 22 (6.3)<br>(0.9)    | 42 (12.0)<br>(1.7) | 127 (36.3)<br>(5.1)  | 159 (45.4)<br>(6.4)   | 350 (100)<br>(14.1)  |
| 계     |        | 678 (27.4)<br>(27.4) | 211 (8.5)<br>(8.5) | 535 (21.6)<br>(21.6) | 1050 (42.4)<br>(42.4) | 2474 (100)<br>(100)  |

## 2. 중고령자 근로여부에 영향을 미치는 요인 분석 (고정효과 모형)

본 연구에서는 국가 사례수가 18개에 불과하고, 국가 변수들간에 상관관계가 비교적 높게 존재하고 있어, 여기서는 세 개의 국가변수를 따로 하나씩 투입하는 모형으로 분석하고자 한다. GDP대비 공적 및 강제민간 노령연금지출 비율과 실업률과의 피어슨 상관관계는  $r=.715$  ( $p<.01$ ), 노령연금지출과 시간제 근로비중과 상관관계는  $r=-.354$  ( $p<.01$ ), 노령연금지출과 조기퇴직급여 및 실업관련 지출간의 상관관계는  $r=.445$  ( $p<.01$ ), 조기퇴직급여 및 실업관련 지출과 실업률간의 상관관계는  $r=.514$  ( $p<.01$ ), 시간제 근로비중과 실업률간의 상관관계는  $r=-.321$  ( $p<.01$ ) 등이다.

[표 5] 55-64세 중고령자 근로에 관한 다층모형 분석결과 I (고정효과)

|                    |                      | 모델 1                |           | 모델 2                |           | 모델 3                |           |
|--------------------|----------------------|---------------------|-----------|---------------------|-----------|---------------------|-----------|
|                    |                      | $\beta$             | t         | $\beta$             | t         | $\beta$             | t         |
| 개인 수준 독립 변수        | 연령                   | -0.234              | -10.386** | -0.234              | -10.358** | -0.234              | -10.359** |
|                    | 성별                   | -0.781              | -8.581**  | -0.778              | -8.495**  | -0.780              | -8.563**  |
|                    | 주관적 계층               | 0.095               | 2.808**   | 0.092               | 2.699**   | 0.092               | 2.710**   |
|                    | 교육수준                 | 0.177               | 4.678**   | 0.178               | 4.593**   | 0.179               | 4.663**   |
|                    | 배우자 근로여부             | 0.419               | 3.457**   | 0.423               | 3.489**   | 0.419               | 3.463**   |
|                    | 일에 대한 관점             | -0.132              | -3.741**  | -0.131              | -3.698**  | -0.133              | -3.737**  |
| 국가 수준 독립 변수        | 실업률                  | -0.120              | -3.448**  |                     |           |                     |           |
|                    | 시간제 근로비중             |                     |           | 0.048               | 2.277*    |                     |           |
|                    | 소득보장지출 I (조기퇴직·실업관련) |                     |           |                     |           | -0.005              | -0.028    |
| Thresholds         |                      | -1.780              | -6.075**  | -0.272              | -0.744    | -1.007              | -3.509    |
| Residual Variances |                      | 0.213               | 2.024*    | 0.213               | 3.400**   | 0.286               | 2.571*    |
| AIC                |                      | 4016.187            |           | 4015.584            |           | 4020.827            |           |
| BIC (adj.BIC)      |                      | 4071.688 (4043.090) |           | 4071.085 (4042.487) |           | 4076.328 (4047.730) |           |

\*:  $p<.05$ , \*\*:  $p<.01$

먼저 55-64세 중고령자 근로에 영향을 미치는 요인에 관한 다층모형 분석결과를 보자(표 5). 개인 수준의 변수에서, 가장 핵심적인 검증은 근로여부의 계층성에 관한 것

이다. 다른 요인들을 모두 통제했을 경우, 55-64세 중고령자들은 근로에 있어서 유의미한 계층 효과를 보이는 것으로 나타났다. 주관적 계층 인식수준이 높을수록, 교육수준이 높을수록 일을 할 가능성이 더 높다. 이는 계층 불평등 가설을 지지해주는 결과라고 할 수 있을 것이다. 생애에 걸친 주관적 계층인식이 높고 교육수준이 높으면 숙련성과 기술 등의 인적자본을 바탕으로 근무환경과 보상이 높은 ‘괜찮은’ 일자리에서 계속 일하고 있을 가능성이 높고, 생애 주된 일자리에서 퇴직을 했더라도 다른 일자리를 찾을 가능성이 높다는 것이다. 따라서 퇴직 후에도 연금이나 자산 등의 대체적 자원이 많아 일할 필요성이 낮은 계층일수록 일찍 퇴직하고, 경제적 필요성이 높은 저소득층이 더 많이 일할 것이라는 경제적 필요 가설은 본 논문에서는 통계적으로 지지되지 못했다<sup>6)</sup>.

