

# 韓國 高齡男性의 勞動力參加: 長期的 趨勢와 展望<sup>(1)</sup>

李 澈 羲

우리 나라 고령남성의 경제활동참가율은 1960년대 중반에서 1997년까지 단기적인 변동성을 보이는 가운데 크게 증가하였다. 이 패턴은 지난 반세기 동안 고령남성의 급격한 경제활동참가 감소를 경험한 대다수 OECD 국가들의 경험과는 매우 상이한 것이다. 1960년대 중반 이후의 고령남성의 경제활동참가율 증가는 거의 전적으로 농촌지역 고령인구의 경제활동이 급격하게 증가한 데 기인한 것이었다. 1980년-2000년 사이 5개 연도에 대한 인구주택센서스 마이크로 표본을 이용한 로짓 회귀분석의 결과는 산업화과정 동안 농촌 청·장년의 도시이주가 가져온 농촌인구의 고령화가 1965년 이후 농촌 고령남성의 노동력참가율을 증가시킨 중요한 요인이었음을 시사한다. 또한 분석결과는 고령남성의 경제활동참가율이 상대적으로 높은 농촌 및 농업 인구 비중이 감소하고, 근래에 와서 상대적으로 낮은 경제활동참가율을 보이는 고학력 고령남성들이 상대적으로 증가함에 따라 우리 나라 고령남성의 경제활동참가율이 크게 낮아질 것이라는 전망을 제시한다. 이 세 가지 요인의 변화는 앞으로 10년 후 60-74세 남성의 경제활동참가율을 20% 낮출 것으로 추정된다.

## 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. 우리 나라의 경우 65세 이상 노년인구가 전체 인구에서 차지하는 비중은 1980년 5.8%에서 2002년 7.9%로 증가하였으며, 2026년까지는 20%에 이를 것으로 추정되고 있어, 세계적으로 유래가 없는 매우 빠른 속도로 노령화사회에 진입하고 있음을 알 수 있다

빠른 속도의 인구의 고령화는 향후 여러 가지 경제적인 충격을 가져올 것으로 우려된다. 우선 출산율의 감소와 고령인구의 증가는 경제활동참가율 및 생산성이 상대적으로 높은 청·장년층 노동력의 비중을 낮춤으로써 장기적으로 인력부족 및 생산성 저하를 초래할 가능성이 높다. 또한 은퇴인구의 상대적인 증가는 노령연금의 재정적인 건전성을

(1) 자료의 수집과 분석에 도움을 준 이성우군과 김지현양에게 감사한다. 이 논문은 2003년 두뇌한국21사업에 의해 지원되었음을 밝혀 둔다.

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 선진국에서 두드러지게 나타난 현상은 고령남성의 노동력참가율의 저하이다. 미국, 영국, 프랑스, 독일, 일본, 캐나다, 벨기에, 스페인, 이탈리아, 네덜란드, 스웨덴 등 대부분의 선진국들이 적어도 1960년 이래 노년남성들이 상당정도의 경제활동참가율 저하를 경험했던 것을 알 수 있다[Gruber and Wise(1999)]. 특히 보다 장기간에 대해 자료가 가용한 미국, 영국, 프랑스, 독일 등은 노년남성들의 경제활동참가율 저하가 이미 한 세기 전에 시작되었음을 보여 준다[Costa(1998)]. 미국의 경우를 보면 19세기 말 65세 이상의 남성 가운데 75%가 노동시장에 참여하고 있었으나 오늘날에는 이 연령층의 경제활동참가율이 20%를 밑돌고 있다. 65세 이전의 조기퇴직 역시 지난 40년 동안 크게 증가하였다. 독일, 벨기에, 네덜란드, 프랑스 등에서는 60-64세 남성 경제활동참가율이 1960년대 70% 수준에서 1990년대에는 30% 수준으로 떨어졌다. 같은 기간 동안 미국, 스웨덴, 스페인, 이탈리아의 조기퇴직자 비율은 이보다는 완만하지만 상당한 증가세를 보였다. OECD국가 가운데 일본만 예외적으로 60-64세 남성의 노동력참가율이 비교적 안정적이었다. 노년남성들의 경제활동참가율 감소의 원인에 대해서는 産業化의 영향, 소득의 증가, 社會保障制度의 성립과 확산, 여가산업의 발달 등 여러 가지 설이 제시된 바 있으나 아직까지 확실한 결론에 도달하지 못하고 있다(Long(1958), Graebner(1980), Costa(1998), Lee(1998a), Gruber and Wise(1999)].

그 이유가 무엇이든 고령남성의 경제활동참가율 감소는 인구고령화가 가져올 것으로 예상되는 경제적인 충격을 증폭시킬 우려가 있다. 조기퇴직의 증가는 평균수명의 연장과 더불어 평균적인 퇴직기간을 늘임으로써 年金財政의 악화를 더욱 심각하게 만들 수 있으며, 상대적으로 그 비중이 증가한 고령인구의 경제활동참가 감소는 인력부족의 문제를 악화시킬 것이다.<sup>(2)</sup> 미국의 老人年金制度는 현재의 체제가 지속될 경우 베이비붐 세대가 퇴직하는 2030년경에는 파산을 면하기 어려우리라 예측되고 있다. 이에 대한 정책적인 대응책으로는 공식적인 퇴직연령을 높이는 방안, 노인연금의 기여금을 높이는 방안 등이 거론되고 있다(Diamond *et al.*(1996)). 최근 우리 나라에서도 인구고령화의 충격에 대비하기 위한 방안으로 고령인구의 고용을 증진시키는 정책이 제시되고 있다. 이와 같은 정책이 실효를 거두기 위해서는 노령인구의 경제활동의 실태, 경제활동참가의 결정요인 등에

(2) 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.

대한 정확한 이해가 요구된다. 또한 향후 고령인구의 경제활동참가율에 대한 전망이 필요하다.

이와 같은 필요성을 반영하여 최근 高齡人口의 經濟活動에 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. 그러나 이 연구는 고령노동의 경제활동참가 결정요인에 대한 분석을 수행하지는 않았다. 장지연(2002)은 우리 나라 남성들의 평균은퇴연령이 1987년부터 1997년까지 2년 이상 증가했으나 외환위기를 기점으로 감소하기 시작했음을 지적하였다. 또한 이 연구는 한국노동패널 2001년 자료를 이용하여 은퇴의 결정요인을 분석하였다. 이 결과에 따르면 교육정도가 높고 건강할수록 은퇴할 확률이 낮았고, 부동산이 있는 경우 오히려 은퇴할 확률이 낮았다. 장지연의 연구와 같이 1997년 이후에 나온 한국노동패널자료를 이용한 분석은 근래의 은퇴행위에 대해 많은 시사점을 제시해 주지만 시기가 외환위기 이후로 한정된다는 점과 고령자의 관측수가 상대적으로 적다는 문제가 있다.

본 보고서는 이러한 문제의식을 가지고 다음과 같은 작업을 수행할 것이다. 먼저 지난 반세기 동안 우리 나라 고령남성의 경제활동참가율을 추계하여 그 장기적인 변화패턴을 살펴본다. 다음으로 1980년에서 2000년 사이의 마이크로 센서스자료를 이용하여 고령남성의 경제활동참가 결정요인이 어떻게 변해왔는가를 분석할 것이다. 마지막으로 이 결과를 바탕으로 고령남성 경제활동참가율의 장기적인 변화요인을 설명하고 장래의 추이를 전망할 것이다.

## 2. 高齡男性 經濟活動參加率의 長期的 推移

### 2.1. 資料와 經濟活動參加의 定義

고령남성의 장기적인 경제활동참가율의 추계에는 經濟活動人口調查(이하 EAP), 인구주택센서스(이하 센서스) 보고서 및 마이크로표본 등의 자료들이 이용되었다. EAP가 정의하는 經濟活動參加人口는 취업자와 실업자를 포함하는 것으로 현재 대부분의 국가에서 통용되는 노동력참가의 정의와 동일하다.<sup>(3)</sup> 고령노동에 관련된 연구에 있어서 EAP가 지

(3) 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 실업자의 다음의 범

니는 단점은 표본의 크기가 작다는 것이다. 특히 1988년 이전에는 조사대상이 17,500가구에 불과할 뿐 아니라 상대적으로 고령인구가 적어서 실제로 조사대상이 된 고령인구의 수는 매우 적다. 1988년부터는 조사가구가 32,500가구로 확대되어 조사결과의 신뢰도는 상당히 제고되었을 것으로 판단된다. 그러나 고령인구를 연령이나 지역에 따라 세분화된 집단으로 나누어 분석을 수행하기에는 여전히 표본의 수가 적다고 할 수 있다.

노년남성의 경제활동참가율 추계를 가능하게 해주는 또 다른 자료는 1949년 이후 매 5년마다 시행된 인구센서스이다.<sup>(4)</sup> 1960년 센서스부터 표본조사에 기초하여 경제활동참가에 관한 별도의 통계를 펴내기 시작했는데 이를 이용하여 연령별, 성별 경제활동참가율을 추계할 수 있다. 센서스자료의 장점은 비교적 큰 표본에 기초하고 있다는 것이다. 대부분의 센서스가 전체가구의 10% 이상 표본을 이용했고 1975년 센서스만 5%의 가구를 조사했다. 반면 EAP에 비교한 이 자료의 단점으로는 우선 매 5년마다 자료가 가용하기 때문에 매년의 변화를 관찰할 수 없다는 것이다. 둘째로는 경제활동참가의 정의가 보다 일반적으로 통용되는 EAP의 그것과 다르고 또 각 센서스마다 약간씩 차이가 있다는 것이다. EAP의 정의와 가장 유사하게 경제활동참가 인구를 계산하는 방법은 취업자와 구직중인 실업자를 경제활동인구에 포함시키는 것으로 1960년, 1965년, 1970년, 1980년에 대해서는 이를 적용할 수 있다. 1955년과 1975년 센서스는 실업자를 구직활동 여부에 따라 구분하지 않았으나 60세 이상 남성 가운데 실업자의 수가 매우 적어서 위의 정의를 적용하는 데 큰 문제가 없다.<sup>(5)</sup>

1980년도 이후 고령남성의 경제활동참가율의 추계와 경제활동참가 결정요인의 분석에 주로 이용된 자료는 1980년, 1985년, 1990년, 1995년, 2000년 인구주택센서스의 1% 마이크로표본자료이다. 마이크로자료는 고용상의 지위에 대해 센서스보고서보다 더 상세한 정보를 제공하기 때문에, 이를 이용하여 일반적인 경제활동참가의 정의에 가깝게 경제활동인구를 계산할 수 있다. 아래의 분석에서 마이크로자료를 이용할 경우 經濟活動人口는 다음과 같은 상태에 있는 사람들을 포함하였다: (a) 일함, (b) 가사일을 하며 때때로 일

주를 포함한다. 가) 조사대상 주간 중 수입 있는 일에 전혀 종사하지 못한 자로서, 즉시 취업이 가능하며, 적극적으로 구직활동을 한 자. 나) 과거에 구직활동을 계속 하였으나 일기 불순, 구직결과 대기, 일시적인 병, 자영업 준비 등의 불가피한 사유로 조사대상 주간 중 구직활동을 적극적으로 하지 못한 자.

(4) 인구센서스의 명칭을 다음과 같이 변해왔다. 총인구조사(1949년), 간이총인구조사(1955년), 인구주택 국제조사(1960년), 인구센서스(1966년), 총인구 및 주택조사(1970년, 1975년), 인구 및 주택센서스(1980년), 인구 및 주택센서스(1985년), 인구주택 총조사(1990년, 1995년).

(5) 60세 이상 인구 중 실업자의 비율이 1955년에는 0.001%, 1975년에는 0.5%에 불과하다.

함. (c) 학교에 다니며 때때로 일함, (d) 다른 일을 하면서 때때로 일함, (e) 일시적으로 일을 중단, (f) 구직중. 반면 非經濟活動人口는 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 별로 영향 받지 않는다는 점을 밝혀 둔다.

