

# 韓國 中·高齡 專門職 從事者의 勞動市場 離脫: 長期的인 變化의 分析<sup>(1)</sup>

李 澈 羲

중·고령층 전문직 종사자의 노동시장 이탈확률은 1980년대 초반까지 비전문직에 비해 훨씬 낮았으나 1990년대를 통해 절대적으로나 상대적으로 크게 증가하였다. 그 결과 2000년 이후에는 전문직의 노동시장 조기이탈 가능성은 비전문직의 조기이탈 가능성에 비해 더 높아졌다. 한국고령자패널(KLoSA)을 분석한 결과는 전문직 종사 인력의 은퇴기대는 비전문직 종사인력에 비해 연령 및 교육수준에 의해 더 강한 영향을 받았음을 보여준다. 또한 전문직 종사자의 은퇴기대는 비전문직과 비교할 때 개인 및 일자리의 특성에 대해 훨씬 덜 민감하게 반응하였다. 은퇴기대 결정요인을 분석한 결과를 종합해 볼 때 전문직 종사자의 勞動市場 離脫이 절대적으로나 상대적으로 증가한 것은 자발적인 조기퇴직의 확대보다는 고용여건의 악화에 의해 나타났을 가능성이 크다. 경쟁의 격화에 따른 상위직급인력에 대한 압력의 증가, 상위직급에서의 기업조직 유연화 및 실질적인 정년제의 파괴, 연봉제의 확산, 연령에 기초한 정리해고 및 명예퇴직의 확대 등과 같은 노동시장의 변화는 그 이전까지 상대적으로 더 높은 안정성을 보장받았을 전문직 종사자의 고용에 보다 강한 충격을 가져왔던 것으로 보인다.

## 1. 머리말

인구고령화현상은 근래에 와서 가장 중요한 사회적 관심사가 되고 있다. 대부분의 선진국들은 이미 100년 전부터, 그리고 1960년대 이후에는 후진국들도 사망률의 저하와 출생률의 감소로 인하여 노년인구의 비중이 빠르게 증가하는 추세에 있다. 우리나라의 경우 65세 이상 노년인구가 전체인구에서 차지하는 비중은 1980년 5.8%에서 2005년 9%로 증가하였고, 2026년까지는 20%에 이를 것으로 추정되고 있어, 세계적으로 유례가 없는 매우 빠른 속도로 노령화사회에 진입하고 있음을 알 수 있다. 이와 같은 인구학적 변화는 노동력인구 증가에 부정적인 영향을 미칠 것으로 기대된다. OECD(2001) 추계에 따르

(1) 이 연구는 재단법인 서울대학교 발전기금 연구비의 지원을 받았다. 자료의 분석과 표 작성을 도와 준 서울대학교 박사과정의 권정현 씨에게 고마움을 표한다. 그리고 한국노동연구원에서 발표된 초고에 대해 유익한 조언을 베풀어 주신 성균관대학교 조준모 교수와 서울대학교 박경숙 교수께 감사드린다. 물론 남아있는 오류는 전적으로 필자의 것이다.

면 경제활동참가율이 현재수준에서 일정할 경우 노동력인구는 2000년 2,200만 명에서 2020년 전후에는 약 2,700만 명 정도로 증가하여 최고치를 기록한 후 2050년에는 약 1,950만 명으로 감소하게 될 것으로 전망된다.<sup>(2)</sup>

빠른 속도의 인구 고령화는 향후 여러 가지 경제적인 충격을 가져올 것으로 우려된다. 우선 출산율의 감소와 고령인구의 증가는 경제활동참가율 및 생산성이 상대적으로 높은 청년·장년층 노동력의 비중을 낮출 것이다. 경제활동참가율에 변화가 없을 경우 현재 전체 노동력인구의 4분의 1에 못 미치는 50세 이상 노동력의 비중이 2050년까지는 40%에 이르게 될 것으로 추정된다. 65세 이상 고령노동자의 비중도 현재 5%에서 2050년 18%로 증가할 것으로 전망된다. 이와 같은 고령노동 비중의 증가는 장기적으로 인력부족 및 생산성 저하를 초래할 가능성이 높다. OECD(2001) 추계에 따르면 경제활동참가율에 변화가 없는 경우 향후 50년 동안의 실질 GDP 성장률은 1980~2000년 성장률과 비교하여 1.5% 포인트 감소할 것으로 전망된다. 다른 한편 은퇴인구의 상대적인 증가는 노령연금의 재정적인 건전성을 크게 위협할 것으로 예상된다. 또한 의료서비스의 이용이 많은 고령인구의 비중증가는 의료비 지출의 확대 및 의료보험재정의 악화를 가져올 것으로 보인다.

인구고령화와 더불어 지난 수십 년 동안 많은 국가에서 두드러지게 나타난 현상은 고령남성의 노동력참가율의 저하이다. 미국, 영국, 프랑스, 독일, 캐나다, 벨기에, 스페인, 이탈리아, 네덜란드, 스웨덴 등 대부분의 선진국들이 적어도 1960년 이래 고령남성들의 경제활동참가율이 저하를 경험하였다(Costa(1998), Gruber and Wise(1999)). 우리나라 고령남성의 경제활동참가율은 다른 선진국과는 달리 1960년대 중반 이후부터 1997년까지 장기적인 증가세를 보였으나 외환위기 이후 크게 감소하였다. 최근 몇 년 동안 우리나라 고령남성의 경제활동참가율은 비교적 안정세를 보이고 있고, 외환위기 이후의 하락에도 불구하고 다른 선진국들의 경제활동참가율보다는 아직도 높은 수준을 유지하고 있다. 그러나 이는 우리나라 고령자 가운데 자영업 종사자의 비율이 높고, 상당수의 임금근로자가 은퇴 이후에 자영업 부문으로 진입하는 사정을 반영하는 것으로 보인다. 공식부문에 있어서의 중·고령 남성 근로자의 고용안정성은 외환위기 이후 악화된 것으로 판단된다.

고령근로자의 고용불안과 이로 인한 고령인구의 경제활동참가율 감소는 인구고령화가 가져올 것으로 예상되는 경제적인 충격을 증폭시킬 우려가 있다. 조기퇴직의 증가는 평균수명의 연장과 더불어 평균적인 퇴직기간을 늘임으로써 연금재정의 악화를 더욱 심각

(2) 이 장에 제시된 인구고령화 문제에 관한 일반적인 서술은 많은 부분 이철희(2006)를 참고하였다.

하게 만들 수 있으며, 상대적으로 그 비중이 증가한 고령인구의 경제활동참가 감소는 인구구조 고령화로 인한 인력부족의 문제를 더욱 악화시킬 것이다.<sup>(3)</sup>

이 연구는 이와 같은 문제의식을 가지고 중·고령자 가운데 전문직에 종사하는 인력의 노동시장 이탈 문제를 다루고자 한다. 중·고령층 전문직 인력의 노동시장 이탈문제가 다른 고령자들의 고용감소문제에 대해 갖는 차별성은 다음과 같다. 우선 質을 고려하여 조정된 勞動力(quality-adjusted labor force)을 인력의 지표로 이용할 경우 전문직 종사자의 노동시장 이탈은 다른 인력의 이탈에 비해 더 큰 인적자원의 감소를 가져올 것이다. 둘째, 전문직 종사자를 양성하는 데는 더 오랜 기간과 비용이 필요한 만큼 신규인력의 공급이 양적·질적으로 충분하지 못한 상황에서는 이들의 빠른 노동시장 이탈이 숙련의 단절을 초래할 수 있다. 마지막으로 전문직 종사자의 퇴직 혹은 이직 결정요인은 다른 인력과는 상이할 가능성이 높다. 따라서 전문직 종사자의 노동시장 이탈을 별도로 분석하는 것은 은퇴의 異質性(heterogeneity)을 연구하는 데 유용한 시사점을 제공해 줄 수 있다.

이상의 문제의식을 기초로 해서 이 연구에서는 다음의 두 가지 문제를 분석하려고 한다. 먼저 3장에서는 중·고령층 전문직 종사자의 노동시장 조기이탈의 장기적인 추이를 분석한다. 보다 구체적으로 전문직 종사인력의 노동시장 이탈확률이 절대적으로나(비전문직 종사자에 비해) 상대적으로 어떻게 변해왔는지를 살펴보기 위해 1980년 이후 50세 이상 남성근로자 가운데 전문직과 비전문직 종사인력의 연령별 노동시장 이탈확률의 지표를 추정할 것이다.

다음으로 4장에서는 중·고령층 전문직 종사자의 노동시장 조기이탈의 성격을 규명하기 위해 전문직 및 비전문직 종사자의 은퇴시기 결정요인을 비교분석할 것이다. 이 분석을 통해 중·고령 전문직 종사자가 왜 노동시장을 이탈하는지를 파악할 것이다. 마지막 장에서는 실증적인 분석결과를 요약하고, 이를 기초로 하여 전문직 종사자의 노동시장 이탈확률의 장기적인 변화요인을 설명하고, 이것이 숙련단절의 가능성에 대해 갖는 함의를 설명한 후, 마지막으로 잠재적인 숙련단절문제에 대응하기 위한 정책적인 방안을 모색한다.

## 2. 高齡男性의 職業과 經濟活動參加: 既存研究의 檢討

고령인구의 경제활동참가 결정에 관한 선진국들의 근래의 문헌은 대체로 소득, 건강, 연금제도 등과 같은 노동공급 측면의 요인들에 초점을 맞추고 있다(Hurd and Boskin(1984),

(3) Lee(2001)의 추계에 따르면 미국의 경우 지난 150년간 기대퇴직기간이 7배 이상 증가하여 1990년에 노동시장에 진입한 세대의 경우 남은 일생의 30%를 퇴직자로 보내리라 예상된다.

Costa(1998), Krueger and Meyer(2002), Gruber and Wise(1999, 2004), McGarry(2004)]. 특히 고령연금제도가 낮은 근로유인의 저하는 고령인구 경제활동참가의 장기적인 하락과 OECD 국가들 간의 차이를 설명하는 강력한 요인의 하나로 지적된다[Gruber and Wise(1999, 2004)]. 과거의 장기적인 고령남성 경제활동참가 및 노동시장지위 변화에 관한 일련의 논쟁은 적어도 20세기 중반까지 농민과 같은 자영업자의 임금근로자에 비해 더 늦게 은퇴했으며, 산업화에 따른 생산기술 및 산업구조의 변화가 고령남성의 경제활동참가를 감소의 주요 요인이었음을 보여준다[Long(1958), Graebner(1980), Carter and Sutch(1996), Costa(1998), Lee(2002, 2005)].

근래에 와서 국내에서도 고령인구의 경제활동에 관한 연구가 활발해지고 있다. 허재준·전병유(1998)의 연구는 1980년~1996년 사이 55~64세 남성의 경제활동참가율을 제시하고, 이 연령층의 경제활동참가가 경기변화에 어느 정도 영향을 받았음을 보여주었다. 장지연(2002)은 한국 남성들의 평균은퇴연령을 추정하고, 한국노동패널자료를 이용하여 은퇴의 결정요인을 분석하였다. 장지연(2003)은 패널로 연결한 경제활동인구조사를 이용하여 근로시간단축이나 자영업창업을 통한 은퇴과정을 분석하였다. 박경숙(2001, 2003)의 연구도 한국노동패널을 이용하여 은퇴과정의 다양한 경로와 그 결정요인을 분석하였다. 성지미·안주엽(2006) 역시 한국노동패널자료를 이용하여 여러 가지 개인별 특성과 일자리의 성격이 중·고령자의 취업결정에 미친 효과를 분석하였다. 이철희(2006)는 인구주택센서스 원자료를 이용하여 1980년~2000년 사이 고령남성의 경제활동참가 결정요인의 변화를 분석하고, 산업구조의 변화가 고령남성의 노동시장지위와 경제활동참가율에 미친 영향을 고찰하였다.

일부 연구들은 전체 고령자가 아닌 인구 및 사회경제적인 특성에 따른 특정 집단에 대해 은퇴결정요인 분석을 시도하기도 했다. 장지연·호정화(2002)는 남성과 여성, 농가와 비농가, 임금근로자와 비임금근로자에 대해 각각 평균은퇴연령을 추정하였다. 권승·황규선(2004)은 춘천과 서울지역의 고령자 표본을 이용하여, 도시-농촌별로 은퇴결정요인을 분석하였다. 이철희(2006)도 도시와 농촌의 고령남성인구에 대해 각각 경제활동참가요인을 분석하였다. 최승현(2006)은 한국노동패널의 맞벌이가구를 대상으로 해서 남성과 여성의 여가 사이의 보완성이 서로 비대칭적인지를 분석하였다. 이외에도 은퇴가 소득, 소비, 건강 등에 미친 효과에 관한 연구와 국민연금의 고령자의 근로의욕에 미친 효과도 분석되었다[안중범·전승훈(2004), 이지혜(2005), 손용진(2005)].

이와 같은 우리나라 고령인구의 은퇴결과와 노동시장지위에 관한 연구의 양적·질적 발전에도 불구하고 아직까지 보다 세분화된 종사상의 지위, 직업, 혹은 산업별로 은퇴결

정요인이 충분히 연구되지는 못했다. 그리고 대부분의 관련연구가 1997년 이후의 시기에 초점을 맞추고 있다. 이 연구가 목표로 하고 있는 중·고령 전문직 종사자의 勞動市場 離脫에 관한 분석은 필자가 아는 한 아직까지 이루어진 적이 없다. 이러한 기존연구의 한계는 상당 부분 자료의 한계에 기인하는 측면이 있다. 즉 고령자의 노동시장 이탈에 관한 많은 연구가 1998년부터 조사가 시작된 한국노동패널(KLIPS)를 이용했기 때문에 그 이전 시기를 포함한 장기간의 변화에 관한 분석을 할 수 없었다. 그리고 KLIPS는 그 유용성에도 불구하고 조사에 포함된 고령자의 수가 비교적 적었기 때문에 세분화된 직업이나 산업별로 노동시장 이탈행위를 분석하기 어려웠던 것으로 생각된다.

이하에서 자세히 언급하겠지만 이 연구에서는 두 가지 상이한 자료를 이용하여 비교적 세분화된 직업별로 중·고령인력의 노동시장 이탈을 분석할 것이다. 먼저 1980년부터 2005년까지의 인구주택센서스 마이크로 자료를 이용하여 중·고령 전문직과 비전문직의 노동시장 이탈확률의 장기적인 변화를 비교할 것이다. 그리고 최근에 새로 조사된 한국 고령자패널(KLoSA) 자료를 이용하여 중·고령 전문직과 비전문직 종사자의 隱退期待(retirement expectation) 결정요인을 비교할 것이다.

### 3. 中 · 高齡 專門職 從事者 勞動市場 離脫의 長期的 推移

#### 3.1. 職業別 相對的 勞動市場 殘存確率 推定方法

특정 직업을 가진 고령근로자의 노동시장 이탈확률을 보여주는 가장 직접적인 지표 가운데 하나는 이들의 勞動市場 殘存確率(labor-market survival rate)이다. 예컨대 특정 직업을 가진 50세의 근로자가 5년 후까지 같은 직업에 고용되어 있을 확률은 이 직업의 중·고령근로자의 고용상의 안정성을 보여주는 유용한 지표이다. 어떤 직업에서 중·고령근로자의 노동시장 잔존확률이 낮다는 것은 이들의 退職確率(hazard rate of retirement) 혹은 다른 직업으로의 전업 확률이 높다는 것을 의미한다.

직업별·연령별 노동시장 잔존확률을 계산하는 데는 패널자료를 이용하는 것이 가장 이상적이다. 일반적인 횡단면 자료는 과거의 직업 혹은 산업에 대한 정보를 제공하지 않기 때문에 횡단면 마이크로 자료를 이용해서 직접적으로 노동시장 잔존확률을 계산하는 것은 불가능하다. 그러나 패널자료의 성격을 지닌 한국노동패널데이터는 1997년 이후에 수집되어 있을 뿐이다. 그나마 표본의 크기가 작아서 중·고령자를 대상으로 하여 세분류의 직업에 대해 신뢰할만한 추계치를 얻는 것이 어렵다. 따라서 마이크로 패널자료를 이용하여 본 연구가 대상으로 하는 장기간에 대해 시기별로 비교 가능한 노동시장 잔존

확률을 얻기는 어렵다. 이러한 자료상의 제약 때문에 이 연구에서는 횡단면 자료인 센서스에서 계산한 각 직업의 비중을 이용하여 간접적인 방법으로 노동시장 잔존확률을 계산할 것이다.