일에 대한 관점도 통계적으로 유의미하게 중고령자의 근로여부에 영향을 미치고 있었다. 즉 경제적 이유가 아니더라도 유급노동을 즐긴다고 생각하는 중고령자일수록 유급노동에 참여하는 경향을 보인다는 것이다. 반면 굳이 경제적인 필요 때문이 아니면 일할 이유가 없다고 생각하는 중고령자는 일하고 있지 않을 가능성이 높음을 의미한다.

그 외에도 연령이 낮을수록, 여성보다는 남성이 근로할 가능성이 높게 나타나고 있다. 이는 일반적인 기대나 기존 연구들과 동일한 결과이다.

또한 배우자가 근로할수록 그렇지 않은 경우에 비해 일할 가능성이 높게 나타났다. 이는 부부간에 여가생활을 함께 보내고자 하는 욕구 등으로 인해 비슷한 시기에 은퇴를 하는 경향을 보여주기도 하고, 배우자가 일을 한다는 것은 건강 상태가 양호하고 독립적인 생활이 가능하다는 것을 의미하기 때문에 배우자에 대한 돌봄의 필요성이 적어 근로가 가능하다는 것을 의미할 수도 있다. 분명한 것은 배우자가 일하면 소득에 대한 경제적 필요가 줄어들어 일을 하지 않을 것이라는 가설은 검증되지 않았다는 점이다.

다음으로 국가변수를 보자. 실업률이 낮을수록, 시간제 근로 비중이 높을수록 55-64세의 중고령자가 근로하는 가능성은 높아졌다. 즉 배출(밀기) 요인이 중고령자의 근로를 설명하고 있는 것이다. 반면, 조기퇴직급여나 실업관련 소득보장 급여에 대한 사회보장 지출수준은 중고령자의 근로에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

---

<sup>6)</sup> 그러나 본 연구에서는 자료의 한계로 인해 실제 소득수준이나, 기대연금수준 등을 변수화할 수 없었기 때문에, 주관적 계층의 긍정적 효과만을 가지고 계층 불평등 가설을 확실히 지지한다고 말하는 데에는 일정한 한계가 있을 것이다.

[표 6] 65-74세 고령자 근로에 관한 다층모형 분석결과 (고정효과)

|                      |                        | 모델 1                |          | 모델 2                |          | 모델 3                |          |
|----------------------|------------------------|---------------------|----------|---------------------|----------|---------------------|----------|
|                      |                        | $\beta$             | t        | $\beta$             | t        | $\beta$             | t        |
| 개인<br>수준<br>독립<br>변수 | 연령                     | -0.133              | -4.422** | -0.133              | -4.412** | -0.132              | -4.342** |
|                      | 성별                     | -0.434              | -3.453** | -0.429              | -3.401** | -0.431              | -3.444** |
|                      | 주관적 계층                 | 0.076               | 1.708    | 0.074               | 1.563    | 0.071               | 1.492    |
|                      | 교육수준                   | 0.063               | 1.001    | 0.068               | 1.090    | 0.068               | 1.117    |
|                      | 배우자 근로여부               | 1.010               | 3.340**  | 1.008               | 3.335**  | 1.000               | 3.323**  |
|                      | 일에 대한 관점               | -0.237              | -2.424*  | -0.234              | -2.402*  | -0.236              | -2.389*  |
| 국가<br>수준<br>독립<br>변수 | 실업률                    | -0.314              | -4.401** |                     |          |                     |          |
|                      | 시간제 근로비중               |                     |          | 0.038               | 1.227    |                     |          |
|                      | 소득보장지출 I<br>(공적노령연금지출) |                     |          |                     |          | -0.252              | -3.399** |
| Thresholds           |                        | -0.651              | -1.325   | 2.008               | 3.577**  | -0.135              | -0.370   |
| Residual Variances   |                        | 0.349               | 3.345**  | 0.840               | 3.033**  | 0.525               | 2.739**  |
| AIC                  |                        | 1605.904            |          | 1618.040            |          | 1610.497            |          |
| BIC (adj.BIC)        |                        | 1657.312 (1628.717) |          | 1669.448 (1640.854) |          | 1661.905 (1633.310) |          |