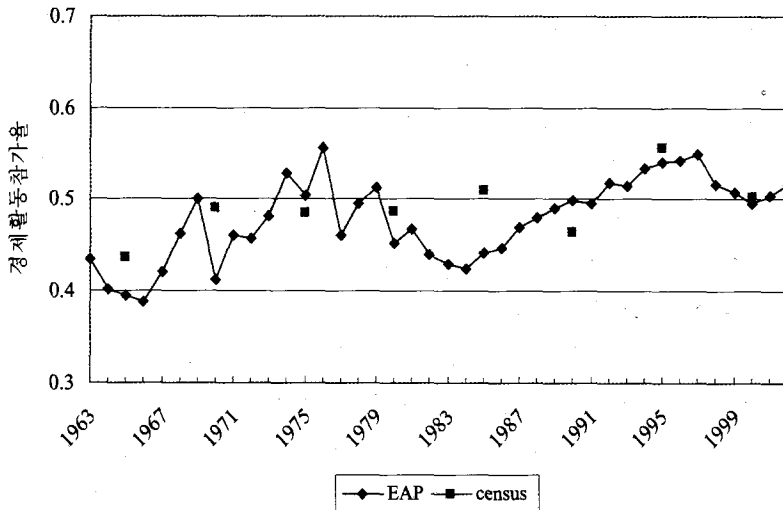
2.2. 高齡男性 經濟活動參加率 趨勢

〈表 1〉은 센서스에 기초하여 추계한 고령남성의 연령별 경제활동참가율과 50세 이상 남성인구에서 각 연령대에 속한 남성인구의 비율을 보고한다. 〈그림 1〉은 EAP와 센서스로부터 계산된 1960년부터 2002년까지 60세 이상 남성의 경제활동참가율의 추이를 보여 준다. 고령남성의 경제활동참가율은 전반적으로 1960년대 중반부터 1997년까지는 단기적인 변동성을 보이는 가운데 장기적으로는 증가한 추이를 나타낸다. EAP로부터 계산된 경제활동참가율의 경우 1965년 40%에서 1997년 거의 55%로 증가하였다. 이는 노령인구의 경제활동참가율에 관한 자료가 가용한 대다수의 국가들의 경우와는 크게 다른, 매우 흥미로운 현상이다. EAP로부터 계산된 경제활동참가율 추이의 특징은 1980년 이전까지 단기적인 변동성이 매우 심하다는 것이다. 예컨대 1969년과 1970년 사이, 그리고 1976년과 1977년 사이에는 이 연령층의 경제활동참가율이 거의 10% 포인트가 변화했던 것을 볼

〈表 1〉 50歲 以上 男性의 年齡別 人口比重과 經濟活動參加率

연도	전체 50세 이상 인구에 대한 연령별 인구비중					연령별 경제활동참가율							
	50-54	55-59	60-64	65-69	70+	50-54	55-59	60-64	65-69	70+	50-59	50+	60+
1955	0.293	0.257	0.189	0.136	0.126	0.933	0.897	0.803	0.683	0.464	0.916	0.785	0.672
1960	0.324	0.224	0.181	0.129	0.142	0.899	0.873	0.711	0.507	0.291	0.889	0.718	0.521
1965	0.320	0.254	0.172	0.124	0.131	0.916	0.851	0.636	0.432	0.178	0.887	0.701	0.436
1970	0.314	0.253	0.187	0.112	0.134	0.919	0.854	0.676	0.494	0.230	0.890	0.717	0.491
1975	0.320	0.245	0.182	0.126	0.127	0.937	0.856	0.638	0.487	0.203	0.902	0.726	0.486
1980	0.298	0.255	0.179	0.128	0.140	0.851	0.764	0.654	0.510	0.253	0.811	0.667	0.487
1985	0.327	0.228	0.181	0.123	0.140	0.917	0.815	0.679	0.531	0.285	0.875	0.715	0.514
1990	0.326	0.247	0.162	0.122	0.143	0.911	0.817	0.642	0.494	0.263	0.871	0.701	0.473
1995	0.282	0.253	0.191	0.116	0.156	0.930	0.853	0.698	0.525	0.315	0.894	0.723	0.525
2000	0.273	0.225	0.197	0.142	0.163	0.830	0.719	0.581	0.467	0.293	0.779	0.617	0.455

資料: 1955-1975 인구주택센서스보고서, 1980-2000년 인구주택센서스 2% 마이크로 표본.



〈그림 1〉 60歲 以上 男性의 經濟活動參加率

수 있다. 이러한 노인들의 경제활동의 단기적인 변동은 경기변동과는 크게 관련이 없는 것으로 보인다. 경제활동참가율의 추이를 남성전체의 실업률의 추이와 비교해 보면 별다른 패턴이 발견되지 않는다. 오히려 이와 같은 변동성은 앞서 지적한 대로 표본의 수가 지나치게 적은 데 기인한 측정오차의 영향 때문일 가능성이 크다. EAP의 표본 수가 확대된 1980년대 후반 이후 상당정도 연속적인 증가세를 보이는 것은 이러한 추측을 뒷받침한다.

센서스에서 계산된 경제활동참가율의 추이는 1965년에서 1980년 사이에는 앞서 살펴본 EAP 경제활동참가율의 추이와 상당히 일치한다. 1965년 약 44%였던 참가율은 1980년까지 49%로 증가하는 추세를 보여 준다. 그러나 1985년의 추계치(51.4%)는 EAP자료로부터 계산된 경제활동참가율(44%)과 큰 차이를 보인다. 1990년에서 2000년까지의 추계치는 EAP로부터 얻은 경제활동참가율과 유사하다. 1985년에 대해 발생한 두 추계치 사이의 격차가 왜 나타났는지는 확실하지 않다. 이는 위에서 지적한 대로 두 가지 자료의 경제활동참가의 정의가 상이하기 때문이었을 가능성이 있다. 그러나 왜 유독 그 차이가 1985년에만 심각했는지는 알 수 없다. EAP 추계치에 따르면 고령남성의 경제활동참가율은 1960년대 중반에서 1970년대 중반까지 증가했다가 1975년을 기점으로 1980년대 초까지 감소하고, 이후 1997년까지 크게 증가했다가 외환위기를 기점으로 하락하는 추세를 보여 준다. 반면 센서스 추계치에 따르면 고령남성의 경제활동은 1965년에서 1970년 사이 급격하게 상승하고 이후 20년 동안 정체했다가 1990년과 1995년 사이 다시 급상승하

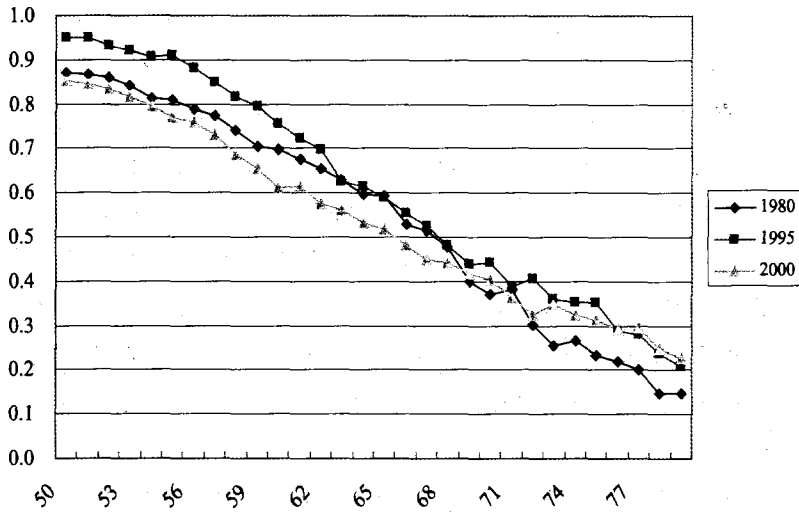
는 추이를 보여 준다. 단기적인 변동의 패턴에 있어서는 차이가 있지만 두 자료 모두 1960년대 중반에서 1990년대 중반까지 경제활동참가율의 증가가 관찰된다.

선서스보고서에 기초한 1955년과 1960년의 추계에 따르면 노년남성의 경제활동참가율이 1955년에서 1965년 사이에는 상당히 빠르게 감소했으며 그 이후에 증가세로 반전되었음을 시사한다(〈表 1〉). 이는 1960년대 초 이전 우리 나라도 다른 선진국들이 겪었던 일반적인 경험, 즉 산업화 시기에는 대부분의 노인들이 사망 직전까지 경제활동에 참여하다가 산업화와 더불어 점차 퇴직이 확산되었던 경험을 체험했을 가능성을 제시해 준다. 그러나 1955년과 1960년 센서스는 비교적 신뢰성이 낮은 것으로 판단되므로 본격적인 산업화가 시작되기 이전의 노년남성의 경제활동참가율이 어느 정도였는지는 확실하게 말하기는 어렵다.

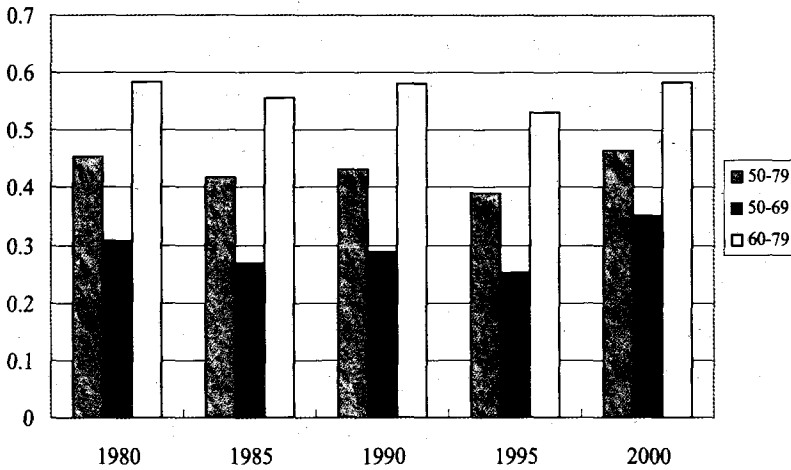
이제 보다 세분화된 연령층의 경제활동참가율 변화를 살펴보기로 하자. 〈表 1〉은 50-54세, 55-59세, 60-64세, 65-69세, 70세 이상 등 다섯 개의 연령층이 50세 이상 남성인구에 차지하는 비중과 각 연령층의 경제활동참가율을 보여 준다. 이 결과는 50대 남성에 있어서는 장기적인 추이가 미약한 대신 경기변동에 따른 단기적인 경제활동참가율의 변화가 두드러짐을 보여 준다. 위에서 살펴본 60세 이상 남성의 경제활동참가율의 장기적인 추세가 보다 세분화된 연령층에 대해서도 유사하게 나타남을 보여 준다. 즉 세 연령층 모두 1955년과 1965년 사이에는 경제활동참가율이 감소하고 이후 30년 동안은 그것이 상당히 빠른 속도로 증가하였다. 특히 70세 이상 남성들의 경제활동참가율 변화가 크게 두드러져서 1955년에서 1965년 사이에는 46%에서 18%로 감소했고 1995년까지는 다시 35%로 증가하였다.

1980년 이후의 연령별 경제활동참가율 변화는 〈그림 2〉에 나타난 연령-경제활동참가율 궤적의 시간적인 변화를 통해 더욱 자세히 드러난다. 이 결과에 따르면 1980년에서 1995년까지의 50세 이상 남성의 경제활동참가율 증가는 전 연령에 걸쳐 나타났으나 특히 50대와 70대 남성에게서 두드러졌던 것으로 확인된다. 62세에서 68세 사이의 남성의 경우 경제활동참가율의 변화는 거의 나타나지 않았다. 반면 1995년과 2000년 사이의 경제활동참가율 감소는 65세 이상 남성에게서 두드러지게 나타났음이 관찰된다.

좀더 포괄적으로 노년 남성의 경제활동정도를 측정하기 위해 “非使用 生産能力(used productive capacity)”이라는 지표를 측정하여 그 시기적인 변화를 관찰하였다. 이 지표의 개념과 측정 방법은 Gruber and Wise(1999)에 자세히 설명되어 있다. 이를 간략하게 소개하면 다음과 같다. 〈그림 2〉에서 연령-경제활동참가율 궤적의 위쪽, 즉 특정 연령에 있어서 노동시장에 참여하지 않는 남성의 비율은 대략 그 연령대의 비사용 생산능력을 의



〈그림 2〉 年齡-經濟活動參加率 軌跡



〈그림 3〉 非使用 生産能力

미한다고 볼 수 있다. 연령-경제활동참가곡선 위의 면적은 모든 연령대의 비사용 생산능력의 합이다. 이를 전체 면적(130)으로 나누면 50세에서 79세에 이르는 연령대의 비사용 생산능력이 해당 연령층 전체의 생산능력의 몇 %인지를 계산할 수 있다.

