

# 韓國의 老人勞動: 老年男性의 經濟活動參加, 1955-1995<sup>(1)</sup>

李 澈 羲

본 논문은 1955년부터 1995년까지의 우리나라 노년남성들의 경제활동참가율을 추계하고 그 변화요인들을 분석하였다. 60세 이상 남성들의 경제활동참가율은 1955년에서 1960년대 중반까지는 하락하였으나 그 이후 30년 동안은 약 40%에서 60%로 크게 증가하였다. 이는 지난 반세기 동안 선진국에서 나타난 노인노동력 참가의 감소와는 대조되는 특이한 현상이다. 이와 같은 노년남성의 경제활동참가율 증가는 거의 전적으로 농촌지역에 거주하는 노인들의 경제활동참가가 증가한 데 기인한 것이었다. 행정구역별 노년남성 경제활동참가의 횡단면·시계열 회귀분석 결과는 이농현상에 따른 농촌인구의 노령화가 노인들의 경제활동참가율 증가의 중요한 요인임을 시사한다.

## 1. 머리말

최근 해외의 경제학계에서는 노인들에 대한 연구가 눈부신 진전을 보이고 있다. 노년층의 경제적 지위, 경제활동 참여, 퇴직, 건강, 소비 및 저축의 패턴 등은 이제 경제학자들 뿐만 아니라 정책수립자들에게 있어서도 매우 중요한 연구주제가 되었다. 老齡化의 經濟學(economics of aging)에 대한 이와 같은 관심의 증가는 지난 세기 동안의 인구학적인 변화에 힘입은 바 크다. 대부분의 선진국들은 이미 100년 전부터, 그리고 1950년대 이후에는 후진국들도 사망률의 저하와 출생률의 감소로 인하여 노년인구의 비중이 빠르게 증가하는 추세에 있다. 더욱이 거의 대부분의 선진국들에서는 지난 반세기에 걸쳐 노령남성들의 경제활동참가율이 빠르게 감소하는 추세에 있다. 이와 같은 노년인구의 상대적인 증가와 평균적인 퇴직기간의 연장은 노인연금이나 의료보험의 재정적인 건전성을 크게 위협할 것으로 우려되고 있다.<sup>(2)</sup> 미국의 노인연금제도는 현재의 체제가 지속될 경우 베이비붐 세대가 퇴직하는 2030년경에는 파산을 면하기 어려우리라 예측되고 있다. 이에 대한 정책적

---

(1) 이 연구는 재단법인 재원연구재단의 연구비 지원으로 이루어진 것이다. 경제활동인구의 마이크로자료 이용과 관련하여 많은 도움을 주신 김대일 교수님, 농촌의 경제사정 및 이농현상과 관련하여 문헌을 소개해주시고 조언을 주신 정영일 교수님, 센서스자료의 입력을 도와준 김호중 조교에게 감사드린다.

(2) Lee(1999b)의 추계에 따르면 미국의 경우 지난 150년간 기대퇴직기간이 7배 이상 증가하여 1990년에 노동시장에 진입한 세대의 경우 남은 일생의 30%를 퇴직자로 보내리라 예상된다.

인 대응책으로는 공식적인 퇴직연령을 높이는 방안, 노인연금의 기여금을 높이는 방안 등이 거론되고 있다(Diamond et al.(eds.)(1996)). 이와 같은 정책이 실효를 거두기 위해서는 노인들의 경제행위에 대한 정확한 이해가 필요한데 이러한 현실적인 필요는 노인들에 대한 경제학적인 연구를 크게 활성화시켰던 중요한 요인이었던 것으로 판단된다.

노령화의 제반 문제들에 관한 연구의 필요성은 우리나라에서도 점점 커지고 있는 것으로 보인다. 65세 이상 노년인구가 전체 인구에서 차지하는 비중은 1980년 5.8%에서 1995년 7.7%로 증가했고, 2030년에서 23%에 이를 것으로 추계 되고 있어 우리도 노령화사회를 목전에 두었음을 알 수 있다. 최근의 경제난에 따른 감원의 양상은 노동시장 신규진입자들과 더불어 노령자들이 불황기 노동시장에서 가장 취약한 계층임을 보여주며 이들에 대한 대책을 요구하고 있다. 그리고 자영업자들을 포함시키는 문제와 관련하여 관심을 모았던 국민연금제도의 미래도 장기적으로는 노년층의 퇴직 결정에 크게 의존할 것이다. 이러한 상황을 반영하여 우리나라에서도 고령 노동자에 대한 경제학적인 관심이 점차 높아지고 있다. 최근 허재준·전병유(1998)의 고령자 노동시장에 대한 연구는 그 예를 보여준다. 그럼에도 불구하고 우리나라에서 노인에 대한 경제학적인 접근은 아직까지 본격적으로 시작되지 않았다는 느낌이다. 앞서 언급한 허재준·전병유의 연구도 노년층이 아닌 55세 이상 65세 미만의 인구에 그 초점을 맞추고 있다는 한계가 있다.<sup>(3)</sup>

본 논문은 이러한 문제의식을 가지고 지난 반세기에 걸친 우리 나라 노년남성인구의 경제활동참가율을 추계하고 그 변화의 요인들을 분석하고자 한다. 경제활동참가는 노령화의 경제학에 있어서 가장 핵심적인 주제의 하나로서 대부분의 선진국들의 노인노동력참가율의 장기적인 추이와 그 원인에 대해서는 수많은 문헌들이 집적되어 있다. 이를 살펴보면 미국, 영국, 프랑스, 독일, 일본, 캐나다, 벨기에, 스페인, 이탈리아, 네덜란드, 스웨덴 등 대부분의 선진국들에서 적어도 1960년 이래 노년남성들이 상당 정도의 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 보여준다(Costa(1998)). 미국의 경우를 보면 19세기말 65세 이상의 남성 가운데 75%가 노동시장에 참여하고 있었으나 오늘날에는 이 연령층의 경제활동참가율이 15%에 불과하다. 노년남성들의 경제활동참가율이 감소하는 원인에 대해서는 산업화의 영향, 소득의 증가, 사회보장제도의 성립과 확산, 여가산업의 발달 등 여러 가지 설이 제시된 바 있으나 아직까지 확실한 결론에 도달하지는 못하고 있다(Long

(3) 노령화 문제를 노인복지의 관점에서 접근하는 시도들은 비교적 활발한 편이다. 이를 반영하는 최근의 성과로는 金井厚·韓萬珠(1998), 박광준 외(1999) 등을 참조하라.

(1958), Graebner(1980), Costa(1998), Lee(1998a), Gruber and Wise(1999)]. 우리나라는 현재까지 주로 연구가 진행된 구미의 국가들과는 산업화의 시기와 양상, 가족구조, 사회보장제도의 발달정도에 있어 차이를 보인다. 따라서 우리 나라의 경우는 노인들의 경제활동참가에 관한 국제비교연구에 대해서도 유용한 함의를 제시해줄 수 있으리라 기대된다.

## 2. 資料와 經濟活動人口의 定意

우리나라의 성별, 연령별 경제활동참가율을 제공해주는 가장 대표적인 자료는 통계청에서 매년 발간하는 경제활동인구연보(이하 EAP로 표기함)이다. 이는 1963년 이후부터의 60세 이상 남성경제활동참가인구를 제시해 주며 이 수치를 60세 이상 남성인구의 수로 나누어 노년남성의 경제활동참가율을 구할 수 있다. EAP가 정의하는 경제활동참가인구는 취업자와 실업자를 포함하는 것으로 현재 대부분의 국가에서 통용되는 경제활동참가의 정의와 동일하다.<sup>(4)</sup> 이 자료의 문제점으로는 60세 이상 남성 가운데 보다 세분화된 연령층에 대해 참가율을 구할 수 없다는 것이다. 노동시장에서의 지위에 있어서 60세를 갓 넘은 남성들과 70세 이상의 노인들이 크게 다르다는 것은 주지의 사실이다. 그리고 평균수명의 연장과 함께 60세 이상 인구의 연령구조가 적지 않게 변해왔을 것으로 예상된다. 그러므로 연령구조의 변화를 고려하고 난 다음 경제활동참가율의 장기적인 변화를 분석하는 것이 바람직한데 EAP를 이용해서는 이러한 분석을 할 수 없다. 그리고 교육수준이나 거주지역에 따른 성별, 연령별 경제활동참가율이 제시되어 있지 않으므로 경제활동참가율의 변화요인을 분석하는 데 한계가 있다. 이러한 제약은 1980년대 중반부터 얻을 수 있는 EAP의 마이크로 자료에 의해 일부 해결될 수 있다. 이를 이용해서 보다 세분화된 연령별 참가율은 물론 교육 수준별 참가율을 구할 수 있다. 이 논문에서는 1985, 1990, 1995년의 EAP 마이크로 자료를 이용하여 교육수준의 변화가 노년남성의 경제활동참가율에 미친 영향을 분석할 것이다. 이 자료의 다른 문제는 노인인구에 관한 한 표본 수가 비교적 적

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

다는 것이다. 특히 1988년 이전에는 조사대상이 17,500가구에 불과한데다 상대적으로 노년인구가 적어서 실제로 조사대상이 된 노년인구는 매우 적었을 것이다. 1988년부터는 조사가구가 32,500가구로 확대되어 조사결과의 신뢰도는 상당히 제고되었을 것으로 판단된다.

