

인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향*

이 철 희**

이 연구는 고령남성들의 경제활동참가확률의 모형을 추정하는 회귀분석을 수행하고, 이 회귀분석에 이용된 설명변수들의 장래변화를 추정하였다. 그리고 이 결과를 기초로 하여 2030년까지의 고령남성의 연령별 경제활동참가율을 추정하였다. 또한 이 경제활동참가율의 미래 추정치와 장래의 연령별 추정인구를 이용하여 2030년까지의 연령별 경제활동인구를 추정하였다. 분석결과 55세 이상 남성의 경제활동참가율은 향후 상당히 큰 폭으로 감소할 것으로 예상된다. 그리고 이와 같은 은퇴의 증가는 고령 및 전체 남성 경제활동인구를 크게 감소시킬 것으로 전망된다. 2005년 이후부터 고령남성의 경제활동참가율 감소가 없는 가상적인 경우와 비교하였을 때, 이 연구를 통해 추정된 고령남성의 경제활동참가율 감소는 전체 남성 경제활동인구의 감소시점을 2020년에서 2015년으로 앞당기고, 2030년까지 약 174만 명(혹은 약 13%)의 남성 경제활동인구를 추가적으로 감소시킬 것으로 예상된다. 또한 고령남성 경제활동참가율의 감소는 인구고령화가 소비, 생산성, 경제성장애 미칠 것으로 우려되는 부정적인 효과를 증폭시킬 것으로 전망된다.

핵심주제어: 인구고령화, 고령남성, 은퇴, 퇴직, 경제활동참가율
경제학문헌목록 주제분류: J11, J14, J26

I. 머리말

이 연구는 출산율 및 사망률의 감소로 인한 인구구조 변화와 고령자의 퇴직 연령 변화에 의해 대표되는 경제활동참가 패턴의 변화가 노동인구의 구조에 어

* 자료의 분석 및 표와 그림의 작성을 도와 준 서울대학교 경제학부 대학원의 권정현 씨, 초고에 대해 유익한 비판과 조언을 베풀어 주신 한국은행 세미나 참석자들, 한국은행 동향분석팀 최요철 차장, 그리고 두 분의 심사자에게 감사드린다. 또한 이 연구를 위해 지원을 제공해 준 한국은행에 사의를 표한다.

** 서울대학교 경제학부, 전화: (02) 880-6396, E-mail: chullee@snu.ac.kr
논문투고일: 2009. 3. 11 수정일: 2009. 4. 9 게재확정일: 2009. 4. 12

6 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

면 영향을 미칠 것인지를 분석하는 것을 목표로 한다. 이 결과에 기초하여 인구구조의 변화와 경제활동참가 패턴의 변화가 앞으로 고용, 소비, 성장에 가져올 파급효과를 논의할 것이다.

빠르게 진행되는 인구고령화 현상은 근래에 와서 우리나라의 가장 중요한 사회적 관심사가 되고 있다. 대부분의 선진국들은 이미 100년 전부터, 그리고 1960년대 이후에는 후진국들도 사망률의 저하와 출생률의 감소로 인하여 노년 인구의 비중이 빠르게 증가하는 추세에 있다. 우리나라의 경우 65세 이상 노년 인구가 전체 인구에서 차지하는 비중은 1980년 5.8%에서 2007년 9.9%로 증가하였고, 2026년까지는 20%에 이를 것으로 추정되고 있어, 세계적으로 유례가 없는 매우 빠른 속도로 노령화 사회에 진입하고 있음을 알 수 있다.

빠른 속도의 인구고령화는 향후 여러 가지 경제적인 충격을 가져올 것으로 우려된다.¹⁾ 우선, 출산율의 감소와 고령인구의 증가는 경제활동참가율 및 생산성이 상대적으로 높은 청·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 실질GDP성장률은 1980~2000년 동안의 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 경제활동참가율의 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 경제활동참

1) 우리나라를 비롯한 세계 여러 나라의 인구고령화 추이 및 그 경제적인 영향에 관한 일반적인 서술은 이철희(2006)와 Nyce and Shieber(2005)를 참고하라.

가율은 비교적 안정세를 보이고 있으나, 선진국의 경험에 비추어보건대 소득의 증가 및 사회보험제도의 발전과 함께 장기적으로 감소할 것으로 전망된다.

고령인구의 경제활동참가율 감소는 인구고령화가 가져올 것으로 예상되는 경제적인 충격을 증폭시킬 우려가 있다. 조기퇴직의 증가는 평균수명의 연장과 더불어 평균적인 퇴직기간을 늘림으로써 연금재정의 악화를 더욱 심각하게 만들 수 있다. 그리고 무엇보다도 상대적으로 그 비중이 증가한 고령인구의 경제활동참가율이 감소할 경우 기존에 추정하였던 것보다 훨씬 더 빠른 속도로 경제활동인구가 줄어들어 인력부족의 문제를 악화시킬 것이다.

인구고령화의 경제적 충격이 갖는 사회적·정책적인 중요성 때문에 최근 이 문제에 관해 적지 않은 연구가 이루어졌다. 그런데 대다수의 연구는 현재의 인구구조 및 장래 출산 및 사망에 대한 가정에 기초하여 인구의 연령구조 변화를 예측하고 이것이 경제활동인구의 규모에 미치는 영향에 주로 주목해 왔다. 반면 인구구조와 함께 노동인구의 규모와 구조를 결정하는 요인인 경제활동참가 패턴의 변화효과에 대해서는 충분한 분석이 이루어지지 않았다. 그리고 노동인구의 변화를 추정한 연구들은 대체로 현재의 경제활동참가 패턴이 변화하지 않거나 혹은 다른 OECD 국가와 유사하게 변화하리라는 가정에 기초하여 분석을 수행하였다(OECD, 2001; Börsch-Supan, 2003; 최경수, 2004). 예컨대, OECD (2001)는 경제활동참가율이 현재 수준에서 일정하다는 것을 가정하여 미래의 노동인구를 추계하였다. 이 추계에 따르면 우리나라의 노동인구는 2000년 2,200만 명에서 2020년 전후에는 약 2,700만 명 정도로 증가하여 최고치를 기록한 후 2050년에는 약 1,950만 명으로 감소하게 될 것으로 전망된다.

그런데 앞에서 지적하였듯이 우리나라 고령인구의 경제활동참가율은 향후 장기적으로 하락할 가능성이 높다. 그리고 우리나라 고령인구의 경제활동참가 패턴의 시간적인 변화는 다른 OECD 선진국들과는 매우 다른 추이를 보이고 있다. 고령남성의 경우 1960년대 중반부터 외환위기 직전인 1997년까지 농촌인구의 경제활동참가율 증가에 힘입어 오히려 증가하였으나 외환위기 직후 급격히 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. 공식 부문에 있어서의 중·고령 남성 근로자의 고용안정성은 외환위기 이후 악화된 것으

8 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

로 판단된다. 따라서 미래의 노동인구 구조를 정확하게 추정하기 위해서는 한국의 사회·경제적 여건을 반영하여 연령별 경제활동참가율을 추정한 후 이를 장래 노동인구 구조변화 전망에 고려할 필요가 있다.

이 연구는 이와 같은 문제의식을 가지고 다음과 같은 분석을 수행한다. 먼저 제Ⅱ절에서는 인구주택센서스의 마이크로 표본을 이용한 회귀분석을 통해 교육 수준, 건강상태, 혼인상태, 가구규모, 도시화, 거주지역의 특성 등 주요 요인들이 경제활동참가확률에 미친 효과를 분석한다. 제Ⅲ절에서는 각 출생코호트의 인적인 특성과 과거의 장기적인 추세에 기초하여 경제활동참가에 영향을 미친 변수들의 미래변화를 추정한다. 그리고 회귀분석의 결과와 설명변수들의 미래 추정치를 이용하여 2030년까지의 55세 이상 고령남성의 경제활동참가율을 추정한다. 제Ⅳ절에서는 이 경제활동참가율과 미래의 연령별 인구추정치를 이용하여 2030년까지의 연령별 경제활동인구를 추정한다. 마지막으로 제Ⅴ절에서는 이와 같은 새로운 노동인구의 추정치가 장래의 고용 및 소비 전망에 대해 제공하는 함의를 모색한다.

II. 고령남성의 경제활동참가확률 결정요인 분석

1. 기존연구의 검토

고령인구의 경제활동참가 결정에 관한 선진국들의 근래 문헌은 대체로 소득·건강·연금제도 등과 같은 노동공급 측면의 요인들에 초점을 맞추고 있다(Hurd and Boskin, 1984; Costa, 1998; Krueger and Meyer, 2002; Gruber and Wise, 1999·2004; McGarry, 2004). 특히, 고령연금제도가 낳은 근로유인의 저하는 고령인구 경제활동참가의 장기적인 하락과 OECD국가들 간의 차이를 설명하는 강력한 요인의 하나로 지적된다(Gruber and Wise, 1999·2004). 과거의 장기적인 고령남성 경제활동참가 및 노동시장 지위변화에 관한 일련의 논쟁은 적어도 20세기 중반까지 농민과 같은 자영업자의 임금근로자에 비해 더 늦게 은퇴하였으며, 산업화에 따른 생산기술 및 산업구조의 변화가 고령남성의 경제활동참가율 감소의 주요 요인이었음을 보여 준다(Long, 1958; Graebner, 1980; Moen, 1994; Carter and Sutch, 1996; Costa, 1998; Lee, 2002·2005).

근래에 와서 국내에서도 고령인구의 경제활동에 관한 연구가 활발해지고 있

다. 허재준·전병유(1998)의 연구는 1980~1996년 사이 55~64세 남성의 경제활동참가율을 제시하고, 이 연령층의 경제활동참가가 경기변화에 어느 정도 영향을 받았음을 보여 주었다. 장지연(2002)은 한국 남성들의 평균은퇴연령을 추정하고, 한국노동패널자료를 이용하여 은퇴의 결정요인을 분석하였다. 장지연(2003)은 패널로 연결한 경제활동인구 조사자료를 이용하여 근로시간 단축이나 자영업 창업을 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 1980~2000년 사이 고령남성의 경제활동참가 결정요인의 변화를 분석하고, 산업구조의 변화가 고령남성의 노동시장 지위와 경제활동참가율에 미친 영향을 고찰하였다.

일부 연구들은 전체 고령자가 아닌 인구 및 사회·경제적인 특성에 따른 특정 집단에 대해 은퇴결정요인 분석을 시도하기도 하였다. 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 여가사이의 보완성이 서로 비대칭적인지를 분석하였다. 이 밖에도 은퇴가 소득, 소비, 건강 등에 미친 효과에 관한 연구와 국민연금이 고령자의 근로의욕에 미친 효과도 분석되었다(안종범·전승훈, 2004; 이지혜, 2005; 손용진, 2005).

이상에서 살펴본 연구들은 대체로 은퇴의 결정에 관한 노동경제학의 이론과 부합되는 결과를 제시해 준다. 우선 개인의 재산은 부의 효과를 통해 은퇴의 확률을 높이는 것으로 나타났고(장지연, 2002), 건강상태와 교육수준은 은퇴의 확률과 음의 상관관계를 갖는다는 것이 발견되었다(장지연, 2002; 최승현, 2006; 성지미·안주엽, 2006). 또한 자영업 종사 및 거주지역의 산업구조와 같은 일자리의 특성도 퇴직의 시기에 영향을 미친 중요한 변수로 나타났다(성지미·안주엽, 2006; 이철희, 2006). 반면 우리나라의 공적연금제도의 특수성으로 말미암아 국민연금이 고령자들의 근로의욕에 미치는 효과는 상대적으로 작은 것으로 보인다(이지혜, 2005).

이와 같은 우리나라 고령인구의 은퇴결정과 노동시장 지위에 관한 연구의 양

10 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

적·질적 발전에도 불구하고 아직까지 보다 세분화된 연령그룹에 대한 은퇴결정요인 분석은 충분히 이루어지지 못하였다. 그리고 은퇴결정요인에 관한 분석을 기초로 하여 미래의 고령인구의 경제활동참가율을 추정한 연구도 찾아보기 어렵다. 이러한 기존연구의 한계는 상당 부분 자료의 한계에 기인하는 측면이 있다. 즉, 고령자의 노동시장 이탈에 관한 많은 연구가 1998년부터 조사가 시작된 한국노동패널(KLIPS)자료를 이용하였는데, KLIPS는 그 유용성에도 불구하고 조사에 포함된 고령자의 수가 적기 때문에 세분화된 연령집단에 대해 별도로 노동시장 참가결정을 분석하기 어렵다.

