

OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 결정요인*

지 은 정

(한림대학교 사회복지학과 BK21 연구원)

[요 약]

본 연구는 1980~2005년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 추이 및 취업률 결정요인을 분석하여 중고령 남성의 노동시장참여를 지원할 수 있는 방안을 살펴보고자 한다. 자료는 OECD, ILO, LIS이다. 분석은 노동시장참여의 상태의존성과 패널개체의 이질성을 반영한 동적패널모형으로서, 도구변수를 사용한 Arellano and Bonds(1981)의 차분 GMM으로 하였다. 분석결과, 55~64세 남성의 취업률은 1990년대 중반까지 감소하였으나, 그 이후 증가하고 있다. 둘째, 1980~2005년 기간동안 중고령 남성의 취업률은 상태의존성이 강하게 작용하였고, 정적인 기간효과가 나타났다. 공적 연금의 유인효과는 크게 나타나지 않았고, 노동시장의 배출요인이 부적인 영향을 미쳤다. 셋째, 1996~2005년은 노동시장위험완화요인인 임시직 비율이 중고령 남성의 취업률에 기여하였고, 빈곤이 노동의 메커니즘으로 나타났다.

주제어 : 중고령 남성, 취업률, 사회보장제도 유인설, 노동시장의 구조적 배출요인, 노동시장의 위험완화요인, 빈곤율, 동적패널, 차분 GMM

1. 서론

1970년대 경제위기 이후, 대부분의 선진자본주의 국가에서는 중고령 남성의 노동시장 참여율이 감소하였다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991¹⁾). 중고령자의 경제활동참여율 감소는 사회적으로

* 이 논문은 한국연구재단의 지원을 받아 연구된 것이며(NRF-2008-327-B00405), 지은정(2010)의 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문의 일부를 수정·재분석한 것임.

1) 1960년대 초에는 OECD 11개국 60~64세 남성의 경제활동참여율이 70~80%였지만, 1990년대 중반에는 20~53%로 하락하였다(Gruber and Wise, 1999).

연금급여 지출과 연결되기 때문에, 사회보장의 재정부실을 악화시킬 수 있다. 특히 조기퇴직은 저출산·인구고령화, 경제성장률 하락과 함께 발생하고 있어, 재정악화가 더 심각해질 것으로 우려된다(OECD, 2001; Gillion et al., 2000). 그래서 재정 안정화에 기반한 사회보장제도의 지속가능성과 조기 퇴직 축소가 OECD 국가의 중요한 도전이 되었다(OECD, 2001). 이에 중고령자의 노동시장참여율을 감소시킨 원인에 대한 연구와 대안 마련이 활발하게 이루어지고 있다. 요인은 주로 공적연금이나 노동시장의 구조적 배출요인이 지목된다(Pampel and Weiss, 1983; Kohli and Rein, 1991). 공적 연금이 퇴직유인을 제공했다는 사회보장제도 유인설에 따르면, 중고령자의 노동시장참여율이 감소한 것은 연금유인에 기인한다. 1970년대 이후 공적연금의 수급요건을 완화하고 급여수준을 높이며 다양한 조기 퇴직 프로그램을 도입하여, 근로자들에게 조기 퇴직의 선택권을 다양하게 제공함으로써, 노동시장 퇴출의 흐름을 바꾸었다(Kohli and Rein, 1991).

그러나 노동시장의 구조적 배출요인설에 따르면, 퇴직은 연금에 의해 대량 생산된 것이 아니다. 노동시장의 구조적 요인이 중고령자들을 노동시장에서 배출시켰고, 연금은 단지 노동시장을 관리하기 위한 도구였을 뿐이다. 1970년대는 실업 증가, 케인주의 합의의 붕괴, 긴축 반-인플레이션(restrictive anti-inflationary) 정책의 도입과 함께 고용축진정책이 적절히 작용되지 않았다. 실행할 정책대안이 부족한 상황에서 조기퇴직은 대안으로서 적절하였다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 그래서 조기퇴직을 통한 노동공급 축소는 경제 위기상황이나 변화에 대처하기 위한 노동관행의 만병통치약(panacea)이 되었다(Ebbinghaus, 2001). 경제정책이 노동수요를 증가시킬 수 없기 때문에, 사회정책이 노동공급을 감소시키는 전략을 취한 것이다(Kohli and Rein, 1991)²⁾. 한편 노동시장의 위험이 있어도 위험을 완화할 수 있는 기제가 발달하면 중고령자의 노동시장참여율을 제고시킬 수 있다(Wadensjö, 1991; 1996; Ebbinghaus, 2001; Kolberg and Esping-Andersern, 1992; Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 그러나 실증적으로 분석한 연구는 많지 않다. 또한 그동안 빈곤이 중고령자의 노동에 미치는 영향은 간과되었지만, 소득수준이 낮거나 가난한 노인은 경제활동 참가율이 높아져(Haber and Gratton, 1994; 장지연·신현구, 2008; 지은정, 2008), 이를 반영할 필요가 있다.

그래서 본 연구는 1980~2005년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 추이를 분석하고자 한다. 지금까지는 대부분 중고령 남성의 취업률이 감소하였다는 문제 진단을 하였다. 그러나 과거 공적제도를 통해 조기퇴직을 유인했던 것과는 달리, 대부분의 OECD 국가는 1990년대에 고령자의 노동시장유인을 강화하여 생애 근로기간을 연장할 수 있는 방향으로 정책 패러다임을 전환하였다(Gillion et al., 2000; OECD, 2001). 또한 조기퇴직에 대한 문제인식이 확대되어, 사회적으로 조기퇴직에 대한 수용성이 낮아져 중고령자의 취업률 감소가 반전되었을 것으로 예측되어, 이를 살펴보고자 한다. 나아가 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 결정요인을 분석할 것이다. 중고령자의 노동시장 참여는 상태의 존성이 크고(Heckman, 1981), 국가 고유의 관측되지 않은 특성이 영향을 미쳐서 통제해야 하는데(Heckman, 1981; Wooldridge, 2006), 상태의존성과 패널개체효과를 모두 반영한 논문은 별로 없다.

2) Pampel and Weiss(1983)는 사회보장제도 유인설과 노동시장의 구조적 배출요인설 2가지가 모두 적용된다고 보기도 하였다.

이에 본 연구는 가설 및 선행연구를 토대로 모형을 설정하고, 상태의존성과 국가고유의 이질성을 통제한 후 분석하고자 한다.

이렇게 선진복지국가의 중고령자의 취업률을 살펴보는 것은 우리가 당면한 과제해결에도 도움이 될 수 있다. 우리나라는 비교적 중고령자의 경제활동참여율이 높은 편이나, 과거보다 조기퇴직률이 높아져 50대 중반에 주된 일자리에서 이직하는 비율이 높다(방하남 외, 2005; 장지연·신현구, 2008 재인용). 그러나 고령근로자들의 노동시장 이탈률이 높은 것은 일시적으로는 실업률 등의 경제문제를 해결할지는 모르지만 장기적으로는 근로기간의 단축을 초래하여, 사회보장제도의 재정부담을 가중시키고 노동력 부족을 초래한다(Jacobs and Rein, 1991). 개인적으로도, 평균수명은 연장되었는데 조기퇴직으로 근로기간이 단축되어, 퇴직 후 생애기간은 길어지고, 노후 소득수준은 악화될 가능성이 높다(OECD, 2001). 따라서 근로의사와 근로능력이 있는 중고령자의 취업유지를 지원할 필요가 있다. 이를 위해서는 개인차원의 노력도 필요하지만, 정부의 정책적 노력이 더 많이 필요하다. 본 연구는 비교연구를 통해 거시적 차원에서 중고령 남성의 취업률 결정요인을 파악하여 대안 마련에 기여하고자 한다.

2. 이론적 배경

1) 사회보장제도 유인설

사회보장제도 유인설에 따르면, 중고령 남성의 취업률이 감소한 주된 원인은 연금의 유인효과(pull effect) 때문이다. 초기 자본주의 시대에 대부분의 고령자들은 체력이 감소해도 일을 하다가 생을 마감하여, 퇴직이 일반적이지 않았다. 당시는 대부분의 근로자들이 노후소득을 준비하지 못했고(Haber and Gratton, 1994), 퇴직급여가 생존을 위한 최소한에 불과하여 대규모의 퇴직은 발생하지 않았다(Graebner, 1980; Guillemard, 1980; Myles, 1984; Quandagno, 1988; Esping-Andersen and Sonnberger, 1991 재인용). 물론 산업화 이후, 숙련 근로자 뿐 아니라 반숙련 근로자도 소득수준이 높아져, 노후소득을 대비한 고령자들은 퇴직할 수 있었다. 많은 근로자들이 노후 소득감소에 대처하기 위해 저축을 하였지만, 근로를 완전히 중단할 정도의 재원을 가진 고령자는 극히 소수에 불과하였다. 상대적으로 저축을 많이 했더라도 지속적으로 자산소득을 충분히 받을 수 있다고 확신하기 어렵고, 자녀들이 보호를 계속 제공할지도 불확실했다. 그래서 20세기 초반까지 근로를 완전히 중단한 고령자는 상대적으로 극히 적었다. 그러나 기대수명에 상관없이 정기적인 소득을 보장하는 연금이 도입되어 퇴직소득에 대한 불확실성이 감소되고, 적용대상이 확대되면서 많은 사람들이 연금을 받을 수 있게 되었다(Haber and Gratton, 1994). 또한 세계 제 2차 대전 이후 급여수준이 높아지면서(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991; Haber and Gratton, 1994), 퇴직급여가 보장된 고령남성들은 근로보다는 여가를 선택하여 노동시장을 떠났다. 결국 수급연령을 기점으로 근로에서 완전퇴직

(full exit)으로의 전환이 생애단계로 제도화되었고(Kohli and Rein, 1991), 노령연금을 통한 퇴직의 제도화는 전후 산업사회의 보편적인 특징이 되었다(Myles and Quadagno, 1991; Ebbinghaus, 2001 재인용). 그래서 퇴직은 전후 복지국가와의 결합에 의해서 발생한 것이며(Graebner, 1980; Guillemard, 1980; Myles, 1984; Quandagno, 1988; Esping-Andersen and Sonnberger, 1991 재인용), 중고령자의 취업률이 감소한 원인은 사회보장제도로 귀결된다(Haber and Gratton, 1994).

2) 노동시장의 구조적 배출요인설

일반적인 시각과는 달리, 연금은 자율적인 시장이 아니라, 정치에 의해 만들어진 제도이다. 정부가 실업, 탈산업화, 경제적 변화에 대처하기 위해 연금을 노동시장의 중요한 관리 도구로 사용하였을 뿐이다. 따라서 중고령자의 노동시장참여율 감소는 연금에 의해 대량생산된 것이 아니라(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991), 경제성장률 둔화, 실업률 증가, 일자리 감소 등의 사회 구조적인 요인에 의해 발생한 것이다(Kohli and Rein, 1991; Pampel and Weiss, 1983; Esping-Andersen and Sonnberger, 1991).

이렇게 연금이 노동시장의 관리도구로서 가능한 것은 정책대안의 부족으로 설명된다. 대공황 이후 실업증가, 케인즈주의 합의의 붕괴와 함께 고용정책도 작동하지 않게 되자, 노동공급을 축소시켜야 했다. 새로운 정책이 필요한 상황에서, 퇴직과 연금은 남아있는 몇 안 되는 대안 가운데 하나로서 채택되었다. 퇴직이 대안으로서 확산될 수 있었던 것은 산업 합리화와 재구조화를 위해 고령근로자를 해고시키고자 하는 산업의 요구에 부합했기 때문이다. 산업주의자들도 퇴직과 연금개혁을 생산성 향상의 시각에서, 노동조합이나 노동당은 완전고용의 관점에서 접근하였다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 퇴직을 통해 젊은이들에게 새로운 일자리를 마련해 줄 수 있기 때문이다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991; Kohli and Rein, 1991). 경제위기 당시 독일에서는 “젊은이에게 일자리를(make room for the young)”, 미국에서는 “노인에게는 소득을, 젊은이에게는 일자리를(incomes for the old, jobs for the young)”이라는 슬로건을 거리에서 쉽게 볼 수 있었다. 이런 상황에서 고령근로자의 조기퇴직은 실업문제에 대처하며 인플레이션을 피하는 무혈의(bloodless) 적절한 방법이었다(Kohli and Rein, 1991). 그래서 노동공급 축소를 원활하게 진행하기 위해, 연금수급권을 확장하고 조기퇴직을 장려하는 다양한 제도를 도입하였다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 결국 퇴직은 실업조절(control of unemployment)의 기능을 담당하였고(Atchley, 1985; Kohli and Rein, 1991 재인용), 연금은 갈등없이 퇴직할 수 있도록 도왔을 뿐이다. 경제정책이 노동수요를 증가시킬 수 없기 때문에, 사회정책이 노동공급을 감소시키는 전략을 취하였고(Kohli and Rein, 1991), 이와 같은 일련의 과정을 통해 조기 퇴직이 사회적 추세(social trend)가 되었다(Guillemard, 1991).