〈그림 3〉은 1980년부터 2000년까지 세 연령대, 즉 50-79세, 50-69세 그리고 60-79세에 대한 비사용 생산능력 변화를 보여주고 있다. 이를 보면 비록 1990년 수치가 추세에서



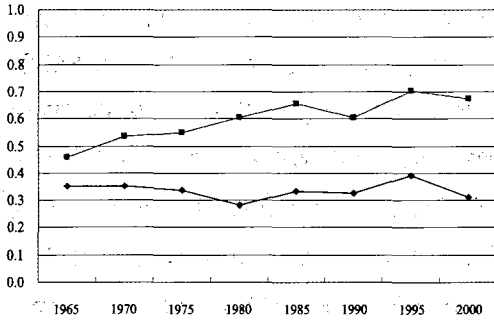
벗어나 있긴 하지만 비사용 생산능력의 뚜렷한 감소 추세를 확인할 수 있다. 예를 들어 50세에서 79세까지 남성의 비사용 생산능력은 1980년부터 1995년까지 8%나 감소했다. 이 결과는 1990년대 중반까지 한국에서 노년 남성의 경제활동참가 정도가 다른 OECD 국가에 비해 상당히 높다는 것을 보여 준다. 1995년 50세에서 69세까지 한국 남성의 비사용 생산능력(25%)은 벨기에(60%), 이탈리아, 프랑스, 네덜란드(이상 55%), 영국(50%), 스페인, 독일, 캐나다(이상 45%), 미국 그리고 스웨덴(이상 40% 근접)보다 훨씬 낮다. 다만 OECD 국가들 가운데 예외적으로 일본의 비사용 생산능력(23%)은 1995년의 우리 나라와 비슷한 수준이다[Gruber and Wise(1999)]. 외환위기 이후 고령남성의 경제활동참가율이 크게 감소함에 따라 2000년의 비사용 생산능력은 크게 높아졌다. 그러나 50-69세 비사용 생산능력이 여전히 35% 수준으로 대다수의 OECD 국가들에 비해 낮은 수준이다.

시간에 따른 고령남성의 경제활동참가율 변화는 도시와 농촌 간, 그리고 농가와 비농가 사이에 매우 현격한 차이를 보인다. 센서스는 도시화 정도에 따라 각 거주지를 세 종류의 행정 구역, 즉 동, 읍, 면으로 구분한다. 이하에서는 동지역을 도시, 읍·면 지역을 농촌으로 구분하였다. <表 2>는 1960년부터 2000년까지 농촌과 도시에 거주한 50세 이상 남성의 연령별 경제활동참가율 변화를 보여 준다. <그림 4>는 농촌과 도시의 60세 이상 남성의 경제활동참가율을 그래프로 보여 준다. 여기서 확실히 알 수 있는 것은 1965년부터 1995년까지 한국 고령남성의 경제활동참가율 증가는 거의 대부분 농촌 노년층의

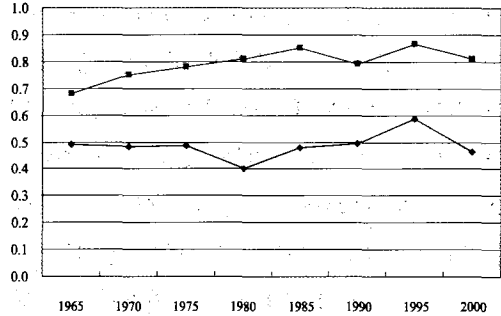
<表 2> 60歲 以上 男性의 都市居住 人口比重과 都市-農村別 經濟活動參加率

연도	도시 거주자의 비중				경제활동참가율							
	60+	60-64	65-69	70+	60+		60-64		65-69		70+	
					도시	농촌	도시	농촌	도시	농촌	도시	농촌
1960	0.172	0.200	0.164	0.143	0.373	0.551	0.485	0.767	0.350	0.543	0.197	0.306
1965	0.206	0.235	0.199	0.174	0.351	0.458	0.491	0.680	0.317	0.461	0.142	0.185
1970	0.247	0.281	0.245	0.200	0.353	0.536	0.483	0.751	0.310	0.554	0.140	0.252
1975	0.304	0.336	0.312	0.252	0.337	0.551	0.487	0.782	0.288	0.578	0.110	0.235
1980	0.360	0.385	0.368	0.322	0.281	0.603	0.400	0.812	0.253	0.660	0.127	0.313
1985	0.436	0.470	0.439	0.389	0.333	0.654	0.481	0.853	0.305	0.708	0.128	0.386
1990	0.467	0.500	0.470	0.427	0.325	0.603	0.493	0.790	0.303	0.663	0.122	0.369
1995	0.571	0.606	0.574	0.525	0.391	0.703	0.588	0.868	0.348	0.762	0.149	0.498
2000	0.605	0.659	0.596	0.547	0.312	0.675	0.463	0.809	0.278	0.746	0.124	0.498

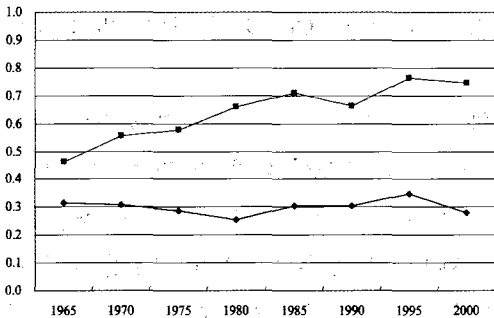
資料: 1955-1975 인구주택센서스보고서, 1980-2000년 인구주택센서스 2% 마이크로 표본.



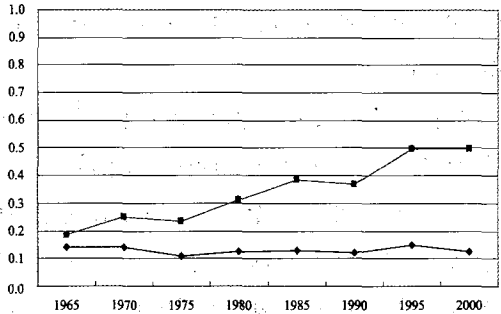
(1) 농촌-도시 60세 이상 경제활동참가율



(2) 농촌-도시 60-64세 경제활동참가율



(3) 농촌-도시 65-69세 경제활동참가율



(4) 농촌-도시 70세 이상 남성 경제활동참가율

〈그림 4〉 農村-都市 高齡男性的 經濟活動參加率

경제활동참가율이 급격히 증가한 데 기인하고 있다는 사실이다. 60세 이상 農村居住 남성의 경제활동참가율은 1965년 46%에서 1995년 70%로 25%나 증가했는데, 이는 같은 연령대 都市居住 남성의 경제활동참가율이 35%에서 39%로 불과 4% 증가하는 데 그친 것과 현저한 대조를 보인다. 농촌 내에서는 먼지역의 고령남성의 참가율이 읍지역 거주남성의 참가율보다 훨씬 높은 증가율을 보였다. 60-64세, 65-69세, 70세 이상의 연령대에서 비슷한 패턴이 발견된다. 반면 50대 남성들의 경우 농촌과 도시 사이의 차이가 그다지 뚜렷하게 나타나지 않았다.

60세 이상 남성인구를 농가와 비농가 거주자로 분류해도 비슷한 결과가 도출된다. 60세 이상 農家居住 남성의 경제활동참가율은 1965년 47%에서 1995년 78%로 증가하였다. 반면 같은 연령대 非農家居住 남성의 경제활동참가율은 33%에서 42%로 완만한 증가를 기록했을 뿐이다. 이러한 결과는 1960년대 중반 이후 30년 동안 우리 나라 고령남성의 경제활동참가의 장기적인 증가가 다분히 농촌 및 농업에 국한된 현상이었음을 보

여 준다.

연구대상인 전 기간 동안 농촌거주 고령남성의 경제활동참가율은 도시거주자에 비해 현저하게 높았다. 농촌지역 노인들이 경제활동을 더 활발하게 했던 것은 아마도 농업과 같은 자영업이 가지는 직업상의 유연성 때문이었을 것으로 판단된다. 자영업의 경우, 봉급생활자에 비해 非自發的인 退職의 압력이 낮다. 그리고 자영업자는 漸進的인 退職을 하는 데 유리한 여건에 있다. 건강, 경제적 여건, 일에 대한 의욕 등 경제활동참가에 영향을 미치는 요인들은 고령화와 함께 점진적으로 변화한다. 따라서 대부분의 사람들은 풀타임으로 일하다 특정 시점에 은퇴를 하는 것보다 나이가 들어감에 따라 일의 양과 강도를 조금씩 줄여가는 것을 더 선호할 것이다. 이와 같은 점진적 퇴직은 근무 시간과 일의 강도를 어느 정도 조절할 수 있는 자영업자에게는 어느 정도 가능한 일이며, 이는 농민과 같은 자영업자가 상대적으로 많은 농촌지역의 고령인구의 높은 경제활동참가율을 어느 정도 설명하는 것으로 여겨진다.<sup>(6)</sup>

1960년대 이후 농촌 거주 고령남성의 비중은 빠르게 줄어들었다. 60세 이상 남성의 도시인구비중은 1960년 17%에서 2000년 60%로 증가하였다(〈表 2〉). 마찬가지로 60세 이상 농가 거주 남성의 비율도 1965년 72%에서 1995년 34%로 감소하였다. 이는 다른 조건이 같았을 경우, 도시로의 인구이동에 의해 고령남성의 경제활동참가율이 감소했을 것임을 시사한다. 이와 같은 현상은 다른 나라에서도 발견된다. 미국의 경우 농업인구의 감소는 1880년부터 1940년까지 65세 이상 남성의 경제활동참가율 저하의 거의 사분의 일을 설명한다[Lee(2002)]. 우리 나라의 특징은 농촌 고령남성의 경제활동참가율의 급격한 상승이 도시화 및 농업의 축소로 인한 경제활동참가율 하락효과를 압도했다는 것이다.

농촌지역의 고령남성의 경제활동참가율이 지난 40년 동안 크게 증가하게 된 이유는 확실하지 않다. 하나의 유력한 가설은 농촌인구의 대규모 離農現象이 농촌고령남성의 노동력참가를 증가시켰다는 것이다. 1960년 전체 가구의 54%를 차지했던 농가의 상대적 중요성이 시간이 지남에 따라 급격히 낮아졌고, 1966년도 65%에 이르던 14세 이상의 농촌 거주 인구는 1995년까지 40%로 감소하였다. 그런데 이농현상은 선택적으로 이루어져서 주로 청년층이 농촌을 떠났기 때문에 이 기간 동안 農村의 老齡化는 가속화되었다. 14세 이상 인구에서 60세 이상 노인이 차지하는 비중은 농촌지역에서는 1966년 11%에서 1995

(6) 예를 들어 20세기 초 미국의 고령농민은 기계를 도입하거나 경작지의 면적 혹은 재배작물의 배합을 조정함으로써 일의 양을 줄임으로써 더 오랫동안 일을 할 수 있었다[Pederson (1950)]. 비농업인구에 비해 농민이 낮은 나이까지 노동시장에 남아있었던 현상은 1880-1940년 사이 미국에서도 발견된다[Lee(2002)].

년 25%로 증가하였지만 도시지역에서는 6%에서 9%로 증가했을 뿐이다. 1995년에는 면 지역에 거주하는 경제활동 인구의 30%가 60세 이상 노인이었다.

이러한 농촌인구의 노령화는 다음과 같은 경로를 통해 고령인구의 경제활동참가율에 영향을 미쳤을 것으로 사료된다. 먼저 고령노동과 청장년노동이 노동시장에서 代替關係에 있다면 청장년층의 이농현상으로 고령노동의 노동생산성가치가 상승하여 퇴직의 기회비용이 증가할 수 있다. 또 다른 가능성은 자영업자, 특히 농민들이 이농현상으로 인해 가족노동력을 상실하여 인력부족에 직면함으로써 고령에도 불구하고 계속 일을 할 수밖에 없게 되었다는 것이다. 거주지역의 인구노령화가 고령남성의 경제활동참가 결정에 미친 효과에 대한 실증적인 분석은 뒤에서 이루어질 것이다.

### 3. 高齡男性 經濟活動參加率 決定의 分析

#### 3.1. 分析方法

표준적인 경제학의 이론은 경제활동참가결정에 관한 결정을 賃金과 餘暇 간의 선택으로 설명한다. 즉 한 개인은 노동시장에 참여했을 경우의 단위시간당 임금과 참여하지 않았을 경우의 여가가 주는 효용의 금전적인 가치를 비교하여 자신의 效用을 極大化하는 선택을 내린다는 것이다. 이 이론은 노인들의 경제활동참가 결정을 설명하는 대부분의 문헌들에서도 그대로 적용되고 있다. 이 경우 노년남성의 경제활동참가결정은 노동시장에서의 생산성과 여가에 대한 주관적인 평가에 영향을 미치는 요인들, 예컨대 연령, 교육수준, 건강, 직업, 가족구조, 비노동 소득의 크기, 근로조건 등에 영향을 받을 것이다. 여기에 연금이나 정년퇴직제도의 성격 등이 추가적인 결정요인으로 작용할 것이다. 따라서 가장 이상적인 분석의 방법은 앞에서 지적한 모든 요인들이 개인의 퇴직결정에 어떤 영향을 미쳤는지를 확인하고 그 요인들이 장기적으로 어떻게 변했는지를 관찰하는 것이라고 판단된다. 이를 위해서는 다수의 노년남성들에 대해서 퇴직결정에 영향을 미치는 변수들을 제공해 주는 마이크로 패널자료의 분석이 필요하다.