이 연구에 이용될 분석방법은 다음과 같다. 노동시장에 남아있으며 연령이  $x$ 인 특정한 동년출생자(cohort, 코호트)의 수를  $N_x$ 라고 하자. 그리고 이 동년출생 고용인구 가운데 직업  $j$ 에 고용되어 있는 사람들의 수를  $N_x^j$ 라고 하자. 다음의 수식이 보여주는 바와 같이 이 동년출생자 가운데 연령  $x+1$ 에 직업  $j$ 에 고용되어 있는 고용인구의 수( $N_{x+1}^j$ )는 이들 중  $x$ 와  $x+1$  사이에 사망할 확률( $d_x^j$ ),  $x+1$ 까지 생존할 경우  $x$ 와  $x+1$  사이 퇴직할 조건부확률( $r_x^j$ ), 그리고  $x+1$ 까지 노동시장에 남아있을 경우  $x$ 와  $x+1$  사이 다른 직업으로부터의 순전입률(net entry rate:  $m_x^j$ )에 의해 결정된다.

$$(3.1) \quad N_{x+1}^j = N_x^j (1 - d_x^j) (1 - r_x^j) (1 + m_x^j)$$

식 (3.1)을 이용하여  $x$ 와  $x+1$  사이 직업  $j$ 에 고용된 동년출생자들의 비율의 변화는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$(3.2) \quad \begin{aligned} \frac{N_{x+1}^j}{N_{x+1}} \pm \frac{N_x^j}{N_x} &= \frac{N_x^j (1 \pm d_x^j) (1 \pm r_x^j) (1 + m_x^j)}{N_x (1 \pm d_x) (1 \pm r_x) (1 + m_x)} \pm \frac{N_x^j}{N_x} \\ &= \frac{N_x^j}{N_x} \left( \frac{(1 \pm d_x^j) (1 \pm r_x^j) (1 + m_x^j)}{(1 \pm d_x) (1 \pm r_x) (1 + m_x)} \pm 1 \right) \end{aligned}$$

다음으로 각 직업의 고용인구의 연령별 사망률이 전체 고용인구의 연령별 사망률과 같다고 가정하자. 그리고 생존을 조건으로 한  $x$ 에서  $x+1$  사이의 노동시장 잔존확률 혹은 노동력 잔존확률을 다음과 같이 정의하자.

$$(3.3) \quad S_x^j = (1 - r_x^j) (1 + m_x^j)$$

식 (3.3)에 제시된 지표는 직업 간 순전입률이 고려되어 있는 만큼 노동시장 잔존확률(일정 기간이 지난 이후까지 노동시장에 잔존한 확률)이라기보다는 특정직업 잔존확률(일정 기간이 지난 이후까지 특정 직업에 잔존할 확률)이라고 할 수 있다. 여기에서 직업 간 순전입률( $m_x^j$ )이 0이라고 가정하면, 식 (3.3)은 순수한 노동시장 잔존확률이 된다. 따라서 이하에 이용된 노동시장 잔존확률의 정의는 직업 간 순전입률에 대한 가정에 따

라 달라질 수 있다.

수식의 단순화를 위해 연령  $x$ 의 동년출생자 가운데 직업  $j$ 에 고용된 인구의 비율을  $\omega_x^j (= N_x^j/N_x)$ 로 나타내자. 식 (3.2)를 변환하고 여기에 식 (3.3)을 적용하면 이 연구의 분석에 이용될 노동시장 잔존확률의 지표  $\Phi_x^j$ 가 다음과 같이 정의된다.

$$(3.4) \quad \Phi_x^j = \frac{\omega_{x+1}^j \pm \omega_x^j}{\omega_x^j} = \left( \frac{(1 \pm r_x^j)(1 + m_x^j)}{(1 \pm r_x)(1 + m_x)} \pm 1 \right) = \left( \frac{S_x^j}{S_x} \pm 1 \right)$$

식 (3.4)는 횡단면 자료에서 계산한 각 직업의 동년출생 고용인구비중의 변화율을 나타낸다. 식 (3.4)에 따르면 이 변화율은 전체고용인구의 노동시장 잔존확률에 비교한 특정 직업 고용인구의 상대적인 노동시장 잔존확률을 보여준다. 예컨대 어떤 직업에 있어서 이 지표가 양수라는 것은 이 직업의 노동시장 잔존확률이 전체평균보다 높다는 것을 의미한다. 이 지표는 절대적인 노동시장 잔존확률을 보여주지는 않지만 이 확률의 직업 간 비교에 있어서는 유용한 지표라고 할 수 있다.

### 3.2. 專門職과 非專門職 從事者의 退職確率(hazard rate of retirement) 推定方法

직업군을 전문직과 비전문직으로 양분할 경우 위에서 할 수 없었던 절대적인 退職確率(hazard rate of retirement)을 계산하는 것이 가능하다. 먼저 전문직과 비전문직 각각의 노동시장 잔존확률을 계산하는 방법은 다음과 같다. 전문직 종사자를 상첨자  $F$ 로, 비전문직 종사자를 상첨자  $N$ 으로 표시하고, 식 (3.1)을 적용하면, 전문직과 비전문직 종사인력의 상대적인 비중은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$(3.5) \quad \frac{N_{x+1}^F/N_{x+1}}{N_{x+1}^N/N_{x+1}} = \frac{N_{x+1}^F}{N_{x+1}^N} = \frac{N_x^F(1 \pm d_x^F)(1 \pm r_x^F)(1 + m_x^F)}{N_x^N(1 \pm d_x^N)(1 \pm r_x^N)(1 + m_x^N)}$$

여기에 식 (3.4)에 제시된 노동시장 잔존확률의 정의와 각 직업별 고용인구의 사망률이 동일하다는 가정을 적용하면 비전문직의 노동시장 잔존확률과 전문직의 노동시장 잔존확률의 비율( $a$ )은 다음과 같이 나타난다.

$$(3.6) \quad a = \frac{S^N}{S^F} = \frac{(N_{x+1}^N/N_{x+1}^F)}{(N_x^N/N_x^F)}$$

다음으로 전체 고용인구의 노동시장 잔존확률( $S$ )은 다음과 같이 전문직과 비전문직의 노동시장 잔존확률의 가중평균으로 계산될 수 있다.

$$(3.7) \quad S = \omega^F S^F + (1 - \omega^F) S^N$$

식 (3.7)에서  $\omega^F$ 는 특정 동년출생 고용인구 가운데 전문직의 비중을 나타낸다. 위의 수식들에서  $a$ ,  $S$ ,  $\omega^F$  등은 모두 센서스 자료로부터 계산할 수 있다. 이 변수들을 적용하고 식 (3.6)과 식 (3.7)을 풀면  $S^F$ 와  $S^N$ 을 계산할 수 있다.

### 3.3. 資料와 職業分類

위에서 소개한 분석방법을 이용하여 전문직과 비전문직의 노동시장 이탈확률을 계산하기 위해서는 비교적 세분화된 직업별·연령별 경제활동참가율을 계산해야 한다. 경제활동참가율의 추정에 일반적으로 많이 이용되는 자료는 經濟活動人口調査(이하 EAP)이다. EAP가 정의하는 경제활동참가인구는 취업자와 실업자를 포함하는 것으로 현재 대부분의 국가에서 통용되는 노동력참가의 정의와 동일하다.<sup>(4)</sup> 따라서 이 자료는 적어도 1960년대 초부터 장기간에 대해 일관성 있는 연령별 경제활동참가율을 제공해준다는 장점이 있다. 그러나 이 연구의 목적에 비추어 볼 때 EAP는 표본의 크기가 작다는 단점을 지닌다. 특히 1988년 이전에는 조사대상이 17,500가구에 불과한데다 상대적으로 고령인구가 적어서 실제로 조사대상이 된 고령인구의 수는 매우 적다. 1988년부터는 조사가구가 32,500가구로 확대되어 조사결과의 신뢰도는 상당히 제고되었을 것으로 판단된다. 그러나 고령인구를 성별·연령별로 나눌 경우 세분화된 직업에 대해 경제활동참가율을 계산하기 어렵다.

비교적 장기간에 대해 직업별로 고령남성의 경제활동참가율을 추계할 수 있는 다른 자료는 1949년 이후 매 5년마다 시행된 인구주택센서스이다.<sup>(5)</sup> 특히 1980년 이후의 시기에 대해서는 인구주택센서스의 2% 마이크로 자료가 제공되고 있고, 이 자료는 인구주택센서스 보고서에 비해 고용상의 지위에 더 상세한 정보를 제공하기 때문에, 이를 이용하여 일

(4) 취업자는 다음의 사람들을 포함한다. 가) 조사대상 주간 중 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 자. 나) 자기에게 직접적으로 이득이나 수입이 오지 않더라도 자기가구에서 경영하는 농장이나 사업체의 수입을 높이는 데 도운 가족종사자로서 주당 18시간 이상 일한 자(무급가족종사자). 다) 직업 또는 사업체를 가지고 있으나 조사대상 주간 중 일시적인 병, 일기불순, 휴가 또는 연가, 노동쟁의 등의 이유로 일하지 못한 일시휴직자. 그리고 실업자는 다음의 범주를 포함한다. 가) 조사대상 주간 중 수입 있는 일에 전혀 종사하지 못한 자로서, 즉시 취업이 가능하며, 적극적으로 구직활동을 한 자. 나) 과거에 구직활동을 계속 하였으나 일기불순, 구직결과 대기, 일시적인 병, 자영업 준비 등의 불가피한 사유로 조사대상 주간 중 구직활동을 적극적으로 하지 못한 자.

(5) 인구센서스의 명칭은 다음과 같이 변해왔다. 총인구조사(1949년), 간이총인구조사(1955년), 인구주택 국세조사(1960년), 인구센서스(1966년), 총인구 및 주택조사(1970년, 1975년), 인구 및 주택센서스(1980년), 인구 및 주택센서스(1985년), 인구주택 총조사(1990년 이후). 이를 통칭하여 인구주택센서스로 부르기로 한다.

반적인 경제활동참가의 정의에 가깝게 경제활동인구를 계산할 수 있다. 이 연구에서는 다음과 같은 상태에 있는 사람들을 경제활동 참가자에 포함하였다: (a) 일함, (b) 가사 일을 하며 때때로 일함, (c) 학교에 다니며 때때로 일함, (d) 다른 일을 하면서 때때로 일함, (e) 일시적으로 일을 중단, (f) 구직 중. 반면 비경제활동인구는 다음과 같은 사람들을 포함한다. (g) 주부, (h) 학생, (i) 노령이나 질병과 같은 이유로 일하지 않음. 상기 정의에 따라 경제활동인구로 분류된 사람 중 (b)에서 (h)까지에 해당되는 사람은 비교적 적은 편이다. 따라서 고령인구의 경제활동참가율 추계나 경제활동참가 결정요소에 대한 분석은 (b)에서 (h)까지의 인구가 경제활동인구로 분류되는가에 크게 영향 받지 않는다는 점을 밝혀둔다.

인구주택센서스의 직업분류는 1980년 이후 계속 변화하였다. 특히 중분류(2-digit)와 세분류(3-digit)의 경우 1990년을 기점으로 직업분류의 변화가 너무 커서 장기간에 걸쳐 통일적인 분류를 만들기가 매우 어렵다. 따라서 이하의 분석에서는 1980년 이후 모든 센서스에 공통적으로 적용될 수 있는 7개 직업군으로 구성된 대분류(1-digit)를 이용할 수밖에 없었다. 이 직업군은 다음을 포함한다: a) 전문기술 및 관련종사자, b) 행정 및 관리직 종사자, c) 사무직 종사자, d) 판매종사자, e) 서비스업 종사자, f) 농림수산업 종사자, g) 생산직 운수업 종사자 및 단순노무자. 이 가운데 전문기술 및 관련종사자와 행정 및 관리직 종사자가 전문직 종사인력으로 정의되었다.

센서스 마이크로 자료를 이용하면서 드러난 문제점 가운데 하나는 1990년 센서스 2% 표본자료의 산업 및 직업분류에 심각한 오류가 있다는 것이다. 우선 세분류의 직업변수가 제시되어 있지 않아서 위에서 제시한 산업분류가 1990년에도 적용될 수 있는지 확인하는 것이 불가능하다. 이 자료에 제시된 대분류 직업변수에 기초하여 직업별 연령구조

〈表 1〉 全體 및 50세 以上 男性勤勞者의 職業分佈

직업	전체					50세 이상				
	1980	1985	1995	2000	2005	1980	1985	1995	2000	2005
전문기술 및 관련 종사자	4.57	6.28	16.72	16.74	17.64	2.83	4.01	7.96	6.94	7.34
행정 및 관리직 종사자	1.14	1.78	4.27	5.22	3.39	1.37	2.17	4.84	5.76	4.04
사무 및 관리직 종사자	9.33	11.93	11.48	13.49	15.25	2.93	3.53	3.06	4.01	5.18
판매 종사자	12.62	13.72	11.35	12.47	10.47	10.96	11.64	8.72	10.21	8.37
서비스직 종사자	7.07	7.75	8.62	9.57	9.32	4.63	5.32	6.63	7.05	7.29
농림수산업	38.78	31.87	15.88	13.52	15.84	67.74	62.72	44.49	40.1	41.7
생산, 운수 및 단순 노무자	26.48	26.67	31.27	28.59	27.42	9.53	10.6	24.18	25.82	25.81

및 연령별 직업구조를 분석해본 결과 1985년 및 1995년 자료와는 지나치게 큰 차이가 발견되었다. 이와 같은 문제점은 산업분류에도 나타난다[이철희(2006)]. 통계청의 관계자에게 확인한 바에 따르면 산업 및 직업 세분류는 마이크로 표본을 만드는 과정에서 누락된 것으로 추정된다. 한 자리 수 직업분류에서 발견되는 문제점이 어디에서 나타났는지 확인할 수 없었다. 이러한 문제 때문에 대분류 직업이 이용되는 경우, 1990년 자료를 분석에서 제외할 수밖에 없었다.

〈表 1〉은 전체 남성근로자 및 50세 이상 남성근로자에 대하여 위에서 분류한 이 7개 직업군 각각에 종사하는 사람들의 비율을 계산한 결과를 보여준다. 1980년 이후의 장기적인 직업구조의 변화를 반영하여 고령자 가운데 전문기술 및 관련종사자(이하 전문기술직), 행정 및 관리직 종사자(이하 관리직), 사무직, 서비스업 종사자의 비율은 전체 근로자와 50세 이상 근로자 모두에 대해 증가하였다. 반면 농림수산업 및 판매직 종사자는 전체 및 고령근로자 모두에 대해 감소하였다. 생산직 및 운수업 종사자와 단순노무자의 경우 전체 노동력에서 차지하는 비율은 별로 변화하지 않았지만 고령노동에서 차지하는

〈表 2〉 各 職業 男性 從事者의 年齡分布

직업	50세 이상					50~59세				
	1980	1985	1995	2000	2005	1980	1985	1995	2000	2005
전문기술 및 관련 종사자	14.06	16.31	13.34	13.01	16.39	11.18	12.65	10.3	9.87	12.83
행정 및 관리직 종사자	22.16	24.84	25.3	26.03	34.86	17.72	20.03	19.58	19.78	27.55
사무 및 관리직 종사자	8.16	8.3	9.73	10.24	9.93	7.33	7.53	8.11	8.48	11.47
판매 종사자	15.85	17.72	17.48	20.56	23.4	11.48	12.97	13.34	14.83	17.65
서비스직 종사자	13.08	15.29	16.89	16.68	22.9	10.68	12.56	13.64	13.44	16.25
농림수산업	32.57	39.83	60.1	66.59	77.04	18.92	22.48	26.62	23.51	22.53
생산, 운수 및 단순 노무자	7.26	8.48	16.33	20.05	27.54	6.1	7.26	12.84	15.19	19.36

직업	60~69세 이상					70세 이상				
	1980	1985	1995	2000	2005	1980	1985	1995	2000	2005
전문기술 및 관련 종사자	2.48	3.23	2.64	2.69	3.15	0.41	0.43	0.41	0.45	0.41
행정 및 관리직 종사자	3.98	4.4	5.21	5.57	7.49	0.46	0.41	0.53	0.68	1.13
사무 및 관리직 종사자	0.76	0.69	1.53	1.54	2.04	0.08	0.08	0.1	0.21	0.22
판매 종사자	3.69	4.16	3.57	4.97	5.88	0.68	0.59	0.57	0.76	1.38
서비스직 종사자	2.17	2.43	2.83	2.88	3.94	0.23	0.3	0.43	0.37	0.59
농림수산업	11.19	13.82	24.08	30.49	31.66	2.47	3.54	9.4	12.59	20.16
생산, 운수 및 단순 노무자	1.05	1.16	3.24	4.53	6.56	0.11	0.07	0.26	0.34	0.86

비율은 매우 크게 증가하였다. 이는 이들 직업군에 젊은 신규인력의 진입이 감소하는 가운데 중·고령인력의 진입이 늘었음을 시사한다.