노년남성의 경제활동참가율 추계를 가능하게 해주는 또 다른 자료는 1949년 이후 매 5년마다 시행된 인구센서스(이하 센서스)이다.<sup>(5)</sup> 1960년 센서스부터 표본조사에 기초하여 경제활동참가율에 관한 별도의 통계를 펴내기 시작했는데 이를 이용하여 연령별, 성별 경제활동참가율을 추계할 수 있다. 이 자료는 앞서 지적한 EAP의 문제점 몇 가지를 보완해준다. 우선 60세 이상 인구를 60-64세, 65-69세, 70세 이상 등으로 나누어 경제활동참가인구를 제시하고 있다. 따라서 이를 이용하여 연령구조변화를 고려한 참가율의 변화를 분석할 수 있다. 이는 또한 연령별, 성별 경제활동참가인구를 각 행정구역별로 제시하고 있다. 기준이 되는 행정구역은 각 센서스마다 약간씩 차이가 있지만 적어도 각 도의 시 단위와 군 단위 행정구역에 대해 별도의 경제활동참가율을 계산할 수 있다. 이는 산업화와 도시화가 노년남성의 경제활동에 미친 영향을 분석하는 데 매우 유용하다. 둘째로 이 자료는 비교적 큰 표본에 기초하고 있다. 대부분의 센서스가 전체 가구의 10% 이상 표본을 이용했고 1975년 센서스만 5%의 가구를 조사했다. EAP에 비교한 이 자료의 단점으로는 우선 매 5년마다 자료가 가용하다는 점을 들 수 있다. 그나마 1985년에는 전수조사만 실시되어 표본조사에 기초한 경제활동에 관한 통계는 발간되지 않았다. 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>(6)</sup> 1990년 이후의 센서스는 경제활동상의 지위를 有業者와 無業者로 구분하고 있다. 센서스의 정의에 따르면 有業者는 풀타임 및 파트타임 취업자와 직장 또는 사업이 있으나 사정이 있어 쉬고 있는 자를 포함하고 있으며 無業者는 구직중인 실업자, 가사노동자, 학생, 및 놀고 있는 자를 포함한다. EAP의

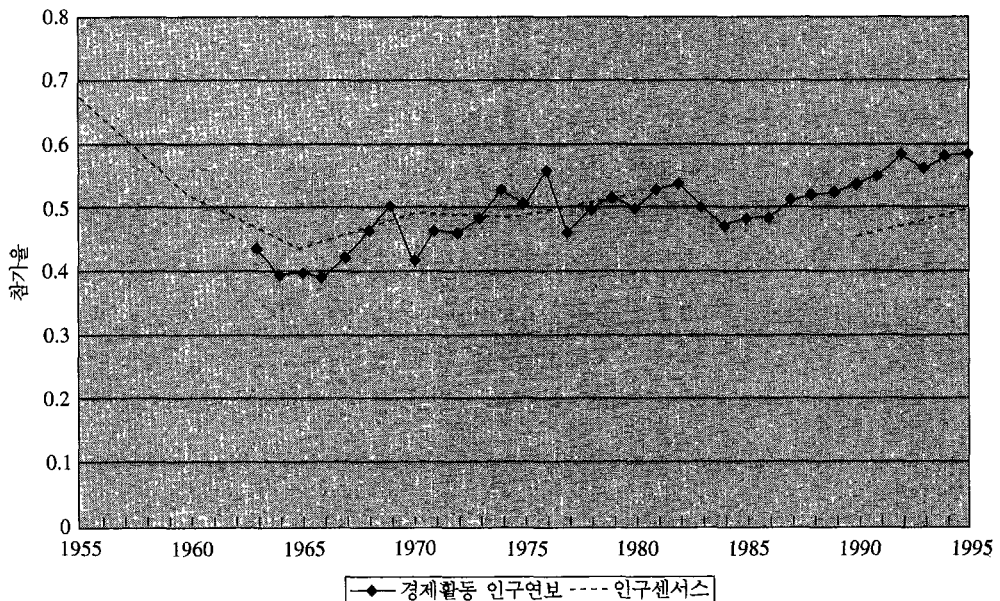
(5) 인구센서스의 명칭은 다음과 같이 변해왔다. 총인구조사(1949년), 간이총인구조사(1955년), 인구주택 국세조사(1960년), 인구센서스(1966년), 총인구 및 주택조사(1970년, 1975년), 인구 및 주택센서스(1980년), 인구 및 주택센서스(1985년), 인구주택 총조사(1990년, 1995년).

(6) 60세 이상 인구 중 실업자의 비율이 1955년에는 0.001%, 1975년에는 0.5%에 불과하다.

정의와 유사하게 경제활동참가를 정의하기 위해서는 有業者와 구직중인 실업자를 경제활동 참가자에 포함시키는 것이 바람직하나 無業者 전체에 대한 통계만 제시되어 있어 불가능하다. 따라서 1990년 이후의 센서스를 이용할 경우 有業者를 경제활동참가자로 간주할 수밖에 없는데 이러한 방법으로 계산된 경제활동참가율은 앞서 밝힌 이유로 인해 EAP를 이용한 추계에 비해 더 낮게 평가될 것이다.

### 3. 老年男性 經濟活動參加率의 推移

〈그림 1〉은 EAP와 센서스로부터 계산된 1955년부터 1995년 사이의 60세 이상 남성의 경제활동참가율의 추이를 보여준다. EAP로부터 계산된 경제활동참가율은 1960년대 중반 이후 장기적으로 증가하는 추이를 나타낸다. 그 증가의 폭은 매우 커서 1965년 40%였던 것이 30년 후에는 거의 60%에 달하고 있다. 이는 노인경제활동참가율에 관한 자료가 가용한 대다수의 국가들의 경우와는 크게 다른, 매우 흥미로운 현상이다. EAP로부터 계산된 경제활동참가율 추이의 또다른 특징은 단기적인 변동성이 매우 심하다는 것이다. 예컨대 1969년과 1970년 사이, 그리고 1976년과 1977년 사이에는 이 연령층의 경제활동참가율이 거의 10% 포인트가 변화했던 것을 볼 수 있다. 이러한 노인들의 경제활동의 단기적



〈그림 1〉 60歲 以上 男性의 經濟活動 參加率, 1955-1995

인 변동은 경기변동과는 크게 관련이 없는 것으로 보인다. 경제활동참가율의 추이를 남성 전체의 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 상당 정도 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 52%로 증가하는 추세를 보여준다. 그러나 1990년과 1995년의 추계는 증가세에 있어서는 EAP추계와 동일하나 그 수준에 있어서는 약 8% 포인트가 낮다. 이는 위에서 지적한 대로 두 가지 자료의 경제활동참가의 정의가 상이하기 때문인 것으로 보인다. EAP로부터 구할 수 없었던 1955년과 1960년의 추계는 노년남성의 경제활동참가율이 1955년에서 1965년 사이에 상당히 빠르게 감소했으며 그 이후에는 증가세로 반전되었음을 시사한다. 1955년 센서스는 비교적 신뢰성이 낮은 것으로 판단되므로 본격적인 산업화가 시작되기 이전의 노년남성의 경제활동참가가 어느 정도였는지는 확실하지 않다. 그러나 1960년과 1965년 사이의 상당히 큰 감소세는 1965년 이전 우리나라도 다른 선진국들이 겪었던 일반적인 경험, 즉 전산업화 시기에는 대부분의 노인들이 사망 직전까지 경제활동에 참여하다가 산업화와 더불어 점차 퇴직이 확산되었던 과정을 따랐을 가능성을 제시한다.

이제 보다 세분화된 연령층의 경제활동참가율 변화를 살펴보기로 하자. <表 1>은 60-64세, 65-69세, 70세 이상 등 세 개의 연령층이 60세 이상 남성인구에서 차지하는 비중과 경제활동참가율을 보여준다. 1985년은 센서스 자료가 없어서, 1990년과 1995년은 경제활동참가 정의의 통일성을 위해 센서스 대신 EAP의 마이크로자료를 이용한 결과를 제시하였다. 이 표는 위에서 살펴본 60세 이상 남성의 경제활동참가율의 장기적인 추세가 보다 세분화된 연령층에 대해서도 유사하게 나타남을 보여준다. 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 사이에 46%에서 18%로 감소했고 1995년까지 다시 35%로 증가하였다.

60세 이상의 각 연령층의 경제활동참가율이 크게 차이가 나기 때문에 연령구조의 변화는 경제활동참가율의 변화를 가져오게 된다. 주지하는 바와 같이 1960년대 이후 사망률이 꾸준히 감소했으므로 보다 연로한 집단의 비중이 더 커지고 이는 전반적인 경제활동참가율의 저하를 가져왔을 것으로 판단된다. <表 1>에 의하면 60세 이상 남성 가운데 70세 이

〈表 1〉 60歲 以上 男性의 年齡別 經濟活動參加率과 人口比重

연도	경제활동참가율				인구비중		
	P60+	P60-64	P65-69	P70+	W60-64	W65-69	W70+
1955	0.672	0.803	0.683	0.464	0.420	0.301	0.279
1960	0.521	0.711	0.507	0.291	0.401	0.285	0.314
1965	0.436	0.636	0.432	0.178	0.400	0.296	0.304
1970	0.491	0.676	0.494	0.230	0.423	0.253	0.324
1975	0.486	0.683	0.487	0.203	0.415	0.292	0.294
1980	0.522	0.689	0.547	0.275	0.412	0.284	0.303
1985	0.455	0.631	0.477	0.231	0.406	0.274	0.320
1990	0.515	0.691	0.545	0.300	0.375	0.286	0.339
1995	0.557	0.756	0.552	0.346	0.404	0.256	0.339

註: P는 경제활동참가율, W는 인구비중을 의미한다. 예컨대 P60-64는 60세에서 64세 사이 남성  
의 경제활동참가율, W60-64는 60세에서 64세 사이의 남성인구가 전체 60세 이상 남성인구에  
서 차지하는 비중을 나타낸다.

資料: 1955-1980년은 인구센서스, 1985-1995년은 경제활동인구자료 마이크로표본에서 계산하였다.

상의 비중은 1955년 28%에서 1995년 34%로 상당히 증가했다. 반면 60-64세의 비중은  
장기적으로 안정적이었고 65-69세의 비중은 오히려 감소했다. 이와 같은 노년층의 노령화  
는 70세 이상 연령층을 세분화하면 더 뚜렷이 드러난다. 〈附表〉에 제시된 보다 세분화된  
연령집단의 비중을 보면 70세 이상 남성인구 중 70-74세의 비중 증가가 가장 두드러졌으  
나 80세 이상의 최고노년층의 비중도 그와 거의 비슷한 속도로 증가했음을 알 수 있다.  
경제활동참가율과 관련해서는 자료의 제약 상 노년인구를 〈表 1〉에서와 같이 세 집단으로  
구분할 수밖에 없다. 그러나 이하에서 보듯 이에 기초하여 연령구조변화가 경제활동참가  
율에 미친 영향을 분석한 결과는 보다 세분화된 연령층에 관한 자료를 이용하는 경우보다  
그 영향의 크기를 과소평가하게 된다는 것을 지적해 둘 필요가 있다.