또한 경제성장률 하락 등 노동시장 요인도 영향을 미친다. 1970년대 이후 경제위기로 인해, 경제성장이 둔화되면서 노동공급을 증가시킬 수 없게 되자, 경제 합리화를 위해 노동시장에서 고령자를 퇴출시킬 수 있는 경로를 합법화된 제도로 만들었다. 이로써 회사 입장에서는 생산성이 낮은 과잉노동력을 정리하여 생산성을 높일 수 있었고, 개인도 조기퇴직에 대한 사회적 당위성을 부여할 수 있게

되었다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 따라서 퇴직의 제도화는 경제적 근대화와 합리화의 요구에 의해 노동력을 조정한 결과이며(Pampel and Williamson, 1989; Kohli and Rein, 1991 재인용), 조기퇴직은 산업 합리화를 위한 전제조건인 성격을 띠게 되었다(Esping-Andersen, 1990). 실제 65세 이하의 노동시장참여는 실업률 증가, 경제성장률 감소의 영향을 받아서(Kohli and Rein, 1991; Pampel and Weiss, 1983; Jacobs et al., 1991b), 노동시장이 악화되었을 때 조기퇴직이 가속화된 것으로 본다(Pampel and Weiss, 1983; Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 따라서 이 가설의 견지에서 보면 제도적 경로 즉, 연금이 없었더라도 조기퇴직은 증가하였을 것이다. 연금이 없었다면 다른 제도가 노동시장의 도구로 활용되었을 것이기 때문이다. 사회정책은 행위자들 간의 비용분담을 다르게 할 수는 있지만, 원상태로 돌릴 수는 없다. 일부 행위자들이 조기퇴직 경로 가운데 하나는 차단할 수 있지만, 다른 행위자들이 또 다른 경로를 마련하는 “제도대체(instrument substitution)”가 나타난다(Casey, 1989; Kohli and Rein, 1991 재인용). 조기퇴직을 가능하게 하는 모든 제도를 차단하는 것은 산업관계와 사회적 계약(social contract)에 더 큰 위험을 야기할 수 있다. 그래서 모든 조기퇴직유인을 차단하려고 시도하지 않으며, 시도하더라도 성공가능성이 낮다(Kohli and Rein, 1991).

3) 노후빈곤노동가설

노후빈곤노동가설에 따르면, 경제는 괄목할 만큼 성장하였지만 소득불평등과 부의 불평등이 커서(Spillerman, 2000; Smith, 1995; 지은정, 2009 재인용), 적정 노후소득원을 준비한 고령자보다는 충분한 부를 축적하지 못한 채 노년을 맞는 비율이 높다(지은정, 2009). 그 결과 경제구조가 변화되어 고령노동에 대한 수요가 감소하고, 고령근로자의 상대임금이 낮아졌지만 근로를 통해 생계를 유지해야 하는 노인이 상당수 있다(지은정, 2008). 근로연령 당시 저임금 노동에 종사하고, 충분한 자산을 모으지 못한 사람들은 노후에도 저임금·미숙련 직업에서라도 일을 할 수밖에 없다(Haber and Gratton, 1994; Ransom and Sutch, 1986). 가난한 고령자는 자산도 적고, 사회보험의 혜택을 못 받거나 급여가 적어서 노동 외에는 대안이 없기 때문이다(지은정, 2008; 장지연·신현구, 2008). 그 결과 생계형 고령근로자가 증가하고, 중심노동시장에서 벗어난 고령자들이 하향 이동하여 일을 지속한다. 경험적으로도 빈곤노인의 경제활동참가율이 비빈곤 노인보다 높게 나타나, 빈곤이 노후노동의 주된 메커니즘임을 보여주었다(지은정, 2008).

3. 선행연구

1) 연금유인

(1) 재정적 유인(financial incentives) : 소득대체율

소득대체율이 높다는 것은 퇴직 후에도 이전 생활수준을 유지할 수 있는 재원이 보장됨을 의미한다. 따라서 소득대체율이 높을수록 노동시장을 이탈할 유인이 높아진다(OECD, 2002; OECD, 2005a; 2005b; 2005c). 실제 소득대체율이 높을수록 고령자의 노동시장참여율이 낮게 나타났다(Blöndal and Scarpetta, 1999; Gruber and Wise, 1999).

(2) 조기노령연금 및 조기퇴직 프로그램

조기퇴직 프로그램은 완전노령연금 수급연령 이전의 가교연금(bridging pension)으로서만 역할 한 것이 아니라, 조기퇴직의 경로가 되었다(Kolhi and Rein, 1991). 주로 조기노령연금과 실업보험(연금) 혹은 장애연금이 조기퇴직의 경로가 된다(Guillemard, 1991). 특히 장애연금을 통한 노동시장 이탈은 조기퇴직의 상당부분을 차지한다(Casey et al., 2003; OECD, 2004b).

(3) 사적기업연금

사적기업연금은 전형적으로 퇴직 유인을 제공하기도 하고, 퇴직을 강요하기도 하여 취업에 영향을 미친다(Ebbighaus, 2001; Lazear, 1986). 정부는 공적연금의 재정부담이 높아지자 공적 급여에 대한 의존을 줄이기 위해 사적연금을 권장하였다(Ebbighaus, 2001; Gillion et al., 2000). 고용주도 퇴직연금을 통해 고령근로자를 퇴직시키고자 하였다(Hayward, 1986). 특히, 구조조정시 기업연금을 보장하면, 해고를 용이하게 할 수 있기 때문에 고용주에게 유익이 된다. 근로자도 오래 근무할수록 연금증가율이 낮고(Burkhauser, 1976; 1979; Lazear, 1986 재인용), 노동시장에 계속 머물 수 있는 기회가 부족하기 때문에 사측의 제안을 받아들이고 퇴직하기 쉽다(Hayward, 1986).

2) 노동시장 요인

(1) 노동시장의 구조적 배출요인

노동시장의 배출요인은 주로 실업률과 경제성장을 둔화, 일자리 감소가 지목된다(Kolhi and Rein, 1991; Pampel and Weiss, 1983; Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 그래서 경험적 선행연구들은 노동시장 배출요인을 실업률과 일자리 감소만으로 분석하거나(Esping-Andersen and Sonnberger,

1991), 산업구조의 차이(Jacobs et al., 1991b) 혹은 실업률만(Duval, 2003) 투입하여 분석하였다. 그러나 중고령자의 경제활동은 다양한 경제적 요인과 노동시장의 특성이 영향을 미치지 때문에(Ebbinghaus, 2001), 1~2개의 요인으로 노동시장의 영향을 측정하기는 부족하다. 본 연구는 근로연령계층의 실업률, 고용보호규제, 노동비용, 노조 조직률을 지표로 삼았다.

① 근로연령계층의 실업률

근로연령계층의 실업률은 고령근로자의 노동시장참여와 밀접하게 관련되어 있다(Jacobs et al., 1991a). 비교연구를 실시한 Blöndal and Scarpetta(1999), Duval(2003) 등의 실증 분석결과도 청장년층의 실업률이 높을수록 중고령자의 노동시장참여율이 낮은 것으로 나타났다. 그 결과 근로연령계층의 실업률은 중고령자들을 노동시장에서 배출하는 강력한 요인으로 주목된다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991).

② 고용보장 : 고용보호규제와 노동비용

고용보장 역시 중고령자의 노동참여에 영향을 미친다(Esping-Andersen, 1990). 고용보장은 고용보호규제와 노동비용으로 볼 수 있다(OECD, 2005a; 2005c).

㉠ 고용보호규제(Employment Protection Legislation, EPL)

고용보호규제는 해고통지기간, 퇴직수당(severance pay), 부당해고(unfair dismissal)명시 등이 포함된다. 고용보호규제는 고령근로자의 고용과 해고를 제약하기 때문에 노령노동에 중요한 영향을 미친다(Buechtemann, 1993; Ebbinghaus, 2001 재인용). EPL 가운에는 고령근로자를 보호하기 위한 조항도 있기 때문에, 장기근속자의 고용을 보호해야 한다. 그래서 재직기간이 같다면, 고령자의 고용을 보호하여(OECD, 2002) EPL 수준이 높을수록 종신 근로자나 고령자의 고용이 유지된다. 그러나 EPL로 인해 고령자를 신규고용 할 의사가 적기 때문에, 고용보호규제가 강할수록 고령실직자의 재고용 확률이 낮아진다(OECD, 2005a; 2005b). 결국 고용보호규제는 조기퇴직을 억제할 수도 있지만, 취업률을 낮출 수도 있다(Ebbinghaus, 2001). 고용보호와 고령근로자 노동의 관계는 명확하지 않으며(OECD, 2004; Daniel and Siebert, 2004; OECD, 2005a 재인용; OECD, 2004b). 국가간 퇴직차이도 거의 설명하지 못한다(Esping-Andersen, 1990).

㉡ 노동비용(labor cost)

고용주가 고령근로자를 고용할 때 고려하는 사항 가운데 하나가 노동비용이다(OECD, 2004b). 노동비용이 높으면, 고숙련 근로자를 영입하고 성과가 높은 근로자들에게 근로유인을 제공할 수 있다. 그러나 높은 노동비용으로 인해 자본이 노동을 대체하여 노동력을 축소시킨다(OECD, 2005a). 노동비용은 임금비용과 비임금(non-wage)비용³⁾으로 나눌 수 있다. 임금비용이 높더라도, 숙련근로자를 유지하고자 할 때는 고용부담이 되지 않는다. 그러나 고령근로자의 생산성에 비해 임금이 높다고 판단되면, 고용주들은 특정 연령이상의 고령근로자를 채용하거나 고용을 유지하고자 하지 않는다(OECD, 2005c). 더구나 연공서열원칙이 강할 경우 생산성에 비해 고령근로자의 임금이 높아지기 때문에 임금

3) 비임금 비용은 유급 휴가, 연차, 정규적인 보너스 지급 등의 직접 비노동 비용과 사회보장 기여금, 상병급여와 직업훈련 비용 등의 간접 비노동 비용으로 나뉜다(OECD, 2005c).

비용이 높아진다. 그래서 고용주는 고령근로자를 해고하려 하고(Lazear, 1979; Wadensjö, 1991 재인용), 신규 채용하지 않는다. 특히 연공서열 임금, 경력계적 그리고 고용보호가 한계에 다다를 때, 고용주는 더 많은 고령근로자들을 해고한다(Ebbinghaus, 2001). 또한 높은 사회보장제와 세금, 부가급여와 여러 복지혜택, 직업권리는 비임금 노동비용을 증가시키고(Esping-Andersen, 1996; Bentolilla and Dolado, 2005), 고령 근로자의 취업에 장해요인이 된다(OECD, 2005a). 특히 연령이 높아질수록 비임금 비용이 증가하면, 고령자의 고용률이 낮아진다(OECD, 2005c).