2. 분석모형

고령남성의 경제활동참가의 결정요인을 분석하기 위해 다음과 같은 노동공급 결정 모형을 이용할 것이다. 어느 한 시점에 특정한 연령 및 성별을 지닌 개인은 은퇴와 경제활동참가가 제공하는 만족도를 비교하여 은퇴 여부를 결정한다고 가정하자. 이때 일을 하는데 따른 만족도의 크기는 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$U_w(Y+N, H^*; Z). \quad (1)$$

반면 은퇴를 하는 데 따른 만족도는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$U_R(N, 0; Z). \quad (2)$$

위의 식에서 Y 는 근로소득, N 은 비근로소득, Z 는 효용에 영향을 미치는 인구 및 사회·경제적 요인을, H^* 은 노동시장에 참여할 경우의 근로시간을 나타낸다. 은퇴결정함수는 식 (3)과 같이 표현할 수 있다.

$$I^* = U_R(N, 0; Z) - U_w(Y+N, H^*; Z). \quad (3)$$

식 (3)에서 I^* 의 실제 값을 관측할 수 없으므로, 은퇴는 1, 노동시장 참여는 0으로 표시되는 은퇴의 이분적인 지표 I 로 대체한다. 특정 연령의 개인이 평가하는 은퇴결정함수는 관측가능한 설명변수를 이용하여 식 (4)와 같은 선형함수로 표현할 수 있다.

$$I = U_R(N, 0; Z) - U_w(Y+N, H^*; Z) = -X'\beta - C\gamma - Y\psi + \varepsilon. \quad (4)$$

여기서, $X: Y, N, H^*$ 의 관측가능한 대리변수의 벡터

A : 연령더미의 행렬

C : 코호트더미의 행렬

Y : 연도의 벡터

β, γ, ψ : 파라미터 벡터

ε : 교란항

지표함수 I 를 이용하여 각 변수의 효과는 식 (5)과 같이 로짓(logit)회귀분석에 의해 추정될 것이다.

$$\begin{aligned} p &= Prob(I=1) = Prob(\varepsilon < X'\beta + Ax + Cy + Y\psi) \\ &= \frac{\exp(X'\beta + Ax + Cy + Y\psi)}{1 + \exp(X'\beta + Ax + Cy + Y\psi)}. \end{aligned} \quad (5)$$

이상의 모형은 1980~2005년간의 센서스를 결합(pooling)한 횡단면·시계열 자료를 이용한 회귀분석의 수행에 이용된다. 이 모형의 분석에는 50세 이상 고령남성 전체의 표본이 이용된다. 이 모형의 분석결과는 코호트효과(cohort effect)와 연령효과(age effect)를 통제하고, 시간효과(time effect)를 부분적으로 통제하였을 때 각 설명변수가 경제활동참가확률에 장기적으로 어떤 영향을 미쳤는지를 보여 준다. 또한 코호트 더미변수의 계수는 코호트효과가 장기적으로 어떻게 변해왔는지를 보여줌으로써 미래의 경제활동참가율에 있어서의 각 코호트별 고정효과(fixed effect)가 어떻게 변화할지에 대한 함의를 제공해 준다.

그런데 개인의 사회경제적인 특성과 거주지역의 특성이 경제활동참가확률에 미치는 효과는 연령에 따라 다르고, 시간이 지남에 따라 달라진다(이철희, 2006). 그런데 위의 모형은 이와 같은 경제활동참가확률 결정요인과 연령 및 시간효과 사이의 교호작용(interaction)을 고려할 수 없다는 문제가 있다. 이는 특히 분석의 결과를 미래의 경제활동참가율의 추정에 이용해야 하는 경우 큰 약점이 될 수 있다. 그래서 이 연구에서는 가장 최근의 횡단면 자료(2005년 센서스)를 이용하여 특정 연령집단(아래에 상첨자 a 로 표시됨) 각각에 대하여 식 (6)을 추정하였다.

$$p^a = Prob(I=1) = Prob(\varepsilon < X^a\beta^a) = \frac{\exp(X^a\beta^a)}{1 + \exp(X^a\beta^a)}. \quad (6)$$

이 모형은 가장 최근의 설명변수와 경제활동참가확률 간의 관계를 추정함으로써 장래의 경제활동참가율 추정에 있어서는 보다 타당할 것으로 보인다. 그

12 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

그러나 이들 변수들에 의해 설명되지 않는 코호트별 고정효과가 고려되지 못한다는 단점이 있다. 이 연구에서는 두 가지 모형 모두를 추정할 것이다. 그러나 장래 경제활동참가율을 추정은 두 번째 모형에 기초하여 이루어질 것이고, 다만 첫 번째 모형을 추정하여 얻은 코호트효과의 패턴을 고려하여, 코호트효과를 고려하지 않음으로써 발생할 수 있는 편이를 평가할 것이다.

3. 자료와 설명변수

위에서 소개하였듯이 본 연구는 비교적 세분화된 연령그룹에 대해 경제활동참가 결정요인을 분석해야 한다. 경제활동참가율의 추정에 일반적으로 많이 이용되는 자료는 경제활동인구조사(이하 EAP)이다. EAP가 정의하는 경제활동참가인구는 취업자와 실업자를 포함하는 것으로 현재 대부분의 국가에서 통용되는 노동력 참가의 정의와 동일하다.²⁾ 따라서 이 자료는 적어도 1960년대 초부터 장기간에 대해 일관성 있는 연령별 경제활동참가율을 제공해 준다는 장점이 있다. 그러나 이 연구의 목적에 비추어 볼 때 EAP는 표본의 크기가 작다는 단점을 지닌다. 특히, 1988년 이전에는 조사대상이 1만 7,500가구에 불과한데 상대적으로 고령인구가 적어서 실제로 조사대상이 된 고령인구의 수는 매우 적다. 1988년부터는 조사가구가 3만 2,500가구로 확대되어 조사결과와 신뢰도는 상당히 제고되었을 것으로 판단된다. 그러나 고령인구를 성별·연령별로 나눌 경우 세분화된 직업에 대해 경제활동참가율을 계산하기 어렵다. 또한 마이크로 자료를 통해 제공되는 인구경제학적인 변수도 제한적이다.

고령남성의 경제활동참가 결정을 분석할 수 있는 다른 자료는 매 5년마다 시행된 인구주택센서스이다. 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 일반

2) 취업자는 ① 조사대상 주간 중 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 자, ② 자기에게 직접적으로 이득이나 수입이 오지 않더라도 자기가구에서 경영하는 농장이나 사업체의 수입을 높이는 데 도움 가족종사자로서 주당 18시간 이상 일한 자(무급가족 종사자), ③ 직업 또는 사업체를 가지고 있으나 조사대상 주간 중 일시적인 병, 일기불순, 휴가 또는 연가, 노동쟁의 등의 이유로 일하지 못한 일시휴직자를 포함한다. 그리고 실업자는 ① 조사대상 주간 중 수입 있는 일에 전혀 종사하지 못한 자로서, 즉시 취업이 가능하며 적극적으로 구직활동을 한 자, ② 과거에 구직활동을 계속하였으나 일기불순, 구직결과 대기, 일시적인 병, 자영업 준비 등의 불가피한 사유로 조사대상 주간 중 구직활동을 적극적으로 하지 못한 자를 포함한다.

적인 경제활동참가의 정의에 가깝게 경제활동참가 여부를 결정할 수 있다. 이 연구에서는 ① 일함, ② 가사일을 하며 때때로 일함, ③ 학교에 다니며 때때로 일함, ④ 다른 일을 하면서 때때로 일함, ⑤ 일시적으로 일을 중단, ⑥ 구직중인 상태에 있는 사람들을 경제활동 참가자에 포함하였다. 반면 비경제활동인구로는 ⑦ 주부, ⑧ 학생, ⑨ 노령이나 질병과 같은 이유로 일하지 않는 사람들을 포함한다. 상기 정의에 따라 경제활동인구로 분류된 사람 중 ②에서 ⑧까지에 해당되는 사람은 비교적 적은 편이다. 따라서 고령인구의 경제활동참가율 추계나 경제활동참가 결정요소에 대한 분석은 ②에서 ⑧까지의 인구가 경제활동인구로 분류되는가에 크게 영향 받지 않는다는 점을 밝혀둔다.³⁾

경제활동참가 결정의 설명변수로는 위에서 제시한 은퇴 후 소득, 생산성, 근로에 대한 선호 등에 영향을 미치는 모든 변수들을 고려하는 것이 바람직할 것이다. 여기에는 교육수준, 건강, 직업, 가족구조, 재산, 가구소득 등 개인적인 특성과 근로조건이나 정년퇴직제도의 성격과 같은 수요 측면의 요인들이 포함된다. 그러나 인구주택센서스 자료가 제공해 주는 변수의 제약으로 인해 이 모든 요인들을 고려하는 것은 불가능하다. 실제의 분석에는 연령, 출생연도, 교육수준, 결혼상태, 도시거주 여부, 거주지역의 산업구조와 고령화 정도 등에 관한 변수가 포함되었다.

연령은 연속변수 및 5년 단위의 더미변수(age50_54~age75_79)를 이용하였는데 이하에는 더미변수를 이용한 결과만 보고될 것이다. 연속변수를 이용하더라도 결과는 크게 달라지지 않는다. 코호트변수도 출생연도를 5년 단위로 나눈 더미변수(bo01_05~bo51_55)로 포함되었다. 횡단면자료 결합표본(pooled sample of cross-sectional data)을 이용한 분석에서 다중공선성(multicollinearity)의 문제 때문에 연령효과, 코호트효과, 시간효과를 동시에 고려할 수 없다는 것은 널리 알려진 사실이다. 그래서 여기에서는 Deaton(1997)의 접근방법을 이용하여 다음과 같이 변형된 연도더미변수를 추가하였다.

$$d_t^* = d_t - [(t-1)d_2 - (t-2)d_1]. \quad (7)$$

이 더미변수는 코호트효과와는 상관되지 않으며(orthogonal), 시간효과의 합이 0이라는 조건을 만족시키기 위해 고안된 항이다. 이는 경제활동참가율의 모든 추세적인 변화는 코호트효과에 반영되면 연도더미는 순전히 단기적인 변동성만

3) 2005년 센서스의 경우 경제활동을 ① 일함 혹은 잠시 쉬고 있음, ② 일을 하지 않음 등 두 범주로 구분하고 있다.

14 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

을 반영한다는 것을 가정한다. 이 정의에 따라 만들어진 네 개의 더미변수(dum90~dum05)가 포함되었으며, dum85의 계수는 모든 시간효과의 합이 0이라는 조건으로부터 계산될 수 있다.

결합표본에 대한 분석에는 교육수준을 나타내는 더미변수를 무학(educ_none), 초등학교(educ_elem), 중학교(educ_midd), 고등학교(educ_high), 대학교(educ_coll) 등 5개 범주로 나누어 포함하였다.⁴⁾ 그러나 2005년 자료를 이용한 회귀분석에는 고령인구의 고학력 추세를 반영하여 무학과 초등학교 교육을 하나의 범주로 통합하고(educ_prim), 대학원 교육(educ_grad)을 별도의 범주로 구분하였다. 인적 자본의 양과 질이 노동공급에 미치는 영향에 관해서는 이미 수많은 연구결과가 제시되었으며, 이들은 대체로 교육수준과 경제활동참가 사이에 강한 양(+의 상관관계)이 있다는 것은 밝히고 있다.⁵⁾ 그러나 이하의 회귀분석에서는 소득변수가 제외되어 있기 때문에 교육수준의 효과에는 임금이 미치는 대체효과와 소득의 크기가 미치는 소득효과가 함께 반영되어 있을 것으로 추측된다.

건강상태는 개인의 생산성과 근로에 대한 선호를 결정하는 매우 중요한 요인이다. 인구주택센서스는 2005년 조사에 일상생활 수행가능 여부를 통해 장애를 평가할 수 있는 항목을 추가한 바 있다. 이는 다음과 같은 종류의 장애를 포함한다(괄호 안은 이 항목을 이용하여 만든 더미변수의 명칭이다). ① 시각, 청각, 언어장애(dis_sense), ② 학습의 어려움 등 정신적인 제약(dis_mental), ③ 걷기 등 육체적 제약(dis_physic), ④ 배우기, 기억하기, 집중하기 제약(dis_cognit), ⑤ 옷입기, 목욕하기, 밥먹기, 집안 돌아다니기 제약(dis_basic), ⑥ 쇼핑, 병원가기, 집 밖 돌아다니기 제약(dis_outing), ⑦ 취업활동 제약(dis_work).

가족구조를 나타내는 변수로 결혼 여부를 보여 주는 더미변수(married)와 가족의 수(fsize)를 추가하였다. 다음으로는 도시거주 더미변수(res_dong)와 거주하는 시·군의 농업인구의 퍼센티지(agricu)를 분석에 포함하였다. 산업화와 도시화의 정도는 고령남성들의 경제활동참가에 영향을 미치는 중요한 요인으로 지적되어 왔다. 선진국의 인구고령화에 관한 일련의 연구들은 도시화로 인해 노인들이 전통사회에 있어 그들의 부와 권위의 토대였던 토지와 대가족을 잃어버리고 사회·경제적 지위의 하락을 경험했음을 지적하였다. 그리고 산업화는 기술 및 경영상의 변화를 통해 작업의 속도를 높이고 공적인 교육의 중요성을 증대

4) 여기에는 각급 학교의 중퇴자가 포함되어 있다. 예를 들어, 중학교를 중퇴하였거나 졸업한 사람들을 중등학교 교육을 받은 이들로 간주한다.