어떤 해의 60세 이상 노년남성의 경제활동참가율( $P_t$ )은 다음과 같이 각각의 연령층의  
경제활동참가율( $P_t^a$ )의 가중평균으로 나타낼 수 있다.

$$P_t = \sum \omega_t^a P_t^a$$

여기서  $a$ ,  $t$ ,  $\omega$ 는 각각 연령, 연도, 그리고 각 연령층의 가중치를 나타낸다. 이 식을  
이용해 다음과 같은 방법으로 연령구조의 변화의 영향을 살펴볼 수 있다. 즉 실제의 가중  
치  $\omega_t^a$ 를 어떤 기준 연도, 예컨대 1965년의 가중치  $\omega_{65}^a$ 로 대체하면 연령의 구조가 1965

〈表 2〉 年齡構造가 변하지 않았을 경우의 假想的인 經濟活動參加率 (60歲 以上 男性)

연도	실제치	가상치 1	가상치 2
1955	0.672	0.664	0.672
1960	0.521	0.523	0.573
1965	0.436	0.436	0.471
1970	0.491	0.487	0.529
1975	0.486	0.479	0.519
1980	0.522	0.521	0.569
1985	0.455	0.464	0.505
1990	0.515	0.529	0.580
1995	0.557	0.571	0.628

註: 가상치 1은 1965년을, 가상치 2는 1955년을 기준으로 하여 연령구조가 변하지 않았을 경우의 가상적인 경제활동참가율을 나타낸다.

년 이후 변하지 않았을 경우의 가상적인 경제활동참가율을 구할 수 있다. 이를 실제의 경제활동참가율과 비교함으로써 연령구조의 변화에 기인하는 경제활동참가율 변화의 크기를 알 수 있는 것이다.

〈表 2〉는 1955년과 1965년을 기준연도로 이용하여 위의 분석을 수행한 결과를 보여준다. 예상했던 바와 같이 연령구조가 변하지 않았을 경우에는 경제활동참가율의 증가가 실제 나타난 것보다 더 컸으리라는 결과가 나왔다. 그러나 인구노령화의 영향은 그다지 크지는 않은 것으로 나타났다. 1955년의 연령구조가 지속되었을 경우 1995년의 60세 이상 남성의 경제활동참가율의 실제치(56.5%)보다 약 1.5% 포인트 더 높았을 것이다. 1965년을 기준연도로 잡을 경우 실제치와 가상치의 차이는 더 작아 약 0.7% 포인트에 불과하다. 70세 이상 인구의 크기가 상대적으로 작으므로 이 연령층을 보다 세분화해서 계산한다 하더라도 결과가 크게 달라지지는 않을 것으로 예상된다.

#### 4. 老年男性 經濟活動參加率 變化의 分析

표준적인 경제학의 이론은 경제활동참가에 관한 결정을 임금과 여가간의 선택으로 설명한다. 즉 한 개인은 노동시장에 참여했을 경우의 단위시간당 임금과 참여하지 않았을 경우 여가가 주는 효용의 금전적인 가치를 비교하여 자신의 효용을 극대화하는 선택을 내린다는 것이다. 이 이론은 노인들의 경제활동참가 결정을 설명하는 대부분의 문헌들에서도 그대로 적용되고 있다. 이 경우 노년남성의 경제활동참가 결정은 노동시장에서의 생산성과 여가에 대한 주관적인 평가에 영향을 미치는 요인들, 예컨대 연령, 교육수준, 건강,



직업, 가족구조, 비노동소득의 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 제공해주는 마이크로 패널자료의 분석이 필요하다. 그러나 자료의 제약으로 인해 이와 같은 분석은 어려운 것으로 보인다.

이 장에서는 주어진 자료가 허락하는 범위 내에서 어떤 요인 때문에 노년남성의 경제활동참여율이 장기적으로 증가했는지를 살펴보기로 한다. 시작하기에 앞서 먼저 여기서 행하는 분석의 여러 가지 한계를 지적하지 않을 수 없다. 우선 노인들의 경제활동참가에 영향을 미치는 여러 요인 중 자료가 가용한 일부만 명시적으로 고려될 것이다. 예컨대 소득은 퇴직행위를 결정하는 가장 중요한 변수이겠으나 소득규모별 경제활동참여율에 관한 자료가 가용하지 않으므로 고려하기 어렵다. 일반적으로 소득의 증가는 여가에 대한 수요를 높임으로써 노인들의 경제활동참여율을 낮추는 것으로 알려져 있다. 따라서 소득의 증가가 없었다면 경제활동참여율의 증가가 더 컸을지 모르나 전자 자체가 후자의 증가세 자체를 설명하기는 어려울 것으로 보인다. 그리고 분석에서 고려된 요인들이 서로 관련된 것들이므로 각각의 요인의 순수한 효과를 알기 위해서는 여러 요인들을 동시에 고려하는 다변수 분석을 행하는 것이 바람직하겠으나 역시 자료의 제약으로 인해 각각의 변수를 따로 분석할 수밖에 없었다. 그러나 이러한 제약에도 불구하고 이 장의 결과는 이제까지 알려지지 않은 노인들의 경제활동참가에 대한 새로운 사실을 제공해 줄 것이다.

#### 4.1. 敎育水準

인적 자본의 양과 질이 노동공급에 미치는 영향에 관해서는 이미 수많은 연구결과가 제시되었으며 이들은 대체로 교육수준과 경제활동참가 사이에 강한 정의 상관관계가 있다는 것은 밝히고 있다.<sup>(7)</sup> 우리 나라의 교육수준이 본격적으로 높아지기 시작한 것은 해방 이후이지만 식민지 시대에도 중등 및 초등 교육의 보급은 상당한 진전을 보였다.<sup>(8)</sup> 따라서 1960년대 중반 이후 노년남성의 경제활동참여율의 증가는 부분적으로 교육수준의 개선에 기인한 것이었을 수도 있다. 위에서 자료로 이용한 EAP나 센서스는 연령별, 교육별 경제

(7) Pencavel(1986)은 이 결과를 잘 정리하고 있다.

(8) 예컨대 1923년도의 조선인 전문학교 졸업자는 203명, 중학교급 졸업자는 2,157명, 그리고 고등소학교를 포함한 소학교 졸업생은 36,468명이었다. 1934년에는 1923년에는 없었던 대학 졸업자가 59명이었고 전문학교, 중학교, 소학교 졸업자는 각각 469명, 5,162명, 87,416명으로 증가하였다. 박이택의 박사논문 초고[박이택(1999)]를 인용한 것이다.

〈表 3〉 60歲 以上 男性의 教育水準과 經濟活動參加率

교육수준	1985		1990		1995	
	비중	참가율	비중	참가율	비중	참가율
無 學	0.494	0.422	0.389	0.467	0.257	0.457
초등학교	0.301	0.494	0.350	0.564	0.362	0.586
중등학교	0.084	0.449	0.107	0.506	0.133	0.564
고등학교	0.071	0.448	0.087	0.486	0.148	0.604
대 학 교	0.050	0.563	0.067	0.595	0.100	0.627
전 체	1.000	0.455	1.000	0.515	1.000	0.556

資料: 경제활동인구조사 마이크로표본.

활동참가인구를 보고하지 않고 있어 연구대상기간 전체에 대해 교육의 영향을 확인하는 것은 불가능하다. 그러나 1980년대 중반 이후의 기간에 대해서는 EAP 마이크로 자료를 이용해서 교육과 경제활동참가의 관계를 살펴볼 수 있다.

〈表 3〉은 60세 이상의 남성을 교육수준에 따라, 無學, 초등학교, 중등학교, 고등학교, 대학교 등 5개 범주로 나누고 각각의 경제활동참가율을 1985년, 1990년, 1995년에 대해 계산한 결과를 보여준다.<sup>(9)</sup> 먼저 교육정도의 분포를 살펴보면 이 기간 동안 노인남성들의 교육수준이 상당히 개선되었음을 알 수 있다. 無學의 비중은 거의 절반에서 25%로 감소하였고 고등학교 이상의 교육을 받은 이들의 비중은 17%에서 25%로 증가했다. 이는 1925년에서 1935년 사이에 출생한 남성들의 교육수준 증가에 의한 것으로 식민지시대 후반과 해방직후의 교육 보급 확대에 힘입은 것으로 보인다. 교육정도와 경제활동참가율은 완전하지는 않으나 대체로 정의 상관관계를 보이고 있다. 여기서 특히 초등교육을 받은 노인들이 중등교육을 받은 이들보다 더 활발히 경제활동을 하는 것이 정의 상관관계를 약화시키는 주 요인이다. 이는 교육수준과 관련되어 있으면서 경제활동참가에 영향을 미치는 다른 변수들, 특히 소득의 영향 때문일 것으로 추정된다.

교육수준의 변화가 경제활동참가율에 미친 영향의 크기를 판단하기 위해 앞에서 연령구조변화의 영향을 분석했던 것과 같은 방법으로 교육수준이 기준연도의 수준에서 고정되어 있을 경우의 가상적인 경제활동참가율을 계산했다. 1985년을 기준연도로 했을 때 이는 1990년에 50.7%, 1995년에 52.4%였다. 이 결과를 1990년과 1995년의 실제의 경제활동참가율과 비교해보면 1985-1990년 사이 경제활동참가율 변화의 13.3%, 1985-1995년 사

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

이 변화의 31.7%가 교육수준의 변화에 의해 설명될 수 있다는 결론이 나온다. 1990년을 기준연도로 하여 같은 분석을 행하면 1990-1995년 경제활동참가율변화의 36.7%가 교육수준의 변화에 의해 설명된다. 요컨대 적어도 1985년 이후의 노인남성 경제활동참가의 증가에 있어 해방 전후의 교육수준의 개선이 적지 않은 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 그렇다면 1985년 이전의 경제활동참가율 변화에 있어서 교육의 영향은 어떠했을까? 확실하지는 않지만 다음과 같은 이유를 근거로 1985년 이후에 비해서는 작았을 것이라고 추론해 볼 수 있다. 첫째, <表 3>을 통해서 우리는 교육이 경제활동참가율에 미치는 영향이 1985년 이후 점차 강화되고 있음을 알 수 있다. 만약 이러한 변화가 그 이전에도 같은 방향으로 진행되었다면 같은 정도의 교육수준의 변화가 경제활동참가율에 미치는 영향은 1985년 이전이 그 이후에 비해 작았을 것이다. 둘째로 식민지 초기의 교육수준 개선 정도가 해방전후의 그것보다는 낮았던 것으로 보인다.<sup>(10)</sup>

#### 4.2. 居住地域

산업화와 도시화의 정도는 노년남성들의 경제활동참가에 영향을 미치는 중요한 요인으로 지적되어 왔다. 19세기말 20세기초 미국 노인들에 관한 일련의 연구들은 도시화로 인해 노인들이 전통사회에 있어 그들의 부와 권위의 토대였던 토지와 대가족을 잃어버리고 사회경제적 지위의 하락을 경험했음을 지적했다. 그리고 산업화는 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>(11)</sup> 우리 나라의 경우 앞에서 보았듯이 급격한 도시화와 산업화를 겪은 시기에 노년남성들의 경제활동참가율은 오히려 증가했다. 이하에서는 이러한 현상을 어떻게 설명할 수 있을지 해답을 모색해 보기로 한다. 이 장에서는 우선 거주지역에 따른 노년남성의 경제활동참가의 패턴을 분석하고 다음 장에서는 산업화의 영향을 살펴보기로 하겠다.