③ 노조

중고령자의 노동시장 이탈에 영향을 미치는 요인 가운데 하나가 노조이다. 노조는 근로자의 이익을 대변하며 복지국가의 확대에 기여하였지만(Esping-Andersen, 1992; Ebbinghaus, 2001 재인용), 전체 고령자의 권익을 보호하지는 못한다. 원칙적으로 노조는 대량 해고 시, 고령근로자와 장기 근속자를 보호하기 위해 연공서열을 강화하고자 한다. 따라서 고용보호규제가 엄격하고 연공서열원칙이 강하며 노조의 영향이 크면, 기업은 일반적으로 고령근로자를 퇴출하기 어렵다. 그래서 고용주는 고령근로자를 해고하기 위해 노조 및 노동자 대표와 협상하여, 퇴직자들에게 수당을 추가 지급하는 방식으로 해고하였다(Freeman and Medoff, 1984; Ebbinghaus, 2001 재인용). 노동조합에 있는 고령근로자의 위치는 상대적으로 미약하기 때문에, 연공서열을 지키기보다는 중장년기 노동조합원에게 더 높은 임금을 보장하고 고령자들은 해고할 수 있다(Clague et al., 1971; Hayward, 1986 재인용). 독일에서 조기 퇴직이 급증한 것도 고용주와 노조의 사회적 협약(social plans)에 의해 실제 퇴직연령을 58세로 낮춘 것이 연금수급연령을 하향조정된 것보다 큰 영향을 미쳤다. 그 대가로 노조는 직업보장을 얻고 고용주는 퇴직연령 이전에 고령근로자를 해고할 수 있었다(Esping-Andersen, and Sonnberger, 1991). 그 외에도 독일에서 석탄과 철강산업 노조가 고용주와 협의하여 고령근로자 해고에 동의함으로써, 조기 퇴직이 급증한 것도 예로 들 수 있다(Jacobs and Rein, 1991).

(2) 노동시장의 위험완화요인

고령근로자들은 젊은 층에 비해 직업기회가 제한되기 때문에, 재취업할 확률이 낮고(Chan and Stevens, 2001; OECD, 2005 재인용), 소득상실은 크다. 그리고 이렇게 직업기회가 제한되면 퇴직률이 높아진다(OECD, 2005c). 그러나 고령노동자들이 실업의 위협에 노출되어 있는 상황에서, 복지국가가 대안을 제시하면 노동시장참여를 높일 수 있다. 대안 가운데 하나가 공공부문 일자리, 인적자본 프로그램 혹은 적극적 노동시장정책, 임시직이다(Esping-Andersen, 1990; Esping-Andersen and Sonnberger, 1991; Kolberg and Esping-Andersen, 1992).

① 공공부문 일자리

노동시장에서 자본주의 원칙은 부분적으로만 작동하고, 복지정책과 국가의 고용정책이 영향을 미친다. 그 결과 사회복지가 고용할당에 있어 시장을 지배하기도 한다(Kolberg and Esping-Andersen, 1992). 이미 정부는 다양한 수단을 통해 고용진입에 영향력을 행사했는데, 최근에도 공공부문 고용이 대부분 OECD 국가의 총고용에서 중요한 역할을 한다(Algan et al., 2002). 공공부문 고용은 일시적인

근로프로그램, 임금보조, 충수요 관리 등을 비롯하여 산업보조금과 적극적인 인력정책 등을 뜻한다(Esping-Andersen, 1990). 이런 공공부조는 일반적으로 시장에서 경쟁력이 부족한 노동취약계층의 고용을 돕는다(Algan et al., 2002). 경제위기 상황에서도 취업률을 높이고 실업률을 완화시킬 수 있다. 특히, 노르딕 국가들은 1970년대 세계경제 위기 이후 공공부문 고용을 확대하여 높은 경제활동참여율을 유지하였다(Esping-Andersen, 1996).

② 적극적 노동시장정책(Active Labor Market Policy, ALMP).

적극적 노동시장정책은 주로 장기 실직자의 고용능력과 기술을 향상시키기 위해 도입되었다. 경험적 연구에서도 고용을 증진시키거나 실업률 완화, 혹은 실업기간을 단축시킨 것으로 분석되었다(Rosholm and Svarer, 2008). 경제위기 상황에서도 노동시장의 위험을 완화하여, 경제활동참여를 돕는다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 거시자료로 분석한 연구결과를 중심으로 보면, ALMP 지출이 높을수록 실업급여 수급자와 구직알선자의 재고용률이 높아지고 실업률은 낮아진다(Bassanini and Duval, 2006; Blabchard and Wolfers, 2000). 특히 적극적 노동시장정책 가운데서도 노동시장훈련에 지출을 많이 할수록, 실업률이 낮아졌다(Boone and van Ours, 2004; OECD, 2006 재인용). Wadensjö(1993), Johansson and Markowski(1995), Johansson(2000), Dahlberg and Forslund(1999)의 연구에서도 ALMP가 노동시장참여율에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Calmfors et al., 2002 재인용). 특히 사민주의 체제는 적극적 노동시장정책이 발달하여, 중고령자의 노동시장참여율도 높은 것으로 보인다(Ebbinghaus, 2001 등).

그러나 경험적 연구 가운데는 적극적 노동시장정책이 장기실직자의 고용증가에 미치는 영향이 작거나, 오히려 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Heckman et al., 1999). ALMP의 프로그램 효과(post-programme effect)는 잠금 효과(locking-in-effect)에 비해서 작아서, ALMP의 순 효과는 정적이더라도 작거나 유의하지 않음(Gritz, 1993; Bonnal et al., 1997; Richardson and van den Berg; 2001; Lalive et al., 2001; Rosholm and Svarer, 2008 재인용) 때문일 수 있다. 다른 연구를 보아도 ALMP 지출비율이 늘면 실업이 감소하지만 유의한 영향을 미치지 않거나, 오히려 실업률이 증가한다(Calmfors et al., 2002). 고용보조 프로그램은 보조기간 동안은 구직확률을 높이지만, 장기적인 효과는 없다(Stanley et al., 1999; Rosholm and Svarer, 2008 재인용). Calmfors et al., 2001)의 연구에서는 ALMP가 발달한 스웨덴에서조차 ALMP가 장기실직자의 고용률을 낮춘 것으로 나타났다(Calmfors et al., 2002 재인용).

③ 임시직 일자리

경제여건이 열악한 상황에서도 파트타임 근로와(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991) 자영업은 중고령자들의 노동시장참여를 도울 수 있다(OECD, 2001). 고용주는 생산성에 비해 고령자들의 임금이 높으면, 해고하고자 한다. 그러나 파트타임 근로로 전환하면 노동비용을 줄이고, 파트타임 고령 근로자만큼 젊은 계층을 채용하여, 생산성을 높일 수 있어서 선호한다(Reday-Mulvey, 2000). 개인 수준의 차원에서도 고령으로 인한 신체기능 저하 및 건강악화, 업무 스트레스를 줄이면서 일을 계속 하며(Latulippe and Turner, 2000), 피용인으로서 받을 수 있는 혜택을 계속 누릴 수 있다

(Reday-Mulvey, 2000). 사회적으로도 퇴직 시기를 늦추면서, 노동공급을 증대시킬 수 있다(Latulippe and Turner, 2000). 그래서 고령자의 노동시장참여를 증진시킬 수 있는 방안으로 파트타임 근로확대가 정책대안으로 종종 제시되고 있다(OECD, 2001: 2002). 자영업 역시 건강상태를 고려하고, 회사규율에 구속받지 않고 자율적으로 일할 수 있기 때문에, 고령자들의 직업기회를 확대하는 것으로 본다(OECD, 2001).

3) 빈곤율

그동안 빈곤이 중고령자의 노동에 미치는 영향이 간과되어 왔지만, 소득수준이 낮은 사람들의 경제활동참여율이 높다(Haber and Gratton, 1994; 장지연·신현구, 2008). 특히 빈곤노인의 경제활동참여율이 비빈곤 노인보다 30.3% 높다(지은정, 2008). 가난한 고령자는 단순직종이나 임시 일자리에서 다른 그룹보다 오랫동안 일을 하고(Haber and Gratton, 1994), 경제적인 노후준비를 못 하거나, 퇴직을 원하지 않는 많은 근로자들이 (반)숙련 직업에서 미숙련 직업이나 청소부, 관리인 등의 서비스직으로 하향 이동하여 계속 일을 한 것도(Ransom and Sutch, 1986) 이를 말해준다.

4. 연구방법

1) 분석자료, 분석 국가 및 분석 시기

많은 연구들이 미시자료를 이용하여 중고령자의 노동시장참여율을 분석하였다. 그러나 노동공급은 개인의 특성 외에도, 제도적 요인과 사회경제적 요인의 영향도 크게 받기 때문에 미시자료로 평가하기에는 한계가 있다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 그럼에도 중고령자 취업률에 대해 거시자료로 국가간 비교연구를 실시한 연구는 몇 편(강철희·김영범, 2001; Pampel and Weiss, 1983; Blöndal and Scarpetta, 1999; Johnson, 2000; Duval, 2003; Kohli and Rein, 1991; Jacobs et al., 1991b 등)에 불과하다. 본 연구는 거시수준의 접근을 하였다. 분석 자료는 ILO의 LABORSTA, OECD의 OECD Stat, National Accounts, STAN Industrial Data, Employment Labour Market Statistics, Employment Outlook, Social Expenditure Dataset, 그리고 Luxembourg Income Study(LIS) wave I ~ VI이다(변수별 자료출처는 <표 1> 참고). 분석 국가는 호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 독일, 프랑스, 이탈리아, 네덜란드, 노르웨이, 스페인, 스웨덴, 영국, 미국으로 OECD 15개국이다. 이들 국가는 1인당 실질 GDP가 전 세계 국가의 평균 이상인 선진 산업 국가로⁴⁾ 경제수준의 차이로 인한 영향을 통제할 수 있다. 그리고 연금제도가 성숙하지 않으면 수급자도 적고, 제도의 영향도 적기 때문에(Cutright, 1967; Wilensky, 1975; Pampel and Weiss, 1983 재인용),

4) 자료는 penn world table 6.3이다.

제도비교는 제도가 정착된 이후에 해야 한다(Palme, 1980). 분석대상 국가의 공적연금제도는 1980년에 이미 성숙하였기 때문에(Palme, 1980), 연금유인을 분석하기에 적절하다. 분석 시기는 1980~2005년이다. 1970년대 경제위기를 겪으면서 복지재편 및 노동시장의 변화가 나타난 1980년대부터, 50여 년 이상 지속된 연금제도를 개혁한 1990년대를 포함하여, 최근 동향을 볼 수 있는 2000년대 중반까지를 분석기간으로 삼았다.

〈표 1〉 변수의 조작적 정의 및 자료출처

변수		조작적 정의	자료출처		
종속 변수	중고령 남성의 취업률	$(55\sim64\text{세 남성 취업자}/55\sim64\text{세 남성})\times 100$	OECD, Stat		
독립 변수	연금 유인	공적연금 소득대체율	$(55\sim64\text{세 남성가구 평균 공적연금액}/25\sim54\text{세 남성 유급근로자 평균 근로소득})\times 100$	LIS	
		공적연금 적용범위	$(55\sim64\text{세 공적연금수급 남성가구}/55\sim64\text{세 남성 가구})\times 100$		
		사적연금 소득대체율	$(55\sim64\text{세 남성 가구 평균 사적연금액}/25\sim54\text{세 남성 유급근로자 평균 근로소득})\times 100$		
	노동 시장 요인	노동시장의 구조주의적 배출요인	근로연령계층 실업률	25~54세 실업률(남녀 모두)	OECD Employment Outlook
			단위노동비용	$(\text{총 노동비용}/\text{총 산출량})\times 100$	OECD STAN Industrial Data
		노동시장의 위험완화 요인	고용보호규제	고용보호규제지수	OECD Employment Labour Market Statistics
			노조 조직률	$(\text{노조가입자}/\text{전체 근로자})\times 100$	ILO LABORSTA
			공공부문일자리	$(\text{공공부문 취업자}/\text{전체 취업자})\times 100$	
			ALMP	GDP 대비 적극적 노동시장정책 지출비율	OECD Social Expenditure Dataset
		임시직 비율	$(\text{파트타임 근로자}+\text{자영업 근로자}/\text{전체 근로자})\times 100$	OECD National Accounts	
	중고령 남성 빈곤율	$(\text{중위소득 } 50\% \text{이하의 } 55\sim64\text{세 남성가구주}/55\sim64\text{세 남성 가구주})\times 100$	LIS		
	기간효과	1980~1995년=0/1996~2005년=1	.		