〈表 2〉는 위에서 분류한 각 직업에 종사하고 있는 50세 이상 남성근로자의 연령분포를 보여준다. 이 결과로부터 1980년 이후 인구구조 고령화와 함께 각 직업 종사자 가운데 고령자의 비율이 점차 증가했던 것을 알 수 있다. 특히 농림수산업 종사자 가운데 50세 이상 인력의 비율은 1980년 33%에서 2005년 77%로 매우 크게 증가하였다. 〈表 1〉에서 볼 수 있듯이 농림수산업 종사자의 수가 상대적으로 줄어들었으므로 이 결과는 젊은 인력의 농업부문 진입의 감소에 따라 이 직업군의 고령화가 심해졌다는 것을 보여준다. 생산, 운수 및 단순노무자의 경우에도 인력고령화가 두드러지게 나타났다. 전문기술직 가운데 50세 이상인 인력은 1985년 16.3%로 가장 높았다가 이후 감소하는 추세를 보여준다. 그리고 관리직 가운데 50세 이상의 비율은 1980년 22%에서 2005년 35%로 크게 증가하였다.

### 3.4. 分析結果

〈表 3〉은 각 직업에 대해 위에서 설명한 상대적 노동시장 잔존확률의 지표를 계산한 결과를 보여준다. 예를 들어 50~54세의 1980년~1985년 추정치는 1980년에 50~54세였던 동년출생인구의 향후 5년 동안의 산업비중 변화율을 계산한 결과이다. 앞에서 설명한

〈表 3〉 職業別 · 年齡別 5年 間隔 期間에 대한 相對的인 勞動力 殘存確率

직업	45~49세			50~54세		
	1980~1985	1995~2000	2000~2005	1980~1985	1995~2000	2000~2005
전문직	0.0919	-0.1701	-0.0312	0.2555	-0.2402	-0.1097
행정 및 관리직	0.3797	0.1204	-0.2954	0.2935	0.0696	-0.2939
사무직	-0.0633	0.1744	0.1482	-0.3658	-0.1270	-0.0458
판매종사자	0.0187	-0.0794	-0.1242	0.0065	-0.0141	-0.1774
서비스업 종사자	0.0621	-0.0660	-0.0934	-0.1052	-0.2066	-0.1820
농림수산업	0.0214	0.1235	0.4136	0.1156	0.2453	0.5469
생산, 운수, 단순노무	-0.1099	0.0021	0.0041	-0.2333	0.0112	0.0032
직업	55~59세			60~64세		
	1980~1985	1995~2000	2000~2005	1980~1985	1995~2000	2000~2005
전문직	0.0396	-0.4010	-0.2583	-0.0538	-0.4026	-0.3467
행정 및 관리직	0.1284	-0.0679	-0.4695	0.1837	-0.2777	-0.5550
사무직	-0.5178	-0.3413	-0.2127	-0.3536	-0.2302	-0.2475
판매종사자	-0.0380	-0.0820	-0.2938	-0.1424	-0.1539	-0.3884
서비스업 종사자	-0.2445	-0.3349	-0.3151	-0.2078	-0.3553	-0.2971
농림수산업	0.1369	0.4198	0.6629	0.0717	0.3386	0.4812
생산, 운수, 단순노무	-0.3725	-0.1063	-0.0841	-0.3523	-0.3377	-0.3273

1990년 센서스 직업변수의 문제 때문에 기간별 분석은 1980년~1985년, 1995년~2000년, 2000년~2005년 등 세 기간에 대해 이루어졌다.

〈表 3〉의 결과에 따르면 전문직 종사자에 포함된 전문기술직 및 행정 및 관리직의 상대적인 노동시장 잔존확률이 1995년 이후 낮아진 것으로 나타났다. 1980년~1985년을 보면 60~64세 전문직을 제외하고는 전문직 종사자의 노동시장 잔존확률이 상당히 큰 양수를 나타낸다. 이는 1980년대 초에는 전문직 종사자가 여타 직종 종사자에 비해 노동시장 이탈확률이 낮았음을 보여준다. 그러나 이러한 사정은 1995년 이후 크게 바뀌어 전문기술직의 경우에는 1995년~2000년부터, 행정 및 관리직의 경우 2000년~2005년부터 노동시장 잔존확률이 모든 연령대에 대해 절대 값이 상당히 큰 음수로 전환되었다. 전문기술직의 노동시장 잔존확률은 1995년~2000년부터 2000년~2005년까지 상당히 개선되었지만 여전히 모든 연령에 대해 절대 값이 큰 음수를 나타낸다. 행정 및 관리직의 노동시장 잔존확률은 분석대상 기간을 통하여 계속 감소하여 2000년~2005년에는 모든 연령대에 대하여 전 직업군을 통해 가장 낮은 값을 기록하였다. 전문직 종사자의 노동시장 잔존확률 하락은 높은 연령일수록 두드러지게 나타났다.

〈表 4〉는 위와 유사한 분석을 1985년~1995년 및 1995년~2005년 등 10년 동안의 기간에 대해 수행한 결과를 보여준다. 이 분석은 60~64세를 제외하고 45~49세, 50~54세 및 55~59세 등 세 연령대에 국한되었다.<sup>(6)</sup> 이 결과는 1995년 이전 10년 동안에 비교할 때 1995년 이후 10년 동안의 전문직 종사인력의 상대적인 노동시장 잔존확률이 크게 낮았음을 보여준다. 예컨대 50~54세 전문기술직의 상대적인 노동시장 잔존확률은 1985년

〈表 4〉 職業別·年齡別 10年 間隔 期間에 대한 相對的인 勞動力 殘存確率

직업	45~49세		50~54세		55~59세	
	1985~1995	1995~2005	1985~1995	1995~2005	1985~1995	1995~2005
전문직	0.9454	-0.2611	0.4871	-0.4364	-0.0176	-0.6087
행정 및 관리직	0.8290	-0.2088	0.6192	-0.4326	-0.0211	-0.5852
사무직	-0.5573	0.1206	-0.6548	-0.3127	-0.6237	-0.5044
판매종사자	-0.3681	-0.2427	-0.5129	-0.3037	-0.5605	-0.4385
서비스업 종사자	-0.3843	-0.2360	-0.5442	-0.4556	-0.5361	-0.5325
농림수산업	-0.0604	0.7380	0.1680	1.0708	0.2246	1.1031
생산, 운수, 단순노무	0.2297	0.0053	0.1604	-0.0738	0.0582	-0.3989

(6) 10년 기간에 대해 60~64세의 상대적인 노동시장 잔존확률을 추정하려면 70~74세 고령남성의 직업별 경제활동참가율을 알아야 한다. 센서스의 표본이 비교적 크지만 70세 이상의 남성에 대해 직업별 경제활동참가율을 정확하게 추정하는 것이 어렵기 때문에 이 연령대는 분석에서 제외되었다.

~1995년 0.4871에서 1995년~2005년 -0.4364로 크게 감소하였다. 같은 기간 동안 행정 및 관리직의 상대적인 노동시장 잔존확률은 0.6192에서 -0.4326으로 감소하였다. 이상의 결과를 종합하면 근래의 전문기술직과 행정·관리직 등 전문직으로 분류된 직종 종사자들은 과거에 비해서나 다른 직종 종사자들에 비해 노동시장 이탈확률이 더 높은 것으로 보인다.

다른 직종에 대한 결과 가운데 특별히 두드러지는 것은 농림수산업 종사자들이다. 이 업종 종사자의 노동시장 잔존확률은 전 기간 전 연령을 통하여 비교적 큰 양수를 기록하였고 분석기간을 통해 크게 증가하였다. 이는 1997년까지 농촌 및 농민의 경제활동참가

〈表 5〉 45~69세 男性 就業者의 出生코호트별 專門職 從事人力 比率

출생연도	1980	1985	1990	1995	2000	2005
1956~1960						0.236 (45~49)
1951~1955					0.2533 (45~49)	0.2157 (50~54)
1946~1950				0.2477 (45~49)	0.2339 (50~54)	0.1882 (55~59)
1941~1945			0.1773 (45~49)	0.2279 (50~54)	0.2021 (55~59)	0.1288 (60~64)
1936~1940		0.1068 (45~49)	0.1652 (50~54)	0.2028 (55~59)	0.1476 (60~64)	0.0811 (65~69)
1931~1935	0.0861 (45~49)	0.1025 (50~54)	0.1516 (55~59)	0.1578 (60~64)	0.1025 (65~69)	
1926~1930	0.0791 (50~54)	0.1004 (55~59)	0.1149 (60~64)	0.0984 (65~69)		
1921~1925	0.0673 (55~59)	0.0719 (60~64)	0.0711 (65~69)			
1916~1920	0.0426 (60~64)	0.0438 (65~69)				
1911~1915	0.0348 (65~69)					

出處: 1980~2005년 인구주택센서스 2% 마이크로 표본. 1990년은 1985년과 1995년의 연령별 전문직 종사인력 비율의 평균을 이용하여 내삽하였음.

註: 전문직 종사인력은 전문기술직 및 행정관리직 종사자를 포함함.

율이 다른 지역 및 다른 직종 종사자들의 참가율에 비해 훨씬 빠르게 증가했으며, 1997년 이후에는 고령 비농업 종사자의 경제활동참가율이 매우 크게 감소한 데 반해 고령 농업 종사자의 참가율은 크게 떨어지지 않았던 데 기인한다[이철희(2006)].

이상의 분석결과는 7개 직업군 각각에 대해 상대적인 노동시장 이탈확률의 지표를 제공해준다. 앞에서 언급한 바와 같이 직업군을 전문직과 비전문직의 두 집단으로 나누면 식 (3.5), (3.6), (3.7)을 이용하여 각 그룹의 절대적인 노동시장 잔존확률을 추정할 수 있다. 이 분석을 수행하기 위해 먼저 5년을 단위로 동년출생 노동인구를 구분하였다. <表 5>는 이렇게 구분된 각 동년출생 노동인구가 45~49세, 50~54세, 55~59세, 60~64세, 65~69세였을 때의 전문직 종사인력 비율을 계산한 결과이다. 여기에서 뚜렷하게 관찰되는 것은 모든 동년출생인구에 대해 고령화와 함께 전문직 종사인력의 비중이 1990년 혹은 1995년까지는 증가했으나 그 이후부터는 감소했다는 것이다. 이 결과는 중·고령 전문직 종사자의 노동시장 잔존확률이 1990년대 초반까지는 비전문직 인력에 비해 높았지만 그 이후부터는 이러한 패턴이 반전되었음을 시사한다.

<表 6>은 1980년 이후 각 5년 단위의 기간에 대해 전체 노동인구의 연령별 노동시장 잔존확률과 전문직 및 비전문직 노동시장 잔존확률의 비율을 제시하고 있다. 표에 나와 있는 각 변수의 하첨자는 각 기간의 초기 특정 코호트의 연령을 가리킨다. 예컨대  $S_{50\sim54}$ 는 50~54세 남성근로자가 5년 이후 노동시장에 남아있을 확률을 의미하며,  $a_{50\sim54}$ 는 50~54세 전문직 종사인력의 노동시장 잔존확률을 동일연령 비전문직 종사인력의 노동시장 잔존확률로 나눈 것이다. 전체 노동인구의 노동시장 잔존확률은 1980년~2005년 센서스에서 계산되었다. 이를 보면 고령남성 노동인구의 노동시장 잔존확률은 1980년~1985년 사이에 비교적 높았고, 1985년~1990년 사이 낮아졌다가 1990~1995년 사이 다시 높아졌음을 알 수 있다. 외환위기에 따른 경기침체를 포함한 1995년~2000년 사이에는 고

<表 6> 年齡別 勞動力殘存確率과 專門職 및 非專門職 從事人力의 勞動力 殘存確率 比率

기간	$S_{50\sim54}$	$S_{55\sim59}$	$S_{60\sim64}$	$a_{50\sim54}$	$a_{55\sim59}$	$a_{60\sim64}$
1980~1985	0.958	0.889	0.812	0.770	0.931	0.971
1985~1990	0.891	0.788	0.718	0.639	0.861	1.012
1990~1995	0.936	0.854	0.818	0.778	0.954	1.188
1995~2000	0.773	0.681	0.669	1.165	1.469	1.641
2000~2005	0.895	0.779	0.861	1.317	1.713	1.962

註:  $S_{50\sim54}$ 는 50~54세 남성근로자가 5년 이후 노동시장에 남아있을 확률.  $a_{50\sim54}$ 는 50~54세 비전문직의 노동력 잔존확률을 동일연령 전문직의 노동력 잔존확률로 나눈 것. 계산과정은 본문을 참고할 것.

〈表 7〉 專門職 및 非專門職 從事人力의 年齡別 勞動力 殘存確率

기간	$S^F_{50\sim54}$	$S^N_{50\sim54}$	$S^F_{55\sim59}$	$S^N_{55\sim59}$	$S^F_{60\sim64}$	$S^N_{60\sim64}$
1980~1985	1.215	0.936	0.950	0.885	0.835	0.811
1985~1990	1.318	0.842	0.901	0.775	0.710	0.719
1990~1995	1.149	0.894	0.889	0.848	0.701	0.833
1995~2000	0.685	0.799	0.496	0.728	0.434	0.723
2000~2005	0.720	0.948	0.497	0.851	0.473	0.928

註:  $S^F_{50\sim54}$  50~54세 남성 전문직 종사자가 5년 이후 동일업종에 취업하고 있을 확률의 추정치.  
 $S^N_{50\sim54}$ 는 50~54세 남성 비전문직 종사자가 5년 이후 동일업종에 취업하고 있을 확률의 추정치. 계산과정은 본문을 참고할 것.

령남성의 노동시장 잔존확률이 매우 낮은 수준이었다. 2000년 이후 경기회복과 함께 고령남성의 勞動市場 殘存確率은 다시 상승하였다.

전문직과 비전문직 종사인력의 노동시장 잔존확률의 비율을 보면 1995년 이전까지는 60~64세를 제외하고는 모든 시기 모든 연령집단에 대해 전문직의 노동시장 잔존확률이 비전문직의 노동시장 잔존확률에 비해 높았음을 알 수 있다. 60~64세의 경우에는 두 그룹의 노동시장 잔존확률이 유사했다. 반면 1995년 이후에는 이러한 패턴이 역전되어 전문직의 노동시장 잔존확률이 비전문직의 노동시장 잔존확률에 비해 낮았다. 이러한 추세는 2000년 이후에 더욱 강화되었다. 이 결과는 앞에서 제시한 상대적인 노동시장 잔존확률 추정결과를 뒷받침 한다.

〈表 7〉은 〈表 5〉와 〈表 6〉에 제시된 변수들을 식 (3.6)과 식 (3.7)에 적용하여 전문직과 비전문직 각각에 대해 5년 동안의 노동력 잔존확률을 추정한 결과를 보여준다. 예컨대  $S^F_{50\sim54}$ 는 50~54세 남성 전문직 종사자가 5년 이후 노동시장에 남아있을 확률을,  $S^N_{50\sim54}$ 는 50~54세 남성 비전문직 종사자가 5년 이후 노동시장에 남아있을 확률을 보여준다. 나타난 결과는 앞의 결과가 시사했던 것, 즉 중·고령 전문직 종사자가 노동시장에 남아있을 확률이 절대적으로나 비전문직 종사자에 비해서 낮아졌음을 보다 구체적인 수치를 통해 확인해준다. 1980년 55~59세였던 남성근로자 가운데 전문직 종사자의 95%가 5년 후까지 노동시장에 잔류하였으나 비전문직 종사자의 경우에는 89%가 노동시장에 머물렀다. 반면 2000년~2005년 사이에는 같은 연령 전문직 인력남성의 50%가 노동시장에 잔존한 데 반해 비전문직 종사자의 85%가 노동시장을 떠나지 않았다.

이와 같은 전문직과 비전문직 종사인력의 노동시장 잔존확률의 交叉現象은 높은 연령일수록 더 일찍 나타났다. 즉 이 교차현상은 60~64세의 경우 1985년에, 55~59세의 경우

1990년에, 50~54세의 경우 1995년에 발생했다. 특히 50대 초반의 전문직 종사자는 1995년 이전까지 100%가 넘는 노동시장 잔존확률을 기록했다. 이는 이 기간 동안 다른 산업으로부터의 순전입율( $1+m$ )이 상당히 높았기 때문에 나타난 결과로 볼 수 있다. 즉 적어도 50대 초까지 전문직 종사자의 고용안정성은 매우 높았을 뿐만 아니라 비전문직 종사자의 상당수가 연령(혹은 경력)이 높아지면서 전문직 종사인력으로 전환될 수 있었던 것으로 보인다. 그러나 1995년 이후에는 이 연령대 전문직 종사자의 고용안정성이 크게 악화되고 비전문직에서 전문직으로 전환될 수 있는 가능성이 감소했던 것으로 추측된다.