이 절에서는 1980년에서 2000년까지 5개 연도의 인구주택센서스 2% 마이크로표본을 이용하여 고령남성의 경제활동참가 결정요인을 분석할 것이다. 시작하기에 앞서 먼저 이용된 자료가 횡단면적인 특성을 가지고 있고, 경제활동참가를 결정하는 주요 요인에 대한 정보가 부족하기 때문에, 이하의 분석에는 여러 가지 한계가 있다는 점을 지적할 필요가 있다. 우선 獨立變數가 內生性의 문제를 안고 있다. 예를 들어 주택소유상태는 퇴직의 결정 요소라기보다는 그 결과를 보여줄 가능성이 있다. 미국의 경우 주택을 처분하

는 것은 퇴직자금을 조달하는 일반적인 방법이 아닌 것으로 알려져 있으며 따라서 주택 소유상태 변수의 잠재적인 내생성 문제가 심각하지 않은 것으로 판단된다. 그러나 이것이 우리 나라에도 적용될지는 미지수이다. 둘째, 橫斷面資料의 특성상 퇴직자에 대해서는 퇴직 이전의 職業이나 産業에 대한 정보가 알려져 있지 않다. 따라서 퇴직결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 직업이나 산업의 성격을 직접적으로 분석에 포함시키지 못했다. 다만 거주지역의 산업구성을 보여주는 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 주택소유라든가 학력과 같은 변수는 임금이나 비노동소득의 매우 불완전한 대리변수들이다. 이러한 결함은 패널 데이터를 사용함으로써 극복할 수 있겠지만 이는 최근의 기간에 대해서만 사용이 가능하다. 따라서 앞에서 언급한 제약에도 불구하고 센서스자료의 분석은 1980년대 이후 노년남성의 경제활동참가 결정요인을 분석하는 데 있어서 최선의 방법이라고 사료된다.

〈表 3〉은 회귀분석에 이용된 변수들과 그 표본평균을 보여 준다. 年齡은 연속변수 및 5년 단위의 더미변수를 이용했는데 여기에는 더미변수를 이용한 결과를 보고하였다. 연속변수를 이용하더라도 결과는 크게 달라지지 않는다. 다음으로는 教育水準을 나타내는 더미변수를 無學, 초등학교, 중등학교, 고등학교, 대학교 등 5개 범주로 나누어 포함하였다.<sup>(7)</sup> 인적자본의 양과 질이 노동공급에 미치는 영향에 관해서는 이미 수많은 연구결과가 제시되었으며 이들은 대체로 교육수준과 경제활동참가 사이에 강한 정의 상관관계가 있다는 것은 밝히고 있다.<sup>(8)</sup> 그러나 이하의 회귀분석에서는 소득변수가 제외되어 있기 때문에 교육수준의 효과에는 임금이 미치는 代替效果와 소득의 크기가 미치는 所得效果가 함께 반영되어 있을 것으로 추측된다. 각 학력의 비중을 살펴보면 이 기간 동안 노년남성들의 교육수준이 상당히 개선되었음을 알 수 있다. 60-74세의 경우 無學의 비중이 1980년 55%에서 2000년 12%로 감소하였고 고등학교 이상의 교육을 받은 이들의 비중은 같은 기간 7% 미만에서 36%로 증가했다. 이는 1920년에서 1940년 사이에 출생한 남성들의 교육수준 증가에 의한 것으로 식민지시대와 해방직후의 교육보급확대에 힘입은 것으로 보인다.

(7) 여기에는 각급 학교의 중퇴자가 포함되어 있다. 예를 들어 중학교를 중퇴했거나 졸업한 사람들을 중등학교 교육을 받은 이들로 간주한다.

(8) Pencavel(1986)은 이 결과를 잘 정리하고 있다.

〈表 3〉 回歸分析에 使用된 變數의 標本平均

변수	50-59세					60-74세				
	1980	1985	1990	1995	2000	1980	1985	1990	1995	2000
경제활동참가율	0.811	0.875	0.871	0.894	0.779	0.537	0.568	0.529	0.581	0.499
연령 더미										
50-54세	0.539	0.589	0.569	0.527	0.548					
55-59세	0.461	0.411	0.431	0.473	0.452					
60-64세						0.462	0.474	0.450	0.487	0.468
65-69세						0.330	0.321	0.339	0.300	0.339
70-74세						0.207	0.205	0.212	0.213	0.193
교육수준 더미										
무학	0.245	0.108	0.058	0.035	0.025	0.549	0.412	0.290	0.183	0.120
초등학교	0.413	0.401	0.332	0.280	0.209	0.300	0.365	0.389	0.391	0.352
중학교	0.145	0.173	0.196	0.214	0.220	0.076	0.102	0.136	0.148	0.167
고등학교	0.109	0.182	0.251	0.290	0.345	0.044	0.065	0.101	0.152	0.209
대학교 이상	0.088	0.137	0.163	0.180	0.200	0.033	0.055	0.086	0.125	0.153
주택소유 더미										
자택	0.776	0.648	0.628	0.580	0.581	0.725	0.669	0.668	0.610	0.608
전세	0.114	0.107	0.131	0.149	0.156	0.072	0.097	0.108	0.123	0.128
월세	0.059	0.186	0.176	0.184	0.183	0.038	0.170	0.157	0.174	0.170
무상주택	0.015	0.058	0.062	0.085	0.080	0.011	0.063	0.064	0.092	0.094
결혼 더미	0.959	0.961	0.958	0.949	0.932	0.883	0.895	0.902	0.909	0.915
가족 수	5.121	4.550	3.752	3.272	3.052	4.861	4.283	3.773	3.252	3.021
도시거주 더미	0.458	0.481	0.485	0.648	0.692	0.372	0.401	0.401	0.529	0.561
거주지역특성										
60세 이상 인구비율(%)	5.449	6.763	7.834	9.459	6.584	5.892	7.398	8.662	10.899	7.094
비농업인구비율(%)	45.219	45.163	55.700	61.178	64.664	38.546	38.783	49.121	53.062	56.386

住宅所有狀態를 나타내는 더미변수들은 개인의 재산보유의 대리변수로서 포함하였다. 주택의 종류는 자택소유, 전세, 월세, 무상주택 등 네 가지 범주로 구분되었다. 고령남성 가운데 자택을 소유한 사람의 비율은 시간에 따라 감소했던 것을 볼 수 있다. 富의 效果(wealth effect)를 예상한다면 자택소유에 비해 전세 및 월세에서 사는 사람의 경제활동참가확률이 높아야 할 것이다. 그러나 역으로 경제활동참가상태가 주택소유에 영향을 미칠 수 있으므로 실제의 결과를 예상하기는 어렵다. 다음으로, 가족구조를 보여주는 변수로 결혼여부를 보여주는 더미변수와 가족의 수를 추가하였다. 결혼상태에 있는 고령남성의 비율은 50-59세의 경우 안정적이었고, 60-74세의 경우에는 다소 증가하였다. 반면

평균 가족 수는 크게 감소하여 1980년에 5인이었던 평균가족수가 2000년까지는 3인으로 줄었다.

다음으로는 都市居住 더미변수와 거주하는 시·군의 농업인구비중(%)을 분석에 포함하였다. 산업화와 도시화의 정도는 노년남성들의 경제활동참가에 영향을 미치는 중요한 요인으로 지적되어 왔다. 19세기 말-20세기 초 미국 노인들에 관한 일련의 연구들은 都市化로 인해 노인들이 전통사회에 있어 그들의 부와 권위의 토대였던 토지와 대가족을 잃어버리고 사회경제적 지위의 하락을 경험했음을 지적했다. 그리고 産業化는 기술 및 경영상의 변화를 통해 작업의 속도를 높이고 공적인 교육의 중요성을 증대시키는 한편 고용에 있어서 연령에 따른 차별을 낳아 노인들을 노동시장에서 밀어내는 역할을 했다는 주장이 최근까지도 정설로 받아들여졌다.<sup>9)</sup> 우리 나라의 경우 앞에서 보았듯이 급격한 도시화와 산업화를 겪은 시기에 있어 노년남성들의 경제활동참가율은 오히려 증가했다. 이 두 변수들은 도시화와 산업구조의 변화가 고령남성의 경제활동참가에 미친 영향을 보여줄 것으로 기대된다. <表 3>에 따르면 농업의 쇠퇴를 반영하여 각 단위행정구역에 거주하는 비농업인구의 비중은 연구대상기간을 통해 크게 감소하였다. 마지막으로 앞서서 언급했던 거주지역의 인구고령화정도가 고령남성의 경제활동참가에 미친 영향을 보기 위해 각 시·군 남성인구 가운데 60세 이상 인구비율(%)을 포함하였다. 각 단위행정구역의 평균적인 고령남성 비중은 인구고령화와 함께 1980년에서 1995년까지 빠르게 증가했으나 1995년과 2000년 사이에는 오히려 감소하였다. 1995년 이후의 변화는 인구구성의 변화를 반영하는 것이다. 즉 각 행정구역의 고령인구 비중은 1995년 이후에도 증가했으나, 고령자들이 고령인구 밀집지역에 주로 거주하던 형태가 약화됨에 따라 고령남성의 거주지역 고령인구비중은 오히려 감소했던 것이다.

### 3.2. 回歸分析의 結果: 全體高齡人口

<表 4>와 <表 5>는 위에서 언급한 변수들이 50-59세와 60-74세 남성들의 경제활동참가에 미친 영향을 분석한 로지스틱(logistic) 회귀분석의 결과를 보여 준다. 이하에는 주로 60-74세 남성들에 대한 결과를 중심으로 논의를 진행하고, 50대 남성에 대해서는 60대 이상 남성과의 중요한 차이점만을 지적할 것이다. 먼저 年齡에 관한 더미변수의 추정계수는 연령이 증가할수록 경제활동참가의 확률은 크게 감소했음을 보여 준다. 5개 연도에

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

〈表 4〉 로지스틱 回歸分析結果: 50-59歲 男性의 經濟活動參加 決定要因

	1980		1985		1990		1995		2000	
	추정계수	$\partial P/\partial X$	추정계수	$\partial P/\partial X$	추정계수 <sub>r</sub>	$\partial P/\partial X$	추정계수	$\partial P/\partial X$	추정계수	$\partial P/\partial X$
절편	1.0655		1.4416		1.0763		1.0379		0.4328	
연령 더미										
50-54	NI		NI		NI		NI		NI	
55-59	-0.6892	-0.498**	-0.9824	-0.626**	-0.8605	-0.577**	-0.8598	-0.577**	-0.6726	-0.490**
교육수준 더미										
무학	NI		NI		NI		NI		NI	
초등학교	0.0133	0.013	0.0479	0.049	0.3201	0.377**	0.5791	0.784**	0.3839	0.468**
중학교	0.1014	0.107	-0.0254	-0.025	0.2170	0.242**	0.7083	1.031**	0.5242	0.689**
고등학교	0.3426	0.409**	0.1919	0.212**	0.4295	0.537**	0.8124	1.253**	0.5097	0.665**
대학교 이상	0.6898	0.993**	0.5187	0.680**	0.9957	1.707**	1.2254	2.406**	0.7452	1.107**
주택소유 더미										
자택	NI		NI		NI		NI		NI	
전세	-0.3021	-0.261**	0.0232	0.023	-0.0455	-0.045	0.0764	0.079	-0.0797	-0.077*
월세	-0.3747	-0.313**	0.0138	0.014	0.0078	0.008	-0.0100	-0.010	-0.0237	-0.023
무상주택	0.4108	0.508*	-0.0598	-0.058	-0.0291	-0.029	-0.0013	-0.001	0.0394	0.040
기혼자 더미	0.7853	1.193**	1.0233	1.782**	0.9570	1.604**	0.9440	1.570**	1.0229	1.801**
가족 수	-0.0348	-0.034**	-0.0256	-0.025**	0.0089	0.009	0.0341	0.035**	-0.0110	-0.011
도시거주 더미	-0.1255	-0.118	-0.3481	-0.294**	-0.3819	-0.317**	-0.5107	-0.400**	-0.5211	-0.406**
거주지역특성										
60세 이상 인구비율(%)	0.1871	0.206**	0.0915	0.096**	0.0474	0.049**	0.0268	0.027**	0.0125	0.013**
비농업인구비율(%)	-0.0129	-0.013**	-0.0063	-0.006**	-0.0033	-0.003**	-0.0009	-0.001	-0.0015	-0.002**
	N=23,389		N=36,202		N=35,252		N=38,687		N=35,593	

註: 유의수준 + 10%, \*5%, \*\*1%. NI는 포함되지 않은 변수(통제집단)를 의미함.

대해 유사한 추정계수의 크기는 연령에 따른 경제활동참가의 감소 정도가 다른 변수들을 통제할 때 비교적 안정적이었음을 시사한다. 50대의 경우 50-54세 남성과 55-59세 남성 사이의 차이가 1980년에서 1985년 사이 크게 증가했다가 이후 서서히 감소하는 형태를 보여 준다.