(10) 박이택(1999)에 따르면 1934년에서 1944년 사이의 교육의 확대가 그 이전의 10년에 비해 훨씬 더 두드러진 것을 볼 수 있다. 1944년에는 조선인 가운데 대졸자가 약 7,400명, 전문학교 졸업자가 약 22,000명, 중학교 졸업자가 약 20만 명이었다. 이를 각주 (8)에 제시된 1934년의 조선인 교육수준과 비교하면 중등 및 고등 교육을 받은 인구가 식민지 말기에 비약적인 성장을 했다는 것을 알 수 있다.

(11) 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 대두하고 있다. Carter and Sutch(1996), Gratton(1996) 등을 참조하시오.

〈表 4〉는 1960년에서 1995년까지의 도시 및 농촌에 거주하는 60세 이상 남성의 비중과 그 경제활동참가율을 보여준다. 여기서 도시는 시 단위 행정구역, 농촌은 읍·면 단위 행정구역으로 정의하였다. 이는 센서스의 경제활동참가인구 통계의 구분을 그대로 따른 것이다.<sup>(12)</sup> 앞에서 지적했듯이 1990년과 1995년 센서스는 경제활동참가의 정의에 있어서 그 이전의 것과 달라 이용하는 데 문제가 있다. 그러나 EAP의 마이크로 자료에는 거주지의 행정구역상의 특성이 제시되어 있지 않으므로 앞에서와 같이 이를 이용하여 문제를 해결할 수 없다. 따라서 1985년에 대해서는 자료를 제시할 수 없고 그 이후에 대해서는 센서스에 기초한 추계를 이용했다. 이 결과에 따르면 60세 이상 노년남성 중 도시지역 거주 인구의 비중은 1960년 17%에서 1995년 57%로 세 배 이상 증가했음을 알 수 있다. 그리고 노년남성의 경제활동참가율은 연구 대상이 되고 있는 전 기간을 통해서 도시에 비해 농촌에서 더 높았다. 전기간 평균을 보면 농촌 노년인구의 참가율이 58%인 데 비해 도시 노년인구의 참가율은 35%에 불과하다. 이 두 가지 사실에서 볼 때 도시화는 노년남성의 경제활동참가율은 낮추는 역할을 했다는 것을 알 수 있다. 〈表 4〉에서 가장 흥미로운 사실은 도시의 경제활동참가율이 1965년에서 1995년 사이 매우 안정적이었던 데 반해 농촌의 경제활동참가율은 46%에서 69%로 크게 증가했다는 것이다. 이 결과를 놓고 볼 때 1965년 이후의 60세 이상 남성경제활동참가율의 하락은 전적으로 농촌지역 노년경제활동참가율의 하락에 의해 나타났으며 이는 부분적으로 도시화의 영향에 의해 상쇄되었음을 알 수 있다.

이제 〈表 4〉가 제시하는 바를 보다 엄밀하게 수치로 구해보기로 하자. 어떤 연도의 60세 이상의 경제활동참가율( $P_t$ )은 다음과 같이 도시지역의 경제활동참가율( $P_t^U$ )과 농촌지역의 경제활동참가율( $P_t^R$ )의 가중평균으로 나타낼 수 있다.

$$P_t = \omega^U P_t^U + (1 - \omega^U) P_t^R$$

여기서  $\omega^U$ 는 도시지역에 거주하는 60세 이상 남성인구의 비중이다. 일정 기간 동안의 경제활동참가율의 변화( $\Delta P$ )는 위의 식을 이용하여 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\Delta P = \Delta \omega^U (P^U - P^R) + \Delta P^U \omega^U + \Delta P^R (1 - \omega^U) + \varepsilon$$

(12) 1965년과 1990년 센서스는 면과 읍을 구분하지 않고 군 단위 지역에 대해 경제활동참가인구를 보고하고 있다. 이 경우에는 군 단위 지역 거주인구를 농촌인구로 정의하였다.

〈表 4〉 農村과 都市地域의 60歲 以上 男性의 經濟活動參加率

A. 60세 이상					
연도	도시인구	농촌인구	도시비중	도시참가율	농촌참가율
1960	110085	530240	0.172	0.373	0.551
1965	125820	486020	0.206	0.351	0.458
1970	172612	527825	0.246	0.352	0.536
1975	241432	551983	0.304	0.337	0.551
1980	328636	583569	0.360	0.337	0.626
1985	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1990	686622	618339	0.526	0.291	0.640
1995	949578	697689	0.576	0.350	0.693
B. 60세-64세					
연도	도시인구	농촌인구	도시비중	도시참가율	농촌참가율
1960	51445	205375	0.200	0.485	0.767
1965	57710	188300	0.235	0.491	0.680
1970	84815	217547	0.281	0.483	0.751
1975	111518	220532	0.336	0.487	0.782
1980	145105	227838	0.389	0.469	0.829
1985	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1990	277915	216693	0.562	0.441	0.834
1995	413384	259950	0.614	0.528	0.850
C. 65세-69세					
연도	도시인구	농촌인구	도시비중	도시참가율	농촌참가율
1960	29945	152285	0.164	0.350	0.543
1965	35430	142390	0.199	0.317	0.461
1970	44373	137056	0.245	0.310	0.554
1975	71489	158001	0.312	0.288	0.578
1980	94097	166375	0.361	0.307	0.686
1985	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1990	197693	177937	0.526	0.268	0.707
1995	242348	178382	0.576	0.302	0.754
D. 70세 이상					
연도	도시인구	농촌인구	도시비중	도시참가율	농촌참가율
1960	28695	172580	0.143	0.197	0.306
1965	32680	155330	0.174	0.142	0.185
1970	43424	173222	0.200	0.140	0.252
1975	58425	173450	0.252	0.110	0.235
1980	89434	189356	0.321	0.156	0.332
1985	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1990	211014	223709	0.485	0.116	0.398
1995	293846	259357	0.531	0.137	0.495

資料: 1960-1995 인구센서스.

〈表 5〉 1965-1995年 사이 60歲 以上 男性 經濟活動參加率 增加要因 分解(農村-都市)

변 수	추계치
$\Delta\omega^{U(P^U - P^R)}$	-0.083
$\Delta P^U \omega^U$	0.000
$\Delta P^R(1 - \omega^U)$	0.155
$\varepsilon$	0.013
$\Delta P$	0.059

註: 변수의 정의와 계산방법은 본문을 참조하시오.

식의 오른쪽에 있는 각각의 항은 차례로 도시화의 영향, 도시거주인구의 경제활동참가율 변화의 영향, 농촌거주인구의 경제활동참가율변화의 영향, 그리고 잔차항을 나타낸다. 〈表 4〉를 이용하여 각각의 항을 계산한 결과가 〈表 5〉에 제시되어 있다.<sup>(13)</sup>

이 결과에 따르면 만약 도시화의 진전이 없이 농촌 노인들의 경제활동참가율의 증가가 실제와 같이 진행되었다면 전체 노년남성의 경제활동참가율 증가는 실제보다 2.5배 정도 더 높았을 것이다. 이와 같은 농촌에서의 급격한 참가율 감소의 영향은 절반 이상이 도시화의 영향에 의해 상쇄되었던 것으로 나타났다. 만약 경제활동참가율 자체의 변화가 없었다면 농촌에서 도시로의 인구이동은 8% 이상의 경제활동참가율 감소를 가져왔을 것임을 시사한다. 요컨대 앞 절에서 본 노년남성들의 경제활동참가율의 감소는 전적으로 농촌에서 나타난 현상이었던 것이다.

이와 같은 농촌과 도시의 차이는 보다 세분화된 연령층을 보더라도 비슷하게 나타난다. 〈表 4〉의 B-D는 농촌과 도시 남성의 경제활동참가율을 60-64세, 65-69세, 70세 이상 등의 세 연령집단에 대해 보고하고 있다. 농촌 노인들의 경제활동참가는 세 그룹 모두에 있어서 크게 증가하였다. 특히 65세 이상의 노령자들은 약 20% 포인트의 증가율을 보이고 있다. 도시 노인들의 경우에는 60-64세 그룹은 49%에서 53%로 참가율이 약간 상승한 데 비해 65세 이상의 남성들의 참가율은 상당히 감소한 것을 볼 수 있다. 도시의 60세 이상 남성들의 경제활동참가율이 안정적이었던 것은 다른 연령층의 상이한 추세가 상쇄된 결과라고 할 수 있다.

위에서 농촌으로 정의된 지역을 다시 읍 단위 지역과 면 단위 지역으로 나누어 분석한 결과도 농촌의 성격이 보다 강한 곳에서 노년남성의 경제활동참가율의 증가가 두드러졌음을 확인해 준다. 〈表 6〉은 자료가 가용한 연도에 대해 읍과 면 단위 지역을 구분하여 각 연령층의 경제활동참가율을 제시하고 있다. 60세 이상 남성 전체를 볼 때, 읍 단위 지역

(13) 가중치의 역할을 하는 항들은 1965년의 값과 1995년의 값의 평균을 이용하였다.