5) 이러한 결과는 Pencavel(1986)에 잘 정리되어 있다.

시키는 한편, 고용에 있어서 연령에 따른 차별을 낳아 노인들을 노동시장에서 밀어내는 역할을 하였다는 주장이 최근까지도 정설로 받아들여졌다.⁶⁾ 우리나라의 경우 앞에서 보았듯이 급격한 도시화와 산업화를 겪은 시기에 고령남성들의 경제활동참가율은 오히려 증가하였다. 이 두 변수들은 도시화와 산업구조의 변화가 고령남성의 경제활동참가에 미친 영향을 보여 줄 것으로 기대된다.

마지막으로 거주지역의 인구고령화 정도가 고령남성의 경제활동참가에 미친 영향을 보기 위해 각 시·군 남성인구 가운데 60세 이상 인구의 퍼센티지(mpop60)를 포함하였다. 이철희(2006)는 어떤 지역의 고령인구의 비율이 높아지면 그지역에 거주하는 고령남성들의 경제활동참가율이 높아진다는 사실을 보고한 바 있다. 농촌의 경우, 이는 가족노동의 상실로 인해 고령자들이 낮은 나이까지 일을 해야 하는 현실을 반영한 것으로 보인다. 그리고 이는 또한 젊은 인력의 부족으로 인해 고령인력에 대한 노동시장의 수요가 높아진 데 기인한 것일 수도 있다.

이 연구에서 주로 이용된 센서스자료는 횡단면적인 특성을 가지고 있고, 경제활동참가를 결정하는 주요 요인에 대한 정보가 부족하기 때문에, 이하의 분석에는 여러 가지 한계가 있다는 점을 지적할 필요가 있다. 첫째, 독립변수가 내생성의 문제를 안고 있다. 예를 들어, 가족의 수나 건강상태는 경제활동참가의 결정요인인 동시에 그 결과일 가능성이 있다. 둘째, 횡단면자료의 특성상 은퇴자에 대해서는 퇴직 이전의 직업이나 산업에 대한 정보가 알려져 있지 않다. 따라서 퇴직결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 직업이나 산업의 성격을 직접적으로 분석에 포함시키지 못하였다. 다만 거주지역의 산업구성을 보여 주는 변수를 추가하여 이 문제를 어느 정도 개선하였다. 그리고 고령인구의 경제활동참가에 영향을 미치는 여러 요인 중 자료가 가용한 일부만 명시적으로 고려하였다. 예컨대, 소득은 퇴직행위를 결정하는 가장 중요한 변수이겠으나 센서스에는 소득에 대한 정보가 제공되어 있지 않다. 이 연구에서 이용된 학력과 같은 변수는 임금이나 비노동소득의 매우 불완전한 대리변수들이다. 이러한 결함은 패널 데이터를 사용함으로써 극복할 수 있겠지만 이들은 지나치게 적은 수의 고령인구를 포함하고 있기 때문에 연구의 목적상 이용되기 어렵다. 따라서

6) 이러한 견해는 Squier(1912)나 Epstein(1928)과 같은 동시대인들의 저작과, Cowgill and Holmes(1972), Graebner(1980) 등의 사회과학자들의 연구에 잘 나타나 있다. 최근에는 이와 같은 전통적인 견해를 비판하고 산업화 시기 노인들의 사회·경제적인 지위에 대해 보다 긍정적으로 평가하는 수정설이 대두되고 있다. Carter and Sutch(1996), Gratton(1996) 등을 참조할 것.

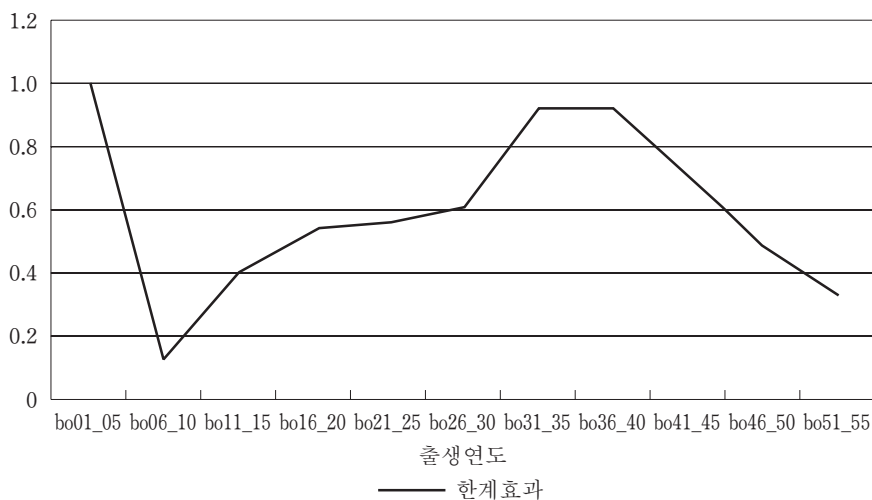
16 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

앞에서 언급한 제약에도 불구하고 센서스자료의 분석은 고령남성의 경제활동참가 결정요인을 분석하는 데 있어서 최선의 방법이라고 사료된다.

4. 회귀분석 결과

1980~2005년의 센서스자료를 결합한 표본을 이용한 회귀분석 결과는 <표 1>에 제시되어 있다. 예상할 수 있듯이 연령은 경제활동참가확률과 뚜렷한 음의 관계를 나타낸다. 코호트효과는 1906~1910년생부터 점차 경제활동참가 경향이 높아졌으나 1931~1935년 코호트를 기점으로 해서 점차 조기퇴직의 경향이 강화되고 있다는 것을 보여 준다. 이는 코호트더미변수의 한계효과를 보여주는 <그림 1>에서 보다 뚜렷하게 드러난다. 이와 같은 추세가 계속된다면 미래에 은퇴연령에 이르는 코호트는 다른 조건이 동일할 경우 은퇴의 확률이 더 높을 것으로 기대된다. 따라서 코호트효과를 배제하고 미래의 경제활동참가율을 추정할 경우, 여기에는 양의 편이가 발생할 소지가 있다. 변형된 연도더미는 1995년 고령남성의 경제활동참가율이 특별히 높았고, 2000년에 특히 낮았음을 보여 준다. 2000년에 대한 결과는 외환위기의 효과를 반영한 것으로 보인다.

교육수준의 효과는 인적 자본의 증가가 경제활동에 미치는 긍정적인 효과와 높은 소득이 경제활동에 미치는 부정적인 효과가 혼합되어 나타남을 보여 준다. 즉, 중학교 교육까지는 경제활동참가확률이 감소하다가 이후 다시 학력이



<그림 1> 코호트효과의 변화

〈표 1〉 1980~2005년 결합표본을 이용한 로짓(logit)회귀분석 결과

	Mean	Parameter	P-value	$\partial P/\partial X$
Intercept		0.4261	<.0001	0.531
age50_54	0.2975	NI	NI	NI
age55_59	0.2395	-0.8425	<.0001	-0.569
age60_64	0.1864	-1.7400	<.0001	-0.824
age65_69	0.1382	-2.3797	<.0001	-0.907
age70_74	0.0898	-2.9212	<.0001	-0.946
age75_79	0.0485	-3.3544	<.0001	-0.965
bo01_05	0.0037	NI	NI	NI
bo06_10	0.0146	0.1207	0.1015	0.128
bo11_15	0.0311	0.3289	<.0001	0.389
bo16_20	0.0559	0.4203	<.0001	0.522
bo21_25	0.0958	0.4418	<.0001	0.555
bo26_30	0.1401	0.4699	<.0001	0.600
bo31_35	0.1759	0.6474	<.0001	0.911
bo36_40	0.1701	0.6463	<.0001	0.908
bo41_45	0.1379	0.5307	<.0001	0.700
bo46_50	0.1088	0.3896	<.0001	0.476
bo51_55	0.0661	0.2776	0.0002	0.32
dum90	-0.0649	-0.0461	<.0001	-0.045
dum95	-0.0951	0.2320	<.0001	0.261
dum00	-0.1222	-0.2105	<.0001	-0.190
dum05	-0.1238	0.0335	<.0001	0.034
edu_none	0.1514	NI	NI	NI
edu_elem	0.3138	-0.0676	<.0001	-0.065
edu_midd	0.1714	-0.1356	<.0001	-0.127
edu_high	0.2183	-0.0620	<.0001	-0.060
edu_coll	0.1450	0.1789	<.0001	0.196
married	0.9170	0.9813	<.0001	1.668
fsize	3.5660	-0.0378	<.0001	-0.037
res_dong	0.6325	-0.3267	<.0001	-0.279
mpop60	7.4610	0.0122	<.0001	0.012
agricu	43.7946	0.0389	<.0001	0.040
N	422,417			
-2LOG L	418,172.48			
Chi-square(p-value)	108,795.784(<.001)			

주: NI는 회귀분석에서 제외된 변수로 통제집단(control group)을 의미함.
변수의 정의는 본문을 참고할 것.

18 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

높아지면서 경제활동참가확률이 올라가는 U-자형 관계가 나타난다. 배우자가 있는 고령남성들은 경제활동참가확률이 높았고, 가족의 수는 경제활동참가확률과 음의 상관관계를 보여 준다. 이는 지난 25년 전체를 놓고 볼 때 많은 가족 수는 더 나은 노후생활 보장을 의미한다는 것을 시사한다. 도시거주더미와 농업인구비율에 대한 결과는 도시인구가 농촌인구에 비해 더 일찍 퇴직하는 경향이 있음을 보여 준다. 그리고 거주지역 고령인구비율의 증가는 그 지역 고령남

〈표 2〉 2005년 자료를 이용한 로짓회귀분석(55~59세)

	Mean	Parameter	P-value	$\partial P/\partial X$
Intercept		0.1787	0.1626	
edu1_prim	0.2213	NI	NI	NI
edu1_midd	0.2175	0.0833	0.0941	0.087
edu1_high	0.3562	0.0375	0.4087	0.038
edu1_coll	0.1684	0.1416	0.009	0.152
edu1_grad	0.0366	0.7947	<.0001	1.214
married	0.9114	0.8094	<.0001	1.247
fsize	3.0693	0.00624	0.6636	0.006
dis_sense	0.0153	-0.4617	0.0005	-0.370
dis_mental	0.0073	-0.7833	0.0001	-0.543
dis_physic	0.0546	-0.9526	<.0001	-0.614
dis_cognit	0.0131	-0.5611	0.0004	-0.429
dis_basic	0.0102	-0.5873	0.0048	-0.444
dis_outing	0.0302	-0.8703	<.0001	-0.581
dis_work	0.0157	-1.0509	<.0001	-0.650
res_dong	0.8291	-0.2974	0.0002	-0.257
mpop60	7.1688	0.0413	<.0001	0.042
p_agricu	29.3323	0.0067	<.0001	0.001
N	22,827			
-2 Log L	24,005.046			
Chi-square(p-value)	2,009.698(<.0001)			

주: NI는 회귀분석에서 제외된 변수로 통제집단(control group)을 의미함.
변수의 정의는 본문을 참고할 것.

성의 경제활동참가를 높이는 것으로 나타났다.

가장 최근 자료인 2005년 센서스를 이용한 회귀분석은 세 연령층(55~59세, 60~64세, 65~69세)에 대해 별도로 이루어졌다. 결과는 <표 2>~<표 4>에 제시되어 있다. 앞서 지적한 대로 여기에는 교육수준이 약간 다르게 구분되었고, 건강상태와 관련된 변수가 추가되었다. 연령에 따라 다소 차이가 있지만 혼인 상태, 도시화, 거주지역 인구고령화, 거주지역 농업인구 비중의 효과는 <표 1>

<표 3> 2005년 자료를 이용한 로짓회귀분석(60~64세)

	Mean	Parameter	P-value	$\partial P/\partial X$
Intercept		-0.5706	<.0001	
edu1_prim	0.3408	NI	NI	NI
edu1_midd	0.2169	0.0259	0.5714	0.026
edu1_high	0.2732	-0.0687	0.1124	-0.066
edu1_coll	0.1426	-0.1845	0.0004	-0.168
edu1_grad	0.0265	0.4806	<.0001	0.617
married	0.9128	0.6127	<.0001	0.845
fsize	2.8593	-0.0108	0.4208	-0.011
dis_sense	0.0246	-0.6025	<.0001	-0.453
dis_mental	0.0117	-0.8785	<.0001	-0.585
dis_physic	0.0983	-0.6727	<.0001	-0.490
dis_cognit	0.0230	-0.3126	0.0263	-0.268
dis_basic	0.0199	-1.0792	<.0001	-0.660
dis_outing	0.0575	-0.7455	<.0001	-0.525
dis_work	0.0233	-0.6516	<.0001	-0.479
res_dong	0.7864	-0.2793	<.0001	-0.244
mpop60	7.7933	0.0669	<.0001	0.069
p_agricu	33.4924	0.0010	<.0001	0.002
N	18,783			
-2 Log L	22,590.16			
Chi-square(p-value)	2,845.3865(<.0001)			

주: NI는 회귀분석에서 제외된 변수로 통제집단(control group)을 의미함.

