Korean Journal of Social Welfare, Vol. 61, No. 1, 2009. 2, pp. 323-357.

노후 노동지위:

생애노동경력과 재산을 매개로*

지은정

(서울대학교 사회복지연구소)

[요약]

본 연구는 고령자 노동지위가설과 사회적 지위획득모델의 한계를 보완하고 통합하여, 노후 노동지위에 미치는 생애과정의 메커니즘을 조명하였다. 분석결과 첫째, 60세 이상 남성근로자의 노동지위는, 직종은 대부분이 농어업이거나 단순노무직이고, 고위직 · (준)전문가는 소수에 불과하였다. 종사상 지위도 상용직과 고용주는 4.4%에 불과한 반면, 약 70%가 임시일용직과 자영업이며, 약 60%는 연 천만원 이하의 저임금근로자였다. 대부분의 고령자는 노후에도 고위직을 유지한다는 노후풍요가설이 적용되는 경우는 소수에 불과함을 말해준다. 둘째, 약 20%가 5천만원 미만의 재산을 가지고 있는 반면, 9.3%는 6억 이상의 재산을 소유하여 격차가 크다. 노후풍요가설처럼 대부분의 사람이 노후에 필요한적절한 부를 축적하였다고 보기 어렵다. 그리고 재산은 교육수준에 따라 차이가 커서, 부의 축적은 사회적 지위획득모델이 더 적절한 것으로 판단된다. 셋째, 교육수준에 따라 생애노동경력뿐 아니라, 노후 노동지위가 달랐다. 넷째, 경로분석결과, 교육수준은 생애노동경력과 재산을 매개로 노후 노동지위에 영향을 미쳤다. 즉, 교육수준이 낮은 사람은 생애노동경력이 불안정하고, 재산이 적으며, 노년에도일은 하지만 저임금, 낮은 사회적 직종, 불안정한 고용형태에서 근무하였다. 생애불평등이 노년에도지속됨을 보여주는 것이다. 따라서 교육기회의 불평등과 비정규직과 영세자영업 확산을 축소시키고,불안정 고용이 덫이 되지 않도록 제반 여건을 마련해야 한다.

주제어: 고령 남성, 생애노동경력, 노후 노동지위, 재산, 사회적 지위획득모델, 생애주기가설, 노후풍 요가설, 경로분석

^{*}본 논문은 2008년 제 1회 한국복지패널 학술대회에서 발표한 글을 전면 수정한 것이다.

1. 문제제기

산업화 이후 고령자들은 고령근로자와 퇴직자로 급격히 양분되면서, 일각에서는 고령근로자는 사회의 특권집단으로, 퇴직자는 사회경제적으로 혜택 받지 못한 사람으로 여겨졌다(Haber and Gratton, 1984). 그러나 고령에도 근로할 경우 고위직을 유지하기보다는, 사회경제적으로 낮은 지위에서 근로하는 경우가 많아, 고령근로자를 특권집단으로 보기 어렵다. 우리나라 전국 노인실태조사에서도 취업노인의 절반 이상(53.9%)이 농·어·축산업에 종사하고, 27.8%가 단순노무직에서 일한다. 종사상 지위역시 일용직과 무급가족종사자가 33%, 자영업이 49.2%에 이르러 고용형태도 불안정하다(정경희·오영희·석재은·도세록·김찬우·이윤경·김희경, 2005). 끝나지 않은 척박한 일상과 대면한 노인들이많다(경향신문, 2008. 7. 22 a). 고물수집, 택배, 청소 등을 하는 고령자들이 많고나, 최근에는 폐지 줍기 경쟁도 벌어지고 있으며(문화일보, 2008. 7. 22), 아파트 경비원이나 사우나 관리원은 인기가 좋아경쟁이 치열할 정도다. 노상에서 채소나 물품을 파는 모습도 우리 사회 곳곳에서 볼 수 있다. "실버세대" 혹은 "골든 에이지"니 하는 노후와 여생을 그럴듯하게 포장하는 단어들이 넘쳐나지만 화려한은퇴, 든든한 보험, 해외여행 같은 노후는 대다수 노인들과는 상관없는 이야기다. 이와 같은 모습은우리나라 고령자의 노동시장참여율은 OECD 국가 평균보다 높지만(OECD, 2001), 노동 상태는 열약함을 말해준다. 또한 경제활동참여도 중요하지만 그 자체만으로는 노동의 현주소를 대변하지 못하며, 노동지위를 살펴봐야 함을 시사한다.