\*:  $p < .05$ , \*\*:  $p < .01$

한편 65-74세 고령자의 근로여부에 영향을 미치는 요인에 관한 분석결과는 55-64세 중고령자 분석결과와 다음의 세 가지 측면에서 상이하게 나타났다. 첫째, 계층 효과는 65-74세 고령자의 근로여부에서는 뚜렷이 나타나지 않았다. 둘째, 국가차원에서 시간제 근로비중 역시 고령자의 근로여부에는 유의미한 영향을 미치지 않았다. 셋째, 반면 공적 및 강제민간 노령연금지출이 높을수록 65-74세 고령자가 근로할 가능성은 낮게 나타나고 있다. 이러한 결과들이 의미하는 바를 종합하면 다음과 같이 설명할 수 있을 것이다. 대부분의 국가에서 공식 연금수급연령인 65세 이후에는 연금급여를 받게 되어 소득수준과 관계없이 대다수가 은퇴를 하게 되며, 특히 연금급여수준이 높은 국가일수록 은퇴를 하게 될 가능성이 높을 것이다. 만약 그 이후에도 근로하는 경우는 고소득 전문직이거나, 연금 등 대체소득이 부족하여 생계를 위해 어떤 일자리에서든 계속 일하는 등 고용구조 유연성과는 관계가 적다고 보여진다.

요컨대 현재 중고령자의 실제 근로 여부는 55-64세 및 65-74세 집단간에 상이한 양상을 보이고 있다. 55-64세 집단은 근로에 있어서 계층 불평등 현상이 나타나고 있고, 시간제 근로나 실업률 등의 노동시장 배출 효과가 크게 나타나는 반면, 65-74세 집단에서는 소득수준과 관계없이 일을 하지 않는 경향이 나타나며, 특히 연금관대성 등의 유인 효과가 작용한다. 경제적 이유가 아니라도 유급노동을 즐길수록 일할 가능성이 높다는 일에 대한 관점 가설은 양쪽집단 모두에서 유의하게 검증되었다.

[표 6] 성별 분석 결과 : 55-64세 중고령자 근로여부 (고정효과)

|                      |                           | 모델 1                   |                        | 모델 2                   |                        | 모델 3                   |                        |
|----------------------|---------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                      |                           | 남성 $\beta$             | 여성 $\beta$             | 남성 $\beta$             | 여성 $\beta$             | 남성 $\beta$             | 여성 $\beta$             |
| 개인<br>수준<br>독립<br>변수 | 연령                        | -0.240**               | -0.235**               | -0.240**               | -0.235**               | -0.241**               | -0.235**               |
|                      | 주관적 계층                    | 0.139**                | 0.063+                 | 0.133*                 | 0.061+                 | 0.132*                 | 0.060+                 |
|                      | 교육수준                      | 0.122**                | 0.207**                | 0.128**                | 0.207**                | 0.127**                | 0.208**                |
|                      | 배우자 근로여부                  | 0.733**                | 0.246+                 | 0.738**                | 0.251+                 | 0.730**                | 0.247+                 |
|                      | 일에 대한 관점                  | -0.086+                | -0.187**               | -0.084+                | -0.185**               | -0.086+                | -0.187**               |
| 국가<br>수준<br>독립<br>변수 | 실업률                       | -0.169**               | -0.091*                |                        |                        |                        |                        |
|                      | 시간제 근로비중                  |                        |                        | 0.046*                 | 0.053*                 |                        |                        |
|                      | 소득보장지출 I<br>(조기퇴직 · 실업관련) |                        |                        |                        |                        | -0.100*                | -0.047                 |
| Thresholds           |                           | -1.939**               | -0.982**               | -0.125                 | 0.418                  | -0.455**               | -0.673+                |
| Residual Variances   |                           | 0.196*                 | 0.271+                 | 0.263                  | 0.227                  | 0.265**                | 0.305*                 |
| AIC                  |                           | 1870.802               | 2154.000               | 1874.497               | 2150.770               | 1875.140               | 2155.485               |
| BIC (adj.BIC)        |                           | 1914.389<br>(1888.974) | 2197.986<br>(2172.571) | 1918.084<br>(1892.668) | 2194.756<br>(2169.341) | 1918.727<br>(1893.312) | 2199.471<br>(2174.056) |