변수의 정의는 본문을 참고할 것.

20 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

〈표 4〉 2005년 자료를 이용한 로짓회귀분석(65~69세)

	Mean	Parameter	P-value	$\partial P/\partial X$
Intercept		-1.1939	<.0001	-0.697
edu1_prim	0.4477	NI	NI	NI
edu1_midd	0.1778	-0.0118	0.0262	-0.106
edu1_high	0.2228	-0.4115	<.0001	-0.337
edu1_coll	0.1277	-0.4817	<.0001	-0.382
edu1_grad	0.0184	0.2272	0.0677	0.255
married	0.9051	0.7768	<.0001	1.175
fsize	0.2708	-0.0772	<.0001	-0.074
dis_sense	0.0331	-0.3807	0.0008	-0.317
dis_mental	0.0153	-0.6696	0.0004	-0.488
dis_physic	0.1524	-0.4939	<.0001	-0.390
dis_cognit	0.0382	-0.1557	0.1905	-0.144
dis_basic	0.0305	-1.5367	<.0001	-0.785
dis_outing	0.0880	-0.5758	<.0001	-0.438
dis_work	0.0300	-0.6668	<.0001	-0.487
res_dong	0.7202	-0.1983	0.0029	-0.180
mpop60	8.6030	0.0530	<.0001	0.054
p_agricu	39.9783	0.0197	<.0001	0.061
N	16,821			
-2 Log L	18,803.699			
Chi-square(p-value)	4,515.157(<.0001)			

주: NI는 회귀분석에서 제외된 변수로 통제집단(control group)을 의미함.
변수의 정의는 본문을 참고할 것.

에 제시된 결합표본분석 결과와 질적으로 크게 다르지 않다. 다만 농업인구 비중의 효과는 그 크기가 훨씬 감소하였음을 볼 수 있다. 그리고 새로 추가된 장애에 관한 변수들은 예상하였던 바와 같이 모두 강한 음의 효과를 나타낸다.

시간의 변화와 연령에 따라 회귀분석의 결과에 주목할 만한 차이가 발견되는 변수들과 그 주요 차이점은 다음과 같다. 첫째, 60세 이상의 고령인구의 경우 학력과 경제활동참가율 간의 U-자형 관계는 더욱 심화되어 대졸자의 참가율이

초등학교 이하 교육의 경우보다 더 낮게 추정되었다. 이는 최근 대졸자의 조기 은퇴가 심화되었음을 보여 준다. 반면 50대 후반까지는 학력과 경제활동참가율을 간에 비교적 강한 양의 상관관계가 나타난다.

둘째, 가구의 규모는 60세 이상 남성의 경우 결합표본을 이용한 분석결과와 마찬가지로 경제활동참가율과 음의 상관관계를 갖지만, 55~59세 남성의 경우 양의 상관관계가 나타났다. 이는 1980~2005년 전체 기간에 대해 얻어진 결과와는 달리 근래의 50대 남성의 경우 더 많은 가구원이 노후보장의 원천을 의미하기보다는 추가적인 부양대상을 의미한다는 것을 시사한다.

Ⅲ. 고령남성의 장래 경제활동참가율 추정

1. 설명변수의 장래변화 추정

위에서 수행한 회귀분석의 결과를 이용하여 우리나라 고령남성의 장래 경제활동참가율을 추정하기 위해서는 우선 회귀변수에 이용된 설명변수들이 앞으로 어떻게 변화할지를 추정해야 한다. 이 절에서는 이와 같은 추정방법을 설명하고 그 결과를 제시한다.

(1) 교육수준에 대한 추정

미래에 은퇴할 세대의 교육수준을 추정하는 데 있어서 가장 기본적인 가정은 교육투자가 35세 이전에 일어난다는 것이다. 물론 만학의 가능성을 고려할 때 이것이 절대적으로 타당한 것은 아니지만 30대 중반 이후의 교육이 전체적인 추정치를 크게 바꾸어 놓을 만큼 중요하다고 판단되지는 않는다. 따라서 2005년 현재 35세 이상인 코호트의 경우는 2005년 현재의 교육수준 분포가 미래에도 지속되는 것으로 가정하였다. 예컨대, 2010년에 50~54세인 남성 가운데 대학원 교육을 받은 사람의 비율은 2005년 45~49세였던 남성의 교육수준 분포에 기초하여 구하였다. 여기에서 교육수준에 따른 사망률의 차이가 무시되었음을 밝혀둔다.

이 가정을 도입할 경우 교육수준을 따로 추정해야 하는 코호트는 2005년에 35세 미만이었으며, 2030년까지 은퇴연령에 도달하는 1971~1975년 출생코호트와 1976~1980년 출생코호트이다. 이들은 2005년에 각각 25~29세 및 30~34세

22 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

였기 때문에 이 연도의 교육수준의 분포가 최종적인 것이 아닐 가능성이 높다. 따라서 이들 코호트가 35~39세에 이르렀을 때의 교육수준 분포를 추정할 필요가 있다.

이 추정을 위해 다음과 같은 가정이 도입되었다. 이는 2000년과 2005년 사이 연령별 각 교육수준별 인구비율의 변화율이 2005년과 2010년, 그리고 2010년과 2015년에도 동일하다는 것이다. 이 경우 다음과 같은 방법을 이용하여 위의 두 코호트의 35~39세 교육수준 분포를 구할 수 있다. 먼저 j 연도에 a 세인 코호트 가운데 대학교육을 받은 인구의 비율을 $P_{j,a}^{COLL}$ 라 하면, 2000년 30~34세였던 코호트의 2005년 대학교육 퍼센티지와 2000년 대학교육 퍼센티지의 비율은 다음과 같이 표현된다.

$$\theta_{30-34}^{COLL} = P_{2005, 35-39}^{COLL} / P_{2000, 30-34}^{COLL} \quad (8)$$

이 비율이 2005년과 2010년 사이에도 동일하게 적용된다면 2005년 30~34세였던 코호트의 2010년 대학교육 퍼센티지는 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$P_{2010, 35-39}^{COLL} = \theta_{30-34}^{COLL} P_{2005, 30-34}^{COLL} \quad (9)$$

마찬가지로 2005년 25~29세였던 코호트의 2015년 대학교육 퍼센티지는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$P_{2015, 35-39}^{COLL} = \theta_{30-34}^{COLL} \theta_{25-29}^{COLL} P_{2005, 25-29}^{COLL} \quad (10)$$

이와 같은 방법으로 2005년 현재 35세 미만이었던 코호트의 대학원, 고등학교, 중학교, 초등학교 이하 교육수준의 퍼센티지를 추정하였다. 근래 대학 및 대학원 교육의 증가는 거의 대부분 고등학교 교육을 받은 사람들의 감소와 맞물려 나타났다. 다섯 개의 교육수준 범주의 비율의 합이 1이 되어야 하기 때문에 네 개의 교육수준의 비율을 추정하는 나머지 하나는 자동적으로 결정된다. 여기에서는 근래에 와서 가장 비율이 높은 대학교 교육(COLL)을 잔차항으로 결정하였다. 이에 따라 대학교 졸업 및 중퇴자의 비율은 100퍼센트에서 위의 방법으로 얻은 네 개 교육수준비율의 추정치를 제하여 계산하였다. 추정에 이용된 파라미터와 추정의 결과는 <표 5>에 제시되어 있다.

〈표 5〉 2005년 35세 미만이었던 코호트의 미래 교육수준 추정

	PRIMARY	MIDDLE	HIGH	COLLEGE	GRAD
(1) $P_{2000, 25\sim 29}$	0.006	0.025	0.438	0.493	0.039
(2) $P_{2000, 30\sim 34}$	0.034	0.078	0.446	0.389	0.054
(3) $P_{2005, 25\sim 29}$	0.003	0.011	0.238	0.697	0.052
(4) $P_{2005, 30\sim 34}$	0.004	0.018	0.339	0.560	0.079
(5) $P_{2005, 35\sim 39}$	0.007	0.032	0.374	0.504	0.083
(6) $\theta_{25\sim 29}$	0.667	0.720	0.774	1.138	2.025
(7) $\theta_{30\sim 34}$	0.206	0.410	0.839	1.296	1.537
(8) $P_{2010, 35\sim 39}$	0.001	0.007	0.262	0.609	0.121
(9) $P_{2015, 35\sim 39}$	0.000	0.003	0.154	0.681	0.162

주: (6)=(4)/(1), (7)=(5)/(2), (8)=(4)×(6)(다만 COLLEGE는 1에서 다른 항목의 합을 제외하여 계산), (9)=(3)×(6)×(7)(단 COLLEGE 1에서 다른 항목의 합을 제외하여 계산), 2000년과 2005년 인구주택 센서스 마이크로 표본에서 계산됨. 변수의 정의는 본문을 참고할 것.

(2) 혼인율의 추정

중·고령층의 혼인율은 나이에 따라 상이한 추세를 보인다. 60대 초반까지의 남성의 경우 혼인율은 장기적인 감소 추세를 보인다. 이는 독신자 비율 및 이혼율의 장기적인 증가에 기인하는 것으로 보인다. 반면 60대 후반 이후의 남성들의 경우 1995년 이후 혼인율의 증가를 경험하였다. 이는 사망률의 감소로 인해 사별이 감소하였기 때문인 것으로 보인다. 독신의 비율, 이혼율, 사망률 등 혼인율의 결정요인은 각 코호트에 따라 다르다고 판단된다. 이 연구는 이러한 성격을 이용하여 미래의 혼인율을 추정하기 위해 다음과 같은 가정을 도입하였다. 이는 40세 이후 인접한 두 코호트의 혼인율의 비율이 시간이 지나도 일정하게 유지된다는 것이다. 〈표 6〉에 제시된 1995~2000년 변화율과 2000~2005년 변화율의 비교는 이와 같은 가정이 현실과 비교적 잘 부합된다는 것을 보여준다. 즉, 특정 연령의 1995~2000년 변화율은 그 다음 연령의 2000~2005년 변화율과 완전히 일치하지는 않지만 상당히 유사하다.

위의 가정을 적용하면 어느 한 시점에서 계산된 특정 연령에 대한 혼인율의 변화율은 더 늦은 시기에 대해 혼인율 변화율의 추정치를 제공해 준다. 예컨대, 2000~2005년 사이 50~54세 남성의 혼인율의 변화율(-0.035)은 1946~1950년 출생자의 50대 초반 혼인율과 1951~1955년 출생자의 50대 초반 혼인율의 상

24 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

〈표 6〉 1995~2000년 혼인율 및 혼인율의 변화율

연 령	1995 혼인율	2000 혼인율	2005 혼인율	1995~2000 변화율	2000~2005 변화율
40~44	0.940	0.870	0.840	-0.074	-0.034
45~49	0.945	0.909	0.873	-0.038	-0.040
50~54	0.950	0.931	0.898	-0.020	-0.035
55~59	0.947	0.932	0.911	-0.016	-0.023
60~64	0.935	0.931	0.913	-0.004	-0.019
65~69	0.902	0.914	0.905	0.013	-0.010
70~74	0.860	0.876	0.884	0.019	0.009
75~79	0.773	0.809	0.830	0.047	0.026

주: 1995~2005년 인구주택센서스 마이크로 표본에서 계산됨.

〈표 7〉 연령별 혼인율의 변화율 추정치

연 령	2005~2010 변화율	2010~2015 변화율	2015~2020 변화율	2020~2025 변화율	2025~2030 변화율
50~54	-0.040	-0.034	-0.034	-0.034	-0.034
55~59	-0.035	-0.040	-0.034	-0.034	-0.034
60~64	-0.023	-0.035	-0.040	-0.034	-0.034
65~69	-0.019	-0.023	-0.035	-0.040	-0.034
70~74	-0.010	-0.019	-0.023	-0.035	-0.040
75~79	0.009	-0.010	-0.019	-0.023	-0.035

주: 추정방법은 본문을 참고할 것.

대적인 크기에 의해 결정된다. 이 비율의 추정치는 2010~2015년 사이 55~59세 남성, 2015~2020년 60~64세 남성, 2020~2025년 65~69세 남성, 2025~2030년 70~74세 남성 혼인율의 변화율 추정치를 제공해 준다. 이렇게 해서 계산된 장래의 연령별 혼인율의 변화율 추정치가 〈표 7〉에 제시되어 있다. 2000년에 40세 미만이었던 코호트에 대한 변화율은 위에 제시한 바와 같은 방법으로 얻을 수 없다. 이들 코호트의 경우 그 직전 시기 변화율이 그대로 유지된다고 가정하여 변화율을 추정하였다.