教育水準에 관한 결과는 60-74세 남성의 경우 인적자본의 증가가 경제활동에 미치는 긍정적 효과와 높은 소득이 경제활동에 미치는 부정적인 효과가 혼합되어 나타남을 보여 준다. 1985년-1995년 사이에는 초등학교에서 고등학교 교육을 받은 고령남성은 교육을 전혀 받지 않은 사람에 비해 경제활동참가의 확률이 낮았다. 오직 대학교육을 받은 사람



〈表 5〉 로지스틱 回歸分析結果: 60-74歲 男性 經濟活動參加 決定要因

	1980		1985		1990		1995		2000	
	추정계수	$\partial P/\partial X$	추정계수	$\partial P/\partial X$	추정계수	$\partial P/\partial X$	추정계수	$\partial P/\partial X$	추정계수	$\partial P/\partial X$
절편	0.5011		0.4889		0.3626		0.6142		-0.0762	
연령 더미										
60-64	NI		NI		NI		NI		NI	
65-69	-0.7587	-0.532**	-0.7579	-0.531**	-0.7457	-0.526**	-0.8840	-0.587**	-0.6372	-0.471**
70-74	-1.6396	-0.806**	-1.5577	-0.789**	-1.4595	-0.768**	-1.5461	-0.787**	-1.2149	-0.703**
교육수준 더미										
무학	NI		NI		NI		NI		NI	
초등학교	-0.0437	-0.043	-0.1288	-0.121**	-0.1879	-0.171**	-0.0701	-0.068+	-0.0074	-0.007
중학교	-0.0899	-0.086	-0.2376	-0.211**	-0.3294	-0.281**	-0.2238	-0.201**	-0.1657	-0.153**
고등학교	0.2158	0.241*	-0.1581	-0.146*	-0.2520	-0.223**	-0.1649	-0.152**	-0.2738	-0.240**
대학교 이상	0.8069	1.241**	0.3459	0.414**	0.1931	0.213**	0.0853	0.089	-0.2065	-0.187**
주택소유 더미										
자택	NI		NI		NI		NI		NI	
전세	-0.4466	-0.360**	-0.0155	-0.015	-0.0712	-0.069	0.0295	0.030	-0.0510	-0.050
월세	-0.4697	-0.375**	0.0140	0.014	-0.1241	-0.117**	0.0851	0.089*	-0.0203	-0.020
무상주택	-0.0651	-0.063	0.0416	0.043	-0.0126	-0.013	0.1089	0.115*	0.0326	0.033
기혼자 더미	1.0159	1.762**	1.1067	2.024**	0.8979	1.455**	0.7703	1.160**	0.8244	1.281**
가족 수	-0.1440	-0.134**	-0.1160	-0.110**	0.0076	0.008	0.0025	0.003	0.0205	0.021*
도시거주 더미	-0.0116	-0.012	-0.0929	-0.089	-0.6986	-0.503**	-0.9717	-0.618**	-1.0237	-0.641**
거주지역특성										
60세 이상 인구비율(%)	0.1276	0.136**	0.0775	0.081**	0.0330	0.034**	0.0356	0.036**	0.0111	0.011**
비농업인구비율(%)	-0.0171	-0.017**	-0.0149	-0.015**	-0.0074	-0.007**	-0.0032	-0.003**	-0.0077	-0.008**
	N=16,339		N=24,929		N=22,246		N=28,282		N=35,593	

註: 유의수준 + 10%, \*5%, \*\*1%. NI는 포함되지 않은 변수(통계집단)를 의미함.

들에게만 교육이 노동공급에 미치는 긍정적인 효과가 발견되었다. 그러나 대학교육의 경제활동참가 증가효과는 시간이 지남에 따라 점점 감소하여 1995년에는 통계적으로 유의하지 않게 되었고, 2000년에 이르러서는 유의한 마이너스로 변화하였다. 이는 근래에 와서는 고학력자들의 상대적인 경제활동참가가 감소했음을 보여 준다. 50대의 경우는 교육수준과 경제활동참가 간의 뚜렷한 정의 상관관계가 관찰되었다. 그뿐 아니라 교육의 긍정적인 효과는 1995년까지 더욱 강력해지는 경향을 보인다. 그러나 2000년에 들어와서 교육수준의 효과가 그 크기 면에서 크게 감소한 것을 볼 수 있다. 이는 외환위기 이후 고령자 노동시장에 구조적인 변화가 있었음을 추측하게 해준다.

住宅所有狀態를 보여주는 더미변수의 추정계수는 그 부호, 크기, 유의성 모두에 있어서 매년 큰 편차를 보인다. 전세더미의 추정계수는 대체로 마이너스이지만 1980년에 대해서만 유의할 뿐이다. 월세더미의 경우에는 1980년과 1990년에는 유의한 음수이고 1995년에는 유의한 양수이다. 시간에 따른 고령남성의 주택소유상태와 경제활동참가 사이의 관계변화가 어떤 요인에 기인하는지는 현재로서는 확실하지 않다. 전세나 월세더미의 추정계수가 자주 음의 부호를 보이는 것은 앞에서도 지적했듯이 경제활동의 중단이 경제적인 여건을 악화시키고 이것이 주택소유상태에 영향을 미친 것으로 해석할 수 있겠다. 50대 남성의 경우에도 주택소유상태가 경제활동참가에 미친 영향이 체계적이지 않은 것으로 보인다.

배우자가 있는 남성은 그렇지 못한 남성에 비해 경제활동을 할 가능성이 훨씬 높았다. 결혼상태의 영향은 그 크기에 있어서 1985년을 정점으로 다소 떨어지는 경향이 있으나 줄곧 강력한 효과를 보여 준다. 이는 배우자에 대한 부양의 필요성을 반영하거나 혹은 배우자의 존재가 경제활동을 할 수 있는 여건을 호전시키기 때문에 나타난 결과라고 해석된다. 50대의 경우에도 “既婚者 效果”는 강력하게 나타나며 1985년 이후 그 크기는 매우 안정적인 것을 관찰할 수 있다.

가족의 수가 고령남성의 경제활동참가에 미치는 효과는 흥미롭게도 1990년대 초반을 기점으로 그 방향이 달라진다. 즉 1980년대를 통해서는 가족의 수가 늘어날수록 경제활동의 가능성이 낮았으나 1990년과 1995년에는 그 효과가 사라져 버렸으며, 2000년에 와서는 오히려 가족의 수가 많을수록 경제활동참가의 확률이 높았다. 이러한 반전은 50대 남성들에게서도 발견된다. 즉 가족 수의 추정계수는 1980년대를 통해서는 유의한 음수였다가 1990년에는 유의하지 않은 양수였으며 1995년에는 유의한 양수였다. 이 결과에 대한 가능한 해석은 1990년 이전까지는 가족에 의한 고령남성의 부양효과가 강했으나, 근래에 와서는 고령남성에 의한 가족부양의 부담이 커졌다는 것이다. 이에 관해서는 더 자세한 연구가 필요할 것으로 판단된다.

都市居住 더미변수는 전 시기에 걸쳐 음수이지만 특히 1990년 이후부터 유의해지고 그 크기가 커진다. 1990년 이후 다른 조건들이 동일할 경우 도시에 거주하는 60-74세 남성은 농촌거주자에 비해 경제활동참가의 확률이 50% 이상 낮았다. 아래에서 논의할 거주행정구역의 특성, 즉 고령남성의 비중과 비농업인구의 비중을 제외하고 회귀분석을 수행하면 도시거주 더미변수의 추정계수가 더 커지고 1980년대에 대해서도 유의하게 나타난다. 이는 1980년대에 나타난 도시와 농촌 간의 경제활동참가율의 차이는 상당정도 거주지역의 인구고령화 정도와 산업구조의 차이에 기인한다는 것을 시사한다. 그리고 1990년

이후에는 인구고령화 정도와 비농업인구비중이 동일한 경우에도 농촌과 도시의 경제활동 참가율 격차가 커졌음을 보여 준다. 도시-농촌 사이의 차이는 50대 남성에게 대해서도 매우 강하게 나타난다. 이 연령층의 경우 이미 1985년부터 도시거주 더미변수의 추정계수는 유의한 음수를 나타낸다.

다음으로 居住地域 人口高齡化의 효과를 보기 위해 포함한 거주 시·군의 고령남성 비중은 전 시기에 걸쳐 경제활동참가 가능성에 강한 양의 효과를 나타냈다. 그러나 그 효과의 크기는 시간이 지남에 따라 점점 감소하는 것이 관찰된다. 예컨대 1980년에는 거주 행정구역의 60대 이상 남성 비중이 1% 증가하면 경제활동참가의 확률이 약 14% 증가하는 것으로 나타났지만, 2000년에는 약 1%를 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 50대 남성에게 대해서도 유사하게 나타난다. 거주지역의 인구고령화는 1995년까지 고령남성의 경제활동참가율이 증가했던 매우 중요한 요인 가운데 하나였던 것으로 보인다. 이 시기까지의 추정계수 가운데 가장 크기가 작은 1990년의 계수(0.034)를 적용하는 경우에도 1980년에서 1995년까지의 평균적인 거주지 노령인구비율의 증가(5% 포인트)는 60-74세 남성의 경제활동참가율을 17% 높였던 것으로 추정된다. 이는 이 기간 동안 실제의 경제활동참가율 증가의 세 배가 넘는 수치이다.<sup>(10)</sup>

마지막으로 거주 시·군의 非農業人口 비중은 전 기간에 걸쳐 고령남성의 경제활동참가 확률에 유의한 음의 효과를 나타낸다. 이 변수의 경우에도 인구고령화 정도와 관련된 변수처럼 시간이 지날수록 경제활동참가에 미친 효과의 크기가 감소하는 경향이 관찰된다. 50대의 경우에도 비슷한 패턴이 발견된다. 이 결과에 따르면 다른 조건이 동일했을 경우, 농업의 축소는 19세기-20세기 초 미국의 경우[Lee(2002)]와 마찬가지로 고령남성의 경제활동참가율을 크게 낮추었을 것임을 시사한다. 추정계수의 중간 값에 해당하는 1990년의 결과(-0.007)를 적용할 경우, 1980년에서 1995년까지의 비농업인구비율 증가(17.5%)는 60-74세 남성의 경제활동참가율을 약 12% 낮추었을 것으로 추정된다.

### 3.3. 回歸分析 結果: 農村 및 都市人口

〈表 6〉과 〈表 7〉은 위에서 행한 것과 유사한 회귀분석을 농촌과 도시인구로 나누어 수행한 결과를 보여 준다. 이 결과는 농촌과 도시에서의 고령남성의 경제활동참가결정요인

(10) 여기에는 보고되지 않았으나 센서스보고서에 제시된 행정구역(각 도의 동·읍·면부, 서울 특별시, 부산직할시 등 29개 구역)별 자료를 이용한 회귀분석은 1970년-1980년 사이에도 거주지역의 인구고령화가 고령남성의 경제활동참가율에 강한 양의 효과를 나타냈음을 보여 준다. 1970년, 1975년, 1980년 자료를 결합(pooling)하여 수행한 회귀분석 결과는 고령인구비율이 1% 증가할 때 60세 이상 남성의 경제활동참가율이 모형에 따라 2.2%-3.4% 상승했다는 것을 시사한다.

〈表 6〉 로짓 回歸分析結果: 農村 및 都市 居住 50-59歲 男性 經濟活動參加의 決定要因( $\partial P/\partial X$ )

	농촌					도시				
	1980	1985	1990	1995	2000	1980	1985	1990	1995	2000
연령 더미										
50-54세	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI
55-59세	-0.423**	-0.516**	-0.528**	-0.449**	-0.412**	-0.521**	-0.667**	-0.611**	-0.614**	-0.517**
교육수준 더미										
무학	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI
초등학교	-0.041	0.027	0.520**	0.897**	0.234+	0.260**	0.241*	0.382**	0.801**	0.719**
중학교	-0.414**	-0.414**	-0.009	0.624**	0.158	0.596**	0.247**	0.669**	1.425**	1.286**
고등학교	-0.202	-0.318**	0.037	0.252+	-0.094	0.973**	0.790**	1.222**	1.921**	1.391**
대학교 이상	-0.379**	-0.253*	0.554**	0.772**	-0.030	1.889**	1.565**	3.012**	3.290**	2.072**
주택소유 더미										
자택	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI
전세	-0.614**	-0.267*	-0.138	0.079	-0.201*	-0.156**	0.051	-0.043	0.076	-0.059+
월세	-0.741**	0.054	-0.112	-0.100	-0.004	-0.095	0.010	0.067	0.010	-0.014
무상주택	0.256	0.167	0.039	0.125	0.162+	0.976**	-0.162+	-0.074	-0.073	-0.004
기혼자 더미	2.286**	3.609**	2.719**	2.939**	3.101**	0.661**	0.964**	0.913**	1.063**	1.380**
가족 수	-0.072**	-0.045*	-0.000	0.045*	-0.038*	-0.011	-0.010	0.019**	0.028*	0.001
거주지역특성										
60세 이상 인구비율(%)	0.021	0.029+	0.022**	0.020*	0.008	0.286**	0.113**	0.027**	-0.016	0.004
비농업인구비율(%)	-0.034**	-0.022**	-0.008**	-0.010*	-0.009**	-0.011**	-0.005**	-0.001	-0.003**	-0.000
N	12,656	18,970	18,138	13,620	12,986	10,733	17,232	17,114	25,067	29,165

註: 유의수준 + 10%, \*5%, \*\*1%. NI는 포함되지 않은 변수(통제집단)를 의미함.