\*:  $p < .05$ , \*\*:  $p < .01$

한편, 중고령자의 근로여부에 영향을 미치는 요인들의 효과는 성별에 따라 달라질 수 있기 때문에, 여기서는 추가적으로 남성과 여성집단을 구분하여 분석을 해보았다. 그 결과, 남녀 중고령자의 근로여부에 영향을 미치는 요인에서 가장 차이가 두드러진 부분은 소득보장지출이 근로여부에 미치는 영향으로 나타났다. 남녀를 구분하지 않은

[표 5]의 분석에서, 55-64세 집단의 근로여부는 소득보장의 관대성에 영향을 받지 않는 것으로 나타난 반면, 남성만을 대상으로 했을 때에는 소득보장지출수준이 남성 중고령자의 근로여부에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타난 것이다. 반면 여성의 경우에는 조기퇴직연금이나 실업관련 소득보장제도의 관대성이 근로여부에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 65-74세 집단의 경우에도, 남성의 경우는 .05 수준에서 유의미하게 부적인 영향을 미치는 반면, 여성의 경우에는 .10 수준에서만 유의미한 부적효과가 나타났다. 이것이 의미하는 바는, 기존의 이론에서 주로 설명해온 연금 등의 사회보장제도의 유인(당김)효과가 주로 남성에게 해당되는 것임을 보여주는 결과라고 할 수 있다. 여성의 경우는 주로 사회보험방식인 조기퇴직연금이나 실업급여 등의 소득보장제도로부터 충분한 혜택을 받고 있지 못하기 때문에, 사회보장제도의 유인효과가 덜 적용된다고 설명할 수 있을 것이다.

[표 7] 성별 분석 결과 : 65-74세 중고령자 근로여부 (고정효과)

|                      |                                | 모델 1                 |                      | 모델 2                 |                      | 모델 3                 |                      |
|----------------------|--------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                      |                                | 남성 $\beta$           | 여성 $\beta$           | 남성 $\beta$           | 여성 $\beta$           | 남성 $\beta$           | 여성 $\beta$           |
| 개인<br>수준<br>독립<br>변수 | 연령                             | -0.132**             | -0.130**             | -0.131**             | -0.130**             | -0.130**             | -0.129**             |
|                      | 주관적 계층                         | 0.160**              | -0.016               | 0.161**              | -0.023               | 0.157**              | -0.023               |
|                      | 교육수준                           | 0.067                | 0.086                | 0.066                | 0.099+               | 0.075                | 0.103+               |
|                      | 배우자 근로여부                       | 0.614*               | 1.355*               | 0.613*               | 1.404*               | 0.604*               | 1.363*               |
|                      | 일에 대한 관점                       | -0.290**             | -0.174+              | -0.281**             | -0.182+              | -0.285**             | -0.178+              |
| 국가<br>수준<br>독립<br>변수 | 실업률                            | -0.368**             | -0.215*              |                      |                      |                      |                      |
|                      | 시간제 근로비중                       |                      |                      | 0.052                | 0.001                |                      |                      |
|                      | 소득보장지출 II<br>(공적·강제민간<br>연금지출) |                      |                      |                      |                      | -0.242**             | -0.145+              |
| Thresholds           |                                | -1.091*              | 0.624                | 2.144**              | 2.019**              | -0.107               | -1.169**             |
| Residual Variances   |                                | 0.335*               | 0.285**              | 1.085**              | 0.506**              | 0.737*               | 0.389**              |
| AIC                  |                                | 933.138              | 801.930              | 947.928              | 804.862              | 941.957              | 804.802              |
| BIC (adj.BIC)        |                                | 973.758<br>(948.348) | 842.977<br>(817.566) | 988.548<br>(963.137) | 849.909<br>(824.498) | 982.577<br>(957.166) | 845.850<br>(820.438) |

+:  $p < .10$ , \*:  $p < .05$ , \*\*:  $p < .01$

### 3. 중고령자의 근로시간 선호에 영향을 미치는 요인에 관한 분석

이번에는 중고령자가 어느 정도의 근로시간을 희망하는지에 대한 선호를 분석해보기로 한다<sup>7)</sup>. 앞서 기초통계에서 확인했듯이, 일하기를 원치 않는 고령자는 55-64세 집단에서는 10% 미만이며, 65-74세의 경우에도 27%에 불과하다. 55-64세 집단에서 시간제 근로를 선호하는 사람은 33%, 전일제를 희망하는 고령자는 52.5%이었고, 65-74세 집단에서는 시간제 근로를 희망하는 사람이 21.6%, 전일제를 희망하는 고령자가 42.4%로 나타난 바 있다. 그렇다면 국가와 개인의 어떤 특성이 중고령자의 근로시간 선호에 영향을 미치는가?