(3) 가구규모의 추정

가구의 규모는 과거의 출산율, 혼인율, 이혼율, 자녀와의 동거경향 등 여러 가지 요인에 의해 결정된다. 그런데 이는 교육이나 결혼과 같이 일정한 연령 이후 쉽게 변화하지 않는 속성이 아니고 시간적인 효과에 의해 영향을 크게 받는 변수이다. 따라서 교육이나 혼인율의 경우와 같이 각 코호트의 특성 혹은 코호트 간 특성의 차이가 계속 유지될 것이라는 가정에 기초하여 미래의 추정치를 구하기 어렵다. 여기에서는 최근 특히 지난 10년 동안의 연령별 가구규모의 변화 추이에 기초하여 향후의 가구규모 변화율을 추정하고, 이를 적용하여 2010~2030년의 연령별 가구규모를 추정하였다.

〈표 8〉에 나와 있는 가구규모 변화율을 살펴보면, 50대의 경우 1985~1995년의 감소에 비교할 때 지난 10년 동안 매우 작은 폭으로 감소한 것을 발견할 수 있다. 특히, 50~54세의 경우 가구규모가 1980년 이후 매 5년마다 7.6%씩 감소하였으나 1995~2005년 사이에는 불과 0.5% 감소하였다. 50대 후반의 경우에도 지난 25년 동안의 가구규모 감소속도가 최근에 와서 크게 줄어든 것이 발견된다. 반면 60대 후반 이후는 지난 10년 동안의 감소율이 장기적인 감소율과 크게 다르지 않았다. 현재 50대 이상의 가구규모는 이미 3인 이하로 감소하였다. 앞으로도 1세대 가구 및 독거가구의 증가에 따라 가구규모가 장기적으로 감소하겠지만 이미 상당히 축소된 가구규모를 고려하건대 그 감소속도는 점차 낮아질 것으로 예상된다.

이러한 패턴을 기초로 하여 향후의 가구규모 변화율에 대해 다음과 같은 가정을 세웠다. 첫째, 55~64세의 경우 가구규모 감소율의 폭이 매 5년마다 절반으로 감소한다. 이는 이 연령의 가구규모 감소율이 이미 매우 낮은 수준으로 떨어졌음을 반영한 것이다. 둘째, 65~79세의 경우 가구규모 감소율의 폭이 매 5년마다 33%씩 감소한다. 이러한 가정에 기초한 연령별 가구규모 변화율의 추

〈표 8〉 1980년 이후 가구규모의 변화율(5년 평균변화율)

연 도	50~54세	55~59세	60~64세	65~69세	70~74세	75~79세
1980~2005	-0.076	-0.077	-0.081	-0.087	-0.097	-0.094
1985~1995	-0.148	-0.129	-0.116	-0.119	-0.134	-0.153
1995~2005	-0.005	-0.031	-0.063	-0.081	-0.092	-0.089

주: 1980~2005년 인구주택센서스 마이크로 표본에서 계산됨.

26 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

〈표 9〉 2005~2030년 가구규모 변화율 추정

연 도	50~54세	55~59세	60~64세	65~69세	70~74세	75~79세
2005~2010	-0.005	-0.016	-0.032	-0.054	-0.062	-0.060
2010~2015	-0.003	-0.008	-0.016	-0.036	-0.041	-0.040
2015~2020	-0.002	-0.004	-0.008	-0.024	-0.028	-0.027
2020~2025	-0.001	-0.002	-0.004	-0.016	-0.019	-0.018
2025~2030	-0.001	-0.001	-0.002	-0.011	-0.013	-0.012

주: 추정방법은 본문을 참고할 것.

정치가 〈표 9〉에 제시되어 있다.

(4) 장애인구비율 추정

특정한 장애를 가진 고령자의 비율이 향후 어떻게 변화할 것인지를 보여 주는 직접적인 증거는 없다. 최근 관심이 늘기는 하였지만 고령인구의 건강상태에 관한 연구는 아직까지 부족한 형편이다(이승렬, 2006). 그나마 건강상태 혹은 장애율(disability rate)이 장기적으로 어떻게 변화하였는지 혹은 향후 어떻게 변화할 것인지를 보여 주는 연구는 발견하기 어렵다.

이 연구에서는 고령인구의 건강상태의 장기적인 변화에 관한 해외의 연구를 참고하여 장애율의 장래 변화율을 추정하였다. 이 문제에 대해 가장 연구가 풍부하게 집적된 국가는 미국이다. Cutler and Richardson(1997)의 연구는 1980~1990년 사이 고령인구의 장애율이 연평균 0.5~1% 감소했음을 보고하였다. Manton *et al.*(1997)은 1982~1994년 동안 장애율이 연평균 1% 감소했음을 발견하였다. 그리고 이에 관한 연구 가운데 가장 장기간을 커버하고 있는 Costa (2000)의 논문은 20세기 초에서 20세기 말 사이에 고령남성의 장애율이 연간 0.3~0.7% 감소했음을 밝히고 있다.

본 연구에서는 이 세 연구가 얻은 추정치들의 평균인 연평균 0.75%(5년 평균 3.75%)를 기준추정치로 채택하였다. 우리나라도 건강상태나 평균수명이 미국과 비교할 때 크게 다르지 않다. 의료시스템상의 차이에도 불구하고 20세기를 통해 미국에서 일어난 고령인구의 건강상의 개선이 앞으로 우리나라에서 일어나지 않으리라고 믿을 이유는 없다. 따라서 완전히 만족스럽지는 않지만 미국의 추정치를 적용하는 것이 큰 무리는 아닐 것으로 판단된다.

(5) 도시인구비율의 추정

도시로 새로 편입되는 지역이 늘어나고 농촌인구가 도시로 이주함에 따라 도시거주 인구비율을 장기적으로 증가하는 추세를 보인다. 이미 도시인구 비중이 높아서 이러한 증가세는 향후 둔화될 것으로 예상되지만 도시화의 경향은 당분간 사라지지 않을 것으로 예상된다. 도시인구의 비율도 각 코호트의 특성뿐만 아니라 시간에 따른 인구변화, 도시화의 속도, 행정구역상의 변화 등에 의해 영향을 받기 때문에 각 코호트의 특성 혹은 코호트 간 특성의 차이가 계속 유지될 것이라는 가정에 기초하여 미래의 추정치를 구하기 어렵다. 따라서 가구규모 변화 추정의 경우와 유사한 방법을 이용하였다. 즉, 근래의 도시인구비율의 시간적인 변화 추이에 기초하여 향후의 도시인구비율의 변화율을 추정하고, 이를 적용하여 2010~2030년의 연령별 도시인구비율을 추정하였다. 1980년 이후 연령별 도시거주 인구비율은 <표 10>에 제시되어 있다.

도시인구 비율의 변화패턴을 살펴보면 도시거주 인구비율이 빠르게 증가해 왔으나 시간이 지날수록 그 증가율이 감소하고 있는 것이 발견된다. 모든 연령에 대해 1995~2005년의 도시인구비율 증가율은 그 이전 10년 동안의 증가율의 절반에 미치지 못하였다. 이는 이미 도시인구비율이 매우 높은 수준에 도달

<표 10> 1980년 이후 도시인구비율 변화율(5년 평균변화율)

연 도	50~54세	55~59세	60~64세	65~69세	70~74세	75~79세
1980~2005	0.163	0.180	0.208	0.191	0.194	0.241
1985~1995	0.122	0.126	0.138	0.147	0.172	0.180
1995~2005	0.050	0.061	0.062	0.030	0.025	0.020

주: 1980~2005년 인구주택센서스 마이크로 표본에서 계산됨.

<표 11> 2005~2030년 도시인구비율 변화율 추정

연 도	50~54세	55~59세	60~64세	65~69세	70~74세	75~79세
2005~2010	0.025	0.031	0.031	0.015	0.013	0.010
2010~2015	0.013	0.016	0.016	0.008	0.007	0.005
2015~2020	0.007	0.008	0.008	0.004	0.004	0.003
2020~2025	0.004	0.004	0.004	0.002	0.002	0.002
2025~2030	0.002	0.002	0.002	0.001	0.001	0.001

주: 추정방법은 본문을 참고할 것.

28 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

하여 추가적인 증가의 여지가 크지 않음을 반영한다. 이를 고려하여 앞으로의 도시인구비율의 증가율은 1995~2005년의 증가율을 기준으로 향후 매 5년마다 절반으로 감소한다는 가정을 도입하였다. 이 가정에 기초한 2005~2030년 도시인구비율의 변화율의 추정치는 <표 11>에 제시되어 있다.

(6) 거주지역 고령인구비율

거주지역의 고령인구비율의 평균은 다음의 상반된 두 가지 요인이 작용하며 변화하여 왔다. 첫째, 인구고령화의 진전은 거주하는 행정구역의 고령인구비율의 증가를 가져왔다. 둘째, 고령인구의 비율이 농촌지역에서 더 높기 때문에 도시거주인구의 증가는 거주지역 고령인구비율의 평균을 낮추는 역할을 하였다. 1995년까지는 첫 번째 요인의 영향이 더 커서 거주지역 고령인구비율이 높아졌다가, 1995년부터 2000년까지는 두 번째 요인이 첫 번째 요인을 압도하여 거주지역 고령인구비율이 낮아졌다. 2000~2005년에는 소폭이기는 하지만 거주지역 고령인구비율이 다시 증가세로 바뀌었다.

이 연구에서는 장래 경제활동참가율 추정에 있어서 다음의 두 가지 이유 때문에 거주지역 고령인구비율의 효과를 고려하지 않았다. 첫째, 위에서 지적하였듯이 두 가지 상반된 요인이 어떻게 작용할지 알 수 없기 때문에 거주지역 고령인구비율의 장래 변화를 추정하기 어렵다. 둘째, 1980~2000년 경제활동참가 결정요인 분석에 관한 연구에 따르면 거주지역 고령인구비율이 경제활동참가에 미치는 효과의 크기는 매우 빠른 속도로 줄어들어서 미래에 있어서 그다지 큰 영향을 미칠 것으로 보이지 않는다(이철희, 2006).

(7) 거주지역 농업인구비율

거주지역의 농업인구비율은 농업의 상대적인 쇠퇴와 함께 장기적으로 크게 감소하였다. 특히, 1985~1995년 사이 농업인구비율이 큰 폭으로 줄어들었으며, 최근 10년 동안에도 상당히 빠른 속도로 감소하였다. 그러나 농업인구비율이 매우 낮은 상태이기 때문에 이 비율의 감소율이 매우 크게 하락할 여지는 많지 않다. 그리고 이철희(2006)에 따르면, 농촌 고령남성의 경제활동참가율이 이미 매우 높은 상태까지 올라간 상태이므로 향후 농업인구와 비농업인구 사이의 경제활동참가율의 격차가 줄어들 것으로 예상된다. 이는 과거의 자료를 기초로 한 회귀분석 결과에는 반영되지 않은 것이다. 이와 같은 이유 때문에 이하의 분석에서는 장래의 경제활동참가율 추정에 있어서 거주지역의 농업인구비율의

변화를 고려하지 않았다.

(8) 2010~2030년 설명변수 추정치

위에서 설명한 방법에 의해 2010~2030년에 대한 각 설명변수의 추정치를 구하였다.⁷⁾ 각 연령에 대해 제시된 2005~2010년의 변화율을 각 설명변수의 2005년 값에 적용하여 2010년의 값을 계산한 후, 여기에 다시 2010~2015년의 변화율을 적용하여 2015년의 값을 계산하는 방식으로 추정이 이루어졌다.

2. 2010~2030년 연령별 경제활동참가율의 추정

다음으로 이전 절에서 수행한 회귀분석의 결과와 위에 제시된 설명변수의 미래추정치를 이용하여 미래의 연령별 경제활동참가율을 추정한다. 이 과정은 다음과 같이 설명될 수 있다. 특정 코호트의 경제활동참가율은 식 (11)과 같이 나타낼 수 있다. 여기에서 X_c 는 그 코호트의 인적 특성을, β 는 모든 코호트에 공통으로 적용되는 회귀분석의 계수(실제로는 2005년에 해당 연령이었던 특정 코호트의 계수), η_c 는 특정 코호트의 고정효과를 나타내는 항, 그리고 ε 는 교란항을 의미한다.

$$P_c = X_c\beta + \eta_c + \varepsilon. \quad (11)$$

두 연도(예컨대, 2005년과 2010년) 사이 특정 연령(예컨대, 55~59세)의 경제활동참가율의 변화는 식 (12)와 같이 나타낼 수 있다. 이는 인접한 두 코호트(예컨대, 2005년에 55~59세였던 1946~1950년생과 2010년에 55~59세였던 1951~1955년생) 사이의 인적 특성의 차이에 회귀계수를 곱한 항과 두 코호트의 고정효과 항의 차이에 의해 결정된다. 위에서 지적하였듯이 각 코호트별 고정효과를 추정하는 것은 매우 어렵다. <표 1>의 결합표본 회귀분석에 제시된 코호트효과는 순수한 코호트효과와 장기적인 추세와 연관된 시간효과가 섞여 있기 때문에 이것을 그대로 이용하기 어렵다. 여기에서는 차선의 방법으로 코호트별 고정효과를 무시하고 우변의 첫 번째 항만을 계산함으로써 경제활동참가율의 변화분을 추정한다.

7) 이 추정치는 지면의 제약으로 인해 본문에서 제외되었다. 요청이 있는 경우 필자에게 얻을 수 있다.