이 상당히 달랐음을 보여 준다. 앞에서 전체 고령남성들에 대해 분석한 결과는 농촌·도시의 상이한 결과가 혼재된 것으로 파악된다. 먼저 교육의 효과는 농촌과 도시 사이에 뚜렷한 차이를 보인다. 농촌의 경우, 교육수준과 경제활동참가 사이의 정의 상관관계가 전혀 발견되지 않으며, 교육을 받은 고령남성은 교육을 전혀 받지 않은 사람들에 비해 유의하게 낮은 경제활동참가 확률을 나타낸다. 전체 남성인구를 이용한 분석에서 볼 수 있었던 대학교육 이수자의 우위도 발견되지 않는다. 가능한 해석의 하나는 농촌의 경우, 자영업자의 비중이 높은 만큼 공적인 교육수준의 중요성이 도시에 비해 낮고, 퇴직의 결정에 있어서 所得效果가 代替效果를 압도했다는 것이다. 농촌인구와는 대조적으로 도시인구의 경우 교육수준과 경제활동참가 확률 사이에 매우 뚜렷한 정의 상관관계가 발견된다. 눈에 띄는 또 다른 패턴은 이와 같은 교육과 경제활동 간의 정의 상관관계가 시간이

〈表 7〉 로짓 回歸分析結果: 農村 및 都市 居住 60-74歲 男性 經濟活動參加의 決定要因( $\partial P/\partial X$ )

	농촌					도시				
	1980	1985	1990	1995	2000	1980	1985	1990	1995	2000
연령 더미										
50-64세	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI
65-69세	-0.572**	-0.567**	-0.521**	-0.551**	-0.326**	-0.481**	-0.491**	-0.536**	-0.606**	-0.549**
70-74세	-0.844**	-0.807**	-0.772**	-0.768**	-0.632**	-0.690**	-0.775**	-0.770**	-0.810**	-0.770**
교육수준 더미										
무학	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI
초등학교	-0.145**	-0.180**	-0.215**	-0.105**	0.005	0.290**	0.137*	0.118**	0.181**	0.192*
중학교	-0.418**	-0.509**	-0.456**	-0.428**	-0.388**	0.368**	0.331**	0.237**	0.240**	0.418**
고등학교	-0.137	-0.634**	-0.517**	-0.483**	-0.495**	0.722**	0.586**	0.498**	0.340**	0.278**
대학교 이상	0.276	-0.510**	-0.438**	-0.549**	-0.625**	2.109**	1.557**	1.145**	0.806**	0.453**
주택소유 더미										
자택	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI	NI
전세	-0.526**	-0.122	-0.258**	-0.139	-0.407**	-0.213**	0.050	0.024	0.057	0.023
월세	-0.675**	-0.037	-0.188**	0.143*	0.049	0.025	0.099*	-0.038	0.087+	-0.019
무상주택	-0.135	0.036	-0.007	0.103	0.195**	0.151	0.066	0.009	0.130+	-0.134*
가혼자 더미	1.975**	2.610**	1.838**	1.967**	2.126**	1.188**	1.131**	0.860**	0.566**	0.651**
가족 수	-0.165**	-0.146**	0.013	-0.007	0.024+	-0.065**	-0.046**	0.003	0.008	0.024*
거주지역특성										
60세 이상 인구비율(%)	0.022	0.043**	0.020**	0.020**	-0.007	0.469**	0.148**	0.011	0.011	0.022**
비농업인구비율(%)	-0.034**	-0.023**	-0.010**	-0.012**	-0.020	-0.010**	-0.014**	-0.007**	-0.005**	-0.004**
N	10,247	15,067	13,320	13,334	15,615	6,092	9,862	8,926	14,948	19,978

註: 유의수준 + 10%, \*5%, \*\*1%. NI는 포함되지 않은 변수(통제집단)를 의미함.

지남에 따라 크게 약화되었다는 것이다. 예컨대 다른 조건이 동일할 경우 無學에 비교한 大學教育의 경제활동참가 확률에 있어서의 우위는 1980년 156%에서 2000년 45%로 크게 감소하였다. 50대 남성의 경우는 60-74세 남성과 다소 차이를 보인다. 도시인구의 경우, 교육수준과 경제활동참가 확률 사이에 뚜렷한 정의 상관관계가 발견되는 것은 마찬가지로 이 관계가 시간에 따라 약화되는 것은 관찰되지 않는다. 농촌인구의 경우 교육의 효과는 60-74세 남성에 비해 덜 체계적으로 나타난다. 즉 소득효과가 대체효과를 압도하는 현상이 덜 뚜렷하게 나타나는 것으로 보인다.

住宅所有狀態의 대한 결과를 보면 농촌의 경우 남성 전체나 도시에 비해 전세더미의 추정계수가 보다 체계적으로 음수로 나타나는 것을 볼 수 있다. 월세더미의 추정계수도

1980년과 1990년에 대해 유의한 음수로 나타났다. 이는 경제활동참가의 결정이 주택소유 상태에 영향을 미치는 逆因果關係(reverse causality)가 농촌에서 더 심하게 나타났을 가능성을 시사한다. 50대 남성의 경우에도 이와 유사한 결과가 관찰된다.

家族構造나 居住地域의 특성이 미친 효과는 전반적으로는 고령남성 전체에 대한 결과와 유사하다. 그렇지만 도시-농촌 사이에는 다음과 같은 차이점이 관찰된다. 혼인상태의 효과는 도시에서보다 농촌에서 더 강하게 나타났으며, 도시에서는 그 효과가 시간에 따라 감소했던 반면, 농촌에서는 크게 변하지 않았다. 가족 수의 효과는 그 부호가 음수이던 1980년 동안 농촌에서 더 강하게 나타났다. 거주 시·군의 고령인구비중은 농촌의 경우 1985년-1995년에 유의한 양의 효과를 나타냈다. 추정계수는 비교적 작은 대신 1995년까지 안정적이었다. 반면 도시인구의 경우 1980년과 1985년의 추정계수는 매우 크고 유의했으나, 이후 효과의 크기가 급속하게 감소하고 유의성을 상실하였다. 농촌인구에 대한 결과는 전체남성의 경우와 마찬가지로 거주지역의 인구고령화가 농촌 고령남성의 경제활동참가율을 높인 중요한 요인이었음을 보여 준다. 1980-1995년 사이의 결과 가운데 가장 작은 추정계수(0.02)를 적용하는 경우에도, 1980년-1995년 사이의 평균적인 시·군 고령인구의 비중변화(8.2%)는 같은 기간 동안 60-74세 고령남성의 경제활동참가율을 16% 증가시켰을 것으로 추정된다. 이는 이 기간 동안 동일 연령층 농촌남성들의 경제활동참가율 증가(6.2%)의 두 배가 넘는 수치이다. 끝으로 비농업인구의 비중이 미친 효과는 도시에 비해 농촌에서 더 컸다.

#### 4. 農村高齡男性的의 經濟活動參加率 增加要因

위의 분석결과는 1960년대 중반 이후 진행된 노년남성의 경제활동참가율의 상승은 주로 농촌 노인들의 경제활동참가 증가에 기인한 것이었으며, 여기에는 離農現象으로 인한 고령인구비중의 증가가 중요한 영향을 미쳤음을 보여 준다. 1960년대부터 시작된 도시화 및 농촌인구의 도시이동으로 인해 농촌인구가 크게 감소했음은 주지의 사실이다. 농가호수는 1960년 전체 가구의 약 54%를 차지했으나 1980년까지는 27%로 감소했으며 1967년 이후부터는 절대적으로도 감소하기 시작했다. 1966년에는 14세 이상 인구의 65%가 읍·면 단위 지역에 거주했으나 1995년에는 40%만이 농촌에 살고 있다. 도시로 이주했던 농촌인구의 대다수는 청·장년층이었으므로 이농현상은 농촌인구의 노령화를 가져왔다.<sup>(11)</sup>

(11) 농촌인구의 도시이동의 형태에 관해서는 다음의 문헌들을 참조할 것. 김남일 외(1997), 문현상 외(1991), 이은우(1993), 김정연(1987), 윤수중(1984).

14세 이상 인구 중 60세 이상의 비중은 도시의 경우 1966년 6%에서 1995년 9.2%로 약간 증가했지만 농촌의 경우에는 같은 기간 동안 11%에서 25%로 크게 증가했다. 1995년 현재 면 단위 지역에 거주하는 14세 이상 인구 중 30%는 60세 이상의 노인이다.<sup>(12)</sup>

이와 같은 농촌인구의 노령화는 앞에서도 지적했듯이 노인들로 하여금 다음과 같은 경로를 통해 고령남성의 경제활동을 증가시켰을 것으로 추측된다. 노인들과 젊은이들이 농촌의 노동시장에서 代替關係에 있다면 젊은이들의 도시 이주는 노인들의 노동생산성을 높여 노동시장에 더 오래 머무르게 하는 요인으로 작용할 것이다. 다음으로, 농민의 경우 家族經濟의 관점에서 보아 젊은 층의 도시 이주는 토지를 물려받아 경작할 일손의 상실을 의미한다. 만약 농업자산을 처분하여 퇴직생활을 하는 것이 불가능하거나 도시에 거주하는 자녀들과 함께 살 수 없는 경우에는 노령화에도 불구하고 계속 노동을 하는 것이 불가피할 것이다.

농촌사회의 변화에 관한 연구들은 이농현상으로 인해 많은 농촌가구들이 청·장년 노동력 없이 노인들만으로 구성되게 되었음을 보여 준다. 김남일 외 3인(1997)의 연구에 따르면 농촌지역의 평균 가구원수는 1960년 5.8인이던 것이 1995년에는 3.3인으로 감소하였다. 면 단위 지역의 경우 평균 가구원 수는 3인에 불과하다. 가구의 구조에 있어서 1950년대에는 2세대 및 3세대로 구성된 가구가 대다수를 차지하고 있었으나 가족구성원의 도시이주로 인해 1세대로 구성된 親族家族의 비중이 크게 증가하였다. 면 단위 지역의 경우 1960년 전체가구의 4.4%에 불과하던 1세대 친족가족의 비중은 1995년에는 27.5%로 증가하였다. 그리고 이와 같은 1세대 가구주는 주로 고령자로서 1995년 면 단위 지역 1세대 가구주의 78%가 55세 이상이었다. 노인의 경제활동을 불가피하게 하는 가구구조의 변화는 특히 1인 單獨家口의 증가에서 두드러지게 나타난다. 면 단위 지역의 경우 1960년에는 2%에 불과하던 1인 단독가구의 비중은 1995년에는 17%로 증가하였으며 그 대부분은 55세 이상의 고령자였다. 인구의 노령화가 노인의 경제활동참가율 증가를 가져오는 경로는 아직까지는 확실하지 않으나 가족을 단위로 하는 자영업자들이 다른 가족노동력을 상실함에 따라 노령화에도 불구하고 계속 경제활동을 할 수밖에 없게 됨에 따라 나타난 현상일 가능성이 큰 것으로 보인다.

이에 관련하여 제기되는 질문은 왜 농촌의 노인들이 농업이나 기타 사업을 정리하고 자산을 처분하여 퇴직을 하지 않는가 하는 것이다. 예컨대 20세기 초 미국의 농민들은 농장을 매각하여 퇴직생활에 필요한 자금을 마련하고 농촌의 중소도시로 이주하여 독립

(12) 1966년과 1995년 센서스에서 계산함.