〈表 6〉 邑과 面 單位 地域의 60歲 以上 男性의 經濟活動參加率

A. 60세 이상						
연도	읍지역인구	면지역인구	읍지역비중	면지역비중	읍지역참가율	면지역참가율
1960	55175	475065	0.086	0.742	0.527	0.554
1965	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1970	60568	467257	0.086	0.667	0.505	0.540
1975	88123	463860	0.111	0.585	0.513	0.559
1980	120491	463078	0.132	0.508	0.539	0.649
1985	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1990	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1995	172035	525654	0.104	0.319	0.581	0.730
B. 60세-64세						
연도	읍지역인구	면지역인구	읍지역비중	면지역비중	읍지역참가율	면지역참가율
1960	22450	182925	0.087	0.712	0.730	0.772
1965	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1970	26162	191385	0.087	0.633	0.703	0.758
1975	36572	183960	0.110	0.554	0.722	0.794
1980	49297	178541	0.132	0.479	0.717	0.860
1985	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1990	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1995	66748	193202	0.099	0.287	0.748	0.885
C. 65세-69세						
연도	읍지역인구	면지역인구	읍지역비중	면지역비중	읍지역참가율	면지역참가율
1960	15155	137130	0.083	0.753	0.510	0.547
1965	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1970	15640	121416	0.086	0.669	0.508	0.560
1975	25326	132675	0.110	0.578	0.532	0.587
1980	34303	132072	0.132	0.507	0.568	0.716
1985	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1990	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1995	43742	134640	0.104	0.320	0.607	0.802
D. 70세 이상						
연도	읍지역인구	면지역인구	읍지역비중	면지역비중	읍지역참가율	면지역참가율
1960	17570	155010	0.087	0.770	0.289	0.308
1965	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1970	18766	154456	0.087	0.713	0.227	0.255
1975	26225	147225	0.113	0.635	0.211	0.239
1980	36891	152465	0.132	0.547	0.280	0.344
1985	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1990	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
1995	61545	197812	0.111	0.358	0.380	0.531

資料: 1960-1995 인구센서스.

의 참가율이 1970년에서 1995년 사이 50%에서 58%로 증가한 데 비해 면 단위 지역의 경우는 54%에서 73%로 훨씬 더 크게 증가했음을 볼 수 있다. 두 가지 지역 모두 65세 이상 남성들의 경제활동참가 증가가 60-64세 남성들에 비해 두드러졌다. 면 단위 지역에 거주하는 70세 이상 남성들의 경우 경제활동참가율이 1970년의 26%에서 1995년의 53%로 두 배 이상 증가하였다. 1995년의 참가율 추계가 과소평가되어 있음을 감안한다면 실제의 증가는 이보다 더 컸을 것이다. 요컨대 노년남성들의 경제활동참가는 농촌의 성격이 강한 지역일수록, 연령이 높을수록 더 크게 증가했다.

4.3. 産業

앞 절에서 보았듯이 노년남성의 경제활동참가의 증가가 농촌에서 더 두드러졌다는 사실은 이 현상이 농업과 관련되어 있을 가능성을 시사한다. 이를 살펴보기 위해 위에서 농촌과 도시로 구분해 행했던 분석을 여기서는 농가와 비농가로 구분하여 수행하기로 한다. 1965년 센서스와 1980년 이후의 EAP는 성별, 연령별 경제활동참가인구를 농가와 비농가로 구분하여 보고하고 있다. 이 자료를 이용하여 작성된 <表 7>은 60세 이상 남성 중 농가인구의 비중, 농가 및 비농가의 경제활동참가율을 보여준다.

<表 7> 農家 및 非農家に 居住하는 60歲 以上 男性의 經濟活動參加率

연도	농가인구	비농가인구	농가비중	농가참가율	비농가참가율
1965	441000	171000	0.721	0.471	0.331
1980	590000	436000	0.575	0.559	0.305
1981	617000	457000	0.574	0.582	0.312
1982	617000	542000	0.532	0.585	0.317
1983	611000	587000	0.510	0.545	0.310
1984	567000	618000	0.478	0.575	0.288
1985	555000	653000	0.459	0.596	0.312
1986	541000	674000	0.445	0.623	0.313
1987	556000	707000	0.440	0.673	0.311
1988	564000	742000	0.431	0.679	0.328
1989	593000	747000	0.442	0.689	0.334
1990	607000	821000	0.425	0.696	0.356
1991	609000	886000	0.407	0.711	0.372
1992	636000	945000	0.402	0.750	0.390
1993	598000	1023000	0.369	0.759	0.387
1994	594000	989000	0.375	0.779	0.447
1995	608000	1175000	0.341	0.781	0.419

資料: 1965년 인구센서스, 1980-1995년 한국노동연구원 데이터베이스 경제활동인구통계.



〈表 7〉이 말해주는 것은 전체 노인들을 농촌과 도시 인구로 구분해 분석한 앞의 결과와 매우 유사하다. 60세 이상 남성 농가인구의 비중은 1965년 72%에 달했으나 산업화의 진전과 더불어 꾸준히 감소하여 1980년에는 58%, 1995년에는 32%로 감소하였다. 전기간을 통해서 농가의 경제활동참가율이 비농가의 경제활동참가율보다 높았으므로 농가비중의 감소는 다른 조건이 동일하다면 노년남성 경제활동참가의 감소를 가져왔을 것이다. 농가와 비농가의 노인들 모두 참가율의 감소를 경험했지만 그 정도는 농가가 훨씬 심했다. 농가의 경우 60세 이상 남성의 참가율이 1965년 47%에서 1995년 78%로 증가한 데 반해 비농가의 경우에는 33%에서 43%로 증가했다.

이상을 통해 볼 때 노년남성의 경제활동참가율 증가의 거의 대부분 농가의 경제활동참가 증가에 기인한 것이고 그 일부가 농가비중 감소에 의해 상쇄되었다는 것을 알 수 있다. 이를 거주지역과 관련해서 행했던 것과 같은 방법으로 수량화할 수 있다. 즉 60세 이상 남성의 경제활동참가의 변화는 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\Delta P = \Delta \omega^N (P^N - P^F) + \Delta P^N \omega^N + \Delta P^F (1 - \omega^N) + \varepsilon$$

여기서  $N$ 은 비농가를  $F$ 는 농가를 나타내며 다른 부호들이 지칭하는 것은 앞의 식과 같다. 〈表 8〉은 〈表 7〉을 이용해서 각 항을 추계한 결과를 보여준다. 잔차항의 크기가 커서 정확한 평가를 내리기 어렵지만 이 결과로부터 다음과 같은 사실을 알 수 있다. 만약 농가비중의 감소가 없었다면 1965년에서 1995년 사이 60세 이상 남성의 경제활동참가율 증가는 13% 포인트가 아닌 18% 포인트였을 것이다. 이와 같은 참가율 증가의 약 삼분의 일은 농가의 참가율 증가에 의해, 나머지 삼분의 일은 비농가의 참가율 증가에 의해 설명될 수 있다. (14)

〈表 8〉 1965-1995年 사이 60歲 以上 男性 經濟活動參加率 增加要因 分解(農家-非農家)

변 수	추계치
$\Delta \omega^N (P^N - P^F)$	-0.059
$\Delta P^N \omega^N$	0.047
$\Delta P^F (1 - \omega^N)$	0.102
$\varepsilon$	0.039
$\Delta P$	0.129

註: 변수의 정의와 계산방법은 본문을 참조하시오.

(14) 이는 추계된 파라미터의 크기에 비례하여 잔차항의 삼분의 일을 농가 참가율 증가의 영향을

거주지역의 도시화 정도와 생업 사이에는 매우 긴밀한 상관관계가 있으므로 순수한 거주지역의 영향과 산업의 영향을 알기 위해서는 두 가지 변수를 동시에 고려해야 할 필요가 있다. 예컨대 대부분의 농가가 농촌지역에 위치하기 때문에 농가의 경제활동참가율이 증가한 것이 농촌지역의 일반적인 특징인지 아니면 농업에 한정된 현상인지 알기 어렵다. 이 문제를 해결하기 위해 농촌지역의 비농가의 경제활동참가율에 어떠한 변화가 있었는지를 살펴보도록 하자. 만약 농촌 비농가에서도 경제활동참가율이 급속히 증가했다면 이는 농촌지역의 일반적인 현상으로 파악할 수 있을 것이다. 농촌지역 비농가의 경제활동참가인구를 별도로 제시하는 자료는 없다. 그러나 다음과 같은 간접적인 방법으로 이를 추정해 볼 수 있다. 이를 위해서 모든 도시지역의 농가를 도시인구로 간주하자. 그러면 60세 이상 남성의 경제활동참가율은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$P_t = \omega^U P_t^U + \omega^{RN} P_t^{RN} + \omega^{RF} P_t^{RF}$$

여기서  $RF$ 는 농촌에 거주하는 농가를 지칭하는 것으로 전체 농가인구에서 도시지역에 거주하는 농가인구를 제하여 구할 수 있다. 여기서  $RN$ 은 농촌지역의 비농가를 나타내며 그 이외의 부호들의 의미는 전과 동일하다. 이 식에서 도시인구의 비중( $\omega^U$ )과 참가율( $P_t^U$ )은 <表 4>에 제시되어 있다. 1980년의 경우 농가인구의 약 5% 정도가 도시지역에 거주하였다.<sup>(15)</sup> 이에 의거해서 농촌에 거주하는 농가인구의 비중( $\omega^{RF}$ )은 <表 7>에 제시된 전체 농가인구의 비중( $\omega^F$ )에 0.95를 곱해서 구하였다. 농촌에 거주하는 농가인구의 경제활동참가율( $P_t^{RF}$ )은 따로 구할 수가 없다. 따라서 농촌과 도시에 거주하는 농가의 경제활동참가율이 동일하다고 가정하여 <表 7>에 제시되어 있는 전체 농가의 경제활동참가율( $P_t^F$ )을 이용하였다.<sup>(16)</sup> 세 개의 가중치의 합은 1이므로 이로부터 농촌 비농가인구의 비중을 계산할 수 있다. 이를 이용하면 각 연도에 대해 농촌 비농가의 경제활동참가율( $P_t^{RN}$ )

나타내는 항에, 나머지 삼분의 일을 비농가 참가율 증가의 영향을 나타내는 항에 배분한 결과이다.

- (15) 1980년 시 단위 지역의 농가수는 약 12만 호로 전체 농가의 5%가 넘는다(1980년 농업조사에서 계산).
- (16) 이 연구에서 확인된 농촌과 도시와의 차이를 보건대 실제로는 도시에 거주하는 농가인구의 경제활동참가율이 농촌에 거주하는 농가인구의 경제활동참가율에 비해 낮았을 가능성이 크다. 이 경우 이 가정에 기초해 계산한 농촌거주 비농가인구의 경제활동참가율은 과소평가되었을 것이다. 그리고 노인의 경제활동참가에 있어서의 도시와 농촌간의 격차는 시간이 흐름에 따라 더 커졌던 것을 볼 수 있다. 따라서 이와 같은 편이는 1965년에 비해 1995년에 더 컸을 것이다. 그러므로 이하에 제시된 1965년에서 1995년 사이의 농촌거주 비농가인구의 경제활동참가율의 증가는 다소 과대평가되었을 가능성이 있다.