(2) 변수 측정

① 종속변수

종속변수는 중고령(55~64세) 남성⁵⁾의 취업률이다. 노동시장 참여를 경제활동참가율로 측정할 수도 있다. 그러나 고령자는 실업률은 높는데 재취업이 어려워져 실업이 장기화되는 경향이 있어서(OECD, 2002; 2004a, 2005c), 경제활동참가율은 고령자의 노동시장참여율을 과대평가한다(Jacobs et al., 1991a; Jacobs and Rein, 1991). 본 연구의 분석대상을 보아도 독일 중고령 남성의 경제활동참가율과 취업률의 차이는 7.7%(2005년), 호주는 6.8%(1995년)나 된다. 따라서 취업률이 중고령자의 노동

5) 완전노령연금 수급연령(65세) 이전의 노동시장 이탈을 조기퇴직으로 보기(Kohli and Rein, 1991) 때문에 55~64세를 분석하였다.

시장참여를 나타내는 더 적절한 지표로 판단된다. 한편, 최근에는 여성의 경제활동참여율이 높아지고는 하였지만, 출산이나 육아 등의 이유로 노동경력이 짧아서 완전연금의 가입조건을 만족시키기 어렵다. 그 결과 연금유인이 발생할 정도의 급여를 보장받지 못하기 때문에, 연금의 유인효과가 크지 않다. 또한 노동시장의 배출요인은(직업 상실 등) 남성이 주로 고용된 분야에서 나타나기 때문에, 남성을 연구하는 것이 적절하다(Esping-Andersen, 1990; Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 본 연구도 남성만 분석하였다.

(2) 독립변수

㉠ 연금유인

첫째, 연금의 재정적 유인은 상대적 측정지표 가운데 국가간 비교연구에서 가장 많이 사용되는 소득대체율로 측정하였다(Whiteford, 1995). 소득대체율은 근로소득이 있는 25~54세 남성가구주 가구의 평균 소득 대비 공적연금을 수급하는 55~64세 남성 가구주 가구의 평균 공적연금급여로 측정하였다. 조기노령연금 외에도 장애연금과 실업연금이 조기퇴직경로로 활용되기 때문에(OECD, 2001), 노령연금으로 제한하지 않고 공적연금으로 측정하였다. 자료는 LIS이다. 개인의 경제적 수준은 배우자나 다른 가족구성원의 소득에 좌우되기 때문에, 노인의 경제적 지위는 가구단위로 보는 것이 적절하다(Crystal, 1996). 그 후 가구규모에 따른 소득차이를 반영하기 위해 가구균등화지수(equivalence scale)로 조정하고 LIS의 가구가중치를 부여하였다. 중고령 남성의 노동시장참여율에 대한 국가간 비교 연구 가운데 소득대체율로 측정한 논문은 Blöndal and Scarpetta(1998), Pampel and Weiss(1983) 등이 있다. 둘째, 연금의 소득대체율을 1차 항으로 투입하면, 소득대체율과 중고령 남성 취업률의 선형관계를 가정하는 것이다. 그러나 소득대체율에 따라 취업률에 미치는 영향이 다르다면, 1차항으로는 판단할 수 없다. 실제 근로자에게 조기퇴직이 가치가 있기 위해서는 퇴직 전과 유사한 수준으로 보장되어야 하며(Guillemard, 1991), 퇴직은 연금급여가 적정임금수준으로 지급될 때 발생한다(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991). 따라서 연금이 근로유인을 약화시킬 수는 있지만, 적정 수준이하라면, 오히려 근로유인을 강화하여⁶⁾ 역 U자 곡선이 예측된다. 이에 소득대체율의 제곱항을 투입하였다. 셋째, 조기노령연금 및 조기퇴직프로그램이 발달할수록 장애연금 혹은 실업연금을 받으면서 퇴직하는 사람들의 비율이 높다. 이를 통해, 조기퇴직경로로 활용된 것으로 본다(OECD, 2002; 2004a; Wadensjö, 1991 등). 본 연구도 조기퇴직 프로그램의 적용범위와 취업률의 관계를 분석하고자 한다⁷⁾. 자료는 LIS이다. 적용범위는 55~64세 남성 가구 가운데, 공적연금을 수급하는 가구의 비율로 측정하였다(가구 가중치 부여). Munnell(1977)도 거시자료를 사용하여 적용범위로 분석하였다. 넷째, 사적기업연금은 근로반대유인이 커서(Kotlikoff and Wise, 1987; Stock and Wise, 1990; Duval, 2003 재인

6) 스웨덴의 부분연금(partial pension)이 소득대체율 65%를 보장하다가(1976년), 50%로 줄이면서(1981년) 수급신청자가 급격히 감소하였다. 그러나 1987년 65%로 상향조정된 후 신청자가 다시 증가하였다(Wadensjö, 1996).

7) 조기퇴직경로, 즉 제도의 유무로 판단할 수도 있지만, 본 연구는 차분을 이용한 GMM으로 분석하기 때문에 제도유무의 회귀계수를 구할 수 없다. 그러나 조기퇴직제도가 운영될 경우 적용범위가 넓어지기 때문에, 차선책으로 적용범위로 구하였다.

용), 분석에서 제외하면 공적연금의 영향을 과대 추정한다(Munnell, 1977). 변수는 25~54세 유급노동을 하는 남성가구의 평균 임금 대비 55~64세 남성 가구주 가운데 사적기업연금을 수급하는 가구의 평균 급여로 측정하였다. 임금과 사적기업연금은 가구균등화지수로 조정 후, 가구가중치를 부여하였다.

㉠ 노동시장의 구조적 배출요인

근로연령계층의 실업률은 25~54세(남녀)의 실업률이다. 본 연구의 분석대상이 55~64세이기 때문에, 이들을 제외한 근로연령계층의 실업률을 사용하였다. EPL지수는 크게 3가지, 즉 정규계약근로자에 대한 개별적 해고(Individual dismissal of workers with regular contracts: 해고통지 및 해고수당 기간 등), 집단해고의 추가비용(Additional costs for collective dismissals), 임시고용계약에 대한 규제(Regulation of temporary contracts)로 구분된다. 그리고 3가지 지표는 21개 항목으로 구성되어 있는데, 이 21개 항목 각각에 대해 점수화하고(0~6점) 가중치를 부여하여 산출한다(<http://www.oecd.org>, OECD Indicators of Employment Protection). 노동비용은 단위노동비용(Unit Labor Cost)으로, 실제 생산량대비 총 노동비용의 비율로 측정되었다. 노조 조직률은 피용인 대비 노동조합 가입자의 비율이다(<http://stats.oecd.org/mei>).

㉡ 노동시장의 위험 완화요인

노동시장의 위험완화요인 변수는 공공부문 고용률, 적극적 노동시장정책, 임시직 비율로 삼았다. 공공부문 고용비율은 전체 취업자 가운데 공공부문 근로자의 비율이다. ALMP 프로그램은 공공고용서비스, 노동시장 훈련 및 교육, 직업재활, 직업배치, 일자리 나누기(job sharing), 임시 공공근로, 보호작업장, 직업창출, 고용보조금, 창업지원 등이 해당된다. ALMP 지출비율은 실직자 한 명당 ALMP 지출 합이 GDP에서 차지하는 비율이다(OECD, 2006). 임시직 비율은 전체 피용인 대비 파트타임 근로자와 자영업자 합인 비율로 측정하였다(Esping-Andersen, 1996; Bentolila and Dolado, 1994).

㉢ 중고령 남성 빈곤율

빈곤율은 55~64세 남성 가구주 가구의 가처분소득이 중위소득의 50%(연도별·국가별) 이하인 비율이다. 빈곤단위는 가구이다. 가구는 소비행위를 공유하기 때문에, 개인보다는 가족을 단위로 보는 것이 적절하다. 본 연구도 가구소득을 기준으로 하되, 가구 균등화지수를 적용하였다. 자료는 LIS이며 가구가중치를 부여하였다.

㉣ 기간효과

기간효과는 OECD 국가에서 연금개혁의 패러다임 및 사회적 인식의 변화가 나타난 1990년대 중반을 전후로 구분하였다. 첫째, OECD 국가의 사회보장제도는 세계 제 2차 대전 전후에 도입되어, 큰 변화 없이 제도를 운영하였다(ILO, 1989). 변화가 있기는 하였지만, 대부분 1950년대부터 1980년대까지는 (조기)연금수급연령을 낮추고 급여수준을 높이거나, 다양한 프로그램(부분연금이나 조기퇴직프로그램 등)을 도입하였다. 그러나 경제성장률 둔화, 높은 실업률, 정부부채 증가, 저출산·인구고령화 등의 사회·경제적 압력에 대처하기 위해, 1980년대부터 1990년대 중반 많은 국가들이 연금개혁을 추진하였다(Myles and Quadagno, 1997; Gillion et al., 2000 재인용⁸⁾). 과거와는 달리, 다양한 형태로 급

8) 많은 서구 유럽 국가는 1999년 European Monetary Union의 가입 조건인 Maastricht Treaty

여를 축소하고⁹⁾ 조기퇴직경로를 차단하거나 수급조건을 강화하는 일련의 조치를 단행하였다. 이전에 공적제도를 통해 조기퇴직을 유인했던 것과 비교하면 정책 패러다임의 변화로 볼 수 있다. 둘째, 이렇게 50년 이상 유지·강화한 제도의 방향을 선회할 수 있었던 것은(Gillion et al., 2000; OECD, 2001), 재정불안정 및 중고령자의 근로유인을 고취하고자 하는 정책으로 인해, 조기퇴직에 대한 사회적 문제 인식이 확산되었기 때문으로 추측된다. 개혁효과는 2000년대 초에 나타나지 않을 수 있지만(Gillion et al., 2000), 정책 패러다임의 변화로 사회적으로 과거보다 조기퇴직에 대한 수용성 및 인식이 낮아졌을 것으로 예측된다. 한 사람이 기존의 습관이나 규범을 어기면 다른 사람도 모방하지만, 사회적 규범이나 태도와 윤리는 경제적 유인이 경제적 행동(조기퇴직 등)에 미치는 영향을 제약하여(Lindbeck, 1995), 조기퇴직이 감소하였을 것으로 예측된다. 이에 1980~1995년은 0, 1996년~2005년은 1로 입력하여, 1990년대 중반을 전후로 중고령 남성 취업률의 변화가 있는지 살펴보고자 한다. 나아가 기간효과가 정적으로 유의하다면, 같은 요인이더라도 1990년대 중반까지는 배출요인이 되지만, 1996년부터는 위험완화요인이 될 수 있으므로 살펴볼 필요가 있다.

(3) 분석방법

노동시장참여는 '상태의존성(state dependency)'이 있어서, 과거에 취업상태였던 사람은 취업상태가 아닌 사람에 비해, 현 시점에도 취업상태일 가능성이 높다(진정한 상태의존성, true state dependency, 이하 상태의존성, Heckman, 1981). 상태의존성이 있는데, 이를 반영하지 않으면 회귀계수는 잘못 추정된다. 따라서 상태의존성이 의심되면 시차종속변수(lagged dependent variable)를 독립변수로 투입하여 동적패널모형(dynamic panel model)으로 분석해야 한다(Wooldridge, 2006). 특히 노동시장참여에 있어서의 상태의존성은 젊은층보다 고령층에게 나타나(Heckman, 1981), 본 연구도 반영할 필요가 있다. 그러나 또 다른 형태의 상태의존성인 '가식적 상태의존성(spurious state dependency, 이하 패널개체의 이질성)'을 통제해야 진정한 상태의존성을 정확히 측정할 수 있다. 사건 경험 여부 외에도, 사건을 경험할 확률에 영향을 미치는 관측되지 않은 요인(능력, 일에 대한 성향 등) 근본적인 차이가 근로경험 자체에 영향을 미치기 때문이다(Heckman, 1981). 이와 같은 패널개체의 관측되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)을 통제하지 못하면, 과거의 경제활동상태가 현재의 경제활동에 미치는 영향은 10배 과대평가되고, 다른 독립변수의 영향은 과소 추정된다(Heckman, 1981). 중고령 남성의 취업률도 국가의 고유한 특성(문화적 성향, 사회적 관습, 근로윤리, 퇴직에 대한 사회적 합의, 고령자 노동에 대한 가치, 조기퇴직에 대한 사회적 관대함)의 영향을 받아서(Casey, 1997) 반영해야 한다.