30 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

$$\Delta P = P_{c+1} - P_c = (X_{c+1} - X_c)\beta + (\eta_{c+1} - \eta_c). \quad (12)$$

먼저 각 설명변수의 2005년도 값과 2010~2030년의 추정치를 이용하여 ΔX 를 계산하였다. 그리고 여기에 <표 2>~<표 4>에 제시된 회귀분석의 한계효과를 곱하여 계산하여 ΔP 의 추정치를 구하였다.⁸⁾ 이 계산을 수행함에 있어서 통계적으로 유의하지 않은 회귀계수들은 모두 0으로 취급하였다.⁹⁾

이 결과에 따르면 전반적으로 볼 때 향후 고령남성들의 인적 특성의 변화는 이들의 경제활동참가율을 낮출 것으로 예상된다. 고령남성 경제활동참가율이 미래에 감소할 것으로 추정되는 이유는 연령증과 시기에 따라 상이하지만 대체로 다음과 같이 정리할 수 있다. 혼인율의 감소는 55세 이상 남성 전체에 대해 경제활동참가율을 상당 정도 낮추는 역할을 하는 것으로 나타났다. 상대적으로 연령이 높은 남성의 경우에는 교육의 변화가 경제활동참가율을 낮출 것으로 보인다. 즉, 참가율의 하락이 가장 두드러지는 65~69세의 경우 고등학교 및 대학교 교육을 받은 사람들의 경제활동참가확률이 상대적으로 낮는데(<표 4> 참조), 향후 이들이 이 연령층에서 차지하는 비율이 높아질 것으로 전망된다. 따라서 이러한 변화는 이 연령 남성들의 경제활동참가율을 낮추는 역할을 할 것으로 예상된다. 그리고 60~64세 남성의 경우 도시인구비율의 증가가 경제활동참가율을 낮추는 요인으로 나타났다. 반면 건강의 개선과 65세 미만 남성 가운데 대학원 교육을 받은 사람들의 비율증가는 이와 같은 경제활동참가율 감소 경향을 상쇄하는 요인으로 작용할 것으로 예상된다.

이상의 결과들을 이용하여 다음과 같이 미래의 연령별 경제활동참가율을 추정하였다. 먼저 경제활동인구 조사에 기초한 2005년의 연령별 경제활동참가율을 구하였다. 이는 2005년 센서스의 마이크로 표본에서 얻은 통계와 약간의 차이를 보인다. 이는 경제활동참가의 정의와 표본의 차이 때문인 것으로 판단된다. 장래 추정의 기초가 되는 2005년의 경제활동참가율 추정치를 선택함에 있어서 다른 연구들과의 비교를 용이하게 하기 위하여 경제활동인구 조사통계를 이용하였다. 다만 65세 이상 인구의 경우 경제활동인구 조사는 각 연령층에 대해 별도로 경제활동참가율을 제시하지 않기 때문에 65~69세, 70~74세, 75~

8) ΔX 와 ΔP 의 추정치를 보고한 표들도 본문에서 제외되었다. 이 역시 요청하는 경우 필자에게서 얻을 수 있다.

9) 통계적으로 유의하지 않은 회귀계수들은 대체로 그 절대값이 작다. 이 때문에 이들을 0으로 처리하지 않고 원래 크기의 계수로 계산에 적용하더라도 결과는 질적으로 크게 달라지지 않는다.

79세의 경제활동참가율은 2005년 센서스로부터 계산하였다.¹⁰⁾ 이 결과는 <표 12>의 첫 번째 열에 제시되어 있다.

다음으로 55~69세의 경우 2010년의 연령별 경제활동참가율은 2005년의 경제활동참가율에 연령별 경제활동참가율 총변화분의 추정치를 더하여 계산하였다. 그리고 70세 이상의 경제활동참가율은 65~69세 남성의 경제활동참가율과 같은 비율로 변화한다고 가정하여 계산하였다. 이는 70세 이상 인구의 경제활동참가율을 위에서 이용된 모형을 적용하여 추정하기 어렵기 때문에 이용된 것이다.¹¹⁾ 이렇게 하여 계산된 2010년의 경제활동참가율 추정치가 <표 12>의 두 번째 열에 제시되어 있다. 마찬가지로 2015년의 경제활동참가율은 2010년 추정치에서 2010~2015년 변화분의 추정치를 더하여 계산하였고, 이 과정이 2030년까지 반복되었다.

<그림 2>는 이렇게 추정된 2005~2030년의 연령별 경제활동참가율의 변화패턴을 보여 준다. 이에 따르면 55세 이상 고령남성의 경제활동참가율은 2005년 이후 상당히 빠른 속도로 감소할 것으로 예상된다. 이와 같은 경제활동참가율의 감소는 나이가 많을수록 더 두드러지게 나타난다. 50대 후반 남성의 경제활동참가율 저하는 비교적 완만하고 2025년 이후에는 약간 반등할 것으로 예측되었다. 반면 65~69세 남성의 경제활동참가율은 2030년까지 2005년의 절반 이하로 감소할 것으로 예상된다.

<표 12> 2005~2030년 남성 연령별 경제활동참가율

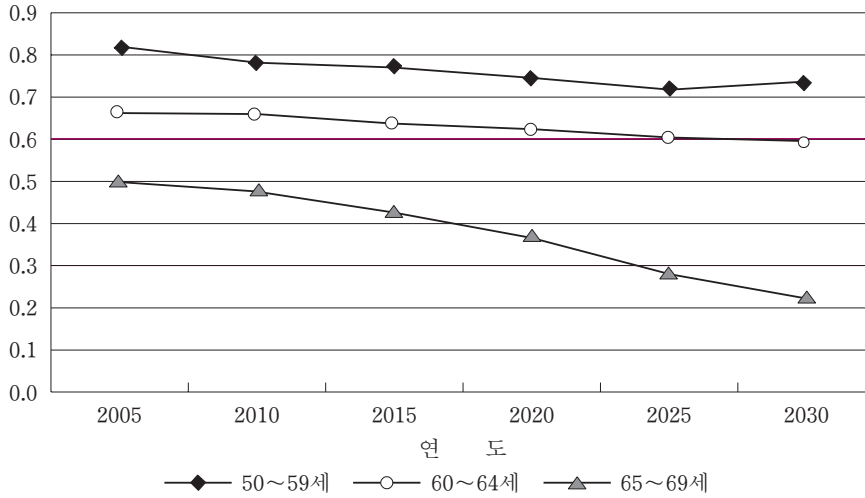
연령	2005	2010	2015	2020	2025	2030
55~59세	0.8080	0.7847	0.7708	0.7449	0.7191	0.7340
60~64세	0.6670	0.6542	0.6364	0.6239	0.6073	0.5912
65~69세	0.4999	0.4747	0.4246	0.3689	0.2803	0.2242
70~74세	0.4093	0.3842	0.3341	0.2784	0.1897	0.1337
75~79세	0.3122	0.2871	0.2370	0.1813	0.0926	0.0365

주: 2005년 참가율은 경제활동인구조사에서 얻었음. 2010년 이후 참가율 추계방법은 본문을 참고할 것.

10) 이는 경제활동인구조사 마이크로 표본으로부터 계산할 수 있지만 이 자료는 표본의 크기가 비교적 작아서 매우 높은 연령층의 경우 신뢰할 만한 경제활동참가율을 추정하기 어렵다.

11) 70세 이상 인구가 경제활동참가인구에서 차지하는 비율이 매우 낮기 때문에 이 연령층의 경제활동참가율 추정에서 발생하는 오차는 전체 경제활동인구를 추정하는 데 큰 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다.

32 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가율의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향



<그림 2> 연령별 경제활동참가율의 변화(2005~2030년)

IV. 장래 경제활동참가인구 추정

1. 연령별 경제활동참가인구 추정

어느 한 시점 t 에서의 남성 경제활동참가인구(L_t)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$L_t = \sum_a P_t^a N_t^a \tag{13}$$

여기서, 상첨자 a : 연령
 P : 경제활동참가율
 N : 인구규모

미래의 연령별 경제활동참가율의 추정치(P)는 이미 위에서 제시한 바 있다. 그리고 미래의 연령별 남성인구는 통계청이 발표한 장래 추계인구로부터 얻을 수 있다. 이는 <표 13>에 제시되어 있다.

각 연도 t 의 연령별 경제활동인구 추정치는 <표 12>의 P 와 <표 13>의 N 을 곱하여 계산할 수 있다. 55~69세에 대해 이를 계산한 결과가 <표 14>에 제시되어 있다. OECD(2001)의 예측과 같이 70세 미만 남성 경제활동참가인구는 2020년까지 꾸준히 증가하다가 2020년을 기점으로 감소세로 전환한다. 70대 남성의 경우 이보다 빠른 2015년부터 경제활동인구가 감소세로 바뀐다. 60대 남

〈표 13〉 2005~2030년 연령별 남성 추계인구

연령	2005	2010	2015	2020	2025	2030
50~54세	1,443,169	1,965,669	2,082,542	2,056,186	2,098,522	1,888,239
55~59세	1,127,543	1,395,331	1,905,460	2,023,812	2,003,886	2,049,397
60~64세	913,555	1,067,753	1,325,841	1,816,302	1,934,662	1,922,009
65~69세	757,746	833,561	984,633	1,230,257	1,693,839	1,812,386
70~74세	508,074	658,563	730,172	873,904	1,103,802	1,532,350
75~79세	269,782	410,554	529,491	595,402	725,132	930,074

자료: 2006년 장래인구추계(통계청).

〈표 14〉 2005~2030년 남성 연령별 경제활동참가인구

연령	2005	2010	2015	2020	2025	2030
55~59세	939,000	1,094,973	1,468,661	1,507,610	1,441,081	1,504,178
60~64세	618,000	698,557	843,792	1,133,181	1,174,888	1,136,243
65~69세	378,760	395,681	418,115	453,894	474,732	406,301
70~74세	207,970	252,998	243,965	243,314	209,445	204,813
75~79세	84,231	117,851	125,493	107,951	67,173	33,990
80~84세	42,960	54,149	68,269	68,417	40,083	19,725
85~89세	14,628	22,049	25,467	30,620	21,080	9,785
90~94세	3,623	5,346	7,725	8,591	7,189	3,942
95세 이상	627	932	1,338	1,871	1,501	1,003

주: 2005년의 경우 65세 미만 경제활동참가인구는 통계청 홈페이지에서 얻었으며, 65세 이상 인구는 〈표 13〉의 추계인구에 연령별 경제활동참가율을 적용하여 추정하였음.

성의 경우 총인구는 2025년까지 증가하지만 경제활동참가율의 빠른 감소로 인해 경제활동인구가 더 빨리 감소세로 전환하는 것을 볼 수 있다.

2. 경제활동참가율의 변화가 경제활동인구 변화에 미치는 영향

위의 결과는 고령남성의 경제활동참가율 저하로 인해 경제활동참가인구가 더 빠른 속도로 감소하리라는 것을 알려준다. 그렇다면 그 효과의 크기는 어느 정도일까? 이 물음에 답하기 위해 우선 2005년의 연령별 경제활동참가율이 변화하지 않고 2030년까지 그대로 유지되는 경우의 가상적인 연령별 경제활동인구

34 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

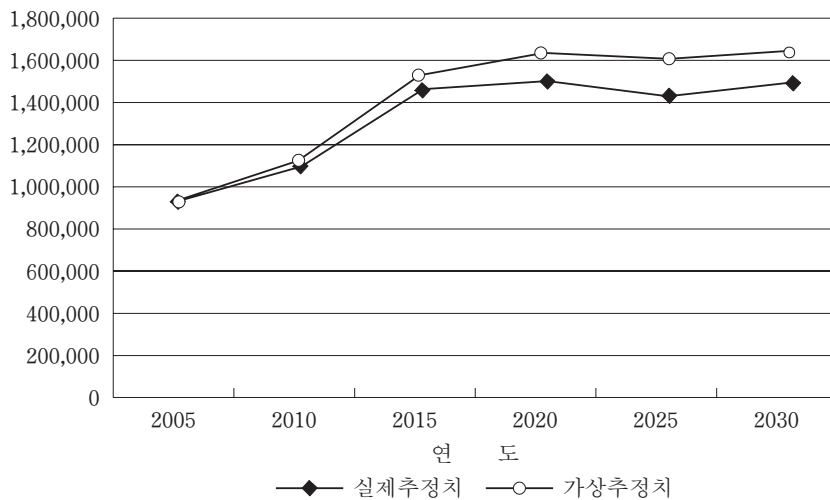
〈표 15〉 2005년 경제활동참가율이 불변인 경우의 가상적인 경제활동참가인구

연령	2005	2010	2015	2020	2025	2030
55~59세	939,000	1,127,427	1,539,612	1,635,240	1,619,140	1,655,913
60~64세	618,000	712,191	884,336	1,211,473	1,290,420	1,281,980
65~69세	378,760	416,657	492,170	614,946	846,668	905,924
55~69세	1,935,760	2,256,275	2,916,118	3,461,659	3,756,227	3,843,816

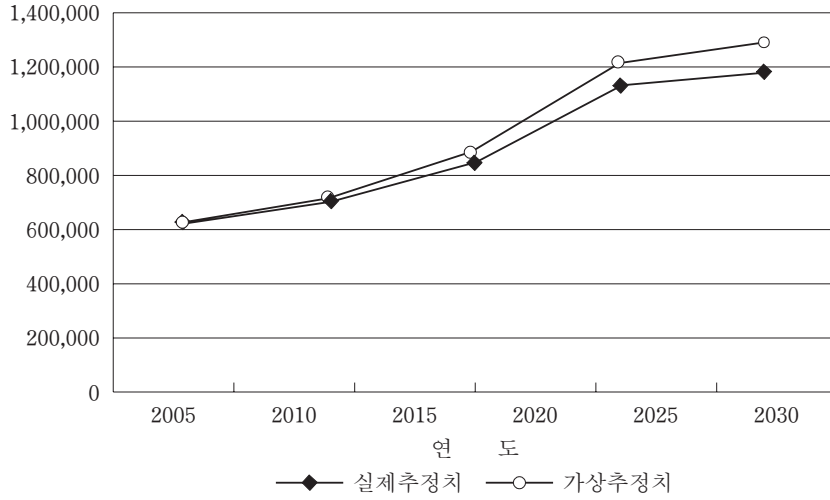
주: 〈표 13〉의 추계인구에 2005년의 연령별 경제활동참가율을 적용하여 계산됨.