을 계산할 수 있다.<sup>(17)</sup> 이 계산의 결과에 따르면 농촌 비농가의 노년남성의 경제활동참가율은 1965년 38%에서 1995년 73%로 매우 크게 증가하였다. 이는 같은 기간 농가인구의 참가율 증가를 능가하는 수치이다. 이렇게 볼 때 농촌지역의 경제활동참가율 증가는 농업이라고 하는 산업에 관련된 것이라기보다는 농촌의 일반적인 특성에 기인한다고 할 수 있겠다.

### 5. 農村 老年男性의 經濟活動參加率 增加의 原因

1960년대 중반 이후 진행된 노년남성의 경제활동참가율의 상승은 주로 농촌 노인들의 경제활동참가 증가에 기인한 것이었다. 그렇다면 농촌의 노인들을 과거에 비해 더 오래 동안 노동시장에 남아있게 한 요인은 무엇일까? 이제 이 문제에 대한 해답을 모색해 보기로 하자. 노인 경제활동참가율 증가의 시간적인 특성은 산업화 및 도시화의 영향을 하나의 가능한 요인으로 떠오르게 한다. 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 읍면 단위 지역에 거주했으나 1995년에는 40%만이 농촌에 살고 있다. 도시로 이주했던 농촌인구의 대다수는 청장년층이었으므로 이농현상은 농촌인구의 노령화를 가져왔다.<sup>(18)</sup> 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>(19)</sup>

(17) 1990년과 1995년에 대해서는 60세 이상 남성 전체의 경제활동참가율을 구하는 데 주의를 해야 한다. 농가의 참가율은 EAP에서, 도시인구의 참가율은 센서스에서 계산된 것이므로 여기서는 농가와 도시의 비중을 이용하여 EAP의 참가율과 센서스의 참가율의 가중평균을 구해 이용했다. 1995년에는 농가의 비중이  $0.372 (= 0.341 / (0.341 + 0.576))$ , 도시의 비중이  $0.628 (= 0.576 / (0.341 + 0.576))$ 로 계산되었다. 1965년과 1995년에 대한 각 파라미터의 값은 다음과 같다.

	$P$	$\omega^F$	$P^F$	$\omega^{RN}$	$P^{RN}$	$\omega^U$	$P^U$
1965	0.436	0.685	0.471	0.109	0.376	0.206	0.350
1995	0.528	0.324	0.781	0.100	0.734	0.576	0.350

(18) 농촌인구의 도시이동의 형태에 관해서는 다음의 문헌들을 참조할 것: 김남일 외(1995), 문현상 외(1991), 이은우(1993), 김정연(1987), 윤수중(1984).

(19) 1966년과 1995년 센서스에서 계산하였다.

이와 같은 농촌인구의 노령화는 노인들로 하여금 경제활동을 늘이도록 하는 요인의 하나일 수 있다. 노인들과 젊은이들이 농촌의 노동시장에서 대체관계에 있다면 젊은이들의 도시 이주는 노인들의 노동생산성을 높여 노동시장에 더 오래 머무르게 하는 요인으로 작용할 것이다. 농민의 경우 가족경제의 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.

이하에서는 위에서 제기한 가설, 즉 농촌인구의 노령화가 농촌 노인들의 경제활동참가율의 증가를 가져왔는지를 실증적으로 분석하기로 한다. 분석의 방법은 노년인구의 비중이 높은 지역에서 노인들의 경제활동참가율이 더 높았는지를 살펴보는 것이다. 이 목적을 위해서는 가능하면 세분화된 행정구역, 예컨대 군을 분석의 단위로 이용하는 것이 바람직할 것이다. 그러나 불행하게도 연령별 경제활동참가인구의 통계는 군별로는 제시되어 있지 않다. 따라서 여기서는 다소 문제는 있으나 각 도를 시, 읍, 면으로 구분하여 집계한 센서스의 자료를 이용하여 분석을 수행할 것이다. 예컨대 강원도 읍부의 경제활동참가율은 강원도의 모든 읍 단위 지역 인구의 경제활동참가율을 의미한다. 분석 시기는 이상의 세 행정단위로 구분하여 통계를 제시하고 있는 1970년, 1975년, 1980년 등을 대상으로 할 것이다.<sup>(20)</sup> 각 연도별로 9개 도의 시, 읍, 면부, 서울특별시, 부산직할시 등 29개 관측치를 얻었으며 3개년 자료를 결합한 회귀분석에는 모두 87개의 관측치가 이용되었다. 회귀분석에는 몇 가지 상이한 모형이 이용되었다. 우선 14세 이상 남성인구 중 60세 이상 남성의 비중으로 정의된 老人人口의 比重(OLDRATIO)만 독립변수로 이용되었다(회귀식 (1)). 다음으로는 각 지역의 전반적인 경제활동참가상황을 고려하기 위해 14세에서 59세 사이 남성의 경제활동참가율을 추가하였다(회귀식 (2)). 그리고 여기에 행정구역의 단위, 즉 읍과 면부의 더미변수(회귀식 (3)), 각 도의 더미변수(회귀식 (4)), 그리고 연도의 더미변수(회귀식 (5))를 차례로 추가하였다. 회귀분석의 결과는 <表 9>에 제시되어 있다.

이 결과는 노년남성인구의 비중이 노인들의 경제활동참가에 매우 강력한 영향을 미쳤음을 보여준다. 다른 변수를 포함시키지 않은 경우의 회귀분석으로부터 얻은 추정계수의 크기에 따르면 60세 이상 남성인구의 비중이 1% 높아질 때 동연령층의 경제활동참가율이 3.4%나 더 높았으며 이 영향은 통계적으로 매우 유의하다. 결정계수의 크기는 각 지역간의 경제활동참가율의 변이의 75%가 이 변수 하나에 의해 설명됨을 보여준다. 각 회귀식

(20) 1990년과 1995년에 대해서도 자료가 가용하지만 경제활동참가 정의의 일관성을 유지하기 위해 분석에서 제외하였다.

〈表 9〉 行政區域別 60歲 以上 男性 經濟活動參加率 決定要因에 關한 回歸分析 結果

설명변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
피설명변수: 60세 이상 남성의 노동력참가율(평균=0.478), N=87					
INTERCEP	0.202***	0.049	0.166	0.240**	0.078
OLDRATIO	3.437***	3.016***	2.496***	2.047***	2.160***
PART1459		0.260**	0.092	-0.028	0.217
행정구역단위구분					
SHIDUM			NI	NI	NI
EUPDUM			0.088***	0.101***	0.080***
MYONDUM			0.059	0.095**	0.054
시도구분					
SEOUL				NI	NI
PUSAN				-0.023	-0.023
KYONGGI				0.019	0.022
KANGWON				0.090***	0.089***
CHUNGBUK				0.043	0.047
CHUNGNAM				0.025	0.031
CHUNBUK				0.006	0.018
CHUNNAM				0.016	0.025
KYONGBUK				0.012	0.016
KYONGNAM				0.044	0.047
CHEJU				0.073	0.081**
연도구분					
1970					NI
1975					-0.026**
1980					0.000
R-Square	0.751	0.762	0.826	0.888	0.895
F-Value	255.7	134.7	97.5	40.7	37.3

註: 유의수준 \*10%, \*\*5%, \*\*\*1%. NI는 회귀분석에 포함되지 않은 統制集團(control group)을 의미한다. 모든 회귀식에 대해 F값의 P-Value는 0.0001 이하이다.

으로부터 나온 결과의 비교를 통해 이 결과가 모형의 변화에 대해 비교적 민감하지 않음을 알 수 있다. 다른 모든 변수들을 통제한 경우에는 계수의 크기가 감소했지만 이것도 노인인구비중이 1% 커질 때 경제활동참가율이 2.2%나 감소함을 보여준다. 통계적인 유의성도 여전히 높다.

14세에서 59세 사이 남성의 경제활동참가율(PART1459)은 회귀식 2에서는 경제활동참가율에 통계적으로 유의한 정의 영향을 미치고 있지만 행정구역 단위가 통제되면 유의성

을 잃는다. 행정구역 단위(EUPDUM과 MYONDUM)에 관한 결과에서 볼 수 있듯이 노인인구의 비중이 고려된 후에도 농촌지역 노인들의 경제활동참가는 도시에 비해 높은 것으로 나타났다. 이는 농촌과 도시의 경제활동참가를 차이의 원인은 인구노령화의 정도의 차이가 아닌 다른 데서 찾아야 함을 의미한다. 반면 노인인구비중을 통제하고 나면 읍 단위 지역의 경제활동참가율이 면 단위 지역보다 높은 것으로 나타났다. 이는 면 단위 지역 노인들의 경제활동참가율이 읍 단위 지역에 비해 높은 것이 상당 정도 인구노령화의 정도 차이에 의해 설명될 수 있음을 말해준다. 각 도의 더미변수의 계수들은 다른 요인들을 모두 고려하는 경우 강원도와 제주도에서 노인경제활동참가율이 특별히 높았음을 보여준다. 끝으로 연도더미변수의 계수는 노인인구비중의 변화가 1970년에서 1980년 사이의 전반적인 노인 경제활동참가를 변화의 어느 만큼을 설명하는가를 보여준다. 60세 이상 노년남성의 경제활동참가율은 1970년에서 1975년 사이에는 48.5% 수준에서 안정적이었고 1980년까지는 52%로 상승했다. 그런데 회귀분석의 결과는 노인인구의 비중을 통제할 경우 1970년에서 1975년 사이 경제활동참가율이 약 2.5% 정도 하락하고 1970년에서 1980년 사이에는 경제활동참가율의 변화가 없었을 것임을 시사한다. 즉 1970년에서 1980년 사이의 경제활동참가율 변화 전체가 노인인구비중의 변화에 의해 설명될 수 있는 것이다.