그럼에도 선행연구들은(Blöndal and Scarpetta, 1999; 강철희·김영범, 2001) 주로 결합회귀분석(Pooled Ordinary Least Square)이나 GLS(Generalized Least Square)로 분석하였다. 그러나 결합회귀분석과 GLS는 패널자료가 일정 기간동안 같은 국가를 관측한 것임에도 불구하고, 각각 독립적인

Requirement를 충족하기 위해 사회보장 퇴직제도의 예산을 삭감하였다(Gillion et al., 2000).

9) 급여산식을 바꾸거나(소득기간 연장), 연동방식 변경, 소득대체율을 축소하였다. 혹은 연금수급연령을 상향조정하여 급여를 줄이거나, 선별적 급여를 축소하였다(Gillion et al., 2000).

케이스로 간주하여 분석함으로써, OLS의 기본가정인 오차항의 동분산과 자기상관을 충족하지 못한다. 이분산과 자기상관을 해결하기 위해 함수를 변환하여 GLS로 분석을 하더라도, 국가마다 상수와 회귀계수가 동일하다고 가정하는 한계가 있다. 또한 변수누락의 문제가 발생하여, 불편추정치(unbiased)와 일치추정량(consistent)이 안 된다(Wooldridge, 2006; Baltagi, 2008). 나아가 상태의존성과 이질성을 모두 고려하지 않아서, 이전 노동시장의 경험을 과대평가하고, 예측은 빈약하다(Heckman, 1981). 그 외 중고령 남성의 취업률에 대한 선행연구들은 패널개체의 이질성만 반영하거나(Duval, 2003 등), 시차종속변수를 반영하되 패널개체효과를 고려하지 않고, 자기상관을 지닌 채 분석하여(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991 등) 한계가 있다. 상태의존성과 패널개체의 이질성을 모두 반영한 연구는 Pampel and Weiss(1983) 외에는 별로 없다.

본 연구는 선행연구의 한계를 보완하여, 상태의존성과 패널 개체의 이질성을 반영한 동적패널모형(Baltagi, 2008)으로 분석하였다. 시차종속변수로 인한 자기상관은 도구변수(instrument variables)를 사용하여 일치추정량을 얻는 Arellano and Bond(1991)의 차분(difference) GMM(Generalized Methods of Moments)으로 추정하였다. GMM은 도구변수 추정방법 가운데 하나인 2 Stage Least Square이나 Anderson and Hsiao(1981)보다 효율적이어서, 광범위하게 사용된다(Avery et al., 1983; Holtz-Eakin et al., 1989; Arellano and Bond, 1991). 시차종속변수는 Panos(2008)처럼 1년 시차종속변수를 사용하였다. 한편, LIS는 4~5년마다 조사를 실시하기 때문에 조사되지 않은 시점의 자료는 결측치가 된다¹⁰⁾. 이를 제외하면, 표본의 크기가 축소되어 덜 효율적인 추정치를 얻게 된다. 거시자료의 경우 평균으로 대체하기도 하지만, 분산이 적어지고 이분산을 유발하는 문제가 있다(Gujarati, 2003). 이에 단일대체(Simple Imputation)방법 가운데 EM(Expectation - Maximization, Allison, 2002)을 사용하였다¹¹⁾. 그리고 각 국가의 경제수준과 사회보장제도의 발전수준 등을 고려하여, 국가별로 각각 추정하였다.

5. 분석결과

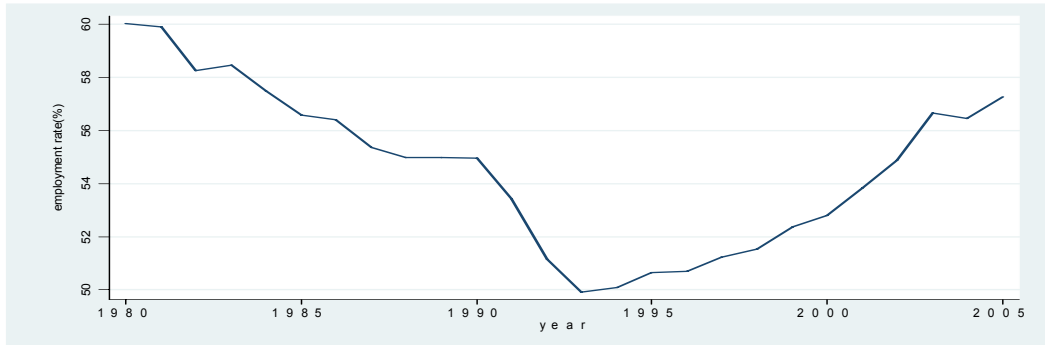
1) 분석대상 국가의 특징 및 변수별 추이

1980~2005년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률은 평균 54.6%이다. 1960년대 초 70~80%였던 것에 비하면(Gruber and Wise, 1999) 낮다. 그러나 1990년대 중반까지 감소하다가, 1990년대 중반을 저점으로 상승하고 있다(<그림 1> 참고). 아직 1980년의 60.2%만큼 회복되지 못하였지만, 상승추세를 이어가는 것은 상당히 고무적이다. 1980년대는 1970년대의 세계적인 경제위기로 노동시장을 축소해야 할 압력이 크고, 노르딕 국가는 1990년대 초 유례없는 경제위기로 모든 연령계층의 실업률이 높았다.

10) 중고령남성 고용률 결측치율은 0.56%, ALMP는 약 15%, 나머지 변수는 0.1% 미만이다.

11) EM은 ML의 대표적인 방법으로 좋은 추정치를 얻을 수 있어서 보편적으로 많이 사용된다(Dempster, Laird and Rubin, 1977; Allison, 2002 재인용).

그러나 분석대상국가의 경제성장률이 1983~1993년보다 1993~2003년에 호전되어(OECD, 1996; 2006), 배출요인의 압력이 작아져서 반전된 것으로 추측된다. 따라서 중고령 남성의 취업률이 계속 낮아진다는 문제 진단(OECD, 2001)은 변화를 반영하지 못한 것이다.



〈그림 1〉 OECD 15개국 55~64세 남성의 취업률(1980~2005년)

그 외 변수를 보면 1980~2005년 55~64세 남성의 공적연금 소득대체율 평균은 10.1%(영국)~69.7%(오스트리아)로 국가에 따라 차이가 크다. 적용범위 역시 네덜란드는 7.1%이지만, 오스트리아는 53.8%로 약 8배 높다. 사적연금의 소득대체율은 19.6%(독일)~71.5%(네덜란드)로 대륙유럽국가가가 낮고, 북유럽국가와 호주가 높다. 근로연령계층의 실업률은 스페인이 13.1%로 높은 반면, 노르웨이는 2.8%에 불과하다. 노동비용은 네덜란드, 노르웨이가 높고, 영국이 낮지만 큰 차이는 없다. 고용보호규제는 대륙유럽국가와 북유럽국가에서 높은 편이고 미국 등은 낮다. 노조 조직률은 노르딕 국가가 높지만(덴마크 76.2% 등) 프랑스는 11.4%로 상당히 낮다. 공공부문 고용률은 노르웨이가 39.7%이고, 덴마크, 스웨덴도 높다. 그러나 호주, 미국, 이탈리아 등은 17%에 불과하다. ALMP지출도 미국은 평균 0.2%이지만, 스웨덴은 2%로 10배 높다. 임시직 비율은 네덜란드, 호주, 이탈리아, 영국이 높고 스페인, 독일, 프랑스 등은 낮다(기술 통계표는 지은정(2010)의 <표 3>~<표 6> 참고).

2) 중고령 남성 취업률 결정요인 분석결과

(1) 패널분석 기본 가정 검증

첫째, 패널 개체효과(individual effect)를 보면(<표 2> 참고), 오차항의 총 분산에서 패널 개체 특성(이질성)을 나타내는 오차항의 분산이 차지하는 비율이 90.6%이다. 독립변수에 의해 설명되지 않는 종속변수 변동의 대부분은 패널의 개체특성을 나타내는 오차항의 분산이 차지하는 것을 알 수 있다. 또한 모든 패널 개체에 대해 상수항이 같다는 영가설을 검정한 결과(F test), 영가설을 기각한다. 따라서 OECD 15개 국가에 따라 중고령 남성의 취업률 상수항이 다르다고 볼 수 있다. 그러므로 모든 패널개체의 상수항이 같다고 가정하고 분석하는 결합회귀분석이나 GLS보다, 패널분석이 더 적절하

다.

둘째, 내생성 가정을 Hausman test로 검증하였다. 분석결과(표 3 참고), 영가설이 기각되어(유의수준 1%), 내생성이 의심된다. 따라서 일치추정량을 얻기 위해서는 확률효과(Random Effect)모형보다는 고정효과(Fixed Effect)모형이 적절하다. 셋째, 자기상관과 이분산성을 검증하였다. 원모형의 오차항에 자기상관이 있을 때, Allerano and Bond 모형으로 차분하면 자기상관이 없어진다. 분석결과, 2차 자기상관이 없다는 영가설이 채택되어(유의수준 1%), Allerano and Bond모형의 가정과 부합한다. 그러나 동분산 가정은(Bruesch-Pargan LM test) 영가설이 기각되어(유의수준 5%), 패널별 이분산을 감안한 표준오차(robust standard error)를 사용하였다. 끝으로 도구변수의 과대 식별(overidentifying)을 Hansen's test로 살펴본 결과, 유의하지 않다. 따라서 과대 식별 제약조건이 적절한 것으로, 달리 표현하면 사용한 도구변수가 적절한 것으로 볼 수 있다.

<표 2> 패널개체효과 검증

구분	분석결과	
패널개체분산	$rho(\hat{\rho}) = \frac{\hat{\sigma}_{\mu}^2}{\hat{\sigma}_{\mu}^2 + \hat{\sigma}_{\epsilon}^2} = \frac{(10.506)^2}{(10.506)^2 + (3.373)^2} \approx .906$	
F test	$H_0 : var(\mu_i) = 0 = \sigma_{\mu}^2 = 0$	F test p value = .000***

주) *** = p value < .001

<표 3> 패널분석의 기본 가정 검증

구분	방법	영가설()	유의확률
내생성 검증	Hausman test	$cov(x_{it}, \mu_i) = 0$.000***
자기상관	1차 자기상관	Δe_{it} 의 1차 자기상관이 없다	.000***
	2차 자기상관	Δe_{it} 의 2차 자기상관이 없다	.086
이분산성	Bruesch-Pargan LM test	$\sigma_i^2 = \sigma^2$ for all i	.000***
과대식별	Hansen test	과대식별 제약이 적절하다	.980

주) *** = p value < .001

(2) 1980~2005년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 결정요인

먼저 시차종속변수, 기간효과 그리고 연금유인만 투입한 모형 I의 결과를 보면(<표 4> 참고¹²⁾), 시

12) 회귀분석에 앞서 변수들의 정규성을 검토하였다. 왜도(skewness)는 0~0.89이다. 정규분포(0)보다 평균에서 조금 오른쪽으로 분포되어 있지만, 모두 1미만으로 평균을 중심으로 대칭이라고 볼 수 있다. 첨도(kurtosis)는 0~0.72로 정규분포(3)보다 작다. 정규분포보다 꼬리가 얇지만, 정규분포에 근사하는 것으로 보인다. 변수간의 다중공선성(multicollinearity)은 분산팽창지수(VIF)와 상관관계를 살펴보았다. 분석결과, VIF는 1.02~1.53으로 10미만이고, 상관계수도 0.56 미만으로 나타나 다중공선성이 의심되지 않는다.

차중속변수와 기간효과가 유의한 정적인 영향을 미친다(신뢰수준 99.9%). 시차중속변수를 보면, 국가별 이질성을 통제하고 연금유인과 노동시장요인을 통제한 후에도 과거에 취업률이 높았던 국가는 현기에도 취업률이 높게 나타났다. 중고령 남성은 노동시장참여의 상태의존성이 크게 영향을 미치는 것을 볼 수 있다. 상태의존성이 55~64세 남성에게 나타난 Esping-Andersen and Sonnberger(1991)의 연구와 같다. 기간효과는 정적인 것으로 나타났다. 연금유인과 노동시장요인을 고려한 후에도 1980~1995년보다 1996년 이후 중고령 남성의 취업률이 유의하게 높다. 중고령 남성의 취업률은 1990년대 중반을 기점으로 유의하게 증가추세로 반전된 것으로 볼 수 있다.