이상의 결과를 종합하건대 이 연구에서 전문직으로 정의된 중·고령의 남성 전문기술직 및 행정·관리직 종사자의 고용안정성은 1980년대 초반까지 상당히 높았으나 1990년 혹은 1995년을 기점으로 절대적으로나 상대적으로 악화되었던 것으로 보인다. 특히 50대 초반 중·고령 남성 전문직 종사자의 노동시장 이탈확률은 1990년대 초반까지 매우 낮았으나 1995년을 기점으로 해서 급격하게 증가했던 것이 관찰된다. 그 구체적인 요인을 여기에서 밝히지는 못했으나 1997년 외환위기의 충격이 여기에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 추측된다. 실제로 외환위기 이전 1% 수준이던 50대 남성근로자의 실업률은 외환위기 발생 이후 7% 수준까지 증가하였다. 이 가운데 상당수는 새로운 일자리를 찾지 못했는데, 특히 직업 혹은 직장 특수적인 인적자본이 중요한 전문직 종사자에게 있어서 구직의 불리함이 컸을 것으로 추측된다.

그러나 50대 중반 이후의 근로자들에 대한 결과를 보건대 전문직 종사자의 노동시장 이탈확률이 증가한 것이 얼마만큼 외환위기의 영향 때문이었는지를 알기는 어렵다. 위의 분석에서 1990년 자료가 이용되지 않거나 실제자료가 아닌 1985년과 1995년의 평균이 쓰였으므로 1985년 이후의 변화가 정확하게 언제 발생했는지를 파악하기 어렵다. 1990년 통계를 內插(interpolation)에 의해 계산하여 분석한 결과를 그대로 믿는다면 60대 초반의 고령 남성의 경우 점진적이기는 하지만 노동시장 이탈확률의 증가가 이미 1985년 이후 시작되었을 가능성이 있다. 그리고 50대 후반 남성의 경우 노동시장 이탈확률의 증가가 1990년부터 시작되었다. 그러나 1990년 자료의 문제로 인해 1985년~1995년 사이의 변화가 1980년대 후반에 일어났는지 아니면 1990년대 초반에 일어났는지를 판가름하기는 어렵다.

#### 4. 中·高齡 專門職과 非專門職 從事者の 隱退期待

##### 4.1. 問題提起와 分析方法

제3장의 분석결과는 중·고령 남성 전문직 종사자의 노동시장 이탈확률이 1990년대를

전후로 하여 증가했다는 것을 보여준다. 이 결과는 여러 가지 추가적인 질문을 던져준다. 왜 그러한 현상이 발생했는가? 1990년대부터 시작된 변화가 앞으로도 지속될 것인가? 전문직 종사자의 노동시장 이탈 증가가 가져오는 경제적인 영향은 무엇인가? 만약 전문직 종사자의 조기은퇴 증가가 경제적으로 부정적인 것이라면 이를 막을 수 있는 방법이 무엇인가? 이 장에서는 이러한 문제에 관한 해답을 모색하기 위해 중·고령 전문직 종사인력의 노동시장 이탈 결정요인을 분석하고 이것이 비전문직 종사자의 은퇴행위와 어떻게 다른지를 살펴볼 것이다.

은퇴행위의 결정요인을 분석하기 위해서는 마이크로 패널자료를 분석하는 것이 바람직하다. 실제로 은퇴행위에 관한 기존의 연구의 상당수는 韓國勞動패널(KLIPS)을 비롯한 패널자료를 이용하였다. 그런데 이 연구는 그 목적 상 전문직으로 분류된 비교적 소수의 고령근로자를 대상으로 한 분석이 필요하다. 따라서 고령자가 아닌 전체 근로자를 대상으로 하는 기존의 패널자료는 충분한 표본수를 제공해주지 못하는 문제가 있다. 예컨대 KLIPS는 이 연구에서 전문직 종사인력으로 분류한 45세 이상의 고령남성이 불과 수십 명 포함되어 있을 뿐이다. 그나마 이 표본의 대다수가 40대 후반 및 50대 초반 이어서 실제의 은퇴사례도 매우 적다.

이런 문제를 극복하기 위해 이 연구는 韓國高齡者패널(KLoSA) 1차년도 자료를 이용하였다. KLoSA는 KLIPS에 비해 커버하는 기간이 짧고, 아직 패널이 형성되지 않았기 때문에 은퇴행위 자체를 관찰할 수 없는 단점이 있다. 그러나 이 자료는 은퇴기대에 관한 변수를 제공하기 때문에 제한적이기는 하지만 은퇴시기 결정요인을 분석할 수 있다. 무엇보다도 KLoSA는 1만 명이 넘는 45세 이상 중·고령자들을 포함하고 있기 때문에 상당한 크기의 중·고령 전문직 종사자의 표본을 얻을 수 있다는 결정적인 장점이 있다. 이와 같은 새로운 데이터의 장점을 살려서 이하에서는 45세 이상 중·고령 남성 가운데 전문직과 비전문직 종사자의 기대퇴직시기가 어떤 요인에 의해 결정되는지를 비교한다. 기대퇴직시기의 지표로는 5년 후까지 노동시장에 남아있을 주관적인 확률을 이용할 것이다.<sup>(7)</sup>

(7) 이미 다수의 연구들이 Health and Retirement Study(HRS)와 같은 패널자료를 이용하여 특정 연령까지 일을 계속할 주관적인 확률을 은퇴확률의 지표로 이용한 바 있다[McGarry(2004), Benitez-Silva and Dwyer(2004)]. 은퇴에 관한 주관적 확률은 실제의 은퇴행위를 보여주지 못하고, 이 변수를 이용할 경우 현재 근로를 하고 있는 사람들에게 분석이 한정될 수밖에 없다. 그러나 이 변수를 이용하는 데는 단점뿐만 아니라 장점도 있다. 예컨대 은퇴에 영향을 미치지 않지만 동시에 은퇴와 관련하여 응답자의 보고가 달라질 수 있는 변수들(예컨대 건강에 대한 응답자의 주관적인 평가)을 이용하는 데 수반되는 내생성의 문제는 은퇴에 대한 주관적인 확률을 이용함으로써 완화될 수 있다[MaGarry(2004)].

미래의 특정 시점(여기에서는 5년 후로 설정한다)에 계속 일을 하고 있을 주관적인 확률의 결정요인의 분석은 다음과 같이 일반적인 노동공급모형을 다소 변형한 모형을 적용할 수 있다. 현재 일을 하고 있는 중·고령자가 미래의 어떤 시점에 있어서의 은퇴와 경제활동참가가 제공하는 만족도를 비교하여 지속적인 경제활동의 주관적인 확률(이하에  $P_L$ 로 표시함)을 결정한다고 가정하자. 이때 5년 후에 일을 계속하는 데 따른 기대만족도의 크기는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$(4.1) \quad U_W(Y+N, H^*; Z)$$

반면 5년 후에 은퇴해 있는 데 따른 만족도는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(4.2) \quad U_R(N, 0; Z)$$

위의 식에서  $Y$ 는 5년 후의 근로소득,  $N$ 은 5년 후의 비근로소득,  $Z$ 는 5년 후의 효용에 영향을 미치는 인구 및 사회경제적 요인을,  $H^*$ 은 5년 후 노동시장에 참여할 경우의 근로시간을 나타낸다. 5년 후 일을 계속할 주관적인 확률은 다음의 식 (4.3)과 같이 표현할 수 있다.

$$(4.3) \quad P_L = f\{U_W(Y+N, H^*; Z) - U_R(N, 0; Z)\}$$

미래의 예상 비근로소득은 현재의 재산, 소득, 임금 등에 의해 결정되고, 예상 근로소득은 연령, 학력, 현재시점에서의 임금, 직장에서의 지위, 경력, 건강상태 등에 의해 결정된다고 가정하자. 그리고 미래의 예상효용은 현재시점에 있어서의 개인의 사회경제적 특성과 일자리의 특성에 의해 결정된다고 가정하자. 개인이 평가하는 5년 후 근로지속의 주관적인 확률은 관측 가능한 설명변수를 이용하여 다음의 식 (4.4)와 같은 선형함수로 표현할 수 있다.

$$(4.4) \quad P_L = f\{U_W(Y+N, H^*; Z) - U_R(N, 0; Z)\} = X' \beta + K' \gamma + \varepsilon$$

여기에서  $X$ 는 은퇴와 일의 예상효용의 결정요인의 대리변수 가운데 개인적인 특성에 관련된 변수의 벡터,  $K$ 는 일자리의 특성에 관련된 변수의 벡터이며,  $\beta$ ,  $\gamma$ 는 파라미터 벡

터,  $\varepsilon$ 는 오차항이다.<sup>(8)</sup>

#### 4.2. 全體 高齡男性 勤勞者를 대상으로 한 回歸分析

먼저 임금근로자와 자영업종사자를 포함하는 전체 45세 이상 남성근로자를 대상으로 5년 후까지 일할 주관적인 확률을 결정하는 요인에 관한 회귀분석을 수행하였다. 회귀분석에 이용된 설명변수와 그 정의는 <表 8>에 정리되어 있다. 개인적인 특성을 나타내는 설명변수로는 연령(AGE), 교육연수(SCHOOL), 결혼상태를 보여주는 더미변수(MARRIED: 결혼해 있는 경우 1, 그렇지 않으면 0), 결혼더미와 배우자와의 나이차이의

<表 8> 全體 高齡者 回歸分析에 利用된 變數의 定義

변수	변수의 정의
AGE	연령
SCHOOL	교육연수: 학력 및 졸업/수료/중퇴 여부를 이용하여 계산
MARRIED	더미변수: 결혼(=1)
AGEGAP	더미변수: MARRIED와 응답자와 배우자 연령차이의 곱
CHD_ADU	18세 이상 자녀의 수
CHD_KID	18세 이하 자녀의 수
HL_EXCEL	더미변수: 주관적인 건강상태 매우 좋음(=1)
HL_GOOD	더미변수: 주관적인 건강상태 좋은 편(=1)
HL_NORMAL(NI)	더미변수: 주관적인 건강상태 보통(=1)
HL_POOR	더미변수: 주관적인 건강상태 나쁜 편(=1)
HL_SERIO	더미변수: 주관적인 건강상태 매우 나쁨(=1)
PASSET	도구변수(거주지역 및 아파트 거주)에 의해 추정된 자산액(천만)
PDEBT	도구변수(거주지역 및 아파트 거주)에 의해 추정된 부채액(천만)
FINCOME	총가구소득
HWAGE	시간당 임금(월 근로소득 / 월 근로시간)
SELFEMP	더미변수: 자영업(=1)
HOURS	주당 근로시간
HOURLSSQ	주당 근로시간의 제곱
PJOBSAT	일자리의 여러 특성에 의해 추정된 일자리의 만족도 점수

註: 괄호 속 NI는 회귀분석에서 제외된 변수(통제집단).

(8) 이 오차항에 설명변수 및 은퇴에 대한 기대와 동시에 상관된 개인 간 차이가 포함되어 있다면 이는 회귀분석 결과에 누락된 변수에 의한 편이(omitted variable bias)를 발생시킬 수 있다. 예컨대 시간에 대한 할인율(time rate of discount)과 근로에 대한 선호(tastes for work)에 개인차가 있다면 이는 인적자본에 대한 투자와 은퇴시기 모두에 상관관계를 갖기 때문에 편이를 발생시킬 것이다. 패널자료가 존재할 경우, 고정효과모형(fixed effect model)을 이용하여 이 문제를 해결하는 것이 바람직할 것이다(MaGarry(2004)). 그러나 현재 KLoSA의 1차년 자료만 나와 있기 때문에 이러한 잠재적인 문제를 해결할 수 없음을 밝혀둔다.

곱(AGEGAP: 배우자가 없는 경우에는 0, 배우자가 있는 경우에는 본인 나이에서 배우자의 나이를 뺀 값), 18세 이상 자녀의 수(CHD\_AGU), 18세 이하 자녀의 수(CHD\_KID), 건강상태에 관한 5개 더미변수(HL\_EXCEL, HL\_GOOD, HL\_NORMAL, HL\_POOR, HL\_SERIO) 등을 포함하였다. 교육연수는 학력 및 졸업여부 등에 관한 변수에 기초하여 그 값을 추정하였다. 연령이나 교육수준을 연속변수가 아닌 범주별 더미변수로 넣어도 그 결과는 크게 달라지지 않는다. 배우자와의 나이 차이에 관한 변수는 배우자와 비슷한 시기에 퇴직을 계획할 가능성과 배우자의 연령에 따라 노후를 위한 저축의 패턴이 달라질 수 있다는 점을 고려하기 위한 것이다.

富(wealth)는 은퇴 이후의 소득수준에 영향을 미칠 수 있는 중요한 변수이다. KLoSA는 자산과 부채를 구성하는 여러 항목의 액수 혹은 액수의 구간을 제공해준다. 이를 이용하여 총자산, 총부채 및 純財産(net wealth)의 가치를 계산하였다.<sup>(9)</sup> 그러나 이것을 직접 회귀분석에 포함시킬 경우 다음과 같은 이유 때문에 內生性(endogeneity)의 문제가 발생할 수 있다. 즉 관찰할 수 없는 개인의 능력, 근로에 대한 태도, 위험에 대한 성향 등은 과거의 부의 축적과 은퇴에 대한 기대에 동시에 영향을 미칠 수 있다. 부의 축적을 증가시키는 관찰할 수 없는 개인의 특성이 더 늦은 나이까지 일을 하도록 한다면 일반적인 최소자승법(OLS)에 의해 추정된 부의 계수는 상향편이(upward bias)를 갖게 된다.<sup>(10)</sup>

이 문제를 해결하기 위해 道具變數(Instrumental Variable)를 이용하여 2단계(Two-Stage) 회귀분석을 수행하였다. 이 경우 적절한 도구변수는 개인의 부와는 상관관계를 가지지만 관찰되지 않는 개인의 능력이나 근로의사와는 상관되지 않아야 한다. 이 분석에서는 거주하는 시·도의 더미변수와 아파트 거주 더미(아파트에 거주하면 1, 그렇지 않으면 0)를 도구변수로 이용하였다. 개인의 재산 가운데 삼분의 이 이상은 주택 및 부동산으로 구성되어 있으며, 주택 및 부동산 가격은 거주지역에 따라 큰 차이를 보인다. 또한 같은 거주 시·도 내에서도 아파트는 기타 주거형태에 비해 높은 가치를 지닌다. 반면 거주지역이나 주거형태는 근로의사 등 은퇴시기를 결정하는 개인의 특성과는 밀접하게 관련되지 않았을 가능성이 크다. 따라서 이 변수들은 도구변수로서 어느 정도 적절할 것으로 판단된

(9) 자산 및 부채의 각 항목에 액수가 구간으로 제시되어 있는 경우에는 이 항목에 대해 정확한 액수를 제시한 개인들의 자료를 이용하여 액수를 추계(impute)하였다. 예컨대 거주주택의 가격을 3억원에서 5억원 사이의 구간으로 답변한 개인에 대해서는 주택가격의 구체적인 액수를 3억원에서 5억원 사이로 답변한 개인들의 평균값을 부여하였다. 이 방법의 암묵적인 가정은 자산 및 부채의 각 항목의 분포가 이를 구체적인 액수로 답변한 사람들과 구간으로 답변한 사람들에 대해 동일하다는 것이다.

(10) 실제로 OLS 분석의 결과를 보면 이론적인 예상과는 다르게 순재산(net wealth)이  $P_L$ 과 양의 관계를 보인다.

다. 뒤에 제시된 <附表 1>은 각 개인의 자산 및 부채의 가치를 위에 소개한 도구변수를 회귀한 결과를 보여준다. 이 회귀분석에서 도구변수에 의해 추정된 資産과 負債의 크기 (PASSET, PDEBT)를  $P_L$ 의 결정요인을 분석하는 회귀분석에 포함하였다. 이 이외에 역시 은퇴 후 소득의 지표로 全體家口所得(FINCOME)을 고려하였다. 時間당 賃金(HWAGE)은 일반적으로 근로자의 생산성을 반영하는 지표이다. 따라서 임금은 고령자의 경제활동참가 결정에 양의 대체효과와 음의 소득효과를 보일 것으로 기대된다. 그러나 아래의 회귀분석은 현재 시점이 아닌 미래의 은퇴결정에 대한 기대를 분석하는 것이므로 시간당 임금은 은퇴 후 소득의 효과를 보여주는 지표일수도 있다.

일자리의 특성을 보여주는 지표는 임금근로자와 자영업자 모두에 대해 얻을 수 있는 변수로 제한되었다. 여기에는 자영업자 더미변수(SELFEMP), 주당 근로시간과 근로시간의 제공량(HOURS, HOURSSQ) 등이 있다. 이와 더불어 KLoSA는 임금근로자 및 자영업자에 대해 일자리의 성격과 주관적인 만족도에 관한 내용을 제시하고 그에 대해 1) 매우 그렇다, 2) 그런 편이다, 3) 그렇지 않은 편이다, 4) 전혀 그렇지 않다 등의 답변을 하도록 하였다. 이 문항들은 다음의 내용을 포함하고 있다.