여기에 결과는 보고되지 않았으나 위와 동일한 회귀분석을 농촌지역만을 포함해서 수행하였다. 결과는 전반적으로 위의 것과 유사하지만 노인인구비중의 계수가 감소함을 볼 수 있다. 다른 변수가 통제되지 않을 경우의 계수는 1.8, 다른 모든 변수가 통제될 경우의 계수는 1.1이었다. 이 추정계수를 토대로 해서 1966년에서 1995년 사이의 농촌지역 노인들의 경제활동참가율의 변화요인을 분석해 보기로 하자. 1966년에서 1995년 사이 15세 이상 남성인구 가운데 60세 이상 남성의 비중은 9.9%에서 19.6%로 증가하였다. 같은 기간 동안 60세 이상 남성의 경제활동참가율은 43.6%에서 55.7%로 상승하였다. 만약 앞의 회귀분석을 통해 얻은 계수 1.1을 실제의 노인인구비중 증가치(9.7% 포인트)에 적용한다면 노인인구비중의 증가가 노인들의 경제활동참가율을 10.7% 포인트 증가시켰으리라 추정할 수 있다. 이 경우 노인인구비중만 증가하고 다른 요인은 고정이었을 경우의 1995년의 가상적인 경제활동참가율은 54.3%로 실제치와 거의 유사하다. 더 정확히 말해 1966년에서 1995년 사이 농촌에서 발생한 노년남성의 경제활동참가율 증가의 88.4%가 노인인구 비중의 증가에 의해 설명될 수 있는 것이다.<sup>(21)</sup> 이상에서 행한 요인분석은 횡단면 자료로부터 추정된 계수를 시계열의 변화에 적용시킨 것이므로 결코 정확한 것이라 할 수는 없

(21)  $(1.1 \times 0.097) / (0.557 - 0.436) = 0.884$ .

다. 그럼에도 불구하고 나타난 수치의 크기로 볼 때 농촌의 노령화가 노인경제활동참가율의 증가를 가져온 매우 중요한 요인이었음을 부인하기는 어려울 것이다.

농촌사회의 변화에 관한 연구들은 이농현상으로 인해 많은 농촌가구들이 청·장년 노동력 없이 노인들만으로 구성되게끔 변화하였음을 보여준다. 김남일 외 3인의 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 1960년대에는 2세대 및 3세대로 구성된 가구가 대다수를 차지하고 있었으나 가족구성원의 도시이주로 인해 1세대로 구성된 친족가족의 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 이상이였다. 노인의 경제활동을 불가피하게 하는 가구구조의 변화는 특히 1인 단독가구의 증가에서 두드러지게 나타난다. 면 단위 지역의 경우 1960년에는 2%에 불과하던 1인 단독가구의 비중이 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 되면서 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 20세기초 미국의 농민들은 노령자들의 경제활동에 유리한 자영업의 속성에도 불구하고 퇴직연령에 있어서 비농업부문 종사자와 크게 다르지 않았다(Costa(1995)). 그들은 대체로 농장을 매각하여 퇴직생활에 필요한 자금을 마련하고 농촌의 중소도시로 이주하여 독립적인 은퇴생활을 영위하였던 것으로 보인다(Lee(1999a)). 그렇다면 왜 우리나라 농촌지역의 노인들은 그렇게 할 수 없었던 것일까? 농업에 종사하는 노인들의 경우 왜 농지를 매각하고 이주하여 자녀들과 함께, 혹은 독립적으로 은퇴생활을 하지 않는 것일까? 이 질문은 논문의 범위를 벗어나는 것이기는 하지만 몇 가지 가설을 검토함으로써 장래의 추가적인 연구의 기초로 삼고자 한다.

우선 생각할 수 있는 것은 대다수의 농촌 노인들이 퇴직생활을 충당할 만큼의 충분한 자산을 축적하지 못했으리라는 것이다. 농촌의 노인들이 어느 만큼의 자산을 보유하고 있는지는 주어진 자료를 통해 알 수 없다. 그러나 <表 10>에 제시되어 있는 전체 농가의 호당 평균자산액은 이에 관해 유용한 정보를 제시한다. 이에 따르면 총자산액에서 부채액을 뺀 순농가자산액은 1965년 45만원이었던 것이 1995년에는 1억 5천만원에 이르고 있다.

〈表 10〉 農家の 戶當 平均所得, 資産, 家計費, 1965-1995

(단위: 천원)

	농가소득	농업소득	가계비	자산	부채	자산/농업소득
1965	112	89	99	463	11	5.20
1970	218	167	171	766	12	4.57
1975	674	542	435	3227	26	5.95
1980	2227	1531	1662	11834	173	7.73
1985	5549	3699	4272	26894	1784	7.27
1990	11026	6264	8227	79352	4734	12.67
1995	21803	10469	14782	158171	9163	15.11

資料: 농수산부, 『농가경제통계』 각호. 1970-1985의 자료는 그 직전 해의 연말자료이다.

그러면 이 통계는 자산매각을 통한 은퇴의 가능성에 대해 무엇을 말하는가? 어떤 한 시점에 있어서는 그 해답이 뚜렷하지 않다. 예를 들어 1995년의 경우 순자산액은 약 14,900만 원인데 비해 가계비는 1,480만 원이었다. 만약 은퇴 후에도 가계비에 변화가 없다면 자산을 매각한 자금으로 매년 가계비를 충당하기 위해서는 약 10%의 자산수익률이 요구된다. 그러나 가계비와 경제활동상의 지위간에 밀접한 관계가 있다는 것은 주지의 사실이다. 즉 다른 조건이 같을 때 경제활동참가자는 퇴직자에 비해서 노동공급에 소요되는 직접, 간접의 비용, 열량 소비량의 차이 등으로 인하여 가계비가 덜 소요되는 것이다(Fogel(1993), Cogan(1980)). 1972-1973년 미국 消費支出調査(Consumer Expenditure Survey)의 마이크로자료를 이용한 Lee(1996)의 추계에 따르면 가구구조를 통제했을 때 60-69세의 퇴직자는 같은 연령의 경제활동참가자의 연간소비지출액의 77%를 지출하였다. 이 추계를 이용하여 퇴직자의 가계비를 계산한 다음 가계비 충당에 필요한 자산수익률을 계산하면 약 7.6%이다. 즉 수익률이 7.6%인 경우 1995년의 평균적인 농민들은 농업자산의 매각을 통해 퇴직자금을 충당할 수 있었던 것이다. 퇴직자들이 자금을 운용하여 얻을 수 있는 수익률은 어느 정도인지를 알기는 쉽지 않으며 또 시기에 따라 크게 다를 것이다. 안정성을 중요시하는 퇴직자들의 보수적인 성향을 감안한다면 평균적으로 7.6%의 수익률은 상당히 높은 것으로 보아야 할 것이다. 그리고 정확한 통계는 없으나 농촌의 비농가의 경우에는 농가에 비해 평균적인 자산액이 낮을 가능성이 크다. 이런 점들을 고려한다면 상당수의 농촌 노인들은 자산을 매각하여 퇴직자금을 충당하기 어려운 실정이라고 할 수 있다. 그러나 다른 한편으로 생각할 수 있는 것은 많은 농촌 노인들이 자녀들로부터의 경제적인 지원으로 가계비의 부족을 보충할 수 있으리라는 것이다. 이처럼 주어진 자료만으로는 어느 한 시점에 있어서 자산의 부족으로 인해 퇴직을 하지 못하는 노년인구의 비중을 판단



하기는 어려운 것으로 보인다.

그러나 위의 자료는 적어도 시간이 흐름에 따라 농촌노인들이 자산을 매각하여 퇴직을 하는 것이 점차 더 용이해지고 또 그렇게 할 유인이 커졌으리라는 것을 시사한다. 우선 가계비에 비교한 농업자산액은 장기적으로 크게 증가하였다. 순자산액을 가계비로 나눈 값은 1965년 4.6에서 1995년 10.1로 증가하여 자산가치의 증가가 가계비의 증가에 비해 빨랐음을 보여준다. 다음으로 농업소득과 비교한 자산액의 크기가 장기적으로 증가하였다. 농가자산을 농업생산을 위한 자본투입으로 본다면 농업자산의 가치는 장래의 농업생산물의 현재가치에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 만약 농업자산의 가치가 농업생산물의 가치에 비해 고평가되었다면 농민들은 자산을 매각하고 퇴직할 유인이 커질 것이다. 실제로 20세기초 미국의 경우 노령의 농민들은 지가의 상승이 농업생산성의 증가에 의해 초래되었을 때보다 그 이외의 요인에 의해 나타났을 때 농장을 매각하고 퇴직하는 경향이 더 컸던 것이 관찰되었다(Lee(1999a)). 농업종사와 농업자산매각 중 어떤 것이 더 유리한가는 앞의 경우와 마찬가지로 자산수익률에 크게 의존한다. 1995년의 경우 농업자산을 매각, 운용하여 농업소득을 얻기 위해서는 7% 이상의 수익률이 보장되어야 한다. 그리고 이와 같은 결정에는 금전적인 수익뿐만 아니라 노동으로부터의 효용 혹은 비효용 등 비금전적인 요인도 고려될 것이다. 따라서 한 시점에 있어서 고령의 농민들에게 농업자산을 매각하고 퇴직할 유인이 있었는지를 정확하게 판단하기는 어렵다. 그러나 시간에 따른 변화를 고려할 때 자산가치의 관점에서 본 농민들의 퇴직유인이 장기적으로 높아졌다는 것을 알 수 있다. 즉 <表 10>에서 볼 수 있듯이 총자산가치를 농업소득으로 나눈 값은 1965년 5.2에서 1995년 15.1로 크게 증가했던 것이다. 그러므로 적어도 과거의 농민들에 비해 현재의 농민들은 농업에 계속 종사하기보다는 농업자산을 매각하고 퇴직하는 것이 더 유리한 것이다.

불완전하기는 하지만 이상의 분석은 적어도 상당수의 농민들의 경우 농업자산을 처분하여 퇴직자금을 충당할 수 있고 또 금전적으로 보아 그렇게 하는 것이 유리하다는 것을 시사한다. 그럼에도 불구하고 1995년 현재 농촌인구 가운데 65-69세 남성의 75%가, 그리고 70세 이상 남성의 50%가 경제활동에 참여하고 있다는 사실은 본 논문으로서는 해결할 수 없는 수수께끼로 남는다. 생각해볼 수 있는 몇 가지 추가적인 요인으로는 (1) 지역별 경이 가능해져서 지가가 상승할 수도 있으리라는 기대, (2) 농업자산시장의 불완전성, (3) 거주지, 생업, 이웃 등에 대한 감정적인 애착, (4) 도시로 이주한 가족들과의 연계 등을 들 수 있다. 강원도의 한 농촌마을에 대한 한 사례연구는 마지막 요인에 대한 부연 설명을 제시해 준다. 이 연구에 따르면 고령의 농민들이 농촌농업부문에 계속 머물러 있

는 이유는 도시로 이동한 자녀나 형제자매의 생활이 안정되지 못하여 함께 살기 어려울 뿐만 아니라 오히려 그들에게 식량을 제공하는 등 안전판의 역할을 해주기 때문이라고 한다(윤수종(1984)). 그리고 또 다른 가능한 설명은 농지를 임대하고 실질적으로는 퇴직상태에 있는 노년의 농민들이 완전히 일에서 손을 떼기보다는 남아 있는 약간의 토지를 경작하는 것을 택함으로써 경제활동참가인구로 간주되고 있을 수 있다는 것이다. 20세기 초반 미국에 있어서도 노년의 자영업자들, 특히 농민의 경우에는 경제활동참가상의 지위가 모호했던 것으로 보인다.<sup>(22)</sup> 그러나 이 추측이 사실이라면 왜 농촌 노년인구의 부분적인 퇴직이 지난 30년간 증가했는가 하는 의문이 남는다. 이 문제에 대한 보다 체계적인 접근은 차후의 연구과제로 미루기로 하겠다.