[표 8] 55-64세 고령자 선호근로시간에 관한 다층모형 분석결과 I (고정효과)

|                      |                         | 모델 1    |                     | 모델 2    |                     | 모델 3    |          |
|----------------------|-------------------------|---------|---------------------|---------|---------------------|---------|----------|
|                      |                         | $\beta$ | t                   | $\beta$ | t                   | $\beta$ | t        |
| 개인<br>수준<br>독립<br>변수 | 연령                      | -0.025  | -3.998**            | -0.025  | -4.024**            | -0.025  | -4.025** |
|                      | 성별                      | -0.309  | -7.536**            | -0.310  | -7.541**            | -0.309  | -7.549** |
|                      | 주관적 소득계층                | -0.003  | -0.268              | -0.001  | -0.126              | -0.002  | -0.167   |
|                      | 교육수준                    | -0.017  | -1.315              | -0.017  | -1.301              | -0.017  | -1.339   |
|                      | 배우자 근로여부                | -0.037  | -0.935              | -0.038  | -0.970              | -0.037  | -0.934   |
|                      | Residual Variances      | 0.738   | 16.247**            | 0.738   | 16.253**            | 0.738   | 16.242** |
| 국가<br>수준<br>독립<br>변수 | 실업률                     | 0.021   | 1.356               |         |                     |         |          |
|                      | 시간제 근로비중                |         |                     | -0.016  | -2.742**            |         |          |
|                      | 소득보장지출 I<br>(조기퇴직·실업관련) |         |                     |         |                     | 0.026   | 1.878+   |
|                      | Intercepts              | 2.028   | 20.195**            | 2.409   | 21.641**            | 2.012   | 23.646** |
|                      | Residual Variances      | 0.025   | 2.895**             | 0.018   | 2.987**             | 0.022   | 2.775**  |
| AIC                  | 9423.108                |         | 9418.543            |         | 9421.580            |         |          |
| BIC (adj.BIC)        | 9485.258 (9453.483)     |         | 9480.693 (9448.918) |         | 9433.780 (9451.955) |         |          |
| CFI/TLI              | 1.000/ 1.000            |         | 1.000/ 1.000        |         | 1.000/ 1.000        |         |          |
| RMSEA                | 0.000                   |         | 0.000               |         | 0.000               |         |          |

+:  $p < .10$ , \*:  $p < .05$ , \*\*:  $p < .01$

<sup>7)</sup> 한편 종속변수를 근로하기를 원한다/원하지 않는다는 이분변수로 재구성해서 분석할 경우에도 분석결과는 크게 차이가 없게 나타났다. 특히 개인수준 변수의 영향력은 방향과 유의도에 있어 동일하며, 국가변수에서 시간제 일자리 비중의 영향력이 통계적으로 유의하지 않게 나타난 점에서만 차이가 있다. 여기서는 정책적 시사점을 더 많이 얻을 수 있도록 하기 위해 근로희망여부 대신 근로시간 선호에 대한 결과치를 제시하도록 한다.

[표 8]과 [표 9]의 결과를 보면, 먼저 계층은 중고령자의 근로시간 선호를 선형적으로 설명하지 않음을 볼 수 있다. 즉 주관적 계층의식이나 교육수준은 중고령자의 일에 대한 선호를 체계적으로 설명하지 않는다는 것이다. 대신 연령이 낮을수록, 여성보다는 남성이 더 많이 일하기를 원한다는 것을 볼 수 있다. 배우자의 근로여부는 선호하는 근로시간에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

국가변수를 보면, 실업률, 시간제 근로비중, 관련 소득보장지출수준 중에서 55-64세, 65-74세 두 집단에서 모두 시간제 근로비중만 유일하게 고령자 근로시간 선호에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 국가의 총고용중 시간제 근로비중이 높을수록 선호하는 근로시간이 낮아진다는 것은, 시간제 일자리가 많은 국가에서는 고령자들이 전일제보다 시간제를 선호함을 의미한다. 이는 시간제 근로 비중이 높은 국가의 경우 임금체계나 파트타임 근로자에 대한 사회보험지원이 호의적이기 때문일 수 있다.