가) 나의 일자리에서 업무를 수행하자면 육체적 힘이 많이 필요하다(PHYSICAL), 나) 나의 일자리에서 업무를 수행하자면 무거운 짐을 드는 것이 필요하다(BURDEN), 다) 나의 일자리에서 업무를 수행하자면 상체를 굽히거나, 무릎을 꿇거나, 쭈그리고 앉는 것이 필요하다(BENDING), 라) 나의 일자리에서 업무를 수행하자면 좋은 시력이 필요하다(SIGHT), 마) 나의 일자리에서 업무를 수행하자면 높은 집중력과 주의가 필요하다(CONCENT), 바) 나의 일자리에서 업무를 수행하려면 다른 사람들을 다루는 기술이 필요하다(HUMAN), 사) 나의 일자리에서 업무를 수행하자면 컴퓨터로 일하는 것이 필요하다(COMPUTER), 아) 나의 일자리는 예전보다 더 어려운 업무를 요구한다(HARDER), 자) 나는 현재 일자리의 수입에 만족한다(EARNSAT), 나) 나의 일자리는 안정적이다(JOBSTABLE), 차) 나의 일자리의 근무환경에 만족한다(ENVISAT), 카) 나는 지금 하고 있는 일의 내용에 만족한다(WORKSAT), 타) 나의 일자리는 스트레스가 많이 쌓인다(STRESS), 파) 나는 나의 일자리에 대하여 만족한다(JOBSAT). 그리고 교육수준과 기술(기능)수준에 비해 현재 하는 일의 수준이 얼마나 높은지를 다섯 가지 정도(매우 낮다, 낮은 편이다, 맞다, 높은 편이다, 매우 높다)로 답변하게 하였다(EDUREQ, SKILLREQ).

이 변수들은 모두 일자리의 특성에 대해 유용한 정보를 제공해주지만 이 변수들을 그대로 은퇴기대의 결정요인에 관한 분석에 이용하는 데는 다음과 같은 문제가 있다. 첫째, 이상에서 소개한 각각의 일자리의 성격은 서로 매우 높은 상관관계를 보인다. 예컨대 일

자리의 안정성을 높이 평가한 근로자는 많은 경우 작업의 만족도도 높이 평가한다. 따라서 변수 모두를 한꺼번에 회귀분석에 포함할 경우, 다중공선성 문제로 신뢰할만한 결과를 얻을 수 없을 가능성이 크다. 둘째, 이 지표들은 개인의 주관적인 평가를 반영한 것이기 때문에 개관적인 일자리의 성격을 제대로 대표하지 못할 수 있다. 특히 이미 건강상태나 선호에 따라 근로자와 일자리가 잘 매칭되어 있는 경우 이와 같은 일자리의 특성이 은퇴 행위에 영향을 미치지 않는 것으로 나타날 수 있다.<sup>(11)</sup> 이상의 문제점을 완화하기 위하여 가장 종합적인 일자리 만족도의 지표라고 할 수 있는 JOBSAT를 다른 보다 구체적인 지표들에 회귀하여, 개별적인 지표들에 의해 예측되는 JOBSAT 값(PJOBSAT)을 얻었다. 일자리 만족도에 대한 설문은 만족도가 가장 높은 경우 1, 가장 낮은 경우 5로 답하게 되어 있으므로, PJOBSAT은 그 크기가 작을수록 더 높은 일자리만족도를 의미한다. 이 변수를 일자리에 대한 만족도를 보여주는 대표변수로 회귀분석에 포함하였다. PJOBSAT를 추정하기 위한 회귀분석의 결과는 뒤의 〈附表 2〉에 제시되어 있다.

이상에서 소개한 설명변수를 도입하여 5년 후까지 계속 일을 할 주관적인 확률( $P_L$ )의 상관요인을 45세 이상 전체남성 근로자(회귀분석 1)와 45세 이상 남성 전문직 종사자에 대해 분석한 결과(회귀분석 2)가 〈表 9〉에 제시되어 있다. 먼저 전체 중·고령 남성인력에 대한 결과를 살펴보자. 우선 개인적인 특성을 나타내는 변수들은 대체로 이론적인 예상에 부합되는 결과를 보여준다. 즉 연령이 낮고 교육수준이 높을수록 일을 계속할 가능성을 높게 평가했으며, 건강이 나쁜 경우에는 일을 계속할 확률이 낮다고 응답하였다. 이 변수들의 계수의 크기를 살펴보면, 연령이 한 살 높아질 때  $P_L$ 는 약 1% 포인트 감소했고, 교육연수가 1년 증가할 때  $P_L$ 는 약 0.5% 포인트 증가하였다. 건강이 보통인 사람들  $P_L$ 에 비해 건강이 나쁜 중·고령 남성들(HL\_POOR=1)의  $P_L$ 은 약 4% 포인트 낮았으며, 건강이 매우 나쁜 인력의  $P_L$ 은 무려 14% 포인트 이상 낮았다.

기대은퇴소득의 지표들에 대한 회귀계수도 대체로 이론과 부합되는 결과를 보여준다. 시간당 임금은  $P_L$ 에 대해 유의한 음의 효과를 나타냈다. 이 결과는 앞에서 지적했듯이 미은퇴결정을 고려할 때는 임금이 개인의 생산성보다는 미래의 은퇴소득의 지표를 반영한다는 것을 시사한다. 도구변수에 의해 예측된 資産額(PASSET)도 통상적인 유의수준을 적용할 때 통계적으로 유의하지는 않지만(P값 = 0.1367) 역시 음의 효과를 보여준다. 그

(11) McGarry(2004)에 인용된 Hurd and MaGarry의 미발표연구는 일자리와 관련된 육체적인 난이도(physical difficulty)의 지표가 일을 지속할 확률에 아무런 영향을 미치지 못한다는 것을 발견했다. 이들은 이 결과가 개인이 자신의 능력에 따라 일자리와 잘 매칭되어 있다는 것을 보여줄 수 있다고 시사하였다.

〈表 9〉 5年 後까지 일을 繼續할 主觀的인 確率의 相關要因 分析: 全體 高齡勤勞者

변수	(1) 45세 이상 전체 남성인력			(2) 45세 이상 남성 전문직 종사자		
	평균	계수	P-값	평균	계수	P-값
INTERCEPT		<b>145.158</b>	< 0.0001		149.597	< 0.0001
AGE	55.201	<b>-1.041</b>	< 0.0001	51.421	<b>-1.490</b>	< 0.0001
SCHOOL	10.057	<b>0.522</b>	0.0026	14.232	<b>1.237</b>	0.0149
MARRIED	0.942	0.225	0.9289	0.953	-1.885	0.7892
AGEGAP	1.129	0.177	0.1851	1.839	0.320	0.4282
CHD_ADU	2.232	0.318	0.6003	1.488	1.254	0.5307
CHD_KID	0.380	-0.758	0.4303	0.696	0.212	0.9235
HL_EXCEL	0.058	1.855	0.4748	0.107	6.167	0.2409
HL_GOOD	0.493	-0.346	0.7960	0.619	2.091	0.5580
HL_POOR	0.119	<b>-3.814</b>	0.0546	0.030	-1.826	0.8255
HL_SERIO	0.015	<b>-14.275</b>	0.0032	0.003	-2.518	0.9140
PASSET(천만 원)	17.695	-0.145	0.1367	19.829	-0.275	0.2467
PDEBT(천만 원)	1.472	<b>2.065</b>	0.0622	1.446	1.632	0.5512
FINCOME(만 원)	3181.220	-0.000	0.5288	4750.710	0.000	0.3248
HWAGE(만 원)	1.093	<b>-0.839</b>	0.0874	1.850	0.367	0.6796
SELFEMP	0.506	<b>6.230</b>	< 0.0001	0.324	<b>6.779</b>	0.0352
HOURS	48.704	<b>-0.218</b>	0.0895	44.288	-0.103	0.8369
HOURSSQ	2710.110	<b>0.002</b>	0.0508	2124.440	0.002	0.6890
PJOBSAT		<b>-5.791</b>	< 0.0001		-5.178	0.2291
N	1808			273		
Adjusted R-Square	0.151			0.134		
F-value (P-value)	18.810 (< 0.0001)			3.340 (< 0.0001)		

註: 굵게 표시된 계수는 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의한 계수임.

리고 도구변수에 의해 추정된 負債額(PDEBT)은  $P_L$ 와 유의한 양의 관계를 나타낸다.

SELFEMP의 계수는 자영업 종사자가 임금근로자에 비해 약 6% 포인트 높은  $P_L$ 를 가지고 있다는 것을 보여준다. Lee(2007)의 분석에 따르면 이는 자영업자의 일자리의 특성이 보다 이질적이어서 개인의 작업능력이나 선호에 맞는 일자리를 찾는 것이 용이하고, 일자리의 신축성이 높아서 고령화에 따라 근로시간 및 강도를 조정하는 것이 가능하기 때문인 것으로 보인다. 근로시간과  $P_L$ 의 관계는 U-자 형태를 나타낸다. 즉 주당 45시간까지는 근로시간이 증가할수록  $P_L$ 이 감소하지만 45시간이 넘어가면 근로시간이 증가할수록  $P_L$ 이 증가하는 형태를 보인다. 이는 두 가지 서로 다른 요인이 복합되어 나타난 결과일 가능성이 크다. 즉 나이가 들게 되면 일에 대한 선호가 감소하기 때문에 지나치게 긴 근로시간은 중·고령자의 은퇴가능성을 높일 것이다. 다른 한편 근로의 대한 선호가 높

은 개인은 현재 시점에서 장시간 동안 일을 하는 한편 미래에도 일을 계속할 의지가 강할 것이다. 따라서 관찰된 결과는 통상적인 근로시간보다 짧은 시간을 일하는 사람들에게는 첫 번째 효과가, 보다 긴 시간을 일하는 사람들에게는 두 번째 효과가 더 강하게 나타난 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 일자리의 만족도의 지표(PJOBSAT)는 예상할 수 있는 바와 같이 그 크기가 작을수록(일자리 만족도가 높을수록)  $P_L$ 가 높았다. 이 결과는 다른 형태의 일자리 만족도에 관한 변수를 넣어도 달라지지 않는다. 이 결과는 일자리가 고령자의 근로에 적합하고 쾌적한 작업환경을 제공해주는 경우 더 늦게 은퇴하려고 하는 유인이 높아진다는 것을 보여준다.

이 연구가 초점을 맞추고 있는 것은 전문직 종사인력의 은퇴결정행위가 다른 인력과 어떻게 다른가 하는 것이다. 이를 위해 전문직으로 정의된 직업에 종사하는 45세 이상의 남성 299명 가운데 종속변수 및 모든 설명변수에 관한 정보가 누락되지 않은 273명의 표본을 대상으로 회귀분석을 수행하였다. 전문직 종사자의 보다 적절한 비교대상은 전체인력이 아니라 비전문직 종사자일 것이다. 그러나 전체인력의 대다수가 비전문직이고, 비전문직을 대상으로 한 회귀분석의 결과는 전체인력에 대한 결과와 매우 유사하다. 따라서 아래에서는 전문직 종사자를 대상으로 한 회귀분석의 결과(〈表 9〉의 회귀분석 2)를 위에서 살펴본 전체인력에 대한 결과와 비교하기로 한다.

전문직 종사인력을 대상으로 한 회귀분석의 결과는 크게 두 가지 점에서 전체인력에 대한 결과와 다르다. 첫째, 연령과 교육수준이  $P_L$ 에 미친 효과의 규모가 더 크다는 것이다. 예컨대 전체인력의 경우 55세 남성근로자는 다른 조건이 같은 45세 남성에 비해  $P_L$ 이 10% 포인트 정도 높지만 전문직 종사자의 경우 15% 포인트 가량 더 높다. 즉 전문직 종사자의 경우 고령화와 함께 은퇴 가능성이 더 빠르게 높아지는 것이다. 교육의 경우를 보면 전체인력의 경우 고졸인력(교육연수 12년)에 비해 대졸인력(교육연수 16년)의  $P_L$ 이 2% 포인트 높지만 전문직 종사인력의 경우에는 약 9% 포인트 높다.

둘째, 전문직 종사인력의 경우 연령과 교육을 제외한 다른 개인적인 특성이나 일자리의 특성이  $P_L$ 에 통계적으로 유의한 효과를 미치지 못한다는 것이다. 전문직의 경우에도 건강이 좋은 근로자가 건강하지 못한 근로자에 비해 높은  $P_L$ 을 가졌지만 전체인력에 비해 그 차이가 작고 통계적으로 유의하지 않다. 은퇴 후 소득과 관련된 변수들과 자영업 더미변수를 제외한 일자리에 관한 특성들도  $P_L$ 과 유의하게 연관되지 않은 것으로 나타났다.

#### 4.3. 中·高齡 賃金勤勞者를 對象으로 한 分析

임금근로자를 대상으로 위에서 수행한 것과 유사한 회귀분석을 수행하였다. 임금근로

자를 대상으로 한 분석이 지니는 의의는 다음과 같다. 먼저 임금근로자는 45세 이상 남성전문직 종사자의 3분의 2 이상을 차지한다. 따라서 이들의 은퇴기대 결정요인을 분석하는 것은 전체 전문직 종사인력의 행위를 이해하는 데 있어서 매우 중요하다. 둘째로 임금근로자들의 은퇴시기 결정은 자영업자에 비해 일자리의 특성을 비롯한 노동시장의 수요 측 요인에 의해 더 크게 영향을 받을 것으로 추측된다. 따라서 이들의 행위를 분석하는 것은 중·고령 전문직 종사인력의 고용을 증진하기 위한 노동시장정책을 모색하는 데 특히 유용할 것으로 판단된다. 마지막으로 가장 실용적인 장점은 KLoSA가 임금근로자에 대해서만 조사한 보다 상세한 일자리의 특성에 관한 변수들을 이용할 수 있다는 것이다.

임금근로자를 대상으로 한 연구에서는 위에서 전체 중·고령 근로자를 대상으로 한 분석에서 이용한 설명변수와 더불어 업체의 규모, 근속연수, 직위, 보수결정방식, 공식적 혹은 비공식적 정년의 존재여부, 휴일 및 유급휴가, 각종 복지후생에 관한 변수를 추가하였다. 일자리의 특성에 관한 추가적인 변수들과 그에 대한 설명은 <表 10>에 제시되어 있다. 그 가운데 특히 중요한 몇 가지 변수에 대해서는 아래에 그 의미를 보다 상세하게 설명하도록 하겠다.

우리나라 고령남성의 경제활동을 저해하는 요인으로는 주로 고령노동시장의 경직성과 사용자들의 고령자 차별과 같은 고용의 불안정성이 더 흔히 지적된다.<sup>(12)</sup> 이와 관련하여 가장 빈번하게 지적되는 것이 정년제도이다. 우리나라의 기업들은 일반적으로 공적연금을 수급할 수 있는 자격이 주어지는 ‘公式’ 혹은 ‘標準’ 퇴직연령에 비해 훨씬 낮은 정년퇴직연령을 정하고 있다(Cho and Kim(2005)). 노동부의 자료에 따르면 중간 및 대기업에서 가장 흔히 찾아볼 수 있는 퇴직연령은 55세로 나타났다. 평균적인 강제퇴직연령은 56.7세로 대부분의 노동자들은 공식은퇴연령에 비해 3~5년, 실제퇴직연령에 비해 10~12년 앞서 정년퇴직을 하게 되어 있다. 현재에는 대다수의 근로자들이 정년 이전에 회사를 떠나는 경향이 있으므로 정년제가 고령자의 고용을 제약한다고 보기 어렵다는 지적이 있다. 그러나 이 제도는 충분히 생산성이 높고 일할 의욕이 있는 인력의 고용을 원천적으로 막는다는 점에서 앞으로 개선되어야 한다는 견해에 무게가 실리고 있다[Chang(2003)]. 이와 같은 정년제도가 전문직 종사인력과 비전문직 종사인력의 은퇴기대에 어떤 영향을 미치는 가를 보기 위해 공식적인 정년규정의 존재(COMPRET)와 관행적인 정년규정의 존재(TRADRET)에 관한 더미변수를 포함하였다.

(12) 인구고령화와 관련된 노동시장의 일반적인 문제점들에 대해서는 OECD(2000, 2002)와 방하남 외(2004) 등을 참고하라.