고령자의 노동지위에 대해서는 2가지 가설이 있다. 전통적 시각인 산업화이론·근대화 가설에서는 고령근로자의 가치는 산업화·근대화로 인해 저하되었다고 본다²⁾. 하지만 노후풍요가설에서는 고령 자들은 노후에도 사회경제적 지위가 하락하지 않았으며, 계속 고위직을 유지하였다고 주장한다. 이렇게 주장이 엇갈리는 이유 및 가설의 한계는 다음과 같다.

첫째, 노년의 노동은 생애노동경력에 따라 달라짐을 고려하지 못했기 때문이다. 나아가 생애노동경력은 근대화이전에는 사회계층에 따라 좌우되었고, 근대화 이후에는 계급사회는 붕괴되고, 대중교육이 확대되었지만, 교육기회의 불평등으로 인해, 교육수준에 따른 노동지위의 차이가 발생하는데, 이를 담지 못했다. 그리고 이 차이가 전 생애에 걸쳐 지속되어, 노년의 노동에도 영향을 미치는데, 이에 대한 통찰이 부족했기 때문이다.

둘째, 재산에 따른 노후 노동지위의 차이를 체계화하지 못했다. 전산업화시기 농촌 백인 고령자의 근로와 퇴직간의 선택은 농장의 가치에 따라 좌우되었다. 자산가치가 높은 농장과 재원을 가지고 있 던 노인은 노동자를 고용하거나 관리하였지만, 땅을 소유하지 못한 고령남성은 생의 마지막 날에도

¹⁾ 그러나 하루 종일 일해서 받는 돈은 1만원 안팎에 불과하다(SBS 뉴스, 2008. 7. 31). 그럼에도 젊은 이들이 꺼리는 일거리라도 찾기 위해 발품을 파는 고령자들이 많다(경향신문, 2008. 7. 22b).

²⁾ 교육수준이 높아지면서, 노인들은 교육수준이 낮아 노동시장에 더 수용되지 않았다(Haber and Gratton, 1984).

노동자로서 일하였다. Haber and Gratton(1984)이 이를 소개하였지만, 서술에 그치고, 체계화시키지 않았다. 하지만 그들의 글을 보면. 재산의 차이가 노후 노동지위에 영향을 미침을 유추할 수 있다. 또 한 재산은 교육수준과 노동경력(산업화 이전에는 사회적 계층)에 따라 달라지는데. 산업화이론과 노 후풍요가설은 이와 같은 생애과정의 메커니즘을 담지 못한 한계가 있다. 물론 노후풍요가설이 주장한 것처럼, 산업화 이후 더 많은 사람들이 부를 축적한 것은 사실이지만?), 충분한 저축이 없는 노인들이 많다. 이들은 노후소득보장의 위협에 처할 수밖에 없다. 그 결과 생계유지를 위해 경비원이나 잡역부 와 같은 사회적으로 낮은 저임금 직종으로 내몰렸다(Haber and Gratton, 1984). 더구나 최근에는 산 업화 초기보다 경제가 괄목할 만큼 성장했지만, 경제성장의 과실이 골고루 분배되지 않고 부의 불평 등이 더 심각해졌다4). 그리고 불안정 고용이 증가하였는데. 이들이 전 생애에 걸쳐 넉넉한 삶을 유지 했을 가능성이 적고, 노후를 위해 저축을 충분히 했을 가능성도 적다. 점점 더 많은 사람들이 노후를 위한 부나 저축을 축적하지 못한 상태로 노년을 맞이하고, 계속 노동시장에 머물고자 하지만, 사회적 으로 낮은 지위에 집중될 것으로 보인다. 반면 고위직 종사자가 명예퇴직한 뒤, 자회사에 재취업하는 경우(경향신문, 2007, 10, 22; 지은정, 2008 재인용)도 종종 볼 수 있어, 대조적이다.

셋째, 노후풍요가설에서 제기하는 주장의 근거는 인터뷰를 바탕으로 하는데, 사회의 주변적 위치에 있는 고령남성보다는, 마을 유지(有志)나 권력이 있는 고령남성의 경력(career)을 추적하는 것이 더 쉬웠다(Haber and Gratton, 1984). 즉, 노후에도 권위를 유지하던 사람들 중심으로 조사하여, 고령자 들이 근대화 이후에도 고위직을 유지한다는 결과를 도출한 것이다. 다시 말해 표본선택이 편향되어. 노인의 사회경제적 상황을 전체적으로 보지 못했기 때문이다.