를 추정하였다. 이 경우 경제활동인구의 변화는 순전히 인구구조의 변화에 기인한 것이다. 그 결과가 〈표 15〉에 나와 있다.

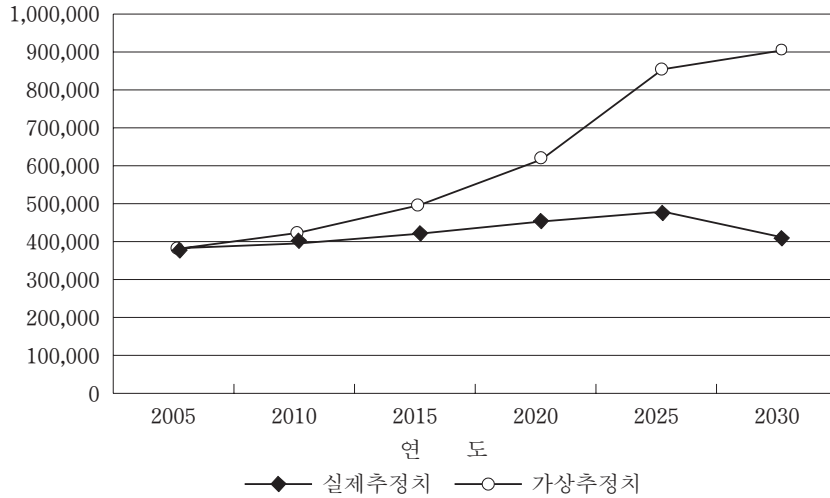
다음으로 이 가상의 경제활동참가율 추정치를 위에서 제시한 경제활동참가율 추정치(편의상 실제추정치라고 부른다)와 비교하였다. 이는 〈그림 3〉~〈그림 5〉에 나타나 있다. 이는 각 연령의 남성에 대해, 특히 65세 이상의 남성에 대해, 경제활동참가율의 감소가 경제활동인구를 상당히 큰 폭으로 감소시킬 것임을 보여 준다. 65~69세 남성의 경우 경제활동참가율의 감소가 없을 경우의 경제활동인구가 위에서 추정된 경제활동참가율 감소가 발생한 경우의 경제활동인구에 비해 두 배 이상 많다. 경제활동참가율 변화의 효과가 가장 작은 55~59세의 경우도 경제활동참가율의 감소는 그것이 없었을 경우의 경제활동인구를 약 15만 명 혹은 9.2% 감소시키는 역할을 할 것으로 나타났다.



〈그림 3〉 55~59세 남성의 경제활동참가인구 변화



〈그림 4〉 60~64세 남성의 경제활동참가인구 변화



〈그림 5〉 65~69세 남성의 경제활동참가인구 변화

다음으로 던질 수 있는 질문은 55세 이상 고령인구의 경제활동참가율 감소가 고령인구를 포함한 전체 경제활동인구의 변화에 어떤 영향을 미칠 것인가이다. 55세 이상 인구는 전체 인구의 일부분을 차지하기 때문에 이 연령층에서 나타난 경제활동참가율의 감소가 전체 경제활동인구에 미치는 효과는 그것이 고령층의 경제활동인구에 미치는 효과보다는 작을 것이다. 그러나 앞으로 고령인구의 비율이 증가하면서 그 효과의 크기는 점차 커질 것으로 기대된다.

36 인구고령화 및 고령남성 경제활동참가의 변화가 노동인구구조에 미치는 영향

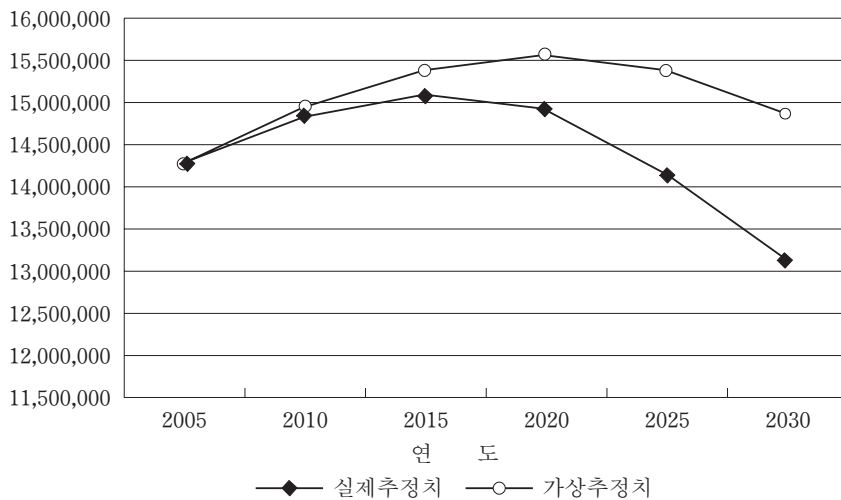
이 질문에 답하기 위해 15세 이상 남성 전체에 대해 다음의 두 가지 가상의 경제활동참가율을 추정하였다. 첫째는 모든 연령층의 경제활동참가율이 2005년 수준에서 변화하지 않을 경우의 경제활동인구 추정치이다(이를 편의상 가상추정치로 부른다). 이는 위에서 지적하였듯이 순전히 인구의 연령구조 변화에 기인한 경제활동인구 변화를 보여 준다. 둘째는 55세 이상 남성의 경제활동참가율만 위에서 추정한 대로 변화하고, 55세 미만 남성들의 경제활동참가율은 2005년 이후 변화하지 않을 경우의 가상의 경제활동인구 추정치이다(이를 편의상 실제추정치로 부른다). 이 추정의 결과와 두 추정치의 비율이 <표 16>에 제시되어 있다. <그림 6>은 이를 시각적으로 보여 준다.

이 결과는 고령남성의 경제활동참가율 감소가 전체 남성 경제활동인구의 향

<표 16> 2005~2030년 15세 이상 남성 전체 경제활동참가인구 실제추정치 및 가상추정치

구 분	2005	2010	2015	2020	2025	2030
(1) 실제추정치	14,296,580	14,858,119	15,086,270	14,938,226	14,149,762	13,144,635
(2) 가상추정치	14,296,580	14,959,315	15,399,181	15,576,605	15,382,467	14,880,454
(2)/(1)	1.0000	1.0068	1.0207	1.0427	1.0871	1.1321

주: 실제추정치는 55세 이상 남성의 경우 이 연구에서 추정된 연령별 경제활동참가율을 적용하고, 15~54세 남성의 경우 2005년의 연령별 경제활동참가율이 유지된다는 가정을 적용하여 계산되었음. 반면 가상추정치는 모든 연령 남성의 경제활동참가율이 2005년 이후 변화하지 않을 것이라는 가정을 적용하여 계산되었음.



<그림 6> 남성인구 전체(15세 이상) 실제 및 가상의 경제활동참가인구 변화

후 변화에 매우 중요한 영향을 미칠 수 있다는 것을 시사한다. 고령남성의 경제활동참가율 감소가 없었을 경우 남성경제활동인구는 2020년에 정점에 도달한 후 감소하기 시작할 것으로 전망된다. 그러나 이 연구를 통해 추정된 고령남성의 경제활동참가율 감소가 발생할 경우 경제활동인구의 감소시점은 2015년으로 앞당겨질 것으로 예상된다. 그리고 고령남성의 경제활동참가율 감소는 2030년까지 남성 경제활동인구를 약 174만 명(혹은 약 13%) 더 감소시킬 것으로 추정된다.

V. 결론과 시사점

이 연구는 인구주택센서스의 마이크로 표본들에 기초하여 고령남성들의 경제활동참가확률의 모형을 추정하는 회귀분석을 수행하였다. 그리고 이 회귀분석에 이용된 설명변수들의 장래변화를 추정하였다. 이 결과를 기초로 하여 2030년까지의 고령남성의 연령별 경제활동참가율을 추정하였다. 다음으로 이 연구는 이 경제활동참가율의 미래추정치와 장래의 연령별 추정인구를 이용하여 2030년까지의 연령별 경제활동인구를 추정하였다.

분석결과 55세 이상 남성의 경제활동참가율은 향후 상당히 큰 폭으로 감소할 것으로 예상된다. 그리고 이와 같은 은퇴의 증가는 고령 및 전체 남성 경제활동인구를 크게 감소시킬 것으로 예상된다. 고령남성의 경제활동참가율 감소가 없는 경우 남성 경제활동인구는 2020년에 정점에 도달한 후 감소하기 시작할 것으로 전망된다. 그러나 이 연구를 통해 추정된 고령남성의 경제활동참가율 감소가 발생할 경우 경제활동인구의 감소시점은 2015년으로 앞당겨질 것으로 예상된다. 그리고 고령남성의 경제활동참가율 감소는 2030년까지 남성 경제활동인구를 약 174만 명(혹은 약 13%) 더 감소시킬 것으로 추정된다.

위에서도 지적되었지만 이 결과의 기초가 되는 경제활동참가확률 회귀분석은 자료의 제약으로 말미암아 여러 가지 문제점을 안고 있다. 그리고 회귀분석에 이용된 변수들의 미래추정치도 완전한 것이 아니다. 무엇보다도 이 연구에서 제시된 미래의 전망은 현재의 여러 가지 제도적인 특성들, 예컨대 연금제도, 노동시장정책, 은퇴문화 등이 2005년 이후 달라지지 않을 것이라는 것을 암묵적으로 가정된 것이다. 따라서 여기에 제시된 경제활동인구의 전망치를 양적인 면에서 그대로 받아들이기에는 무리가 있을지 모른다.

그러나 적어도 질적인 면에서 볼 때 이 연구의 결과가 보여주듯이 향후 고령 남성의 경제활동참가율이 상당히 감소할 가능성이 매우 높다. 이 연구에 포함되지 않은 고령연금을 비롯한 은퇴소득의 원천을 고려할 경우, 공적연금제도의 성숙과 기타 기업 및 개인연금제도의 발전에 힘입어 평균적인 은퇴시기가 앞당겨질 가능성이 높다. 그리고 이 연구에 포함되지는 하였지만 경제활동참가율의 추정에는 포함되지 않은 농업인구 비율과 고령인구 비율의 변화도 장래에 고령 남성의 경제활동참가율을 낮추는 요인으로 작용할 가능성이 높다. 그리고 무엇보다 <표 1>과 <그림 1>에 제시된 코호트효과와 패턴에서 볼 수 있듯이 미래의 출생 코호트는 다른 조건이 동일할 경우 현재의 코호트보다 더 이른 나이에 은퇴할 것으로 전망된다.

이 연구의 결과는 향후 소비, 생산성, 경제성장 등에 대한 전망에 여러 가지 유용한 시사점을 제공해 준다. 소비패턴이 연령 및 경제활동참가 여부에 따라 다르다는 연구결과는 이미 비교적 풍부하게 제시된 바 있다(한국개발연구원, 2004, 제2장; 안중범·전승훈, 2004; 남주하·이수희·김상봉, 2005). 특히, 안중범·전승훈(2004)의 연구는 중·고령자의 소비행태가 은퇴결정에 의해 달라진다는 것을 실증적으로 보여 준다. 이 연구에 따르면 조기은퇴의 결정은 기대은퇴기간을 연장시킴으로써 은퇴 전 및 은퇴 후의 소비를 감소시킨다. 그리고 조기은퇴는 소비의 소득탄력성을 낮추는 것으로 나타났다.

이 연구에서 예상한 고령남성의 경제활동참가율 감소는 특정 연령 내에서의 은퇴자 비율을 증가시킴으로써 연령구조의 변화와는 독립적으로 소비에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 안중범·전승훈(2004) 등의 연구결과를 적용한다면 이는 기대퇴직기간의 연장을 가져와 은퇴생활을 위한 저축(life-cycle saving)을 늘리는 반면 소비를 낮출 것으로 전망된다.