〈表 10〉賃金勤勞者 職場의 特性과 관련된 變數의 定義

變수명	變수의  정의
SIZE_SMALL	직장규모(전체종업원 총수) 1~29명
SIZE_MEDIUM(NI)	직장규모(전체종업원 총수) 30~229명
SIZE_LARGE	직장규모(전체종업원 총수) 300명 이상
TENURE	현 직장 근속연수
MANAGING	더미변수: 관리자급 이상의 위치면 1, 그렇지 않으면 0
HOURS	주당 근무시간
HOURSSQ	주당 근무시간의 제곱
FIXHOUR	더미변수: 일정한 근로시간 (= 1)
PAY_CONTRACT	더미변수: 임금결정방식이 연봉계약제 (= 1)
PAY_REGULAR(NI)	더미변수: 임금결정방식이 월급/주급제 (= 1)
PAY_OTHER	더미변수: 임금결정방식이 일당, 시급, 도급, 실적급, 기타 (= 1)
SENIORITY	더미변수: 경력 및 호봉에 따른 자동임금인상 (= 1)
COMRET	더미변수: 현 직장에 공식적 규정정년 있음 (= 1)
TRADRET	더미변수: 현 직장에 연령에 따른 관행적 퇴직 있음 (= 1)
HOLIDAY	지정 정기 휴무일
HOLIDAYSQ	지정 정기 휴무일의 제곱
PAIDVACA	한해 유급으로 주어지는 총 휴가일
PAIDVACASQ	한해 유급으로 주어지는 총 휴가일의 제곱
WPENSION	더미변수: 현 일자리를 통하여 국민/특수직 연금 가입 (= 1)
WHEALTH	더미변수: 현 일자리를 통하여 건강보험 가입 (= 1)
WEMPINS	더미변수: 고용보험 가입 (= 1)
WDISINS	더미변수: 산재보험 가입 (= 1)
SEV_NO(NI)	더미변수: 퇴직금 없음 (= 1)
SEV_LUMP	더미변수: 퇴직금제 (= 1)
SEV_PEN	더미변수: 퇴직보험 혹은 퇴직연금 (= 1)
FOODSUP	더미변수: 식비보조제공 (= 1)
SCHOOLSUP	더미변수: 자녀학비보조 (= 1)
HOUSESUP	더미변수: 주택자금융자 (= 1)
CLOSESUP	더미변수: 휴업 시 휴업보상비 제공 (= 1)
PVPENSUP	더미변수: 개인연금 보험료 지원 (= 1)
WUNION	더미변수: 직장의 노동조합 존재여부 (= 1)

註: 괄호 속 NI는 회귀분석에서 제외된 변수(통제집단).

법정퇴직금제도도 고용자의 고용을 불안하게 만드는 경직적인 노동시장제도로 지적된다[방하남, 신기철, 권병구 외(2001)]. 현행 노동기준법에 따르면 회사는 고용인의 퇴직 시 근무연수동안 매년 1개월분의 임금을 계산하여 지급하게 되어 있다. 우리나라는 자발

적인 퇴직의 경우 퇴직금을 지급하지 않는 다른 OECD국가들과는 달리 자발적 혹은 비자발적 퇴직 근로자 모두에게 퇴직금을 지급하도록 하고 있다. 우리나라의 퇴직금제도는 또한 일본이나 이탈리아의 제도보다 더 많은 혜택을 제공하고 있다. 예컨대 20년간 근무한 경우의 퇴직금이 한국에서는 근로자 최종 연임금의 2.5배에 해당하는 금액인 반면 이탈리아에서는 1.2배를 약간 상회하는 수준이다(OECD(2002)). 따라서 현재의 퇴직금제도는 조기퇴직의 인센티브를 제공할 뿐만 아니라 적용범위가 제한적이고 회사가 퇴직금을 지급하지 못할 위험성이 있는 등 은퇴 후 실직에 대비한 소득지원방안으로서도 한계가 있는 것으로 판단된다. 이와 같은 문제점을 보완하고자 일부 기업에서는 退職年金 혹은 退職保險을 도입하였다. 이와 같은 퇴직금제도의 차이가 은퇴기대에 미친 영향을 고려하기 위해 퇴직금 없음(SEV\_NO), 퇴직금 제도(SEV\_LUMP), 퇴직연금 혹은 보험(SEV\_PEN) 등의 더미변수를 포함시켰다.

우리나라 기업이 고령노동자의 고용유지를 기피하는 이유의 하나로 지적되는 것은 고령노동자의 임금이 그들의 생산성에 비해 높게 책정되어 있다는 것이다. 많은 기업들이 연공서열제를 채택하여 연령이 높아질수록 더 높은 임금을 지급하는 이유는 개별노동자의 생산성이 증가하기 때문이기도 하지만 다른 한편으로는 노동자의 노력과 직장에 대한 헌신을 높이기 위한 방안이기도 하다. 그러나 연공서열에 의해 결정된 임금은 어느 시점에서 노동자의 생산성을 넘어서게 되기 때문에 그 이전에 퇴직을 강제하기 위해 기업들은 정년퇴직을 암묵적인 계약의 일부로 설정하게 된다(Lazear(1979)). 근래에 와서 성과 혹은 능력에 따른 임금제도의 도입이 확대되고 있으나 아직까지 대다수의 기업들이 연공서열 혹은 연공서열과 성과급을 결합한 임금제도를 채택하고 있다. 연령별임금을 국제적으로 비교해보면 우리나라의 노동자들은 연공서열 임금제로 인해 연령에 따른 임금이 초기에는 다른 나라에 비해 빠르게 증가하지만 그 결과 정년퇴직 연령이 상대적으로 낮고 퇴직 이후 임금이 급격하게 감소하는 것을 알 수 있다. 임금결정방식이 은퇴기대에 미치는 효과를 보기 위하여 연봉계약제(PAY\_CONT), 주급 및 월급제(PAY\_REGULAR), 기타 방식(PAY\_OTHER) 등 임금결정방식에 관한 더미변수와 연공서열제에 의한 임금인상 존재여부에 관한 더미변수(SENIORITY)를 포함하였다.

이상에서 소개한 설명변수를 이용하여 회귀분석을 수행한 결과가 <表 11>에 제시되어 있다. 전체 임금근로자에 대한 결과(<表 11>의 회귀분석 1) 가운데 연령, 교육수준, 임금, 근로시간, 일자리 만족도에 관한 결과는 전체근로자에 대한 결과(<表 9> 참고)와 유사하다. 즉 나이가 많을수록, 교육수준이 낮을수록, 시간당 임금이 높을수록 보다 조기에 은퇴할 기대를 갖는 것으로 나타났다. 근로시간은 주당 46.5시간에 이르기 전까지는  $P_L$ 과

〈表 11〉 5年 後까지 일을 繼續할 主觀的인 確率의 相關要因 分析: 賃金勤勞者

변수	(1) 45세 이상 전체 남성인력			(2) 45세 이상 남성 전문직 종사자		
	평균	계수	P-값	평균	계수	P-값
INTERCEPT		134.129	< 0.0001		120.783	0.0107
AGE	53.036	<b>-0.940</b>	< 0.0001	50.668	<b>-1.112</b>	0.0288
SCHOOL	10.584	<b>0.890</b>	0.0014	14.562	<b>1.664</b>	0.0152
MARRIED	0.933	-1.061	0.7799	0.950	-10.296	0.2661
AGEGAP	0.686	0.203	0.2973	1.653	-0.373	0.4781
CHD_ADU	1.890	0.605	0.5631	1.411	-0.984	0.7289
CHD_KID	0.451	1.003	0.4839	0.772	-0.166	0.9525
HL_EXCEL	0.054	0.480	0.9030	0.104	<b>16.980</b>	0.0122
HL_GOOD	0.532	1.719	0.3751	0.663	<b>12.308</b>	0.0133
HL_POOR	0.096	-1.102	0.7327	0.025	0.2848	0.9807
HL_SERIO	0.014	-2.636	0.7192	0.005	10.293	0.6457
PASSET(천만 원)	19.022	-0.107	0.4578	19.897	-0.267	0.3595
PDEBT(천만 원)	1.509	1.144	0.5120	1.396	2.111	0.5856
FINCOME(만 원)	2934.030	0.000	0.2946	5360.73	0.000	0.7800
HWAGE(만 원)	0.993	<b>-2.801</b>	0.0382	1.837	2.179	0.4324
SIZE_SMALL	0.543	0.612	0.7794	0.065	-5.405	0.4933
SIZE_LARGE	0.205	-0.782	0.7547	0.318	-5.612	0.1799
TENURE	10.251	<b>-0.225</b>	0.0360	15.751	-0.270	0.1938
MANAGING	0.233	<b>5.787</b>	0.0192	0.634	5.118	0.2189
HOURS	47.471	-0.405	0.1143	43.500	-0.348	0.6777
HOURSSQ	2502.460	0.004	0.0749	1997.060	0.006	0.4810
FIXHOUR	0.695	9.244	< 0.0001	0.787	4.353	0.3747
PAY_CONTRACT	0.074	-3.293	0.3603	0.203	<b>-10.310</b>	0.0330
PAY_OTHER	0.253	<b>4.957</b>	0.0428	0.059	3.873	0.6836
SENIORITY	0.313	-0.892	0.7207	0.612	-2.108	0.6625
COMRET	0.356	<b>4.764</b>	0.0768	0.634	<b>9.438</b>	0.0639
TRADRET	0.110	<b>-6.744</b>	0.0194	0.223	-4.006	0.3644
HOLIDAY	3.046	<b>-3.882</b>	0.0288	3.797	<b>-9.817</b>	0.0463
HOLIDAYSQ	12.367	<b>0.663</b>	0.0444	16.064	<b>1.889</b>	0.0166
PAIDVACA	4.891	-0.040	0.8501	9.351	-0.264	0.4593
PAIDVACASQ	91.527	0.000	0.9577	247.186	0.003	0.5907
WPENSION	0.521	4.989	0.1236	0.811	0.642	0.9266
WHEALTH	0.620	-1.960	0.5422	0.891	4.196	0.6281
WEMPINS	0.555	-2.877	0.4886	0.762	1.057	0.9073
WDISINS	0.546	2.737	0.4479	0.747	-8.226	0.3250
SEV_LUMP	0.441	1.630	0.5447	0.623	2.627	0.6782
SEV_PEN	0.041	6.223	0.2408	0.134	-1.068	0.8945
FOODSUP	0.481	1.410	0.4676	0.683	6.196	0.1632
SCHOOLSUP	0.218	-4.365	0.1937	0.507	-2.687	0.6325
HOUSESUP	0.116	2.648	0.4657	0.312	2.767	0.6284
CLOSESUP	0.081	-2.118	0.5777	0.226	-6.286	0.2344
PVPENSUP	0.122	0.590	0.8451	0.258	4.482	0.3061
WUNION	0.211	-0.524	0.8448	0.358	0.148	0.9731
PJOBSAT	2.415	<b>-5.231</b>	0.0162	2.217	-0.303	0.9612
N	864			179		
Adjusted R-Square	0.143			0.219		
F-value (P-value)	4.36 (< 0.0001)			2.17 (0.0004)		

음의 상관관계를 나타내지만 그보다 길 경우에는 근로시간이 길어질수록  $P_L$ 이 높아지는 패턴을 보여준다. 이는 전체근로자의 경우와 매우 유사하다. 일자리 만족도의 지표 (PJOB SAT)도  $P_L$ 과 음의 관계를 나타낸다. 전체 임금근로자에 대한 분석에도 포함되었던 변수 가운데 전체 및 임금 근로자에 대한 결과가 눈에 다른 것은 건강과 부의 효과이다. 전체근로자의 경우와 달리 건강, 자산, 부채의 지표들은 임금근로자의 은퇴기대에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

임금근로자를 대상으로 한 분석에서 새롭게 추가된 변수들에 대한 결과 가운데 주목되는 것은 다음과 같다. 다른 조건이 동일할 경우 勤續年數(TENURE)가 높을수록  $P_L$ 가 낮아졌다. 이는 구조조정을 위한 감원의 결정에 있어서 근속연수가 흔히 대상근로자의 선택에 중요한 영향을 미치는 특성이었다는 조사결과와 부합된다[Chang(2003)]. 반면 관리자급 이상의 근로자들(MANAGING)은 그렇지 않은 근로자들에 비해 거의 6% 포인트나 높은  $P_L$ 을 가지고 있었다. 이는 해당 근로자의 높은 생산성 및 일자리에서의 높은 위신에 대한 만족도의 결과로 해석된다. 다음으로 근로시간을 통제하고 난 후에도 근로시간이 일정하게 정해져 있는 근로자(FIX HOUR)들은 그렇지 못한 근로자들에 비해  $P_L$ 가 무려 9% 포인트 이상 높았다. 이는 일정한 근로시간이 제공하는 높은 일자리의 만족도 혹은 이와 연관되어 있는 일자리의 안정성을 반영한 결과로 추측된다.

임금결정방식이 일당, 시급, 도급, 실적급, 기타인 근로자(PAY\_OTHER)들은 연봉계약, 주급, 월급을 받는 근로자들에 비해서  $P_L$ 이 5% 포인트 가량 높았다. 이것이 보다 신축적인 형태의 고용 때문인지 아니면 이와 같은 형태의 임금을 받는 근로자들의 경제적인 여건이 열악해서 나타난 결과인지는 확실하지 않다. 정년제도와 관련된 변수들은 매우 흥미로운 결과를 보여준다. 즉 公式的인 停年制度(COMPRET)가 있는 경우에는 그렇지 않은 경우보다  $P_L$ 이 높은 반면 慣行的인 停年制度(TRADRET)가 있는 경우에는 그렇지 않은 경우보다  $P_L$ 이 상당히 낮았다. 이는 공식적인 정년제도는 오히려 상당수의 임금근로자의 고용을 적어도 정해진 정년까지 보장해주는 역할을 하는 반면 비공식적인 정년은 조기퇴직을 야기한다는 것을 시사한다. 마지막으로 지정정기휴무일(HOLIDAY)은  $P_L$ 과 U-자 형의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 즉 휴무일이 3일이 될 때까지는 휴무일이 길어질수록  $P_L$ 이 감소하다가 3일 이후에는 휴무일이 길어질수록  $P_L$ 이 증가하였다.

좋은 일자리는 여러 가지 좋은 성격을 동시에 지니는 경향이 있기 때문에 일자리의 특성에 관한 변수들은 서로 매우 높은 상관관계를 맺고 있다. 따라서 <表 11>에 제시된 일자리의 성격에 관련된 변수들에 대한 결과는 다중공선성의 문제를 내포하고 있을 가능성이 있다. 이 문제를 완화하기 위하여 일련의 개인별 특성과 사업체의 규모에 관한 변수

들(AGE, SCHOOL, MARRIED, AGE GAP, CHD\_ADU, CHD\_KID, HL\_EXCEL, HL\_FAIR, HL\_POOR, HL\_SERIO, PASSET, PDEBT, SIZE\_SMALL, SIZE\_HIGH, TENURE, MANAGING)을 기본적인 설명변수의 집합으로 설정하고, 여기에 일자리의 특성에 관련된 변수들을 하나씩 추가하여 회귀분석을 수행하였다. 제곱항을 포함하는 변수와 2개 이상의 범주로 구분된 더미변수의 경우 한 번에 두 개의 변수를 추가하였다. 이 회귀분석의 결과는 <表 12>에 요약되어 있다. 여기에는 기본적인 설명변수들에 대한 결과가 제외되어 있고, 모두 42개의 회귀분석으로부터 얻어진 결과 가운데 일자리의 특성 변수에 대한 결과만을 보고해 준다.

일자리의 특성에 관한 변수 가운데 <表 11>에서 통계적으로 유의하게 나타난 변수들에 대한 결과는 <表 12>에서도 대체로 유사하게 나타났다.<sup>(13)</sup> 그리고 <表 11>의 회귀분석결과에서는 그 효과가 통계적으로 유의하지 않았던 많은 일자리의 성격들이 <表 12>의 결과에서는 은퇴기대에 유의한 효과를 나타냈다. 가장 눈에 띄는 결과는 직장에서 각종 사회보험의 보험료를 지원하는 경우  $P_L$ 이 상당히 높아졌다는 것이다. 그리고 퇴직금제도의 성격도 은퇴기대에 유의한 효과를 미치는 것으로 나타났다. 퇴직금이 없는 경우에 비해 퇴직금이 있는 근로자는  $P_L$ 이 약 5% 포인트 높았고, 퇴직연금이나 보험제도가 있는 직장의 근로자들은 퇴직금이 없는 근로자에 비해  $P_L$ 이 10% 포인트나 높았다. 이는 퇴직금을 퇴직연금 혹은 보험으로 전환하는 것이 조기퇴직을 줄일 수 있는 방안이라는 것을 시사한다.