## 6. 맺음말

본 논문은 1955년부터 1995년까지의 우리나라 노년남성들의 경제활동참가율을 추계하고 그 변화요인들을 분석하였다. 60세 이상 남성들의 경제활동참가율은 1955년에서 1960년대 중반까지는 하락하였으나 그 이후 30년 동안은 약 40%에서 60%로 크게 증가하였다. 이는 지난 반세기 동안 선진국에서 나타난 노인경제활동참가의 감소와는 대조되는 특이한 현상이다. 경제활동참가율의 시간적인 변화는 60-64세, 65-69세 및 70세 이상의 보다 세분화된 연령집단에 대해서도 유사하게 나타난다.

이와 같은 노년남성의 경제활동참가율 증가는 거의 전적으로 농촌지역에 거주하는 노인들의 경제활동참가가 증가한 데 기인한 것이다. 60세 이상 남성 가운데 농가인구의 경제활동참가율은 1965년 47%에서 1995년 78%로 증가한 데 반해 비농가인구의 참가율은 33%에서 44%로 증가하는 데 그쳤다. 읍이나 면 단위 지역을 농촌으로 정의할 경우 농촌에 거주하는 노년남성의 경제활동참가율은 같은 기간 동안 크게 증가한 데 비해 도시지역 노년남성의 참가율은 전혀 변하지 않았다. 전기간을 통해 도시에 비해 농촌에서, 그리고 비농가에 비해 농가에서 노인들의 경제활동참가율이 높았으므로 산업화와 도시화로 인한 농촌 및 농가인구 비중의 감소는 농촌 노년남성의 경제활동참가율 증가의 효과를 일부 상쇄하였다.

(22) 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 대부분이 1900년에 농지를 보유했거나 1910년 직업이 농민인 사람들이었다. 이는 센서스 조사자들에게 있어서 농가에 거주하는 반퇴직 상태의 노년남성의 경제활동참가여부가 모호했기 때문에 나타난 것으로 보인다. Lee(1999)를 참조하시오.

농촌거주 노년남성의 경제활동참가율이 왜 크게 증가했는지는 확실하지 않다. 본 논문에서는 농촌 청년인구의 도시이동에 따른 농촌인구의 노령화가 노인들의 경제활동참가에 미친 영향을 분석하였다. 농촌지역 청·장년 인구의 감소는 노령노동자의 한계생산성 가치를 높이거나 일손의 부족으로 퇴직을 어렵게 함으로써 노인들의 경제활동참가를 증가시켰을 가능성이 있다. 1970년, 1975년, 1980년의 행정구역별 노년남성 경제활동참가의 횡단면·시계열 회귀분석의 결과에 따르면 실제로 인구노령화가 심각할수록 노년남성의 경제활동참가율이 높았다. 회귀분석의 결과가 보여주는 인구노령화의 영향의 크기는 지난 30년간 나타난 농촌거주 노년남성의 경제활동참가율 증가의 대부분이 인구노령화에 의해 설명될 수 있음을 시사한다.

도시화와 산업화가 진행되던 시기의 다른 나라들의 경우에는 농촌인구의 경제활동참가율이 하락했던 것을 관찰할 수 있다. 왜 우리나라의 경험이 예외적인지는 확실하지 않다. 단편적인 증거들에 의하면 상당수의 농민들은 농업자산을 매각하여 퇴직자금을 충당할 능력이 있고 또 그렇게 하는 것이 계속 농업에 종사하는 것보다는 유리한 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 왜 오늘날 농촌의 노인들이 그 이전 세대에 비해 더 오래 노동시장에 남아 있는가에 대해서 몇 가지의 설명이 가능하지만 여전히 풀어야 할 과제로 남는다.

서울大學校 經濟學部 助教授

151-742 서울특별시 관악구 신림동 산 56-1

전화: (02)880-6396

팩시: (02)886-4231

〈附表〉 60歲 以上 男性의 經濟活動參加率과 年齡別 人口比重

연도	P60	W60-64	W65-69	W70+	W70-74	W75-79	W80+
1960	n.a.	0.443	0.272	0.285	0.155	0.089	0.041
1961	n.a.	0.447	0.265	0.289	0.158	0.088	0.043
1962	n.a.	0.440	0.269	0.291	0.157	0.091	0.043
1963	0.437	0.425	0.284	0.291	0.153	0.093	0.045
1964	0.396	0.410	0.278	0.313	0.158	0.109	0.045
1965	0.397	0.400	0.296	0.304	0.163	0.094	0.046
1966	0.391	0.395	0.300	0.305	0.165	0.094	0.046
1967	0.422	0.395	0.300	0.306	0.170	0.089	0.047
1968	0.462	0.406	0.286	0.308	0.176	0.082	0.049
1969	0.501	0.423	0.274	0.303	0.173	0.081	0.049
1970	0.413	0.423	0.253	0.324	0.197	0.080	0.048
1971	0.462	0.422	0.265	0.313	0.185	0.081	0.047
1972	0.459	0.432	0.260	0.308	0.179	0.081	0.048
1973	0.483	0.432	0.269	0.299	0.168	0.082	0.049
1974	0.528	0.425	0.286	0.289	0.157	0.083	0.049
1975	0.504	0.415	0.292	0.294	0.157	0.088	0.048
1976	0.557	0.417	0.289	0.294	0.159	0.089	0.047
1977	0.461	0.416	0.290	0.293	0.159	0.088	0.046
1978	0.496	0.414	0.290	0.296	0.165	0.084	0.047
1979	0.512	0.413	0.287	0.300	0.172	0.080	0.049
1980	0.500	0.412	0.284	0.303	0.175	0.080	0.048
1981	0.527	0.411	0.284	0.304	0.177	0.080	0.047
1982	0.538	0.409	0.282	0.309	0.177	0.085	0.047
1983	0.500	0.410	0.279	0.311	0.177	0.087	0.047
1984	0.472	0.410	0.276	0.314	0.176	0.090	0.048
1985	0.482	0.406	0.274	0.320	0.178	0.093	0.049
1986	0.483	0.402	0.277	0.321	0.178	0.093	0.050
1987	0.509	0.394	0.281	0.324	0.179	0.094	0.051
1988	0.520	0.386	0.287	0.327	0.179	0.096	0.053
1989	0.525	0.380	0.293	0.327	0.178	0.096	0.054
1990	0.535	0.375	0.286	0.339	0.178	0.101	0.061
1991	0.552	0.378	0.279	0.343	0.178	0.103	0.061
1992	0.581	0.384	0.271	0.344	0.179	0.103	0.062
1993	0.561	0.391	0.264	0.345	0.182	0.101	0.062
1994	0.579	0.398	0.260	0.343	0.182	0.099	0.062
1995	0.584	0.405	0.256	0.339	0.179	0.098	0.061

註: 변수의 정의는 <表 1>의 註를 참조하시오.

資料: 한국노동연구원 데이터베이스 경제활동인구 및 인구통계.

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.
- 金井厚·韓萬珠(1998): 『老人人力 活用政策과 프로그램』. 집문당.
- 내무부 통계국(1959): 『대한민국 제1회 간이총인구조사보고』.
- 농수산부(1982): 『1980년 농업조사』.
- 농림수산부: 『농가경제통계』, 각호
- 문현상·한영자·전학석·변용찬(1991): 『인구이동에 관한 연구』, 한국보건사회연구원.
- 박광준·안홍순·최성재·황성철(1999): 『고령화사회와 노인복지』, 세종출판사.
- 박이택(1999): 『해방이전 통신산업의 전개과정과 고용구조』, 서울대학교 박사학위논문.
- 윤수중(1984): 『노동력이동에 따른 농촌사회의 변화』, 서울대학교 사회학과 석사학위논문.
- 이은우(1993): 『한국의 농촌·도시간 인구이동에 관한 연구』, 서울대학교 경제학과 박사 학위논문.
- 통계청(1992): 『1990 인구주택 총조사』.
- \_\_\_\_\_ (1997): 『1995 인구주택총조사보고서』.
- \_\_\_\_\_ : 『경제활동인구연보』, 각호.
- \_\_\_\_\_ : 경제활동인구자료 마이크로 표본, 1985년, 1990년, 1995년.
- 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.
- Cogan, J.(1980): "Labor Supply with Costs of Labor Market Entry," in J. Smith(ed.), *Female Labor Supply*, Princeton, Princeton University Press.

- Cowgill, D.O., and L.D. Holmes(1972): *Aging and Modernization*, New York.
- Costa, D.L.(1995): "Agricultural Decline and the Secular Rise in Male Retirement Rates," *Explorations in Economic History*, **32**, 540-552.
- \_\_\_\_\_ (1998): *The Evolution of Retirement*, Chicago, University of Chicago Press.
- 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.
- Fogel, R.W.(1993): "New Sources and New Techniques for the Study of Secular Trends in Nutritional Status, Health, Mortality, and Process of Aging," *Historical Methods*, **26**, 5-43.
- 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, University of Chicago Press.
- Lee, C.(1996): "Essays on Retirement and Wealth Accumulation in the United States, 1850-1990," Ph.D. Dissertation, University of Chicago.
- \_\_\_\_\_ (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.
- \_\_\_\_\_ (1999a): "Farm Value and Retirement of Farm Owners in Early-Twentieth-Century America," *Explorations in Economic History*, **36**, 387-408.
- \_\_\_\_\_ (1999b): "The Expected Length of Retirement in the United States, 1850-1990," Institute of Economic Research Discussion Paper **13**.
- Long, C.(1958): *The Labor Force Under Changing Income and Employment*, Princeton, Princeton University Press.
- Pencavel, J.(1986): "Labor Supply of Men: A Survey," in O. Ashenfelter, and R. Layard(eds.), *Handbook of Labor Economics*, volume 1, 3-102.
- Squier, L. W.(1912): *Old Age Dependency in the United States*, New York, Macmillan.