[표 9] 65-74세 고령자 근로시간 선호에 관한 다층모형 분석결과 I (고정효과)

|                      |                            | 모델 1               |          | 모델 2                |          | 모델 3                |          |
|----------------------|----------------------------|--------------------|----------|---------------------|----------|---------------------|----------|
|                      |                            | $\beta$            | t        | $\beta$             | t        | $\beta$             | t        |
| 개인<br>수준<br>독립<br>변수 | 연령                         | -0.017             | -1.329   | -0.017              | -1.310   | -0.017              | -1.329   |
|                      | 성별                         | -0.302             | -5.089** | -0.304              | -5.121** | -0.302              | -5.089** |
|                      | 주관적 소득계층                   | 0.000              | 0.007    | 0.000               | 0.032    | 0.000               | 0.007    |
|                      | 교육수준                       | -0.005             | -0.265   | -0.005              | -0.258   | -0.005              | -0.265   |
|                      | 배우자 근로여부                   | 0.030              | 0.276    | 0.025               | 0.227    | 0.030               | 0.276    |
|                      | Residual Variances         | 1.366              | 15.220** | 1.366               | 15.200** | 1.366               | 15.220** |
| 국가<br>수준<br>독립<br>변수 | 실업률                        | 0.028              | 0.561    |                     |          |                     |          |
|                      | 시간제 근로비중                   |                    |          | -0.030              | -3.084** |                     |          |
|                      | 소득보장지출 II<br>(공적·강제민간노령연금) |                    |          |                     |          | 0.068               | 1.719+   |
|                      | Intercepts                 | 1.722              | 6.321**  | 2.355               | 12.972** | 1.481               | 7.108**  |
|                      | Residual Variances         | 0.127              | 2.713**  | 0.101               | 2.268*   | 0.105               | 2.888**  |
| AIC                  |                            | 7208.526           |          | 7204.887            |          | 7205.144            |          |
| BIC (adj.BIC)        |                            | 7265.792(7234.021) |          | 7262.154 (7230.382) |          | 7262.410 (7230.639) |          |
| CFI/TLI              |                            | 1.000/ 1.000       |          | 1.000/ 1.000        |          | 1.000/ 1.000        |          |
| RMSEA                |                            | 0.000              |          | 0.000               |          | 0.000               |          |

+:  $p < .10$ , \*:  $p < .05$ , \*\*:  $p < .01$

한편 근로시간을 선호하는 데 있어서 국가의 연금수준은 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 특히 65-74세 집단의 경우, 공적·강제노령연금 지출수준이 높은 국가일수록 고령자들이 실제로 근로를 하지 않을 가능성이 높다고 앞서 분석된 바 있는데, 일을 하고자 하는 선호는 노령연금 관대성과는 무관하게 나타나고 있는 것이다.

요컨대 다층분석을 통한 가설검증 결과는 다음과 같이 제시될 수 있을 것이다. 첫째, 계층이 낮을수록 더 일하려는 경향이 있을 것이라는 경제적 필요 가설은 55-64세, 65-74세 두 집단에 있어서 실제 근로여부나 근로시간 선호 양자에 대해 모두 검증되지 않았다. 대신 55-64세 중고령자 집단에 있어서는 주관적 계층이 높을수록, 교육수준이 높을수록 더 일을 하고 있을 가능성이 높은 것으로 나타나 일자리에 있어서의 계층 불평등 가설을 일부 입증해주고 있다. 둘째, 일을 단순히 돈을 벌기 위한 수단이 아니라 즐길수록 일할 가능성이 높고, 일을 더욱 하고 싶어하는 것으로 나타났다. 즉 일에 대한 관점 가설이 검증되었다.

셋째, 고령자의 근로여부는 대체로 실업률과 시간제 근로비중 등 한 국가의 노동시장의 구조적 여건에 체계적으로 영향을 받는 것으로 나타났다(배출 요인 가설). 한편 시간제 근로비중이 높은 국가일수록 고령자들이 전일제보다는 시간제 근로를 선호하는 경향이 있는 것으로 나타났다.

넷째, 관련 소득보장제도의 관대성이라는 유인 효과는 65-74세 집단의 근로여부에만 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 연금 등의 소득보장지출의 관대성 수준은 중고령자들이 더 일하고 싶어 하는 선호에는 체계적으로 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 2000년대 중반에 이미 상당한 수준으로 연금개혁과 활성화 정책들이 자리 잡은 상태임을 반증하는 것일 수도 있을 것이다.

## V. 결론

중고령자의 근로여부와 근로시간 선호에 영향을 미치는 요인을 국가비교적 관점에서 경험적으로 검증하고자 한 이 연구는 구체적으로 다음과 같은 질문에 답을 구하고자 하였다. 과연 고령자들은 일을 하려고 하는가? 아니면 대안적 소득만 있다면 퇴직하고자

하는가? 어떤 계층이 더 늦게까지 일을 하는가? 고령자 근로에 있어서 배출요인이 더 중요한가 유인 요인이 더 중요한가?