<표 4> 1980~2005년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 결정요인

55~64세 남성취업률	모형 I			모형 II			모형 III		
	Coef.	R.S.E	P>z	Coef.	R.S.E	P>z	Coef.	R.S.E	P>z
시차중속변수	.824	.034	.000***	.624	.073	.000***	.625	.074	.000***
기간효과	1.119	.262	.000***	1.288	.373	.001**	1.288	.374	.001**
공적연금 적용범위	-.085	.034	.011*	-.086	.024	.000***	-.086	.025	.001**
공적연금 소득대체율	.013	.050	.803	.079	.066	.230	.079	.067	.233
공적연금 소득대체율 제공	.001	.001	.332	-.001	.001	.902	-.001	.001	.905
사적연금 소득대체율	-.020	.011	.072*	-.015	.011	.173	-.015	.009	.082*
근로연령계층 실업률	-	-	-	-.349	.082	.000***	-.349	.093	.000***
고용보호규제	-	-	-	.737	1.031	.475	.737	1.032	.475
노동비용	-	-	-	-.045	.018	.012*	-.045	.019	.017*
노조조직률	-	-	-	-.135	.070	.054*	-.135	.073	.066*
공공부문 고용률	-	-	-	-.069	.056	.222	-.0686	.056	.217
ALMP	-	-	-	-1.591	.998	.111	-1.591	.973	.102
임시직 비율	-	-	-	.022	.142	.879	.021	.146	.883
중고령 남성 빈곤율	-	-	-	-	-	-	.001	.118	.998
wald chi(2)	1211.87(6)			4941.87(13)			48000.07(14)		
사례수	390			390			390		
모형유의도	.000***			.000***			.000***		

주) R.S.E = Robust Standard Error. *** = p value < .001, ** = p value < .01, * = p value < .1

공적연금의 소득대체율은 유의한 영향을 미치지 않는다. Johnson(2000), Blöndal and Scarpetta(1998), Duval(2003)에서 조기퇴직유인이 노동시장참여에 미치는 영향이 작게 나타난 것과 비슷하다. 연금급여가 퇴직을 유발하는 것으로 보기도 하지만(Boskin and Hurd, 1978; Feldstein, 1974; Parsons, 1980; Hurd and Boskin, 1981), 국가간 비교연구에서는 크게 영향을 미치지 않는다는 Esping-Andersen(1990)의 주장을 본 연구에서도 확인할 수 있다. 그러나 적용범위가 넓을수록 55~64세 남성의 취업률이 낮아진다(신뢰수준 95%). 조기노령연금과 장애·실업연금이 조기퇴직경로가 된다는 Guillemard(1991), Ebbinghaus(2001)의 설명과 부합한다. 그러나 장애를 가진 남성의 취업률이 1990년에는 45%였으나, 2000년에는 35%로 감소한 것을 볼 때(미국, Daly and Burkhauser, 2002; OECD, 2005c 재인용), 고령 실직자나 장애인은 노동시장에 재진입하는 것이 어렵기 때문일 수도 있다. 한편, 사적연금의 소득대체율이 높을수록 중고령 남성의 취업률이 감소한다(신뢰수준 90%). 사적

기업연금은 근로반대유인이 크고 퇴직을 강요하기도 해서 퇴직에 영향을 미친다는 Kotlikoff and Wise(1987), Stock and Wise(1990; Duval, 2003 재인용), Ebbinghaus(2001), Lazear(1986)의 주장과 같다.

노동시장 요인을 추가한 모형 II를 보면, 배출요인만 유의한 영향을 미친다. 노동시장배출요인으로 가장 많이 지목되었던 근로연령계층의 실업률은 예상대로 부적인 영향을 미친다. 국가비교연구를 한 Blöndal and Scarpetta(1999), Duval(2003)의 연구에서 청장년층의 실업률이 1% 높아지면 고령자들의 경제활동참여율이 0.6~0.9% 감소한 결과와 비슷하다. 노동비용도 부적인 영향을 미친다(실패수준 95%). 노동비용이 높을수록 고용주는 고령근로자를 해고하려 하고(Lazear, 1979; Wadensjö, 1991 재인용), 신규 채용하지 않기(Ebbinghaus, 2001) 때문일 것이다. OECD 15개국의 노동비용과 남성 퇴직 연령의 상관관계가 부적이고, 고령 근로자들의 임금이 높을수록 퇴직연령이 낮아진 OECD(2004b)의 결과와도 같다. 노조 역시 배출요인으로 기능한다. 노동조합에 있는 고령근로자의 위치는 상대적으로 미약하기 때문에, 연공서열방식을 지키기 보다는 중장년기 노동조합원에게 더 높은 임금을 보장하고, 대신 고령근로자를 퇴출시킨(Clague et al., 1971; Hayward, 1986 재인용)으로 보인다. 반면, 고용보호 규제는 유의한 영향을 미치지 않는다. 고용보호규제가 고령근로자의 고용을 보호하기 때문에(OECD, 2002) 정적인 영향을 미치지만, 고용보호규제가 엄격하면 고령근로자를 해고시키고자 하여 취업률이 낮아지기(OECD, 2005b) 때문에 유의하지 않은 것으로 보인다.

노동시장의 위험완화요인은 모두 유의한 영향을 미치지 않는다. 이유는 2가지로 추측된다. 첫째, 국가에 따라 노동시장의 위험완화요인과 중고령 남성의 취업률과의 관계가 다른데, 결합하여 분석함으로써 그 관계가 바뀌는 심슨의 역설(simpson's paradox, 류근관, 2010)이 나타났을 수 있다. 실제 북유럽국가는 파트타임근로가 주류 노동체계와 통합되고, 가교일자리(bridge job)로서 고령자의 근로활동을 도왔다(Ebbinghaus, 2001). 그러나 대륙유럽 국가는 정책적으로 임시직 일자리를 통해 점진적 퇴직을 장려하였지만 정책 효과가 별로 없었다(OECD, 2001; 2005a). 둘째, 주된 대상은 청장년층이라서 노동시장의 한계위치에 있는 중고령 남성의 취업에는 크게 영향을 미치지 않은 것으로 보인다. 끝으로 ALMP도 유의한 영향을 미치지 않는다. ALMP가 고령자들의 노동시장참여를 지원한다는 Esping-Andersen and Sonnberger(1991), Wadensjö(1991; 1996), Kolberg and Esping-Andersen(1992), Esping-Andersen(1996), Ebbinghaus(2001)의 설명이 경험적인 분석에서는 나타나지 않았다. 그러나 ALMP가 장기실직자의 고용증가에 미치는 영향이 작거나, 부적으로 나타난 Heckman et al.(1999)과 Calmfors et al.(2002) 및 스웨덴에서도 ALMP가 고령근로자의 실업률 감소에 기여하지 못한 것으로 나타난 Wadensjö and Sjögren(2000; OECD, 2002 재인용)의 결과와 유사하다. 중고령자는 ALMP 참여율이 낮고, 60세 이상은 거의 참여하지 않기 때문일 것이다(OECD, 2004a). 훈련일수도 짧고(OECD, 2005a), 실업보험도 55세 이상의 적극적인 구직활동을 요구하지 않아서(OECD, 2004a), 프로그램 효과가 나타나지 않은 것으로 보인다.

(3) 1980~1995년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 결정요인

1980~2005년의 모형 I ~ III 모두 기간효과가 나타나서(〈표 4〉 참고), 1980~1995년과 1996년 이후

를 분리하여 분석하였다. 분석결과, 전체 분석시기와는 달리 공적연금의 소득대체율은 부적인 영향을 미치고(신뢰수준 95%, 모형 I), 소득대체율의 제공항은 정적인 영향을 미친다(신뢰수준 99%). 변환점이 되는 30.2%까지는 공적연금의 소득대체율이 증가할수록 중고령 남성의 취업률이 감소하지만, 30.2% 이상부터는 소득대체율이 높을수록 취업률도 높아지는 U 자형의 곡선관계이다. 예상했던 역 U 자와는 다르다. 저소득자는 취약한 인적자본이나 경기불황 등의 이유로 조기 퇴직하지만, 여유자산은 없고 공적연금 외에는 다른 소득원이 없어서(Greenstein, 2000), 연금을 일찍 수급하는 것으로 해석된다. 연금과 고용기회 악화와의 사이에 역인과 관계가 있을 수 있다(Duval, 2003). 반면, 30.2%를 기점으로 정적인 관계가 나타난다. 퇴직은 연금급여가 적정 수준을 보장할 때 발생하는데(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991; Guillemard, 1991), 소득대체율이 낮아서 공적연금만으로는 적정 삶을 유지하지 못하기 때문으로 보인다. 또한 소득대체율이 30%가 넘는 중고령자는 30% 미만인 55~64세에 비해 직장이 안정적이고 임금이 높아서, 오래 일할수록 소득과 연금이 높아질 것으로 예측된다. 그 결과 대체효과(substitution effect)가 작용하는 것으로 판단된다. 그 외, 노동시장참여의 상태존성이 나타나고(신뢰수준 99.9%), 공적연금의 적용범위가 넓을수록 중고령 남성의 취업률이 감소하는 것은(신뢰수준 99%) 전체 모형(1980~2005년)의 결과와 같다.

그러나 노동시장요인을 추가한 모형 II에서는 공적연금의 소득대체율과 소득대체율 제공항의 유의한 영향이 사라진다. 1980~1995년에는 공적연금의 영향이 노동시장 배출요인에 압도된 것으로 보인다. 특히 근로연령계층의 실업률이 높을수록 중고령 남성의 취업률이 감소한다(신뢰수준 95%). 1970년대 경제위기 이후 실업률 급증에 대처하고 근로연령계층의 취업을 돕고자 고령근로자를 퇴출시켰는데(Kohli and Rein, 1991), 정책의 영향이 1990년대 중반까지 지속된 것으로 보인다. 노동비용도 유의한 부적인 영향을 미친다(신뢰수준 99.9%). 노동비용이 높을수록, 중고령자를 고용하거나 유지하는데 부담이 된 것으로 보인다. 그 외의 배출요인은 유의한 영향을 미치지 않았다. 노동시장의 위험을 완화하는 공공부문 일자리와 임시직 일자리도 유의한 영향을 미치지 않는다. ALMP의 영향은 유의하지만, 방향이 부적이다. 1996~2005년에는 ALMP지출이 높아질수록 프로그램의 주된 대상이 아닌 중고령 남성의 취업률이 체계적으로 낮아지는 것으로 보인다. 한편 빈곤율을 추가한 모형 III의 결과도 모형 II의 결과와 대동소이하다. 또한 1980~1995년은 중고령 남성의 빈곤율이 유의한 영향을 미치지 않는다.