적인 은퇴생활을 영위하였던 것으로 보인다(Lee(1999)). 그렇다면 왜 우리 나라 농촌지역의 노인들은 그렇게 할 수 없었던 것일까? 농업에 종사하는 노인들의 경우 왜 농지를 매각하고 이주하여 자녀들과 함께, 혹은 독립적으로 은퇴생활을 하지 않는 것일까? 왜 한국의 많은 노령 농업 종사자들이 과거 미국의 농민들과 같은 퇴직 패턴을 따르지 않았는가를 이해하기 위해서는 보다 심층적인 연구가 필요할 것이다. 다만 산업화 과정에서 농촌 경제가 상대적으로 몰락하면서 농촌 노년층이 퇴직 후 생활을 위해 저축을 하는 것이 점점 더 어려워졌다는 추측을 해볼 수 있다. 예를 들어 도시 근로자 가구의 임금 대 농가의 임금 비율은 1978년 1.09에서 1999년 0.84로 떨어졌다 농가의 한달 평균 소득은 1978년 157,000원, 1999년 1,860,000원이었다. 도시 근로자 가구의 한달 평균 소득은 1978년 144,000원, 1999년 2,225,000원이었다[한국 통계청 발간 통계자료참조(2000, 3-6, 3-12)]. 1996년 가구소비실태조사에 따르면 농촌 가구의 평균 순 저축은 도시 가구 순 저축의 76%에 불과했다[통계청(2000, 3-13)]. 1994년 사회 통계 설문조사에 따르면 농촌거주자는 도시거주자에 비해 안정적인 노후 생활에 대한 준비가 되어 있지 않은 것으로 나타났다. 57%의 도시지역 응답자가 노후를 준비한다고 답한 반면 41%의 농촌거주자가 그렇다고 대답했다[통계청(2000, 3-13)]. 뿐만 아니라 토지 이용 목적에 대한 규정 때문에 노년의 농업 종사자가 농지를 비롯한 농업 자산을 매각하는 것도 어려웠을 것이다.

농촌고령인구의 경제활동 증가는 단순히 經濟的인 要因으로 설명하기 어려운 면도 있다. 고령의 농민들로 하여금 계속 농촌에 남아서 생업에 종사하게 하는 非經濟的인 要因으로는 거주지, 생업, 이웃 등에 대한 감정적인 애착이나 도시로 이주한 가족들과의 연계 등을 들 수 있다. 강원도의 한 농촌마을에 대한 한 사례연구는 두 번째 요인에 대한 부연 설명을 제시해 준다. 이 연구에 따르면 고령의 농민들이 농촌농업부문에 계속 머물러 있는 이유는 도시로 이동한 자녀나 형제자매의 생활이 안정되지 못하여 함께 살기 어려울 뿐만 아니라 오히려 그들에게 식량을 제공하는 등 안전판의 역할을 해주기 때문이라고 한다[윤수중(1984)]. 그리고 또 다른 가능한 설명은 농지를 임대하고 실질적으로는 퇴직상태에 있는 노년의 농민들이 완전히 일에서 손을 떼기보다는 남아있는 약간의 토지를 경작하는 것을 택함으로써 經濟活動參加人口로 간주되고 있을 수 있다는 것이다. 20세기 초반 미국에 있어서도 고령의 자영업자들, 특히 농민의 경우에는 경제활동참가상의 지위가 모호했던 것으로 보인다.<sup>(13)</sup> 그러나 이 추측이 사실이라면 왜 농촌 노년인구의 부

(13) 1900년 노동시장에 참가하지 않았던 것으로 간주된 노년남성 가운데 상당수가 1910년까지 다시 노동시장에 복귀하였다. 그런데 이와 같은 현상은 주로 농업과 관련된 것으로 노동시장에 복귀한 퇴직자들 가운데 대부분인 1900년에 농지를 보유했거나 1910년 직업이 농민인



분적인 퇴직이 장기적으로 증가했는가 하는 의문은 여전히 남는다.

## 5. 高齡男性 經濟活動參加率의 展望

과거의 경제활동참가율 추이와 그 결정요인을 바탕으로 미래의 추세를 정확하게 전망하는 것은 어려운 일이다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 결과는 우리 나라 고령남성의 경제활동참가율이 장기적으로 크게 하락하리라는 것을 시사한다. 우선 본 연구결과에 따르면 1965년-1995년 사이 고령남성 경제활동참가율의 증가는 거의 대부분 농촌 고령남성의 노동시장 참여 증가에 기인한 것이었다. 그런데 현재 60세 이상 고령남성의 경제활동참가율이 이미 70%에 이르는 것을 볼 때 앞으로 농촌고령인구의 경제활동참가율이 크게 증가하리라고 기대하기는 어렵다. 설사 농촌고령인구의 경제활동참가율이 증가한다 하더라도 이들이 전체고령인구에서 차지하는 비중이 낮아졌기 때문에 과거에 비해 그 효과가 줄어들 것이다. 또한 이 연구의 결과는 농촌고령남성의 경제활동참가율이 증가한 중요한 요인 가운데 하나가 離農現象으로 인한 지역인구의 고령화였다는 것을 보인 바 있다. 그런데 앞에서 제시한 회귀분석의 결과에 따르면 거주지역 인구고령화가 고령남성의 경제활동참가율에 미치는 영향은 근래에 와서 크게 감소하였다. 더욱이 1995년과 2000년 사이의 경험에서 볼 수 있듯이 더 많은 고령자들이 고령인구의 비율이 상대적으로 낮은 도시지역에 거주하게 되면서 전반적인 인구고령화에도 불구하고 노인들이 사는 지역의 고령인구비중은 오히려 낮아질 가능성이 있다.

본 연구에서 고려한 다른 요인들도 고령남성의 경제활동참가율을 낮추는 방향으로 작용할 가능성이 크다. 먼저 고령남성의 教育水準과 경제활동참가율 사이의 관계는 근래에 와서 음의 관계로 바뀐 것을 볼 수 있다. 따라서 향후 고령남성의 교육수준 증가는 소득효과를 통해 이들의 경제활동참가율을 감소시킬 것으로 전망된다. 고령남성의 평균적인 가족 수와 경제활동참가율 간의 관계도 근래에 들어 양의 관계로 바뀌었다. 따라서 그동안 진행되어 온 家族規模의 감소현상이 지속될 경우 이는 고령남성의 경제활동참가율을 낮추는 요인으로 작용할 것이다.

그러나 무엇보다도 우리 나라 고령남성의 경제활동참가율을 크게 낮출 것으로 예상되는 변화는 오래 전부터 진행되어 오던 도시 및 비농업인구의 상대적인 증가이다. 앞에서 지적했듯이 도시에 거주하는 고령남성의 경제활동참가율은 농촌거주자의 참가율의 절반

사람들이었다. 이는 센서스 조사자들에게 있어서 농가에 거주하는 반퇴직 상태의 노년남성의 경제활동참가여부가 모호했기 때문에 나타난 것으로 보인다. Lee(1999)를 참조할 것.

수준이다. 마찬가지로 비농업인구의 경제활동참가율은 농업인구의 참가율에 비해 크게 낮다. 따라서 도시 및 비농업인구의 상대적인 비중증가는 고령남성 전체의 경제활동참가율을 낮출 것으로 예상된다. 이 요인은 과거에도 작용하고 있었으나 농촌고령인구의 경제활동참가율 증가에 압도되는 경향이 있었다. 이제 농촌고령인구의 참가율이 더 이상 증가하지 않는 상황에서 이와 같은 도시화와 농업의 축소는 다른 여건에 변화가 없다면 고령남성의 경제활동참가율을 크게 낮출 것이다.

〈表 8〉에 제시된 분석결과는 2000년에서 2013년 사이 위에서 예상한 효과가 실제로 얼마나 크게 나타날지에 대한 대략적인 예측을 보여 준다. 분석방법을 소개하면 다음과 같다. 2013년에 대한 60-74세 남성의 교육수준, 도시거주인구비중, 거주지의 농업인구비중의 추정치는 2000년의 50대 남성들에 대한 이상의 변수들의 평균치에 기초하여 얻었다. 이 방법의 가정은 이상의 변수들과 관련된 50대 남성들의 평균적인 특성이 이들이 63-72세가 될 때까지 변하지 않으리라는 것이다. 예컨대 2000년에 농촌(도시)에 거주했던 50대의 남성이 13년 후에도 여전히 농촌(도시)에 거주하거나 혹은 이들의 도·농 간 純移住率(net migration rate)이 0이라고 가정하는 것이다. 그리고 이 변수에 대한 63-72세 남성의 평균이 60-74세 남성의 평균과 같다는 것을 가정하고 있다. 이상의 가정은 대체로 고령남성의 경제활동참가율 감소 정도를 과소평가할 것으로 예상된다. 예컨대 도시인구비

〈表 8〉 2000年-2013年 60-74歲 男性의 經濟活動參加率 變化豫測

	(1) 2000년	(2) 2013년	(3) 변화	(4) $\partial P/\partial X$	(5) $\Delta LFPR$
교육수준					
무학	0.120	0.025	-0.095		
초등학교	0.352	0.209	0.143	-0.007	0.001
중학교	0.167	0.220	0.053	-0.153	-0.008
고등학교	0.209	0.345	0.136	-0.240	-0.033
대학교 이상	0.153	0.200	0.047	-0.187	-0.009
기혼자 비율	0.915	?	?	1.281	?
평균가족 수	3.021	?	(-)	0.021	(-)
도시거주인구비율	0.561	0.690	0.129	-0.641	-0.083
거주지역특성					
60세 이상 인구비율(%)	7.094	?	?	0.011	?
비농업인구비율(%)	56.386	64.664	8.278	-0.008	-0.066
합계					-0.198

중의 경우, 현재 농촌에 거주하는 50대 남성의 상당수는 지리적인 이동이나 거주행정구역의 도시승격으로 인해 앞으로 도시에 거주하게 될 가능성이 높다. 따라서 위의 가정은 향후 도시화의 정도와 이로 인한 고령남성의 경제활동참가율 감소를 과소평가하게 된다. 이것은 비농업인구비중의 경우에도 똑같이 적용된다. 각 변수의 변화가 고령남성의 경제활동참가율에 미칠 것으로 예상되는 효과의 크기는 2000년 센서스를 이용한 회귀분석의 결과에 기초하였다. 이 결과가 보여주는 각 변수와 경제활동참가율 사이의 관계가 앞으로 계속 지속될지에 대해서는 의문의 여지가 있다. 그러나 회귀계수들의 과거 추세를 보건대 대부분의 변수들의 경우 이 관계가 단기적으로 크게 변할 것으로 보이지는 않는다.

〈表 8〉의 결과는 이 분석에서 명시적으로 고려한 教育水準, 都市人口比重, 居住地域의 非農業人口比重 등 세 변수들의 변화가 2013년까지 60-74세 남성의 경제활동참가율을 20%나 낮출 것이라는 예측을 제시한다. 이 가운데 특히 도시인구비중의 증가가 가져올 효과(8.3% 감소)가 큰 것으로 나타났고, 비농업인구비중 증가의 효과(6.6% 감소)가 뒤를 이었다. 다른 변수들의 효과는 현재로서는 확실하지 않지만 이상의 세 변수의 변화가 가져올 경제활동참가율 감소를 크게 상쇄시킬 것으로 보이지는 않는다. 먼저 기혼자의 비율은 미미한 상승추세를 보이기는 하지만 향후 크게 변화하지는 않을 것으로 예상된다. 가족의 규모는 1995년까지 매우 빠른 속도로 감소해 왔지만 이후 감소의 속도가 크게 완만해진 것을 볼 수 있다. 만약 가족규모가 더 줄어든다면 이는 고령남성의 경제활동참가율을 추가적으로 낮추는 요인으로 작용할 것이다. 마지막으로 도시화 및 산업구조 변화의 효과를 상쇄해 왔던 가장 중요한 요인이었던 거주지역 고령인구비중의 변화는 앞에서 설명했듯이 그 변화의 방향이 불투명할 뿐더러 설사 증가한다 하더라도 고령남성의 경제활동참가율에 미치는 영향의 크기가 미미할 것으로 예상된다.<sup>(14)</sup>

이 연구에서 고려하지 못한 요인들도 고령남성의 경제활동참가율을 낮추는 방향으로 영향을 미칠 가능성이 크다. 國民年金的 적용범위 확대는 농민을 비롯한 자영업자들의 은퇴를 촉진할 가능성이 높으며, 長期的인 所得의 증가는 고령인구로 하여금 여가에 대한 수요를 증가시킬 것으로 전망된다.<sup>(15)</sup> 노동의 수요측면도 고령노동의 고용에 대해 그

(14) 여기에서 고려한 변수들의 영향이 20년 혹은 30년 이후에도 유지되지 않을 것으로 보인다. 예컨대 농촌인구 혹은 농업인구의 비중이 무한정 감소하지는 않을 것이다. 따라서 각 부문의 비중 변화가 가져오는 고령인구의 경제활동참가율 감소효과는 대체로 향후 10년 혹은 20년 동안 비교적 클 것으로 예측할 수 있다.