이에 대한 주요결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 대다수의 고령자들이 일하기를 원한다는 점이다. 55-64세 고령자의 90%와 65-74세 고령자의 3/4는 일하는 것을 선호하고 있고, 전일제를 희망하는 경우도 절반 수준으로 나타나고 있다. 특히 일하고 있지 않은 55-64세 집단의 20% 미만, 65-74세 집단의 약 30%만이 일하기를 원치 않는 자발적인 비근로 상태이고, 나머지의 대다수는 시간제 혹은 전일제로 일하기를 원하고 있었다. 이는 대다수 중고령자의 비근로는 일을 하지 않으려는 자발적인 선택이 아닐 수 있는 가능성을 보여준다.

둘째, 적어도 55-64세 집단에 있어서는 고용에서의 계층간 불평등의 가능성이 발견되었다. 즉 계층이 높을수록 일을 계속할 가능성이 높은 것이다. 다만 본 연구가 사용한 데이터의 한계로 인해 실제 소득수준이 아닌 주관적 계층을 변수로 사용했기 때문에 확실한 결론을 도출하기에는 일정한 한계가 있을 수 있을 것이다.

셋째, 일을 희망하는데 있어서는 계층과 관계없이 일하기를 원하는 양상을 보여주고 있다. 넷째, 소득보장지출이 근로여부에 미치는 영향은 남녀간에 차이가 있는 것으로 나타났다. 즉 소득보장지출수준이 남성 중고령자의 근로여부에는 확실히 부적인 영향을 미치지만, 여성의 경우에는 조기퇴직연금이나 실업관련 소득보장제도의 관대성이 근로여부에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않음으로써, 연금 등의 사회보장제도의 유인(당김)효과가 주로 남성에게 해당되며, 조기퇴직연금이나 실업급여 등의 소득보장제도로부터 충분한 혜택을 받고 있지 못한 여성의 경우에는 사회보장제도의 유인효과가 덜 적용된다고 할 수 있을 것이다. 다섯째, 특히 희망근로시간은 사회보장제도의 관대성에 영향 받지 않으며, 오히려 시간제 근로비중 고령자에게 적합한 유연한 일자리가 제공되느냐에 더 달려 있음을 확인하였다.

본 연구는 고령사회에서 고령자들에게 적절한 근로 기회를 제공할 수 있는 다양한 일자리가 필요하며, 개인이 근로와 사회보장을 결합할 수 있도록 하는 유연한 구조가 중요함을 시사해준다. 결국 고령기의 근로가능성의 차이가 노년기의 불평등을 가져오는 중요한 요인이라는 Pampel(1998)의 지적에 귀 기울일 필요가 있을 것이다.

## ■ 참고문헌 □

- 안중범, 정지운 (2008). 조기퇴직의 원인으로서는 연금제도 관대성과 고령화. *경제학연구* 56(1): 249-278.
- 이만우, 김대철 (2007). 국민연금제도가 노동공급에 미치는 효과 분석. 2007년 경제학공동학술대회 발표자료.
- 이승렬, 최강식 (2007). 국민연금이 중고령자의 은퇴 행위에 미치는 영향. *사회보장연구* 23(4):83-103.
- 장지연, 부가청, 이해정, 신현구, 이철희, 장숙량, 조성일 외 (2008). 중고령자 노동시장 국제비교연구. 한국노동연구원.
- Anderson, P. & R. Burkhauser (1985). The Retirement-Health Nexus, A New Measure for an Old Puzzle, *Journal of Human Resources* 20: 315-330.
- Blau, D. M. & R. T. Riphahn (1999). Labor force transitions of older married couples in Germany. *Labour Economics* 6: 229-252.
- Blau, D. & T. Siivdyko (2011). "Labor Market Rigidities and the Employment Behavior of Older Workers", *Industrial and Labor Relations Review* 64(3):464-484.
- Chan, S. & A. H. Stevens (2004). Do Changes in pension incentives affect retirement? A Longitudinal study of subjective retirement expectations. *Journal of Public Economics* 88: 1307-1333.
- Danziger, S., R. Haveman & R. Plotnick (1981). How Income Transfer Programs Affect Work, Savings, and Income Distribution: A Critical Review. *Journal of Economic Literature* 19(3):975-1028.
- Diamond, P.A. & J. A. Hausman (1984). Individual Retirement and Savings Behavior. *Journal of Public Economics* 23: 81-114.
- Duval, R. (2003). Retirement behavior in OECD countries: impact of old-age pension schemes and other social transfer programmes. *OECD Economic Studies* 37.
- Ebbinghaus, B. (2000). Any Way Out of "Exit From Work"? Reversing the Entrenched Pathways of Early Retirement. In Scharpf, F. W. & Schmidt, V. (eds). *Welfare and Work in the Open Economy*. Vol. II., Oxford, Oxford University Press, pp. 511-553.
- Esping-Anderson, G. (1990). *Three Worlds of Welfare Capitalism*, Princeton University Press.
- Esping-Anderson, G. & H. Sonnberger (1991). The Demographics of Age in Labor Market Management, in J. Myles & J. Quadagno (Eds.) *States, Labor Markets, and the Future of*