요약하면, 산업화 이론과 노후풍요가설은 노년노동에 영향을 미치는 구조적인 메커니즘을 간과하였 다. 예컨대, 산업화 이전에는 사회계층, 산업화 이후에는 교육수준에 따른 생애 노동경력과 재산축적 의 차이. 그리고 이를 매개로 다시 노후 노동지위에 미치는 영향을 담지 못하였다. 그럼에도 불구하고. 지금까지는 가설의 한계에 대한 고민보다는, 주로 고령자의 경제활동참여(혹은 퇴직)에 미치는 영향 에 대한 연구, 산업화 이후 고령자의 경제활동참가율의 증감에 대한 연구, 노인 전체 부의 평균이 증 가하여 고령자의 경제상태가 개선되어 노후풍요가설이 지지됨을 주장하는 연구가 이루어졌다. 최근에 는 과거 노동경력이 노후빈곤에 미치는 영향에 대한 연구, 노후빈곤이 노후 노동에 미치는 영향에 대 한 연구도 있지만, 노년의 노동지위에 대해서는 연구가 거의 없다. 전국 노인실태조사나 통계청 발표 자료에 실태가 제시되었을 뿐이다. 그 외 교육 불평등정도 및 그 원인과 결과, 비정규직이나 자영업

^{3) 1889~1890}년에는 전체 노인의 20%만 향후 10년 동안 노인부부가 소비할 수 있는 재원(\$231)을 가지고 있고, 나머지 80%는 일하거나 가족에 의존해야 했었다. 그러나 1917~1919년에는 고령자의 40%가 노인부부의 10년 동안 소비할 수 있는 재원(\$616)을 가지고 있었다(Haber and Gratton, 1984).

⁴⁾ 미국의 경우 1980년대 이후 소득불평등이 악화되었고, 자산불평등은 소득불평등보다 더 심각해져, 1980년 초 이후 부의 불평등이 더 커져 양극화되었다(Wolff, 2000; Spilerman, 2000 재인용). 우리나 라도 2003년 1분위와 5분위의 소득격차가 7.81배로 높았는데, 2005년 이후 계속 악화일로를 걸어. 2008년 1/4분기는 8.41배로 2003년 이후, 부유가구와 빈곤가구의 소득격차가 최대에 이르렀다(통계 청 자료). 더구나 상기의 결과가 2인 이상 가구를 대상으로 한 결과이기 때문에, 1인 가구 이상으로 확대하면, 소득불평등은 더 클 것으로 예측된다.

실태, 혹은 결정요인에 대한 연구도 있지만, 각각 분절적으로 이루어졌고, 이로써는 교육수준의 차이와 불안정한 고용의 누적(累積)적인 영향을 알기 어렵다. 다시 말해, 어떤 생애과정을 통해 노후 노동지위가 달라지는지 주목한 논문은 없다. 매개변수로서 생애노동경력과 재산을 고려하여 통합적으로 분석한 논문도 없다.

또한 사회적 지위획득모델을 적용한 연구들은 최근 획득된 지위를 부로 확대하여 분석하고 있으나, 노동시장보상의 획득과 유지의 궤적을 보여주는 가설의 본래 의미를 살리지 못한 채, 재산에 미치는 요인에 대한 연구에 그치고 있다. 또한 부의 불평등이 끝이 아니다. 또 다른 불평등인 노후 노동지위에 영향을 미칠 수 있는데, 이를 담지 못했다. 그리고 사회적 지위획득모델을 적용한 연구 가운데, 직업지위가 재산에 미치는 연구도 몇 편에 불과한데, 그나마도 생애노동경력을 투입한 것이 아니라, 현직종의 직업지위로 분석하였다. 그리고 노동지위는 다차원적인데, 기존의 논문들은 단일 차원으로 분석하거나, 다차원이더라도 분석모형에 직접 반영하지 않았다.

이에 본 논문은 각각 독립적으로 이루어졌던 고령자의 노동지위가설과 사회적 지위획득모델을 통합하여, 노후 노동지위에 미치는 생애과정의 메커니즘을 조명하였다. 그리고 선행연구들과는 달리, 현직종이 아닌 생애노동경력을 투입하여, 전 생애에 걸친 사회적 지위가 노년의 사회적 지위에도 영향을 미치는지 살펴보았다. 또한 노후 노동지위는 4개의 지표를 하나의 잠재변인으로 구성하여 종속변수로 삼은 점도 기존연구와의 차별점이다. 이를 통해, 교육수준에 따라 생애노동경력과 재산축적이 다르고, 이를 매개로 노후 노동지위가 다른지 분석하였다.