〈표 5〉 1980~1995년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 결정요인

55~64세 남성취업률	모형 I			모형 II			모형 III		
	Coef.	S.E	P>z	Coef.	S.E	P>z	Coef.	S.E	P>z
시차종속변수	.749	.067	.000***	.366	.067	.000***	.373	.064	.000***
공적연금 적용범위	-.182	.053	.001**	-.127	.030	.000***	-.142	.038	.000***
공적연금 소득대체율	-.158	.071	.028*	-.007	.079	.931	-.029	.085	.731
공적연금 소득대체율 제공	.003	.001	.001**	.001	.001	.353	.001	.001	.268
사적연금 소득대체율	-.049	.040	.219	.009	.027	.733	.008	.027	.764
근로연령계층 실업률	—	—	—	-.391	.173	.024*	-.408	.181	.024*
고용보호규제	—	—	—	2.337	2.524	.354	2.281	2.507	.363
노동비용	—	—	—	-.087	.025	.000***	-.084	.025	.001**
노조조직률	—	—	—	-.147	.115	.200	-.134	.112	.230
공공부문 고용률	—	—	—	.040	.081	.624	.047	.082	.568
ALMP	—	—	—	-2.744	1.655	.097*	-2.932	1.646	.075*
임시직 비율	—	—	—	-.209	.229	.361	-.1558	.2334	.506
중고령 남성 빈곤율	—	—	—	—	—	—	-.141	.155	.363
wald chi(2)	537.11(5)			1846.68(12)			2221.35(13)		
사례수	208			208			208		
모형유의도	.000***			.000***			.000***		

주) S.E = robust standard error임. *** = p value < .001, ** = p value < .01, * = p value < .1

(4) 1996~2005년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 결정요인

연금개혁이 추진되고, 조기퇴직에 대한 사회적 문제인식이 확산된 1990년대 중반 이후를 보면(모형 I), 1980~1995년의 분석결과와는 달리, 공적연금의 적용범위와 공적연금의 소득대체율, 소득대체율의 제공항이 유의한 영향을 미치지 않는다. 연금개혁이 점진적으로 이루어져서 기득권을 지닌 대다수의 수급자들은 영향을 받지 않기 때문일 수 있다. 실제 연금개혁을 통해 조기퇴직프로그램(연금)의 수급요건을 강화하였지만, 1980~1995년에 비해 1990년대 중반 이후 적용범위는 넓어졌고(평균 33.97%→35.6%), 소득대체율은 조금 감소하였을 뿐이다(평균 34.8%→33.6%). 따라서 연금정책의 패러다임이 변하기 전에도(1980~1995년) 연금의 유인효과(55~64세 남성)가 나타나지 않았는데(〈표5〉참고), 연금을 통해 근로유인을 강화하고자 하여 정책효과가 나타나지 않은 것으로 보인다. 반면 1980~1995년에는 유의하지 않았던 사적연금의 소득대체율이 부적인 영향을 미친다. 사적연금의 소득대체율이 높아지기는 했지만(평균 39.3%→40.9%) 근로유인을 바꿀 정도의 큰 변화는 아니다. 사적연금의 재정적 유인 외의 다른 요인, 예를 들면 사적기업연금을 통한 암묵적인 퇴직강요 등이 영향을 미친 것으로 추측된다.

<표 6> 1996~2005년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 결정요인

55~64세 남성취업률	모형 I			모형 II			모형 III		
	Coef.	R.S.E	P>z	Coef.	R.S.E	P>z	Coef.	R.S.E	P>z
시차종속변수	.807	.129	.000***	.567	.153	.000***	.532	.154	.001**
공적연금 적용범위	-.029	.036	.413	.0212	.022	.326	.069	.032	.031*
공적연금 소득대체율	-.109	.083	.186	-.085	.079	.285	-.046	.072	.522
공적연금 소득대체율제곱	.002	.002	.299	.002	.002	.287	.001	.002	.406
사적연금 소득대체율	-.047	.025	.057*	-.067	.034	.052*	-.0730	.033	.027*
근로연령계층 실업률	—	—	—	-.064	.142	.654	-.071	.133	.594
고용보호규제	—	—	—	.512	.910	.573	-.122	1.073	.909
노동비용	—	—	—	.045	.013	.001**	.047	.014	.001**
노조조직률	—	—	—	-.512	.183	.005**	-.521	.207	.012*
공공부문 고용률	—	—	—	.021	.094	.828	.064	.110	.558
ALMP	—	—	—	-.722	1.193	.545	-1.712	1.243	.169
임시직 비율	—	—	—	.361	.191	.059*	.355	.199	.074*
중고령 남성 빈곤율	—	—	—	—	—	—	.621	.299	.038*
wald chi(2)	187.66(5)			896.18(12)			1140.10(13)		
사례수	120			120			120		
모형유의도	.000***			.000***			.000***		

주) R.S.E = Robust Standard Error임. *** = p value < .001, ** = p value < .01, * = p value < .1

연금유인에 더해 노동시장요인을 추가해도(모형 II), 사적연금의 부적인 영향이 유지된다. 1980~1995년에는 나타나지 않던 결과이다. 앞으로도 사적연금을 통한 퇴직유도정책이 영향을 미칠 가능성이 있다. 한편, 노동시장의 배출요인은 노조 조직률만 부적인 영향을 미친다. 1980~1995년과는 달리, 근로연령계층의 실업률은 유의한 영향을 미치지 않는다. 경제위기에 대한 대응으로써 대륙 유럽 국가만 노동감축 정책을 사용하고, 북유럽국가와 앵글로색슨 국가는 일자리 확대전략을 사용하였기 때문에 부적인 영향의 유의도가 사라진 것으로 판단된다. 노동비용은 1980~1995년과는 달리 정적인 영향을 미치고 있다. 노동비용이 높을수록 중고령 남성의 취업률이 높다. 1996년 이후에는 노동비용이 높지만, 인적자본이 높은 숙련 중고령 근로자의 고용이 유지되는 것으로 보인다. 한편 1980~1995년과는 달리, 노동시장의 위험을 완화하는 요인 가운데 임시직 비율이 높을수록 중고령 남성의 취업률이 높아진다(신뢰수준 90%). 1990년대 중반 이후, 점진적 퇴직지원 등으로 임시직을 통한 직업기회가 중고령자들에게 제공된 것으로 보인다. 노동시장의 배출압력이 있더라도, 대안이 있으면 잠재적인 퇴직자도 노동시장에 계속 남을 수 있음을 말해준다. 끝으로 빈곤율을 추가한 모형 III을 보면, 중고령 남성의 빈곤율이 높을수록 55~64세 남성의 취업률이 높다(신뢰수준 95%). 전체 모형과 1980~1995년에는 나타나지 않던 결과이다. 분석대상 국가의 경제성장률이 1980~1995년 1.79%(평균)에서 1996년 이후 2.39%로 증가하였지만, 소득불평등 지수는 같은 시기 평균 34.2%에서 36.4%로 높아졌다¹³⁾. 경제는 성장하였지만, 소득분배가 불평등하여 노후자산을 충분히 쌓지 못한 중고령자들이 노동시장에 참여한 것으로 보인다. 노후빈곤노동가설을 지지한다. 1996년 이후에는 선진복지국가에서도 빈곤이

13) 자료는 University of Texas Inequality Project(<http://utip.gov.utexas.edu>)의 EHII이다.

중고령 남성 노동의 메커니즘으로 작용하는 것으로 볼 수 있다. 한편 공적연금의 적용범위가 넓을수록 중고령 남성의 취업률이 높아졌다. 조기퇴직프로그램을 받는 사람들은 주로 실직자나 장애인인데 이들은 빈곤위험이 높아서 정적으로 바뀌었거나, 1996년 이후로는 조기퇴직프로그램이 조기퇴직의 경로로 활용되지 않기 때문으로 보인다.

5. 결론 및 함의

지금까지는 대부분 중고령 남성의 취업률이 감소하였다고 문제 진단을 하였지만, 1990년대 중반 이후 연금개혁과 조기퇴직에 대한 사회적 인식의 변화로 반전되었을 가능성이 높다. 이에 본 연구에서는 1980~2005년 OECD 15개국 중고령 남성의 취업률 추이를 살펴보고, 취업률 결정요인을 분석하였다. 분석기간은 1980~2005년이고, 자료는 OECD, ILO, LIS이다. 분석은 상태의존성과 패널개체의 이질성을 반영한 동적패널모형으로서, 도구변수를 사용한 Arellano and Bonds(1981)의 차분 GMM으로 하였다.

분석결과 첫째, 1980~2005년 중고령 남성 취업률 평균은 54.6%로, 1960년대와 비교하면 낮다. 그러나 중고령 남성의 취업률이 1990년대 중반 이후 상승추세를 이어가고 있어 고무적이다. 앞으로는 어떤 요인에 의해 중고령 남성의 취업률이 높아졌는지에 대한 연구가 필요하며, 이를 통해 요인을 활성화시킬 필요가 있다. 둘째, 1980~2005년 동안 중고령 남성의 취업률은 상태의존성이 강하게 작용하고, 정적인 기간효과가 나타났다. 또한 일반적으로 많이 거론되는 공적연금의 소득대체율은 취업률을 저해하지 않고, 노동시장 배출요인(근로연령계층의 실업률, 노동비용, 노조 조직률)이 작용하는 것으로 나타났다. 연금 유인보다 경제요인의 영향이 더 크다고(Esping-Andersen, 1990) 볼 수 있다. 셋째, 연금개혁이 추진되고, 조기퇴직에 대한 사회적 문제인식이 확산된 1990년대 중반을 전후로 구분하여 보면, 시차종속변수와 노동비용 외에는 결정요인이 다르다. 1980~1995년은 공적연금의 적용범위가 부적인 영향을 미치지만, 1996~2005년은 공적연금의 유인효과가 나타나지 않았다. 연금개혁이 점진적으로 이루어져 기존 수급자들은 영향을 받지 않아서 효과가 나타나지 않을 수 있다. 그러나 정책의 패러다임이 변하기 전에도 연금의 유인효과가 크지 않았다. 그럼에도 연금을 통해 근로유인을 강화하고자 하여 정책효과가 나타나지 않은 것으로 보인다. 따라서 연금을 통해 근로유인을 강화하려는 개혁은 적절하지 않다. 연금의 주된 목적은 노후의 소득상실로부터 보호하는 것이다(Gillion et al., 2000). 소득대체율 축소와 연금수급연령 상향조정을 통해 근로유인을 강화하는 것은 노령취약계층을 증가시킬 수 있다(OECD, 2001; ILO, Gillion et al., 2000). 우리나라 역시 고령근로를 장려하기 위해 국민연금제도 개선방안을 모색하는 연구도 수행되고 있다. 그러나 국민연금은 중고령 남성의 노동시장참여에 영향을 미치지 않기 때문에 국민연금을 통해 근로유인을 강화해야할 절박성이 크지 않다(김원섭 외, 2007). 적정 소득보장, 사각지대 해소 등의 과제들이 더 시급하다.

한편, 1996년 이후에는 노동시장의 위험안화요인인 임시직 비율이 배출요인(노조 조직률)의 부적인 영향을 상쇄하고, 중고령자 취업률을 높이는데 기여하였다. 앞으로도 배출압력이 없을 수는 없다. 노

동시장의 위험완화요인을 발전시켜 배출압력을 줄이고, 중고령자에게 직업기회를 제공해야 한다. 그러나 단순히 임시직을 늘리면 노동취약계층만 증가시킬 수 있다. 우리나라도 비정규직과 자영업 비율이 높다. 그러나 임시직은 고용이 불안하고, 임금이 낮으며 사회보험 가입률도 절반에 불과하다(남재량, 2009). 더구나 현 노년세대는 평생직장문화가 강하기 때문에, 단순히 파트타임 근로를 장려하는 것은 실효성이 낮을 것으로 예측된다. 임시직도 중심 노동체제와 통합하고 사회보장의 혜택을 받을 수 있도록 지원하며, 생애 주된 일자리에서 근로기간을 연장해야 한다.

또한 1990년대 중반 이후로는 빈곤율이 높을수록 취업률이 높아진다. 그러나 빈곤이 노동의 동력이 되는 것은 바람직하지 않다. 우리나라는 노인 빈곤율이 매우 높고(35.1%, 석상훈, 2010), 노인빈곤이 노후 노동의 주된 메커니즘으로 나타났었다(지은정, 2008). 그러나 가난하기 때문에 일할 경우, 근로 조건은 열악할 수밖에 없고 삶의 질 또한 적정수준을 유지하기 어려워 개인적으로도, 사회적으로도 바람직하지 않다. 근로연령 당시 적정소득을 보장하는 안정된 일자리를 확대하여 노후자산을 충분히 쌓을 수 있도록 지원해야하며, 소득보장정책도 확대해야한다. 그 외에도 1996년 이후에는 노조 조직률이 높을수록 취업률이 낮다. 따라서 노조가 고령근로자의 고용에 부정적인 영향을 미치지 않도록 정부가 중재해야한다. 본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 거시수준에서 접근하여 중고령자 노동시장참여에 영향을 미치는 개인수준의 변인들을 반영하지 못하였다. 둘째, 미시연구는 연금의 수리적 접근을 중심으로 하여, 거시경제 요인의 영향을 분석하기 어렵지만(Esping-Andersen and Sonnberger, 1991), 본 연구는 거시자료의 한계상 연금유인을 다양하게 측정하지 못하여 후속연구가 필요하다.