인구고령화의 중요한 경제적 효과 가운데 하나로 거론되는 것은 노동생산성의 감소이다. 연령과 생산성 간의 관계 및 인구고령화와 경제성장 간의 관계에 관해서 최근 적지 않은 문헌이 집적되고 있지만 아직 확실한 결론에는 도달하지 못하고 있는 것으로 보인다. 마이크로 자료에 기초한 연구들은 성과급이 중요한 직업에 종사하는 남성들의 연령과 임금의 관계를 관찰함으로써 고령화가 생산성에 미치는 효과를 분석하였다. 연구에 따라 차이가 있기는 하지만 이 연구들은 50대 후반을 넘어가면서 노동생산성이 상당히 감소한다는 것을 보여 준다(Kotlikoff and Wise, 1989; Börsch-Supan, 2003). 반면 거시적인 자료에 기초한 연구들은 엇갈린 결과를 제시하고 있다. 예컨대, 한진희(2003)의 연구는 인

구고령화가 경제성장을 둔화시킨다는 실증적인 증거를 발견하지 못하였다. 한편, 김대일(2004)은 향후 연령별 인구의 교육수준의 양적·질적 변화가 가까운 장래에 노동생산성을 정체시키고 2050년경부터는 생산성을 감소시킬 것으로 전망하였다.

본 연구의 결과는 앞으로의 노동생산성과 경제성장 전망에 대해 다음과 같은 시사점을 제공해 준다. 인구고령화는 생산인력의 감소와 노동생산성의 저하 등 크게 두 가지 경로를 통해 생산에 영향을 준다고 할 수 있다. 본 연구가 예상하는 고령남성의 연령별 경제활동참가율의 감소는 단순히 인구구조의 변화만 발생하는 경우에 비해 더 빠른 속도로 노동인력을 감소시킬 것이다. 따라서 이는 인구고령화가 경제성장에 미치는 악역향이 과거에 제시된 전망보다 더 크리라는 것을 시사한다. 반면 고령인구의 경제활동참가율 감소는 노동시장에 남아 있는 인력의 고령화 속도를 늦출 것이다. 이는 인구고령화로 인한 노동인력의 평균적인 생산성이 저하속도가 낮아지리라는 것을 의미한다. 이는 고령인구의 경제활동참가율 저하로 인한 경제성장 둔화 경향을 어느 정도 상쇄시킬 것으로 예상된다.

고령인구의 경제활동참가율 감소가 생산성과 성장에 미치는 효과는 연령에 따른 노동생산성의 변화 정도에 의존한다. 만약 연령이 증가해도 생산성이 크게 저하하지 않는다면 인구구조 고령화가 가져올 생산성 및 성장에 대한 충격은 비교적 작을 것이다. 그러나 고령남성의 경제활동참가율 감소로 인해 발생하는 인력의 감소는 경제성장에 보다 더 부정적인 영향을 미칠 것이다. 고령인구의 경제활동참가율 감소가 생산성과 성장에 미치는 효과는 은퇴의 선택성(selectivity)에도 의존할 것이다. 만약 생산성이 높은 인력이 조기은퇴를 하는 경향이 강하다면 고령자의 경제활동참가율 감소는 경제성장에 보다 큰 부정적 영향을 미칠 것으로 예상된다.

인구고령화의 경제적 충격에 대한 정책적인 대응방안에 관해서는 이미 여러 가지 방향의 대책이 논의된 바 있다. 이는 대체로 고령자들의 고용증진, 여성인력의 활용, 이민인력의 활용, 생산성의 향상 등을 포함한다(이철희, 2006). 이 연구의 결과는 이와 같은 정책적인 대응방안에 대해 다음과 같은 점을 시사한다. 첫째, 고령자들의 고용이 감소할 가능성이 높다는 사실을 고려한다면, 어떤 인구고령화 대응방안을 선택하든지 현재 고려하고 있는 것보다 훨씬 더 강력한 정책을 추진할 필요가 있다. 둘째, 고령자들의 고용을 현재 수준으로 유지할 수 있는 것으로도 미래에 나타날 수 있는 생산인력의 감소를 크게 완화할 수 있을

것이다.

정부는 고령자들의 고용을 증진시키기 위해 최근 대규모 사업장에 대해 50세 이상 근로자를 일정 비율 이상 고용하도록 하고 높은 비율의 고령자를 고용하는 사업주에 대해서는 장려금을 지급한 바 있다. 또한 고령자의 직업훈련비용을 지원하는 한편, 고령자에 대한 고용차별을 금지하는 조치를 취하고 있다. 근래의 연구들은 일자리의 신축성을 높여서 고령의 근로자들로 하여금 일을 계속하기에 유리한 여건을 제공하고, 노동시장의 경직성을 제거함으로써 고용주들로 하여금 고령자 고용의 유인을 높이는 정책이 필요하다는 것을 지적하고 있다(Lee, 2008). 이와 같은 정책들이 효과적으로 추진된다면 본 연구가 예상한 바와 같은 생산인력의 급속한 감소 추세는 크게 완화될 수 있을 것으로 기대한다.

참 고 문 헌

- 권승·황규선, 「노년층 은퇴 결정요인에 관한 연구: 성별, 거주지별 차이분석을 중심으로」, 『한국노년학』 제24권 제3호, 2004, 69~90.
- 김대일, 「인구고령화와 노동생산성의 변화」, 문형표 편, 『인구고령화와 거시경제』, 한국개발연구원, 2004.
- 남주하·이수희·김상봉, 「고령화가 개별 가구의 소비, 저축 및 자산규모에 미치는 효과분석」, 이수희 외 편, 『고령화의 경제적 파급효과와 대응과제 II』, 한국경제연구원, 2005.
- 박경숙, 「중장년기 종사상 지위와 은퇴 과정의 다양성」, 『노동경제논집』 제24권 제1호, 2001, 177~205.
- _____, 「55세 이상 고령자의 노동시장 이탈과정」, 『노동정책연구』 제3권 제1호, 2003, 103~140.
- 성지미·안주엽, 「중고령자 취업 결정요인」, 『노동정책연구』 제6권 제1호, 2006, 39~74.
- 손용진, 「은퇴 및 미은퇴 집단에 있어서 주관적 건강상태에 관한 연구」, 『노인복지연구』 제20권 겨울호, 2005, 75~98.
- 안종범·전승훈, 「은퇴결과 은퇴 전·후 소비의 상호작용」, 『노동경제논집』 제27권 제3호, 2004, 1~23.

- 이승렬, 『노동자의 건강상태와 노동시장 성과: 실증적 연구』, 한국노동연구원, 2006.
- 이지혜, 「국민연금과 고령층 노동시장의 퇴직 유인」, 『경제논집』 제44권, 2005, 101~132.
- 이철희, 『한국의 고령노동』, 서울대학교 출판부, 2006.
- 장지연, 「고연령근로자의 경제활동과 은퇴」, 고령화시대의 노동시장정책 국제세미나 발표논문, 2002.
- _____, 「중·고령자의 경력이동」, 『한국사회학』 제37집 제2호, 2003, 95~121.
- 장지연·호정화, 「취업자 평균 은퇴연령의 변화와 인구특성별 차이」, 『노동정책연구』 제2권 제2호, 2002, 1~21.
- 최경수, 「고령층 노동시장에 대한 기초적 분석」, 최경수 외 편, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』, 한국개발연구원, 2003.
- 최승현, 「맞벌이가구의 은퇴행태에 대한 실증분석」, 『노동경제논집』 제29권 제1호, 2006, 129~152.
- 한국개발연구원, 『인구구조 고령화의 경제·사회적 파급효과와 대응과제』, 한국개발연구원, 2004.
- 한진희, 「고령화는 경제성장을 둔화시키는가?」, 최경수 외 편, 『인구구조 고령화의 경제적 영향과 대응과제(I)』, 한국개발연구원, 2003.
- 허재준·전병유, 『고령자 노동시장』, 한국노동연구원, 1998.
- Börsch-Supan, Axel, “Labor Market Effects of Population Aging,” *Labour*, 17, 2003, 5~44.
- Carter, S. B., and R. Sutch, “Myth of the Industrial Scrap Heap: A Revisionist View of Turn-of-the-Century American Retirement,” *Journal of Economic History*, 56, 1996, 5~38.
- Chang, J., “Labor Market Policies in the Era of Population Aging: the Korean Case,” Korea Labor Institute, 2003.
- Costa, D. L., *The Evolution of Retirement*, Chicago: University of Chicago Press, 1998.
- _____, “Understanding the Twentieth-Century Decline in Chronic Conditions among Older Men,” *Demography*, 37(1), 2000, 53~72.
- Cowgill, D. O., “The Aging of Population and Societies,” *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 415, 1974, 1~18.

- Cowgill, D. O. and L. D. Holmes, *Aging and Modernization*, New York: Appleton-Century-Crofts, 1972.
- Cutler, D. M. and E. Richardson, "Measuring the Health of the United States Population," *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, 1997, 217~271.
- Deaton, Angus, *The Analysis of Household Surveys*, Baltimore: Johns Hopkins University Press for World Bank, 1997.
- Epstein, A., *The Challenge of the Aged*, New York: The Vanguard Press, 1928.
- Graebner, W., *A History of Retirement: The Meaning and Function of an American Institution*, New Haven: Yale University Press, 1980.
- Gratton, B., "The Poverty of Impoverishment Theory: The Economic Well-Being of the Elderly, 1890-1950," *Journal of Economic History*, 56, 1996, 39~61.
- Gruber J. and D. Wise, *Social Security and Retirement around the World*, Chicago: Univ. of Chicago Press, 1999.
- _____, *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, Chicago: University of Chicago Press, 2004.
- Hurd, M. D. and M. J. Boskin, "The Effect of Social Security on Retirement in the Early 1970s," *Quarterly Journal of Economics*, 99, 1984, 767~790.
- Kotlikoff, L. and D. Wise, "Employee Retirement and a Firm's Pension Plan," in D. Wise, ed., *The Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press, 1989.
- Krueger, A. and B. D. Meyer, "Labor Supply Effects of Social Insurance," NBER Working Paper No. 9014, 2002.
- Lee, C., "The Expected Length of Male Retirement in the United States, 1850-1990," *Journal of Population Economics*, 14, 2001, 641~650.
- _____, "Sectoral Shift and Labor-Force Participation of Older Males in America, 1880-1940," *Journal of Economic History*, 62, 2002, 512~523.
- _____, "Labor Market Status of Older Males in the United States, 1880-1940," *Social Science History*, 29, 2005, 77~106.
- _____, "Retirement Expectations of Older Self-Employed Workers in Korea," *Korean Economic Review*, 24, 2008, 33~71.

- Long, C., *The Labor Force Under Changing Income and Employment*, Princeton: Princeton Univ. Press, 1958.
- Manton, K. G., L. Corder, and E. Stallard, "Chronic Disability Trends in Elderly United States Populations: 1982-1994," *Proceedings of the National Academy of Science*, 94, 1997, 2593~2598.
- McGarry, Kathleen, "Health and Retirement: Do Changes in Health Affect Retirement Expectation?" *Journal of Human Resources*, 39, 2004, 624~648.
- Moen, J., "Rural Non-Farm Households: Leaving the Farm and the Retirement of Older Men, 1860-1980," *Social Science History*, 18, 1994, 55~75.
- Nyce, Steven A. and Sylvester J. Schieber, *The Economic Implications of Aging Society*, Cambridge: University of Cambridge Press, 2005.
- OECD, *Pushing Ahead with Reforms in Korea-Labour Market and Social Safety-Net Policies*, Paris: OECD, 2000.
- _____, *Economic Survey of Korea*, Paris: OECD, 2001.
- _____, "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, 2002.
- Pencavel, J., "Labor Supply of Men: A Survey," O. Ashenfelter and R. Layard, eds., in *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, 1986, 3~102.
- Squier, L. W., *Old Age Dependency in the United States*, New York: Macmillan, 1912.

「Abstract」

The Impact of Population Aging and Changing Economic Activity of Older Males on the Labor Force Structure

Chulhee Lee

This study conducts regression analyses to estimate equations of the probability of labor force participation of older males in Korea, and forecasts future changes in the explanatory variables employed in the regressions. Based on these results, age-specific labor force participation rate (LFPR) of older males through 2030 is estimated. Applying the estimated LFPR to the age-specific population in the future, the number of males in the labor force in each age group is predicted. It is anticipated that the LFPR of males aged 55 and older will decline over time, shrinking the size of the male labor force. As compared to a hypothetical case in which the economic activity of the elderly would remain unchanged, it is forecasted that the future decline in the LFPR of older males will diminish the male labor force by 1.74 million (or about 13%) by 2030. This suggests that the potential adverse economic effects of population aging in Korea could be more serious than previously thought.

Keywords: population aging, older male, retirement, labor force participation

JEL Classification: J11, J14, J26