2. 이론적 배경

1) 고령남성의 노후 노동지위에 대한 가설

경제·사회학에서 고령남성의 노동지위에 대한 전통적인 시각은 산업화·근대화로 인해, 고령근로 자의 가치가 떨어졌다고 보는 것이다. 하지만 노후풍요가설에서는 전통적 시각은 산업화로 인해 숙련 근로자들의 위신이 하락한 것에만 초점을 두었다고 지적한다. 오히려 고령자들은 노후에도 사회경제적 지위가 하락하지 않았으며, 계속 고위직을 유지하였다고 본다.

그러나 노년의 지위는 산업화 이전에는 사회적 계층에 따라 달랐고, 근대화 이후에는 교육수준에 따른 차이가 지속된다. 예컨대, 산업화·근대화 가설과는 달리, 산업화 이전에도 노년의 지위가 높았던 것은 아니다. 노인의 위치를 집중적으로 연구한 것은 아니지만, Laslett(1983)의 연구를 보면 노년의 지위는 사회적 계층에 따라 달랐다. 이 책은 전산업화 사회가 노년의 황금기였다는 가설에 반대논리를 제공한다.

또한 노후풍요가설과는 달리, 19세기의 기술발전은 숙련공들의 권위를 떨어뜨리고 그들의 기술을 구식으로 만들었다. 더구나 산업근로자의 절대다수는 체력에 의존하여 일하는 노동자였고, 숙련노동

자의 위치를 얻지 못했다. 그나마 그들의 가장 중요한 자산인 체력도 노령으로 쇠퇴하고, 축적한 재산도 없어, 생계유지를 위해 다시 노동시장에 진입하려 한다. 하지만 재취업이 어려워 실직기간이 길고, 재취업을 하게 되더라도, 경비원이나 잡역부와 같은 사회적으로 지위가 낮은 저임금 직종으로 내몰렸다. 이처럼 19세기 기술발전 이후 고용주들은 숙련근로자를 기계와 반숙련 근로자들로 대체하여, 숙련 공의 권위가 떨어지고 그들의 기술은 구식이 되기도 했지만, 그렇다고 산업화가 모든 근로자의 권위를 격하시킨 것도 아니다. 기술과 경험을 지닌 고령자들은 산업화 이후에도 고위직을 계속 유지하였다. 전문성을 지닌 근로자는 더 높은 경제적 지위를 누렸고(R. R. Lutz, 1916), 고위직에 종사했던 근로자는 노후에도 고위직을 유지하였다. 이런 고위·전문직 종사자들의 교육수준이 높은 것은 자명한일이다. 심지어, 산업화 이전에도 기술이 있을 경우에는 노예라 할지라도 사회적으로 가치있는 일들을 했고5), 기술이 없는 노예들과 하층 노동계급들은 노후에도 단순노동을 했다(Haber and Gratton, 1984). 요컨대, 산업화 이전에는 직업지위와 노동경력이 사회계층에 따라 달랐는데, 사회계층은 다시교육수준의 차이를 유발한다. 산업화 이후 계급사회가 붕괴되고 대중교육이 확대되었지만, 교육기회의 불평등으로 인해, 노동지위의 차이가 계속 발생하고, 전 생애에 걸쳐 지속되는 것으로 보인다.