참고문헌

- 강철희·김영범. 2001. “노령 노동자의 경제활동 참가에 영향을 미치는 요인에 대한 연구: 일부 선진 자본주의 국가들을 중심으로”. 사회보장연구. 17(2): 140-161.
- 김원섭·이정우·정해식·한정림. 2007. 『근로유인제고를 위한 국민연금제도 개선방안: 사회투자전략의 관점에서』. 서울: 국민연금관리공단 국민연금연구원
- 남재량. 2009. “비정규 근로의 동태적 특성 및 시사점-2009년 3월 경제활동인구조사 부가조사를 중심으로-”. 월간 노동리뷰. 9월호, 52-65. 한국노동연구원
- 류근관. 2010. 『통계학』. 서울: 법문사
- 석상훈. 2010. “기초노령연금의 노인빈곤완화효과”. 국민연금포럼 38. 여름호, 48-57. 국민연금관리공단 국민연금연구원.
- 장지연·신현구. 2008. “중고령자 취업결정요인의 국가간 비교: 한국, 미국, 스웨덴, 독일”. 『중고령자 노동시장 국제비교』. 서울: 한국노동연구원. 43-84.
- 지은정. 2008. “고령남성의 경제활동참가 결정요인 연구 - 노후빈곤노동가설 및 숙련편향기술진보설을 중심으로 -”. 한국사회복지학 60(3): 31-58.
- 지은정. 2009. “노후 노동지위: 생애노동경력과 재산을 매개로”. 한국사회복지학 61(1): 323-358.
- 지은정. 2010. 복지체제별 중고령 남성 취업률 결정요인. 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문.

- Algan, Yann, Pierre Cahusm André Zylberberg, Jörn-Steffen Pischke and Thierry Verdier. 2002. “Public Employment and Labour Market Performance”. *Economic Policy*. Vol 17(34): 7-65
- Allison, Paul D. 2002. *Missing Data*. Sage publications: New Delhi
- Arellano, Manuel and Stephen Bond. 1991. “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Evidence and an Application to Employment Equations”. *Review of Economic Studies*, 58: 277-297
- Baltagi, Badi H. 2008. *Econometric Analysis of Panel Data*. fourth edition, John Wiley & Sons, Ltd, Hoboken.
- Bentolila, Samuel and Juan J. Dolado. 1994. “Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain”. *Economic Policy*. Vol 9(18): 55-99
- Blödal, Sveinbjörn and Srefano Scarpetta. 1999. “Early Retirement in OECD Countries: The Role of Social Security Systems”. OECD Economic Studies No. 29.
- Calmfors, Lars, Anders Forslund and Maria Hemström. 2002. “Does active labour market policy work? Lessons from the Swedish experiences”. Institute for labour Market Policy Evaluation working paper 2002:4
- Casey, Bernard. 1997. “Incentives and Disincentives to Early and Late Retirement”. OECD Social Policy Division, Aging Working Paper.
- Casey, Bernard, Howard Oxley, Edward R. Whitehouse, Pablo Abtolín, Romain Duval and Willi Leibfritz. 2003. “Policies for an Ageing Society: recent Measures and Areas for Further Reform”. OECD Economic Department Working Papers, No. 369.
- Crystal, Stephen. 1996. “Economic Status of the Elderly”. edited by Robert H. Binstock and Linda K. George in *Handbook of Aging and The Social Science*. New York: Academic Press, 388-409.
- Duval, Romain. 2003. “The retirement Effects of Old-Age pension and Early Retirement Schemes in OECD Countries”. OECD Economic Department Working Papers, No. 370.
- Ebbinghaus, B. 2001. “When Labour and Capital Collude: The Political Economy of Early Retirement in Europe, Japan and The USA”. edited by Ebbinghaus, B. and Manow, P. in *Comparing Welfare Capitalism. Social Policy and Political Economy in Europe, Japan and the USA*. New York: Routledge. 76-101.
- Esping-Andersen, Gøsta. 1990. *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.
- Esping-Andersen, Gøsta and Harald Sonnberger. 1991. “The Demographics of Age in Labor Market Management” edited by Myles, John and Jill Quadagno in *States and Labor Markets and the future of Old Age Policy*. Philadelphia: Temple university press.
- Esping-Andersen, Gøsta. 1996. *Welfare States in Transition: National Adaptations in Global Economies*. London · thousand O만 · New Delhi: SAGE Publications.
- Gillion, Colin, John Turner, Clive Bailey and Denis Latulippe. 2000. *Social Security Pensions: Development and reform*. International Labour Office, Geneva.
- Greenstein, Robert. 2000. “Social Security Earnings Test-Testimony”. Venter on Bidget and Policy Priorities. <http://www.cbpp.org>
- Gruber, Jonathan and David A. Wise. 1999. “Introduction and Summary”. edited by Gruber and Wise

- in *Social Security and Retirement around the World*. The University of Chicago Press, Chicago, 1-36
- Guillemard, Anne-Marie. 1991. "France: Massive exit through unemployment compensation" . eited by Kohli et al. in *Time for retirement : Comparative Studies of Early Exit From the Labor Force*. Cambridge University Press, Cambridge, 127-180.
- Gujarati, Damodar N. 2003. *Basic Econometrics*. Fourth edition. McGraw Hill, New York.
- Haber, Carole and Brian Gratton. 1994. *Old Age and the Search for Security: an American Social History*. Blooming: Indianapolis: Indiana University Press.
- Hayward, Mark. 1986. "The Influence of Occupational Characteristics on Men's Early Retirement" . Social Forces. Vol 64(4) : 1032-1045
- Heckman, James J. 1981. "Heterogeneity and State Dependency" edited by Sherwin Rosen. *Studies in Labor Markets*. 91~140. University of Chicago Press, Chicago.
- Jacobs, Klaus and Martin Rein. 1991. "The Future of Early Retirement: The Federal Republic of Germany" . edited by Myles, John and Jill Quadagno in *States, Labor Markets, and the Future od Old-Age Policy*. Temple University Press, Philadelphia, 250-267.
- Jacobs, Klaus, Martin Kohli and Martin Rein. 1991a. "The evolution of early exit: A comparative analysis of labor force participation patterns" edited by Kohli et al., in *Time For Retirement: Comparative Studies of Early Exit From the Labor Force* Cambridge: Cambridge University Press, 36-66
- Jacobs, Klaus, Martin Kohli and Martin Rein. 1991b. "Testing the industry-mix hypothesis of early exit" edited by Kohli et al. in *Time For Retirement: Comparative Studies of Early Exit From the Labor Force*. Cambridge: Cambridge University Press, 67-96.
- Kohli, Martin and Martin Rein. 1991. "The changing balance of work and retirement" . in *Time For Retirement: Comparative Studies of Early Exit From the Labor Force* edited by Kohli et al., Cambridge: Cambridge University Press, 1-35
- Kolberg, Jon Eivind and Gøsta Esping-Andersen, 1992. "Welfare States and Employment Regimes" . edited by John Eivind Kolberg in *The Study of Welfare State Regimes*. M. E. Sharpe, Inc. New York, 3-37
- Latulippe, Denis and John Turner. 2000. "Partial retirement and pension policy in industrialized countries" . International Labour Review, 139(2) : 179-195
- Lazear, Edward P. 1986. "Retirement from the Labor Force" . edited by O.Ashenfelter and R. Layard in *Handbook of Labor Economics, Volume I*. Elsevier Science Publichers BV, 305-355
- Lindbeck, Assar. 1995. "Hazardous Welfare-State Dynamics" . The American Economic Review, Vol. 85(2) : 9-15
- Moon, M. 1997. "Are Social Security Benefits too High or too Low?" in Kingson, E. and J. Schulz. *Security in the 21st Century*. Oxford University Press, New York, 62-75
- Munnell, A. 1979. *The Future of Social Security*. Washington, D.C. The Brookings Institution.
- OECD. 1996. *OECD Employment Outlook: Countering the risks of labour market exclusion*. OECD, Paris
- OECD. 2001. *Ageing and Income : Financial Resources and Retirement in 9 OECD*. countries.

- OECD, Paris.
- OECD, 2002. *Ageing and Employment Policies: Sweden*. OECD, Paris.
- OECD, 2004a. *Ageing and Employment Policies: Finland*. OECD, Paris.
- OECD, 2004b. *Ageing and Employment Policies: Norway*. OECD, Paris.
- OECD, 2004c. *Ageing and Employment Policies: United Kingdom*. OECD, Paris.
- OECD, 2005a. *Ageing and Employment Policies: Germany*. OECD, Paris.
- OECD, 2005b. *Ageing and Employment Policies: Netherlands*. OECD, Paris.
- OECD, 2005c. *Ageing and Employment Policies: United States*. OECD, Paris.
- OECD, 2006. *OECD Employment Outlook: Boosting Jobs and Incomes*. OECD, Paris
- Palme, Joakim, 1990. *Pension Rights in Welfare Capitalism. The Development of Old-Age Pensions in 18 OECD Countries 1930 to 1985*. Swedish Institute for Social Research 14, Stockholms Universitet.
- Pampel, Fred C. and Jane A. Weiss, 1983. "Economic Development, Pension Policies, and the Labor Force Participation of Aged Males: A Cross-national, Logitudinal Approach" . The American Journal of Sociology, 89(2): 350-372
- Panos, Sousounis, 2008. "State dependence in work-related training participation among British employees: A comparison of different random effects probit estimators" . Munich Personal RePEc Archive Paper No. 14261.
- Ransom, Roger L. and Richard Sutch, 1986. "The Labor of Older Americans: Retirement of Men On and Off the Job, 1980-1937" . Journal of Economic History, Vol 46(1): 1-30.
- Reday-Mulvey, Geneviève, 2000. "Gradual Retirement in Europe" . *Journal of Aging & Social Policy*, 11(2-3): 49-60.
- Rosholm, Michael and Michael Svarer, 2008. "The Threat Effect of Active Labour Market Programmes" . The Scandinavian Journal of Economics, Vol 110(2): 385-401
- Wadensjö, Eskil, 1991. "Sweden: Partial exit" . eited by Kohli et al., in *Time for retirement : Comparative Studies of Early Exit From the Labor Force*. Cambridge University Press, Cambridge. 284-323.
- Wadensjö, Eskil, 1996. "Gradual retirement in Sweden" . edited by Lei Delsen and Genviève Reday-Mulvey in *Gradual retirement in the OECD Countries: macro and micro issues and policy*. Ipswich Book Co. Ltd. Great Britain, 25-44.
- Whiteford, Peter, 1995. "The Use of Replacement Rates in International Comparisons of Benefit Systems" . SPRC Discussion Paper No. 54.
- Wooldridge, Jeffrey M, 2006. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Third Edition, Thomson South-Western, USA

The Factors Determining on the Employment Rate of Men Aged 55~64 in 15 OECD Countries

Ji, Eun-Jeong

(BK21 Researcher, Department of Social Welfare, Hallym University)

This study intends to analyze the trend of employment rate of men aged 55~64 in 15 OECD countries from 1980 to 2005. Furthermore, this study means to examine the determinants of men aged 55~64 in 15 OECD countries to support the labor force participation among them. The analysis is based on the data of OECD, ILO and LIS. The analysis method is Arellano and Bond(1981)'s difference GMM which used instrumental variables by dynamic panel model which estimates state dependency of labor market participation and individual panel's heterogeneity. The main results from this analysis are summarized in three points. First, the employment rates of men aged 55~64 had decreased until the middle of the 1990s, while that has been increasing since 1995. Second, the state dependency strongly worked in the employment rates of 55~64 men and positive period effect was observed for 1980~2005. This study cannot find the pull effect of public pension, while labor market push effect have negatively affected. Third, temporary work rates had contributed to increase the employment rate of men aged 55~64 for 1996~2005. The poverty has become the mechanism of the labor.

Key words: men aged 55~64, employment rate, social security pull effect, structural push effect of labor effect, alleviation factors of labor market risk, poverty rate, dynamic panel, difference Generalized Methods of Moments

[논문 접수일 : 11. 02. 11, 심사일 : 11. 03. 09, 게재 확정일 : 11. 04. 08]