- Old-Age Policy*. Philadelphia: Temple University Press, 227-49.
- Esser, I. (2005). Why Work? Swedish Institute for Social Research.
- Feldstein, M. S. (1974). Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation, *Journal of Political Economy* 62: 905-926.
- Fields, G. S. & O. S. Mitchell (1984). Retirement, *Pensions and Social Security*. Cambridge: MIT Press.
- Gallie, D. (2007) Welfare Regimes, Employment Systems and Job Preference Orientations, *European Sociological Review* 23(3):279-293.
- Gruber, J. & D. Wise (2004). Social Security Program and Retirement Around the World: Micro Estimation. NBER working paper No.9407, Cambridge, MA: NBER.
- Hayward, M. D. & W. R. Grady (1990). Work and Retirement among a Cohort of Older Men in the United States, 1966-1983. *Demography* 27:393-409.
- Hult, C. & S. Svallfors (2002). Production Regimes and Work Orientations: A comparison of six western Countries. *European Sociological Review* 18(3):315-331.
- Jepsen, M., D. Foden, & M. Hutsebaut (eds.) (2002). Active Strategies for Older Workers in the European Union. Brussels: European Trade Union Institute.
- OECD(2003a) Ageing and Employment Policies : Sweden, Paris: OECD
- OECD(2003b) Retirement Behaviour in OECD Countries: Impact of Old-age Pensions Schemes and Other Social Transfer Programmes, Paris: OECD
- OECD (2010). Social Expenditure Database (SOCX), 1980-2007, Paris.
- Palme, M. & I. Svensson (2002). Pathways to retirement and retirement incentives in Sweden, Institute for Futures Studies.
- Pampel, F. C. (1998). *Ageing, Social Inequality and Public Policy*. SAGE Publication.
- Scharpf, F. W. & V. Schmidt (Eds). *Welfare and Work in the Open Economy*. Vol. II., Oxford : Oxford University Press.
- Schils, T. (2008) Early Retirement in Germany, the Netherlands, and the United Kingdom: A Longitudinal Analysis of Individual Factors and Institutional Regimes, *European Sociological Review* 24(3):315-329.
- Shutz, K., K. Morton & J. Weckerle (1998). The Influence of Push and Pull Factors on Voluntary and Involuntary Early Retirees' Retirement Decision and Adjustment, *Journal of Vocational Behavior* 53:45-57.
- Stier, H. & N. Lewin-Epstein (2003). Time to Work: a comparative analysis of preferences for working hours, *Work and Occupations* 30(3):302-326.

Weaver, D. A. (1994). The Work and retirement decisions of older women: A literature review.  
*Social Security Bulletin* 57(1): 3-22.

## A comparative social policy study on determinants of work of old adults

Kim, Soo-Wan\*

This study has sought to analyze factors affecting work and work preference of older adults at national and individual level. A few theoretical hypotheses such as economic need versus job opportunity (or employability), attitude toward paid work, pull effect versus push effect were tested for citizens in eighteen OECD countries with International Social Survey dataset(2005) using multi-level analysis. Main findings are as follows. First, most older adults wanted to work regardless of the socio-economic status, which implies that non-work of older adults would be due to involuntary constraint rather than voluntary choice. Second, there existed class inequality in that the higher class tended to involve paid work more than the lower class did among 55-64 age group. Third, the push factor such as part-time employment ratio, rather than the generosity of social security, explained the work and retirement patterns better. In conclusion, at least from the comparative perspective, the main problem of older adults' work seems to be of labour demand rather than of labour supply, to be of labour market structure and work opportunity rather than of the pull factor.

**Key Words:** Work and retirement, Work preference, Pull and push effect, multi-level analysis

◆ 2012.05.02. 접수 / 2012.06.14. 1차 수정 / 2012.06.20. 게재 확정

\* Assistant Professor, Department of Social Welfare, Kangnam University(soowankim@kangnam.ac.kr)