그리고 노후풍요가설은 산업화가 노인에게 부정적 영향을 미치기도 하지만, 새로운 생산체제의 도 입으로 경제가 성장하여, 반숙런 근로자의 부를 증가시키는데 기여하였다고 주장한다. 그래서 전산업 화시기보다 더 많은 사람들이 부를 축적하여 근로를 줄이거나, 노동시장을 떠날 수 있도록 긍정적 영 향을 미쳤다는 것이다(Haber and Gratton, 1984).6) 이는 생애주기가설과 일맥상통한다. 그러나 산업 화 초기에는 대부분이 저임금으로 고통받았다. Epstein(1922)에 따르면, 대다수 근로자의 평균 주당임 금은 기본적 욕구를 충족하기도 힘든 수준이었다(Haber and Gratton, 1984 재인용). 또한 그들은 노 동을 조정하거나 고용을 보장받지 못했고, 노조가입률도 낮았다. 고용이 불안정한 상황에서 부를 축적 하는 것은 쉽지 않다. 그래서 산업근로자들은 거의 재원이 없는 상태로 노년을 맞이하게 된다(Davis, 1937; Haber and Gratton, 1984 재인용). 나아가 가난한 고령자는 다른 그룹보다 더 오랫동안 일을 하거나, 단순직종(less demanding occupation)이나, 계절적 직업으로 바꾸었다. 그러나 기술이 있는 고 령남성은 근로당시의 임금과 저축에 의존하여 충분한 부와 재원을 바탕으로, 근로시간을 줄이거나 노 동을 중단하여(Haber and Gratton, 1984) 대조적이다. 이는 재산에 따라 노후 노동여부와 노동지위가 다름을 말해준다. 최근에는 산업화 초기보다 경제가 비교할 수 없을 정도로 발달하였지만, 노후를 위 해 충분한 부를 축적하지 못한 채 노년을 맞는 것은 계속되고, 심지어 노년의 자산불평등은 더 심각 해지고 있다. 1965년 미국 노인 부의 평균은 \$143,000인 반면, 1995년에는 \$215,000(1999년 달러 기 준)으로 증가하였다. 그러나 중위 부는 평균보다 훨씬 낮다. 1965년은 \$35,200이고 1995년은 \$45.600 일 뿐이다. 이처럼 평균과 중위값 사이에 차이가 큰 것은 부의 분배가 상당히 불평등함을 말해준다

^{5) 1853~1863}년 동안 노예 가운데 75살의 간호사, 70세의 운전사 등도 있었다(Haber and Gratton, 1984).

⁶⁾ 실제 미국의 1인당 생산은 1960년에서 1995년 사이 두 배가 되었고, 지난 30년 동안 노인의 평균 경제적 지위도 매우 상승하였다. 1969~1999년 동안 노인의 중위 소득은 60% 높아졌고(McNeil, 1998: Clark and Quinn, 1999 재인용), 노인 빈곤률도 급격히 하락하였다. 1966년에는 노인 빈곤률이 29% 였지만, 1977년에는 14%로 감소하였다(Clark and Quinn, 1999).

(Mishel et al., 1999; Spilerman, 2000 재인용). 그리고 1983년부터 1997년 사이에 중위 부는 2% 감소한데 비해, 평균 부는 14% 증가하여, 1980년대 초 이후 부의 불평등이 더 커져 양극화되었다(Wolff, 2000; Spilerman, 2000 재인용). Wolff(1998; Clark and Quinn, 1999 재인용)의 연구에서는 최상위 1%가 전체 가구 부의 38%를 소유하고 있으며(1995년 기준), 상위 20%가 84%를 차지하고 있었다. Smith(1997)에서도 재산이 상위 10%에 속하는 고령자가 하위 10% 고령자보다 2,500배 더 많은 재산을 소유한 반면, 많은 고령가구주 특히, 흑인 고령남성이나 라틴아메리카 고령남성들은 재산이 거의 없었다. 즉, 부의 불평등은 인종간에 극심하다?). 하지만 백인 노인 가운데서도 부의 격차는 크다?). 우리나라도 노인가구의 소비기준 상위 10%는 하위 10%에 비해 금융자산이 27.1배 더 많고, 비금융자산은 13.04배 더 많아(김학주, 2006) 큰 차이를 보인다. 요컨대, 노후자금이 충분한 고령자보다는 불충분한 고령자가 더 많고, 그 격차는 커서 대다수의 근로자들이 충분한 부를 축적하였다는 노후풍요가설을 받아들이기 어렵다. 그리고 재산의 격차만큼이나, 노후 노동지위의 차이가 큰 것으로 보인다. 그러나 관련연구들은 노인의 평균 소득, 재산이 높아졌음을 주장할 뿐이다.

2) 저축/부에 대한 가설

부의 축적에 대한 가설은 생애주기가설이 전통적이며, 최근에는 사회계층화 가설인 사회적 지위획 득모델로도 설명되고 있다. 생애주기가설은 퇴직 전까지 생애과정을 통해 부가 축적되고, 그 후로 부가 감소한다는 것이다(Keister and Moller, 2000; Land and Russell, 1996 재인용). 반면 사회적 지위 획득 관점에서 보면, 부는 현재와 과거의 경제적 재원과 사회적 지위에 따라 달라진다(Campbell and Henretta, 1980; Land and Russell, 1996; Spilerman, 2000).