다음으로 전문직 종사인력에 대한 결과를 전체 임금근로자에 대한 결과와 비교해보자. 전체근로자에 대한 결과(<表 9> 참고)에서 나타난 전문직 종사인력의 두 가지 특성(연령과 교육수준의 영향이 더 강하고 일자리의 특성에 덜 민감하게 반응한다는 점)은 상당부분 임금근로자에 대한 결과에도 나타난다. 전체근로자에 대한 결과에 비해 전문직과 비전문직 간의 차이가 줄어들기는 했지만 전문직 종사자의  $P_L$ 는 비전문직 종사자의  $P_L$ 에 비해 고령화와 함께 더 가파르게 감소하고 교육연수의 증가와 함께 훨씬 더 빠르게 증가하는 형태는 보여준다. 그리고 <表 12>의 결과를 살펴보면, 일자리의 특성이 전문직 종사자의 은퇴기대에 비교적 약한 영향을 미친 것이 확인된다.

전체근로자에 대한 결과(<表 9> 참고)와 비교되는 가장 큰 차이는 健康의 효과이다. 전체근로자의 경우 건강이 나쁜 사람들이 건강이 좋거나 보통인 근로자들에 비해 높은

(13) 다만 관행적인 정년규정(TRADRET)에 관한 더미변수는 단독으로 포함되는 경우 통계적인 유의성을 잃었다. 그러나 여전히 상당한 음의 효과를 보여주며 P-값도 0.2101로 비교적 높은 편이다.

〈表 12〉 賃金勤勞者의 일자리의 特性에 관한 各各의 變數가 5年 後까지 일을 繼續할 主觀的인 確率에 미친 效果-42개 回歸分析 結果의 要約

변수	(1) 45세 이상 전체 남성인력			(2) 45세 이상 남성 전문직 종사자		
	평균	계수	P-값	평균	계수	P-값
HOURS	47.471	<b>-0.441</b>	0.0681	43.500	-0.931	0.2113
HOURSSQ	2502.460	<b>0.005</b>	0.0401	1997.060	0.011	0.1537
FIXHOUR	0.695	<b>9.366</b>	< 0.0001	0.787	<b>8.220</b>	0.0699
PAY_CONTRACT	0.074	-4.462	0.2085	0.203	<b>-12.461</b>	0.0059
PAY_OTHER	0.253	0.703	0.7354	0.059	-6.649	0.3809
SENIORITY	0.313	2.609	0.2304	0.612	3.636	0.3616
COMRET	0.356	<b>5.749</b>	0.0082	0.634	<b>8.981</b>	0.0305
TRADRET	0.110	-3.475	0.2101	0.223	-2.026	0.6089
HOLIDAY	3.046	<b>-3.958</b>	0.0606	3.797	<b>-9.293</b>	0.0333
HOLIDAYSQ	12.367	<b>0.573</b>	0.0610	16.064	<b>1.753</b>	0.0140
PAIDVACA	4.891	0.0628	0.7523	9.351	-0.146	0.6235
PAIDVACASQ	91.527	-0.001	0.7810	247.186	0.001	0.7525
WPENSION	0.521	<b>5.367</b>	0.0091	0.811	-0.268	0.9578
WHEALTH	0.620	2.712	0.1762	0.891	-1.259	0.8382
WEMPINS	0.555	<b>3.855</b>	0.0491	0.762	-2.425	0.5907
WDISINS	0.546	<b>4.053</b>	0.0406	0.747	-3.450	0.4484
SEV_LUMP	0.441	<b>4.795</b>	0.0163	0.623	4.926	0.2752
SEV_PEN	0.041	<b>10.071</b>	0.0351	0.134	4.460	0.4697
FOODSUP	0.481	<b>3.278</b>	0.0715	0.683	3.624	0.3536
SCHOOLSUP	0.218	-0.314	0.9096	0.507	0.784	0.8577
HOUSESUP	0.116	0.451	0.8862	0.312	1.161	0.7813
CLOSESUP	0.081	-0.232	0.947	0.226	0.342	0.9375
PVPENSUP	0.122	1.377	0.6324	0.258	3.580	0.3606
WUNION	0.211	0.288	0.9068	0.358	0.536	0.8892
PJOBSAT	2.415	<b>-6.192</b>	0.0023	2.217	-4.085	0.4593

註: 각각의 칸에 있는 하나 혹은 두 개의 변수들에 대한 결과는 각각 별도의 회귀분석으로부터 얻은 것이다. 이 각각의 회귀분석에는 다음과 같은 변수들이 포함되었으나 표에서는 제외되었다: AGE, SCHOOL, MARRIED, AGE GAP, CHD\_ADU, CHD\_KID, HL\_EXCEL, HL\_FAIR, HL\_POOR, HL\_SERIO, PASSET, PDEBT, SIZE\_SMALL, SIZE\_HIGH, TENURE, MANAGING.

조기퇴직의 기대를 갖고 있었고, 전체 임금근로자의 경우 건강의 효과가 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 전문직 임금근로자의 경우 건강이 좋은 사람들이 건강이 보통이거나 나쁜 사람들에 비해 훨씬 높은  $P_1$ 을 가지고 있었다. 예컨대 건강이 매우 좋은 사람들

(HL\_EXCEL)과 좋은 사람들(HL\_GOOD)은 건강이 보통인 사람들에 비해 각각 17% 포인트 및 12% 포인트 높은  $P_L$ 을 보고하였다.

전문직 종사자에게서 발견되는 또 다른 주목할 만한 차이는 연봉계약을 맺은 근로자들이 다른 형태의 임금결정방식을 가진 근로자들에 비해 조기퇴직의 가능성이 매우 높다는 것이다( $P_L$ 의 차이가 10% 포인트에 이른다). 이는 중·고령 전문직의 경우 연봉계약이 보다 자유로운 해고 혹은 비자발적인 은퇴강제의 수단일 가능성을 시사한다. 또한 公式的인 停年規定의 存在(COMPRET)는 전문직의  $P_L$ 을 9.5% 포인트나 높이는 것으로 나타났다. 이는 그 크기로 볼 때 공식적인 정년이 전체임금근로자의  $P_L$ 에 미친 효과의 두 배에 달한다. 즉 공식적인 정년의 존재는 중·고령 전문직 종사자의 고용을 강력하게 보호하는 역할을 하고 있다고 판단된다.

#### 4.4. 回歸分析 結果에 대한 追加的인 討議

위에서 수행한 회귀분석의 결과는 전문직 종사자의 은퇴결정이 다른 인력에 비해 근로자보다는 사용자의 필요에 따라 비신축적으로 이루어지고 있을 가능성을 시사한다. 은퇴의 價値(value)는 개인의 건강, 경제적인 여건, 일자리의 특성에 따라 연속적으로 변화한다. 따라서 은퇴의 시기를 자발적으로 선택할 수 있는 사람은 이 변수들의 변화에 따라 신축적으로 은퇴시기에 대한 기대를 변경할 것이다. 회귀분석의 결과는 전문직 종사자의 은퇴기대가 연령과 교육수준을 제외한 다른 요인에 대해서 그다지 민감하게 반응하지 않았음을 보여준다.

연령이나 교육수준이 은퇴기대에 미치는 효과가 전문직 종사인력에 대해 더 강하게 나타난 결과에 대해서는 두 가지 다른 해석이 가능하다. 하나는 연령이나 교육수준에 따른 고용상의 차별이 전문직에 대해 더 강하게 작용했다는 것이다. 사용자가 직원의 고용과 해고에 있어서 직원의 실제능력과 상관없이 연령에 기준하여 결정을 내리는 연령차별의 관행이 고령노동자의 고용안정성을 저해하는 요인이라는 것은 널리 알려진 사실이다(박경숙(2000)). 많은 기업들은 신규채용에 있어서 연령제한을 제시함으로써 고령노동자의 신규입직을 제안하고 있다. 장지연(2002)의 연구에 따르면 대다수의 기업들이 경력직의 채용에 있어서도 연령을 30대로 제한하여 40대 이상 노동자들의 취업을 어렵게 하고 있다. 그리고 구조조정을 위한 감원의 결정에 있어서도 연령은 대상근로자의 선택에 가장 중요한 영향을 미치는 특성으로 조사되었다(Chang(2003), Cho and Kim(2005)). 이와 같은 연령차별의 중요한 이유 가운데 하나는 유교적인 전통 때문에 고령자를 하급자로 채용하여 명령을 내리는 것을 불편하게 생각한다는 것이다. 중·고령 전문직 종사자는 비전문직과 비교할 때 企業特殊的 人的資本(firm-specific human capital)이 중요할 것으로 추측된

다. 따라서 한 기업에서 퇴출될 경우 다른 직장에 재취업하는 것이 더욱 어려울 것이다. 그리고 현재의 일자리가 가진 높은 사회적인 위신 때문에 현 직장을 떠나게 되었을 때 재취업이 용이한 비교적 하위의 일자리를 받아들이는 것이 쉽지 않을 것이다. 이러한 이유 때문에 전문직 종사자는 연령이 높아짐에 따라 계속 일을 하리라는 기대가 매우 빠르게 낮아졌을 가능성이 있다.

다른 갈래의 해석은 연령이나 교육수준이 진정한 생산성의 지표라는 가정에 기초한다. 이 경우 위에서 소개한 회귀분석의 결과는 다음의 두 가지 가운데 하나 혹은 둘 모두를 의미할 것이다: 가) 비전문직의 생산성에 비해 전문직의 생산성은 연령이나 교육수준에 의해 더 크게 좌우된다, 나) 전문직 종사자의 은퇴결정은 생산성의 변화에 대해 보다 민감하게 반응한다. 이들 명제가 사실인지는 확실하지 않다. 그러나 전문직의 특성을 고려하건대 이는 사실이 아닐 가능성이 크다. 즉 전문직은 육체적인 힘보다 지식이나 경험을 더 많이 필요로 하기 때문에 비전문직과 비교할 때 이들의 생산성이 고령화에 따라 더 빨리 떨어진다고 믿기는 어렵다. 그리고 비교적 좁게 정의된 상위 직업군에 속해 있는 중·고령인력의 생산성이 이미 수십 년 전에 결정된 교육수준에 크게 좌우된다는 것도 쉽게 받아들이기 어렵다. 또한 은퇴시기를 자발적으로 결정할 수 있는 경우, 직업의 만족도와 사회적인 위신이 높은 전문직 종사자가 생산성의 저하에 보다 민감하게 반응하여 은퇴를 결정한다고 보기도 어렵다.

임금근로자의 경우 건강상태가 좋은 전문직 종사자는 건강이 보통이거나 나쁜 전문직 종사자에 비해 계속 일을 할 확률을 매우 높게 평가했다. 이는 고용에 있어서 건강이 보통보다 나쁜 사람들만 불리하거나(전체근로자의 경우) 건강의 효과가 별로 없는(임금근로자의 경우) 다른 인력과는 차별되는 현상이다. 이는 전문직 종사자, 특히 전문직 임금근로자의 업무가 좋은 건강을 필요로 하는 높은 강도의 일일 가능성을 시사한다. 전문직 다섯 명 가운데 한 사람은 연봉계약에 의해 임금이 결정되었는데 이들은 다른 근로자들보다 조기퇴직의 확률이 훨씬 높았다. 이는 근래에 진행된 연봉제의 확산이 오히려 전문직 종사자의 조기퇴직을 증가시키는 요인일 수 있음을 시사한다. 전문직 종사자의 삼분의 이 가량은 공식적인 정년제도가 있는 직장에 근무하고 있었다. 그런데 이들은 공식적인 정년제도가 없는 직장 근무자들에 비해 계속 일할 확률을 높게 평가하였다. 이는 공식적인 정년이 없는 경우 이들이 정년보다 훨씬 이른 나이에 은퇴할 수 있다는 것을 알려준다. 이 결과는 중·고령의 전문직 종사자가 고령화에 따라 상당한 정도의 退出壓力을 받는다는 것을 시사한다.

## 5. 結論 및 政策的인 示唆點

이 연구는 중·고령층 남성 전문직 종사자를 대상으로 노동시장 조기이탈의 장기적인 추이를 분석하고 근래 이들의 은퇴시기 결정요인을 분석하였다. 먼저 1980년~2005년 마이크로 센서스를 이용한 전문직과 비전문직 종사인력의 勞動市場 殘存確率(labor-market survival rate) 분석결과는 다음과 같이 요약된다. 중·고령층 전문직 종사자의 노동시장 이탈확률은 1980년대 초반까지 비전문직에 비해 훨씬 낮았으나 1990년대를 통해 절대적으로나 상대적으로 크게 증가하였다. 그 결과 2000년 이후에는 전문직의 노동시장 조기이탈 가능성은 비전문직의 조기이탈 가능성에 비해 더 높아졌다. 이와 같은 전문직의 노동시장 이탈확률의 증가는 나이가 많을수록 더 두드러지게 나타났다.

다음으로 한국고령자패널(KLoSA)을 이용하여 전문직과 비전문직 종사자에 대해 5년 후까지 계속 일을 할 주관적인 확률( $P_L$ )의 결정요인을 분석한 결과는 다음과 같다. 전문직 종사인력의  $P_L$ 은 비전문직 종사인력에 비해 年齡 및 教育水準에 의해 더 강한 영향을 받았다. 즉 연령의 증가에 따라  $P_L$ 이 더 빠르게 감소하고, 교육수준이 증가할 때  $P_L$ 이 더 빠르게 증가하였다. 전문직 종사자의 은퇴기대는 비전문직과 비교할 때 개인 및 일자리의 특성에 대해 훨씬 덜 민감하게 반응하였다. 임금근로자만을 대상으로 분석을 수행한 경우, 비전문직의  $P_L$ 이 건강에 유의한 영향을 받지 않은데 비해 건강이 좋은 전문직 종사자는 건강이 보통인 근로자에 비해 훨씬 더 높은  $P_L$ 을 보고하였다. 또한 전문직 임금근로자의  $P_L$ 은 연봉계약에 의해 임금을 받는 경우 더 낮았고 공식적인 정년이 있는 경우 더 높았으며, 이들 변수의 효과의 크기는 비전문직의 경우에 비해 더 컸다.

회귀분석의 결과를 종합해 볼 때 1990년대를 기점으로 나타난 전문직 종사자의 노동시장이탈의 절대적·상대적인 증가는 자발적인 조기퇴직의 확대보다는 고용여건의 악화에 의해 나타났을 가능성이 크다. 경쟁의 격화에 따른 상위직급인력에 대한 압력의 증가, 상위직급에서의 기업조직 유연화 및 실질적인 정년제의 파괴, 연봉제의 확산, 연령에 기초한 정리해고 및 명예퇴직의 확대 등은 모든 중·고령 근로자의 은퇴결정에 상당한 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 그러나 이와 같은 노동시장의 변화는 그 이전까지 상대적으로 더 높은 안정성을 보장받았을 전문직 종사자의 고용에 보다 강한 충격을 가져왔을 가능성이 크다. 물론 이러한 변화는 수요측면에서 본다면 과도한 상위직급인력을 감축하여 노동생산성을 높이고 기업의 경쟁력을 제고하는 긍정적인 역할을 했을 것으로 추측된다.

한국의 정년퇴직의 성격에 관한 Cho and Kim(2005)의 연구에 따르면 1980년대 말까지

의 정년퇴직제도는 55세까지의 평생고용을 보장함으로써 우수인력을 확보하고 이들의 장기근속 및 회사에 대한 충성을 유도하기 위한 것이었다. 그러나 1980년대 말 이후 노동조합의 성장, 임금의 증가, 경제성장의 둔화가 나타나면서 이 제도는 인사적체와 임금비용 증가압력을 완화하는 인력조정 수단으로 점차 변화하게 되었다.<sup>(14)</sup> 특히 외환위기 이후 구조조정의 압력이 컸던 사업체에서는 정년퇴직뿐만 아니라 명예퇴직·희망퇴직 등 금전적인 유인과 퇴출압력을 동반한 수단들을 동원하여 보다 적극적으로 인력조정을 단행하였다. 이때 연령은 근속연수와 더불어 정리인력 선정의 가장 중요한 기준으로 이용되었다.<sup>(15)</sup> 이 결과는 모든 중·고령 남성근로자에게 적용되는 것이지만 특히 상위직급에 높은 봉급을 받는 전문직 종사인력에게 있어서 더 강하게 나타났을 것으로 추측된다.

그렇다면 1990년대 이후 나타난 전문직 종사자의 노동시장 조기이탈의 증가가 숙련의 斷絶問題를 초래했을까? 다음과 같은 이유 때문에 적어도 현재까지는 그와 같은 문제가 발생하지 않았을 것으로 추측된다. 위에서도 지적했듯이 전문직 종사자의 노동시장 조기이탈 증가는 자발적인 것이었다기보다는 연령을 기준으로 이루어진 인력조정의 결과였을 가능성이 크다. 그리고 이와 같은 인력조정의 주된 동기 가운데 하나는 인사적체 문제였던 것으로 조사된 바 있다. 따라서 현재까지는 고용주의 입장에서 볼 때 기존 중·고령 전문직 종사인력을 대체할 수 있는 충분한 후속인력이 있었다는 것을 시사한다. 이는 지난 수십 년 동안의 인구변화패턴에서도 찾아볼 수 있다. 적어도 현재의 성인세대까지 각 출생코호트의 규모는 계속 증가해 왔기 때문에 후속세대인력의 규모가 감소함으로써 해서 발생하는 인력부족의 문제는 발생하지 않았을 것으로 보인다.