(15) 1988년 도입된 이후, 국민연금의 적용대상은 점차 확대되어 현재는 이론상 모든 민간부문 피고용자와 자영업자가 강제적 혹은 자발적으로 가입하게 되어 있다. 국민연금을 비롯한 공

다지 호의적이지는 않은 것으로 보인다. 技術 및 産業構造의 급격한 변화는 다른 선진국에서 그러했듯이 고령노동자의 상대적인 생산성 하락이나 고용상의 차별을 통하여 고령남성의 경제활동참가율 감소를 가져올 가능성이 높다. 최근의 조사결과는 이러한 우려를 어느 정도 뒷받침한다. 이에 따르면 고령자의 상대적인 임금은 1990년대를 통해 (특히 외환위기 이후) 크게 감소하였으며, 고용이나 감원에 있어 고령노동자는 큰 차별을 받고 있는 것으로 나타났다[Chang(2003)]. 근래에 와서 연령에 따른 차별을 금지하고 고령노동자의 고용을 안정화시키려는 일련의 정책들이 나오고 있으나 이것이 고령자들에 대한 노동시장퇴출압력을 얼마나 완화시킬 수 있을지는 아직까지 미지수이다.

## 6. 맺 음 말

이 연구는 1955년에서 2000년까지 한국 고령남성의 經濟活動參加率을 추계하고 고령남성의 勞動市場參加 決定要因을 분석하였다. 가장 두드러진 결과는 60세 이상 고령남성의 경제활동참가율이 1965년 40-44%에서 1995년 52-55%로 크게 증가했다는 사실이다. 이는 기간 동안 고령남성의 경제활동참가율의 감소는 50세 이상의 모든 연령에 대해 관찰된다. 이 패턴은 지난 반세기 동안 고령남성의 급격한 경제활동참가 감소를 경험한 대다수 OECD 국가들의 역사적인 경험과는 매우 상이한 것이다. 1955년에서 1965년 사이에는 고령남성의 노동력참가율이 큰 폭으로 감소한 것으로 나타났으나, 이 기간에 대한 결과가 기초하고 있는 자료의 신빙성은 그다지 높지 않은 것으로 판단된다. 1997년 외환위기 이후부터 2000년까지는 고령남성의 경제활동참가율이 크게 감소했다가 최근에는 다소 회복세를 보이고 있다. 1997년 이후의 고령노동의 노동시장퇴출이 경기적인 요인 때문인지 아니면 장기적인 추세의 변화를 반영한 것인지는 아직 확실하지 않다.

1960년대 중반 이후의 고령남성의 경제활동참가율 증가는 거의 대부분 농촌지역 고령인구의 경제활동이 급격하게 증가한 데 기인한다. 읍·면 지역에 거주하는 60세 이상 고령남성의 노동력참가율은 1965년에서 1995년 사이 46%에서 70%로 크게 증가한 반면 시 지역에 거주하는 같은 연령의 남성들의 경제활동참가율은 불과 4%포인트 증가하는 데 그쳤다. 마찬가지로 농가에 거주하는 60세 이상 남성들의 노동력참가율은 같은 기간 동안 47%에서 78%로 빠르게 증가한 반면, 비농가에 거주하는 고령남성들의 노동시장참가

적연금에 가입된 근로자의 비율은 1988년 32%에서 1999년 59%로 크게 증가했으며, 국민연금 가입자 가운데 수급자의 비율은 1988년 0.1%에서 1999년 11.7%로 증가하였다[통계청(2000, 10-6, 10-7)].

율은 비교적 소폭으로 증가하였다.

본 연구는 1980년-2000년 사이 5개 연도에 대한 인구주택센서스 마이크로 표본을 이용하여 個人, 家口, 居住地域의 특성이 노령남성의 경제활동참가에 미친 영향을 분석하였다. 고령남성의 노동력참가를 결정하는 요인으로는 연령, 교육수준, 결혼상태, 가족 수, 주택소유형태, 도시거주여부, 거주행정구역의 고령화정도와 농업인구비율 등이 포함되었다. 분석의 결과는 거주지역의 고령화정도를 보여주는 시·군별 60세 이상 인구비율이 고령남성의 노동력참가 여부를 결정하는 매우 중요한 변수였음을 보여 준다. 회귀분석에 의해 추정된 계수는 1980년과 1995년 사이에 나타난 고령남성의 노동력참가율 증가의 100% 이상이 고령화의 진전만으로도 설명된다는 것을 시사한다. 지역별 자료를 이용한 분석결과는 1970년과 1980년 사이의 기간에 대해서도 거주지역의 고령화정도가 고령남성의 경제활동참가를 결정하는 매우 중요한 요인이었음을 보여 준다. 이 결과는 산업화과정 동안 농촌 청·장년의 도시이주가 가져온 농촌인구의 고령화가 1965년 이후 농촌 고령남성의 노동력참가율을 증가시킨 중요한 요인이었음을 밝혀준다.

도시에 거주하는 고령남성에 대해서는 교육수준과 경제활동참가율 사이에 뚜렷한 정의 상관관계가 관찰되었으나, 교육의 효과는 시간이 지날수록 감소하는 경향을 보였다. 1980년 이래 줄곧 결혼상태에 있는 고령남성은 그렇지 못한 같은 연령층 남성에 비해 경제활동참가의 확률이 훨씬 높았다. 가족의 수는 1980년까지는 경제활동참가와 음의 상관관계를 보였으나 1990년대 초를 기점으로 그 관계가 바뀌어 근래에는 가족 수가 많을수록 높은 경제활동참가율을 보이고 있다. 이는 자녀에 의한 고령부모 부양이 줄어드는 대신 늦은 연령까지 자녀를 지원하는 부모들이 늘고 있는 경향을 반영한 것으로 보인다. 도시에 거주하는 고령인구는 농촌거주 노인에 비해 경제활동참가율이 크게 낮았다. 끝으로 거주 행정구역의 비농업인구 비중이 높을수록 경제활동참가율은 낮았으나, 이 효과는 시간이 지날수록 감소했던 것이 관찰된다.

이상의 회귀분석결과는 居住地域의 高齡人口比重이 고령남성의 경제활동참가율 증가의 가장 중요한 요인이었음을 시사한다. 고령인구비중의 증가가 어떻게 고령남성의 노동력참가율증가를 가져왔는지는 확실하지 않다. 다만 지난 40년 동안 농촌가구의 평균가구원수가 크게 줄어들고 고령자만으로 구성된 1세대 및 단독가구의 비중이 급격하게 증가해 온 것을 고려할 때, 고령의 농촌가구주들이 가족노동의 상실 때문에 어쩔 수 없이 일을 계속하고 있을 가능성이 크다는 사실을 지적할 수 있다. 그리고 왜 농촌의 고령자들은 과거 미국 농민들의 경우와 같이 재산을 청산하여 은퇴를 재정적으로 뒷받침하지 않는지도 확실하지 않다. 가능한 설명은 산업화과정 동안의 농촌경제의 상대적인 악화로 인하

여 농촌인구가 퇴직에 대비를 하는 것이 점차 어려워졌다는 것이다. 거주 행정구역의 평균적인 자가상승률이 농촌고령남성의 경제활동참가에 강한 음의 효과를 보인다는 결과는 이 주장을 뒷받침해 준다.

1997년 이후 고령남성 경제활동참가율의 저하는 외환위기 이후 노동시장사정 악화로 인한 단기적인 현상일 가능성이 있다. 2000년 이후 고령인구의 노동활동이 소폭이나마 증가했던 것은 그 가능성을 뒷받침해 준다. 이 논문의 결과는 1997년 이후의 하락세가 설사 단기적인 것이라 하더라도 우리 나라 고령남성의 경제활동참가율은 장기적으로 감소추세를 보일 가능성이 높음을 시사한다. 우선 농촌고령남성의 노동력참가율이 이미 70%를 넘어선 상황인 만큼 그동안 전체 고령남성의 경제활동참가율 증가의 주요요인이 되어왔던 농촌고령인구의 경제활동증가가 계속되기는 어려울 것이다. 더욱이 회귀분석의 결과에 따르면 농촌인구고령화가 농촌고령남성 경제활동참가에 미치는 효과는 점차 감소하여 현재는 매우 작은 상태이다. 둘째로, 농촌거주 고령남성의 경제활동참가율이 도시인구의 참가율의 두 배가 넘기 때문에 계속 진행되고 있는 농촌인구의 상대적인 감소는 전반적인 고령남성의 경제활동참가율을 낮출 것이다. 본 연구에서 고려한 요인들을 이용한 분석결과에 따르면 평균적인 교육수준, 도시거주인구비중, 비농업인구비율 등의 변화는 2000년에서 2013년 사이 60-74세 남성의 경제활동참가율을 적어도 20% 가량 낮출 것으로 예측되었다. 마지막으로 이 연구에서는 다루어지지 않았지만 국민연금의 확대와 경제성장으로 인한 기타 퇴직소득의 증가는 여가에 대한 수요를 높임으로써 고령자들의 경제활동참가율을 낮출 것으로 예상된다. 또한 생산기술과 산업구조의 빠른 변화는 고령노동자들을 노동시장에서 퇴출시킴으로써 이들의 경제활동참가율을 낮출 가능성이 있다.

서울대학교 經濟學部 副教授

151-742 서울특별시 관악구 신림동 산56-1

전화: (02)880-6396

팩스: (02)886-4231

E-mail: chullee@snu.ac.kr

## 參 考 文 獻

경제기획원(1963): 『1960 인구주택국세조사보고』.

\_\_\_\_\_ (1969): 『1966 인구센서스보고』.

- \_\_\_\_\_ (1973): 『1970 총인구 및 주택조사보고』.
- 경제기획원 조사통계국(1978): 『총인구 및 주택조사보고』.
- 김남일·최순·박우순·양기석(1997): 『인구이동과 농촌지역 인구 특성변화』, 통계청.
- 김정연(1987): “농촌인구의 이동과 도시적응에 관한 연구,” 서울대학교 환경대학원 환경 계획학과 석사학위논문.
- 윤수중(1984): “노동력이동에 따른 농촌사회의 변화,” 서울대학교 사회학과 석사학위논문.
- 이은우(1993): “한국의 농촌·도시간 인구이동에 관한 연구,” 서울대학교 경제학과 박사 학위논문.
- 장지연(2002): “고연령근로자의 경제활동과 은퇴,” 고령화시대의 노동시장정책 국제세미나 발표논문.
- 통계청(1992): 『1990 인구주택 총조사』.
- \_\_\_\_\_ (1997): 『1995 인구주택총조사보고서』.
- \_\_\_\_\_ : 경제활동인구연보 각호 및 1985년, 1990년, 1995년 경제활동인구자료 마이크로 표본.
- \_\_\_\_\_ : 1980, 1985, 1990, 1995, 2000년 인구주택센서스 2% 원자료.
- \_\_\_\_\_ (2000): 『한국의 사회 지표』.
- 한국노동연구원 데이터베이스.
- 許裁準·田炳裕(1998): 『高齡者 勞動市場』, 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.
- Costa, D.L.(1998): *The Evolution of Retirement*, Chicago, University of Chicago Press.
- Cowgill, D.O., and L.D. Holmes(1972): *Aging and Modernization*, New York.
- Diamond, P., D. Lindeman, and H. Young(eds.)(1996): *Social Security*, National Academy of Social Insurance.
- Epstein, A.(1928): *The Challenge of the Aged*, New York, The Vanguard Press.
- Graebner, W.(1980): *A History of Retirement: The Meaning and Function of an American Institution*, New Haven, Yale University Press.
- Gratton, B.(1996): “The Poverty of Impoverishment Theory: The Economic Well-Being of the

- Elderly, 1890-1950,” *Journal of Economic History*, **56**, 39-61.
- Gruber J., and D. Wise(1999): *Social Security and Retirement around the World*, Chicago, Univ. of Chicago Press.
- Lee, C.(1998a): “Rise of the Welfare State and Labor Force Participation of Older Males,” *American Economic Review*, **88**, 222-226.
- \_\_\_\_\_(1998b): “Long-Term Unemployment and Retirement in Early-Twentieth-Century America,” *Journal of Economic History*, **58**, 844-856.
- \_\_\_\_\_(1999): “Farm Value and Retirement of Farm Owners in Early-Twentieth-Century America,” *Explorations in Economic History*, **36**, 387-408.
- \_\_\_\_\_(2001): “The Expected Length of Male Retirement in the United States, 1850-1990,” *Journal of Population Economics*, **14**, 641-650.
- \_\_\_\_\_(2002): “Sectoral Shift and Labor-Force Participation of Older Males in America, 1880-1940,” *Journal of Economic History*, **62**, 512-523.
- Long, C.(1958): *The Labor Force Under Changing Income and Employment*, Princeton, Princeton Univ. Press.
- Pedersen, H.(1950): “A Cultural Evaluation of the Family Farm Concept,” *Land Economics*, **26**, 52-64.
- Pencavel, J.(1986): “Labor Supply of Men: A Survey,” in O. Ashenfelter, and R. Layard(eds.), *Handbook of Labor Economics*, **1**, 3-102.
- Squier, L.W.(1912): *Old Age Dependency in the United States*, New York, Macmillan.