(1) 생애주기가설(Life-Cycle Hypothesis) 및 기존 연구의 한계

경제학의 생애주기가설은 사람들은 높은 삶의 수준을 희망하며, 이를 위해 일정한 소비수준을 유지하기 원한다고 가정한다. 그런데 사람들은 퇴직을 하기 때문에, 미래에 비해 상대적으로 소득이 높을 때 저축하여 자산을 축적하고(Smith, 1980; Deaton, 1992; Smith, 1995 재인용), 퇴직 후에 예금을 인출해서 쓰거나, 자산을 소비한다는 것이다(Modigliani and Brumberg, 1954; Modigliani, 1986; Land and Russell, 1996 재인용). 이 가설에 따르면 퇴직시점에 부는 최고치에 이르는데, 실제 연령이 높아질수록 부가 증가한다는 결과들이 많다(Mirer, 1979; Menchik and David, 1983; Kurz, 1984; Land and Russell, 1996 재인용). 미국의 HRS자료를 분석한 Schoz, Seshadri and Surachai(2006)의 연구결과를 보면, 51~61세 가구의 80%이상은 퇴직 후 최적의(optimal) 부를 축적하고 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 사람들이 퇴직 후 여생동안 필요한 소비를 위해 충분히 저축하려는 경향이 있어 생애주기가설을 지지하는 것이라고 하였다. 그 외에도 많은 경험적 연구들이 이 가설을 지지하였다.

⁷⁾ 백인이 흑인보다 중위 부가 8배 높다(Wolff, 1998; Krivo and Kaufman, 2004 재인용).

⁸⁾ 상위 10분위 백인 가구주는 하위 1분위 백인 가구주에 비해 부가 60배 더 많다(Smith, 1997).

그러나 생애주기가설은 현재 상당 비율의 노인이 저축과 부가 적은 이유를 밝히지 못한다. Mitchell and Moore(1998)가 미국 노인의 은퇴자산을 추정한 결과, 그들의 자산은 은퇴 후의 소비수준에 크게 부족한 것으로 나타났다. Li(1996)의 연구에서도 단지 46%가. Yuh et al.(1998)의 연구에서는 약 52%만 은퇴이전의 소비수준을 은퇴 후에도 그대로 유지할 수 있을 만큼의 충분한 자산을 갖는 것으 로 나타났다. Engen et al.(2004)에서는 모든 자산의 가치를 포함해도, 25~62세 가구의 31.2%는 최적 부의 중위수준 미만이었고, 거주주택 가치를 제외하였을 경우에는 47.7%가 미만이었다. 우리나라도 비슷하다. 여윤경(2005)의 결과를 보면, 거주주택을 포함한 모든 자산을 노후 생계비로 사용할 수 있 다는 가정 하에서도 약 36%의 가계는 은퇴 후 현재의 생활수준을 유지할 수 없는 것으로 추정되었다 (여윤경·김진호, 2007 재인용), 60세에 은퇴하고, 70%의 소득대체율을 적용할 경우 은퇴시점의 가계 평균 순자산은 은퇴소비가치의 평균 76.8%, 가장 낮은 경우는 58.94%에 불과하였다. 더구나 은퇴자산 이 넉넉한 그룹과 부족한 그룹으로 양극화되어 있어(여윤경ㆍ김진호, 2007), 상당 비율의 노인은 불충 분한 부로 노년을 맞이하고 있다. 노인실태조사를 보아도, 자산소득을 갖고 있는 노인은 12.5%에 불 과하고, 공적연금 수급률도 13.9%에 그치고 있다. 더구나 해당 소득원을 지닌 가구만을 대상으로 보 면, 국민기초생활보장제도 평균 급여는 18.9만원인 반면, 자산소득은 평균 61만원, 공적연금은 54만원 으로 상대적으로 높다(정경희 외, 2005). 즉, 재산으로 비롯되는 자산소득이나 생애 안정된 노동경력 을 바탕으로 받는 공적연금은 수혜계층이 소수이며, 각각으로부터의 소득은 상대적으로 높아서, 노후 경제적 상황이 대조적임을 말해준다. 더구나 노후소득보장제도가 발전한 국가와는 달리, 우리나라는 저축 등 개인적으로 노후의 경제적 필요를 준비해야 하는데, 실상은 그 반대여서》, 앞으로도 60세에 부가 최고를 이루거나, 노후를 위해 충분한 부를 축적한 비율은 적을 것으로 보인다.