중·고령 전문직 종사인력의 노동시장 조기이탈에 의한 숙련단절의 문제는 단지 인력의 규모 변화에 의존하지만은 않는다. 전문직의 경우 대체로 고급의 숙련을 필요로 하기 때문에 높은 인적자본을 갖춘 후속세대인력이 부족할 경우 전체적인 인력규모의 증가에도 불구하고 숙련의 단절문제가 존재할 수 있다. 그런데 교육수준 및 교육의 질의 장기적인 변화를 보더라도 적어도 오늘날까지 숙련단절의 문제가 발생했다고 보기는 어려울 것 같다. 우리나라 노동력의 학력수준은 지난 반세기 동안 계속 향상되어 왔으며 이는 고령인구에서도 뚜렷하게 나타난다. 50~59세 남성 가운데 대학교육을 어느 정도 받았거

(14) 이는 사업체 패널자료를 이용한 다음과 같은 회귀분석 결과에 의해 뒷받침된다. 즉 인사적체가 심한 사업체(50세 이상 근로자의 비율이 높은 사업체) 및 임금비용압력이 강한 사업체(연공서열 임금제를 채택하고 있는 사업체)가 그렇지 않은 사업체에 비해 정년퇴직제도를 도입하고 있을 확률이 높았다(Cho and Kim(2005)).

(15) 사업체 패널자료 조사결과에 따르면 정리해고를 단행한 사업체의 40%, 근로자 300인 이상 사업체의 50%가 연령을 대상자 결정기준으로 이용하였다(Cho and Kim(2005, Table 6)).

나 대학을 졸업한 사람의 비율은 1980년 8.8%에서 2000년 20%로 크게 증가하였다. 코호트 별로 보았을 때도 대학졸업자의 비율은 1950년 출생자부터 매우 빠르게 증가하였던 것을 확인할 수 있다[김대일(2004)].

각 교육수준별 인력의 질을 고려하더라도 적어도 현재 40대 이상의 인력까지는 대학교육의 팽창에 따른 대학졸업자의 질의 저하가 발견되지 않는다[김대일(2004)]. 이와 같은 우수인력의 양적인 증가는 성장의 둔화, 노동시장의 경직화 등 수요측면의 변화와 함께 상위직급에서의 인사적체문제를 발생시키는 다른 요인으로 작용했을 가능성이 크다. 요컨대 적어도 현재까지는 중·고령 전문직 종사인력의 노동시장 조기이탈 증가에 의해 전반적인 숙련의 단절이 초래되었다고 믿을 수 있는 근거가 없다. 물론 우수신규인력이 진입하지 않은 일부 부문에서는 이러한 문제가 발생했을 수 있다. 특히 1970년대 및 1980년대에는 우수인력을 채용할 수 있었으나 이후 직장으로서의 매력이 상대적으로 떨어지면서 새로운 우수인력을 확보하지 못한 부문에서는 상위직급에 있는 중·고령인력이 노동시장을 이탈하면서 인력수급 및 숙련단절의 문제를 경험했을 수도 있다. 그러나 이는 현재 노동시장의 일반적인 문제는 아닌 것으로 보인다. 그리고 인구구조 고령화에 의해 노동력이 본격적으로 감소하거나 신규노동력의 질이 감소하기 시작하기 전까지는 숙련단절의 문제가 심각해지지는 않을 것으로 보인다.

그러나 전문직 종사자의 노동시장 조기이탈이 더욱 강화되거나 지속될 경우 앞으로 10년 내지 15년 후에는 이로 말미암은 숙련단절의 문제가 발생할 가능성이 있다. 출산율의 저하로 말미암아 2020년경이 되면 취업자의 수가 절대적으로 감소할 것으로 예상된다. 더욱이 교육의 양적인 팽창이 수반한 질적인 저하로 인해 교육수준별 인력의 생산성이 감소하고 있다는 지적이 있다. 김대일(2004)의 연구에 따르면 1950년대 초반에 출생한 코호트부터 대학졸업자의 노동력의 질이 감소하고 있으며, 특히 1970년 출생 코호트부터 대졸 노동력의 질이 급격하게 저하하였다. 이 연구에 따르면 1970년대 말에 출생한 대졸 노동력의 생산성은 1950년에 출생한 대졸 노동력의 생산성에 비해 20% 이상 낮은 것으로 추정된다. 따라서 현재 20대 후반인 코호트가 전문직 종사인력을 대체하는 시점에는 인력의 질 문제가 심각하게 대두할 가능성이 있다. 요컨대 10년 내지 15년 후에는 노동시장을 이탈하는 인력을 대체할 勞動力의 規模와 質이 동시에 감소하는 현상이 발생할 수 있다. 이러한 문제는 높은 수준의 숙련을 요구하는 전문직에게 있어서 더 심각할 것으로 예상된다.

그렇다면 과연 미래의 고용주는 이와 같은 인력수급의 변화에 적절하게 대응함으로써 숙련단절의 문제를 극복할 수 있을 것인가? 만약 제도상의 제약이 없다면 고용주는 신규

인력의 양적 혹은 질적 감소에 대응하여 기존 중·고령인력을 더 늦은 연령까지 고용하고자 하는 노력을 할 것으로 예상할 수 있다. 현재 대다수의 기업이 도입하고 있는 엄격한 정년제도도 해고의 어려움, 경직적인 임금 및 인사결정구조, 우수한 신규인력 채용의 용이함 등 노동시장 여건에 대한 고용주의 합리적인 대응으로 이해할 수 있다. 따라서 우수한 신규인력의 확보가 어렵게 될 경우 기업이 이에 대응하여 주어진 제도적 틀 안에서 중·고령인력에 대한 고용정책을 변경시킬 것이라고 믿지 않을 이유는 없다.

회귀분석의 결과를 고려하건대 중·고령 전문직 종사자의 은퇴결정은 근로자의 개인적인 특성이나 일자리의 성격보다는 고용주의 중·고령인력 관리방침에 의해 더 큰 영향을 받는 것으로 보인다. 따라서 연령에 기초한 강제퇴직이나 정리해고가 사라진다면 중·고령 전문직 종사자의 고용은 기타 중·고령인력의 고용보다 훨씬 더 탄력적으로 증가할 가능성이 크다. 또한 회귀분석의 결과는 임금근로자의 경우 다음과 같은 고용정책의 변화가 중·고령 전문직의 고용을 증가시킬 것이라는 예측을 제공한다. 첫째, 근로시간과 관련해서는 고정된 근로시간이 있는 경우 더 늦은 연령까지 일을 할 가능성이 높아질 것이다.<sup>(16)</sup> 둘째, 대다수의 전문직 종사자에게 있어서 공식휴무일의 증가는 조기은퇴의 가능성을 낮출 것이다.<sup>(17)</sup> 마지막으로 임금근로자의 경우 좋은 건강상태는 계속 일을 할 주관적인 확률을 크게 높이는 것으로 나타났다. 따라서 근로자의 건강을 개선하는 고용주의 노력은 중·고령 전문직 종사인력의 조기은퇴를 감소시킬 것으로 기대된다.

마지막으로 지적할 수 있는 것은 노동시장 환경변화에 대응한 고용주의 개혁노력이 근본적으로 노동시장의 제도적인 성격에 의해 제한될 수밖에 없다는 사실이다. 위에서 언급했듯이 중·고령인력을 일찍 정리하려는 유인은 상당부분 중·고령근로자의 임금부담을 높이는 연공서열형 임금구조, 신속적인 해고를 어렵게 만드는 노동법령 등 경직적인 노동시장제도로부터 발생한다. 또한 연공서열에 기초한 인사고과는 근로자로 하여금 계속적인 숙련형성의 유인을 갖지 못하도록 함으로써 조기은퇴를 불가피하게 만드는 경향이 있다. 이와 같은 제도적인 여건하에서는 고용주에게 중·고령 전문직 종사자의 노동시장 이탈을 줄이고자 하는 의사가 있다하더라도 그를 위한 노력이 크게 제약될 수밖에 없다. 따라서 미래에 나타날지도 모르는 숙련단절문제를 막기 위해서는 노동시장의 제도

(16) 고정된 근로시간(FIXHOUR)은 계속 일을 할 주관적인 확률에 매우 강한 정의 효과를 가져왔다(表 12).

(17) 회귀분석의 결과 지정된 휴일(HOLIDAY)은 계속 일을 할 확률과 U-자형의 관계를 갖고 있었다. 즉 휴일이 2.5일이 넘게 되면 휴일이 증가할 때 계속 일을 할 확률이 높아졌다(表 11). 그런데 전문직 종사인력의 지정휴일의 평균이 3.8일이므로 이는 대부분의 전문직 종사인력에게 있어서 휴일의 증가는 조기은퇴의 감소를 가져온다는 것을 의미한다.

적 경직성을 완화함으로써 고용주들로 하여금 인력수급사정 변화에 대해 자유롭게 대응할 수 있도록 하는 것이 중요하다고 판단된다.

서울大學校 經濟學部 教授

151-746 서울특별시 관악구 관악로 599

전화: (02)880-6396

팩스: (02)886-4231

E-mail: chullee@snu.ac.kr

〈附表 1〉 道具變數를 이용한 資產額과 負債額의 推定

변수	평균	(1)자산		(2)부채	
		회귀계수	P-값	회귀계수	P-값
절편		16682.21	< 0.0001	2034.29	< 0.0001
부산	0.084	-7209.41	0.0184	-751.80	0.0117
대구	0.055	-4295.40	0.2245	-333.05	0.3340
인천	0.055	-3299.34	0.3521	-517.12	0.1347
광주	0.042	-1777.49	0.6520	-732.21	0.0567
대전	0.038	-7346.54	0.0744	-1520.33	0.0002
울산	0.038	2676.78	0.5139	-1150.61	0.0040
경기	0.180	8415.09	0.0006	215.06	0.3708
강원	0.052	-3242.73	0.3718	236.51	0.5040
충북	0.030	-8682.09	0.0538	-1329.40	0.0025
충남	0.050	-2075.60	0.5715	-1291.31	0.0003
전북	0.046	-7194.35	0.0586	-732.46	0.0483
전남	0.050	-11135.10	0.0026	-774.13	0.0314
경북	0.062	-8147.77	0.0164	-1348.80	< 0.0001
경남	0.055	1112.25	0.7541	-1203.51	0.0005
아파트 거주	0.369	7606.94	< 0.0001	-123.60	0.4006
N		3531		3531	
R-Square		0.027		0.021	
F-Value(P-Value)		6.61(< 0.0001)		4.85(< 0.0001)	

註: 거주지에 관한 더미변수에서 제외된 변수는 서울더미변수임.

〈附表 2〉 道具變數를 이용한 일자리 滿足度 點數 推定

변수	평균	추정계수	P-값
INTERCEPT		0.742	< 0.0001
PHYSICAL	2.181	0.019	0.1511
BURDEN	2.415	-0.000	0.9802
BENDING	2.286	-0.008	0.5572
SIGHT	2.412	-0.024	0.0576
CONCENT	2.227	0.015	0.2506
HUMAN	2.518	0.032	0.0011
COMPUTER	3.247	0.013	0.1607
HARDER	2.858	-0.001	0.9291
EARN SAT	2.716	0.149	< 0.0001
JOB STABLE	2.442	0.037	0.0030
ENVISAT	2.480	0.149	< 0.0001
WORKSAT	2.406	0.417	< 0.0001
STRESS	2.362	-0.050	< 0.0001
EDUREQ	2.760	-0.045	0.0287
SKILLREQ	2.790	-0.022	0.3148
N		3531	
R-Square		0.556	
F-Value (P-Value)		293.81 (< 0.0001)	

參 考 文 獻

권승 · 황규선(2004): “노년층 은퇴 결정요인에 관한 연구: 성별, 거주지별 차이분석을 중심으로,” 『한국노년학』, **24.3**, 69-90.

김대일(2004): “인구고령화와 노동생산성의 변화,” 문형표 편, 『인구고령화와 거시경제』, 한국개발연구원.

박경숙(2000): “노동시장의 연령차별구조와 고연령층의 취업생활,” 『노동경제논집』, **24**, 특별호.

박경숙(2001): “중장년기 종사상 지위와 은퇴 과정의 다양성,” 『노동경제논집』, **24.1**, 177-205.

- 박경숙(2003): “55세 이상 고령자의 노동시장 이탈과정,” 『노동정책연구』, **3.1**, 103-140.
- 방하남·신기철·권병구 외(2001): 『퇴직금 제도 개선방안』, 한국노동연구원.
- 방하남·신동균·김동헌·신현구(2004): 『인구고령화와 노동시장』, 한국노동연구원.
- 손용진(2005): “은퇴 및 미은퇴 집단에 있어서 주관적 건강상태에 관한 연구,” 『노인복지 연구』, **20**. 겨울호, 75-98.
- 성지미·안주엽(2006): “중고령자 취업 결정요인,” 『노동정책연구』, **6.1**, 39-74.
- 안중범·전승훈(2004): “은퇴결정과 은퇴 전·후 소비의 상호작용,” 『노동경제논집』, **27.3**, 1-23.
- 이지혜(2005): “국민연금과 고령층 노동시장의 퇴직 유인,” 『경제논집』, **44**. 101-132.
- 이철희(2006): 『한국의 고령노동』, 서울대학교출판부.
- 장지연(2002): “고연령근로자의 경제활동과 은퇴,” 고령화시대의 노동시장정책 국제세미나 발표논문.
- 장지연(2003): “중·고령자의 경력이동,” 『한국사회학』, **37.2**, 95-121.
- 장지연·호정화(2002): “취업자 평균 은퇴연령의 변화와 인구특성별 차이,” 『노동정책연구』, **2.2**, 1-21.
- 최승현(2006): “맞벌이가구의 은퇴행태에 대한 실증분석,” 『노동경제논집』, **29.1**, 129-152.
- 허재준·전병유(1998): 『고령자 노동시장』, 한국노동연구원.
- Carter, S. B., and R. Sutch(1996): “Myth of the Industrial Scrap Heap: A Revisionist View of Turn-of-the-Century American Retirement,” *Journal of Economic History*, **56**, 5-38.
- Chang, J.(2003): “Labor Market Policies in the Era of Population Aging: the Korean Case,” Korea Labor Institute.
- Cho, Joonmo, and Sunwoong Kim(2005): “On Using Mandatory Retirement to Reduce Workforce in Korea,” *International Economic Journal*, **19**, 283-303.
- Costa, D. L.(1998): *The Evolution of Retirement*, Chicago, University of Chicago Press.
- Graebner, W.(1980): *A History of Retirement: The Meaning and Function of an American Institution*, New Haven, Yale University Press.
- Gruber J., and D. Wise(1999): *Social Security and Retirement around the World*, Chicago, Univ. of Chicago Press.
- Gruber J., and D. Wise(2004): *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, Chicago, University of Chicago Press.
- Hurd, M. D., and M. J. Boskin(1984): “The Effect of Social Security on Retirement in the Early

- 1970s,” *Quarterly Journal of Economics*, **99**, 767-90.
- Krueger, A., and B. D. Meyer(2002): “Labor Supply Effects of Social Insurance,” NBER Working Paper No. **9014**.
- McGarry, Kathleen(2004): “Health and Retirement: Do Changes in Health Affect Retirement Expectation?,” *Journal of Human Resources*, **39**, 624-648.
- Lazear, Edward(1979): “Why is There Mandatory Retirement?,” *Journal of Political Economy*, **87**, **3**, 1261-1284.
- Lee, C.(2001): “The Expected Length of Male Retirement in the United States, 1850~1990,” *Journal of Population Economics*, **14**, 641-650.
- Lee, C.(2002): “Sectoral Shift and Labor-Force Participation of Older Males in America, 1880~1940,” *Journal of Economic History*, **62**, 512-523.
- Lee, C.(2005): “Labor Market Status of Older Males in the United States, 1880-1940,” *Social Science History*, **29**, 77-106.
- Lee, C.(2007): “Long-Term Changes in the Economic Activity of Older Males in Korea,” *Economic Development and Cultural Change*, **56**, **1**, 99-124.
- Long, C.(1958): *The Labor Force Under Changing Income and Employment*, Princeton, Princeton Univ. Press.
- OECD(2000): *Pushing Ahead with Reforms in Korea-Labour Market and Social Safety-Net Policies*, Paris, OECD.
- OECD(2001): *Economic Survey of Korea*, Paris, OECD.
- OECD(2002): “Older but Wiser: Achieving Better Labour Market Prospects for Older Workers in Korea,” Presented in International Seminar on Labor Market Policies in an Aging Era, Paris, OECD.