(2) 사회적 지위획득모델(Model of Statues Attainment) 및 기존 연구의 한계

사회학의 계층화(stratification) 이론 가운데 하나는 사회적 지위획득 모델이다. 이 시각에 따르면, 개인은 사회로부터 여러 가지 보상(rewards)을 얻는다. 교육수준, 직업, 소득이 그것인데, 이런 보상들은 재생산되거나 부모에서 성인자녀에게 이전된다. 그리고 인생의 초기에 얻은 지위(아버지의 교육수준과 직업, 본인의 교육수준 등)는 인생 후기의 지위(본인의 직업, 소득)에 영향을 미친다. 즉, 근로연령계층의 직업지위는 부모님의 교육수준과 직업에도 영향을 받지만, 본인의 교육수준과 첫 직장의 직업지위가, 30대, 40대, 50대의 직업지위에도 영향을 미친다. 개인의 사회적 지위는 일정한 궤적 (trajectory)을 따르는 것이다(Blau and Duncan, 1967).

그러다 몇몇 학자들을 중심으로, 사회적 지위획득모델의 초기 연구들은 주로 노동시장 보상을 소득 과 직업에 집중하고, 부와 비근로 소득은 간과하였다는 지적이 제기되며(Spilerman, 2000), 부의 축적 가설로도 적용되고 있다.¹⁰⁾ 특정 시점의 재산은 이전(previous) 시기의 소득으로부터 저축이 축적된

⁹⁾ 노후를 위해 경제적 준비를 한 노인의 비율은 28.3%에 불과하며, 그나마도 이 가운데 15.3%는 준비 가 미미하였다(정경희 외, 2005).

¹⁰⁾특히 인종간 부의 불평등에 대한 연구의 이론적 배경이 되고 있다(Blau and Graham, 1990; Campell and Henretta, 1980; Conley, 1999; 2001; Hao, 1996; Land and Russell, 1996; Oliver and

것이기 때문이다. 그리고 교육수준과 직업이 소득에 정적인 영향을 미쳤다는 것은 교육과 직업적 지위를 다른 사회적 보상 특히, 재산과 연관시킬 수 있음을 뜻하기 때문이다(Grusky and Takata, 1992; Land and Russell, 1996 재인용). 생애소득이 높을수록 부의 축적수준이 높은 연구결과와(Land and Russell, 1996; Love, Smith and McNair, 2007 등), 부의 격차가 소득격차보다 큰데(Wolff, 1998; Krivo and Kaufman, 2004 재인용), 이러한 차이는 생애주기가설로는 설명이 어렵고, 이전 사회적 지위와 생애과정의 특성 때문이라는 연구(Conley, 2001; Oliver and Shapiro, 1995; Krivo and Kaufman, 2004 재인용; Horton and Thomas, 1998; Lewin-Epstein et al., 1997; Lewin-Epstein and Semyonov, 2000; Spilerman, 2000 재인용), 주택과 부의 축적은 넓은 의미의 사회계층화 과정을 반영한다고 주장한 연구(Horton and Thomas, 1998; Lewin-Epstein et al., 1997; Lewin-Epstein and Semyonov, 2000; Spilerman, 2002; Krivo and Kaufman, 2004 재인용)들이 이 가설을 지지한다.

그러나 이들 연구는 획득된 지위를 부로 확대하기는 했지만, 자산의 불평등과, 자산불평등에 영향을 미치는 요인에 중점을 두었을 뿐이다. 다시 말해, 단순히 노동시장의 보상을 부로 확대하여 각 변수의 독립적인 영향을 보았을 뿐(교육수준, 직종, 소득, 인종과 부의 차이, 주택구입과 임대에 있어서 인종간 차별 등), 사회적 지위획득모델의 핵심인 노동시장보상의 획득과 지위유지의 궤적은 담지 못하고 있다. 또한 부의 불평등은 끝이 아니다. 또 다른 불평등 가운데 하나인, 노동지위 격차에 영향을 미칠 수 있는데, 가설을 적절히 적용하지 못하여 생애과정의 궤적을 포착하지 못했다.

3. 선행연구

1) 교육수준과 생애노동경력 및 노후 노동지위

일반적으로 교육수준이 높을수록 좋은 일자리에 취업한다(방하남·이상호, 2006). 이처럼 대부분의 연구는 교육수준이 높을수록 특정 시점의 직업지위가 높고, 소득이 높음을 지지하는데, Blau and Duncan(1967)은 교육수준이 첫 직장 뿐 아니라, 전 생애에 걸친 노동경력에 지속적으로 영향을 미침을 보였다. 즉, 교육수준이 높을수록 첫 직장의 직업지위가 높고, 이후 시점의 직업지위와도 정적인 관계를 보여, 일정한 궤적을 증명하였다. 방하남·김기헌(2001)은 Blau and Duncan(1967)의 연구모형을 적용하여, 연령집단별 지위획득모형을 추정하였다. 분석결과 교육수준이 직업에 미치는 영향은 30대 현직에 미치는 효과가 가장 컸고, 그 다음이 30대 미만, 40대, 50대 이상(.487)의 순으로 나타났다. 즉, 교육이 직업지위에 미치는 영향은 40대 이후로 감소하지만, 50대 이후에도 여전히 영향을 미쳤다. 박경숙(2003)을 보면, 고등학교 이상 학력을 지닌 55세 이상 남성의 직업력은 장기간 정규직이거나 자영업에 종사하거나, 정규직과 자영업 사이에서 전직하는 특성을 보인다. 반면 초등학교나 중학교 교육수준을 지닌 저학력자의 직업력은 비정규직, 가족종사자, 비취업 사이에서 이동하였다. 손장권

Shapiro, 1995; Shapiro, 2004; Wolff, 1998; 2001; Krivo and Kaufman, 2004 재인용).

(1977)의 연구를 보아도, 직업이동 경로는 교육수준과 직업군에 따라 달랐다. 전문직 및 관리직의 경 우는 대학교육을 받고, 전문직 및 사무직에서 처음 직업을 시작하여 현재의 지위로 상승하였지만, 미 숙련직 노동자는 초등학교 학력의 미숙련직으로 직업생활을 출발하고, 조사시점에도 같은 지위에 머 물러 있었다(양춘·김문조·손장권·박길성·김철규, 2001 재인용).

2) 교육수준, 생애노동경력, 생애소득과 재산

재산에 영향을 미치는 주된 요인은 교육수준, 노동경력 및 소득과 그 외 요인을 들 수 있다. 첫째, 교육수준이 영향을 미친다. Land and Russell(1996), Scholz et al.(2006), Smith(1995; 1997)의 연구 를 보면, 교육수준이 높을수록 재산이 많았다. Campbell and Henretta(1980)에서는 교육수준이 높을 수록 저축을 많이 한 것으로 나타났다. 둘째, 사회적 지위획득모델을 부로 확대하여 연구한 Land and Russell(1996)은 Duncan(1961)의 SEI(socioeconomic index) 사회경제적지수를 사용한 직업지위가 높 을수록, 가구의 부의 축적이 많은 것으로 나타났다. 그러나 유의하지는 않았다. 저자들은 직업지위가 높을수록 소득이 높음을 볼 때(Treiman, 1992), 직업지위가 부에 간접적인 영향을 미친 것으로 해석 하였다(Land and Russell, 1996). Campbell and Henretta(1980)도 Duncan의 SEI점수를 사용하여 분 석한 결과, 직업위세(prestige)가 높을수록 모든 종류의 재산이 유의하게 높게 나타났다. 그러나 상기 의 연구들은 생애노동경력을 투입한 것이 아니라, 가구주 직종의 직업지위로 분석하였을 뿐이다. 한편 Haveman, Holden, Wolfe and Sherlund(2002)의 연구를 보면 근속연수가 오래되었을수록, 재산을 많 이 축적하였다. 그 외 연금자산만 분석하였지만, Johnson, Sambamoorthi and Crystal(1999)에 따르면 과거 노동경력이 좋을수록 연금자산이 높다. 전문직에 종사하는 남성의 중위 연금부는 \$179.574이지 만, 서비스직에 종사하는 남성의 중위 연금부는 \$66,889에 불과하였다. 셋째, 소득이다. 저축 혹은 부 가 낮은 이유를 사람들의 근시안적 시각에서 비롯되었다고 보는 견해(Weiss, 1991)도 있지만, 경제적 으로 부유하지 못한 사람들은 부유한 사람들에 비해 저축을 조금 하게 된다(Smith, 1997). 이러한 소 득은 인종간(Smith, 1995) 뿐 아니라, 인종내(Barsky, Bound, Charles, Lupton, 2002) 부의 격차를 설 명하는 가장 영향력 있는 변수로 나타났다. 특히, 노인들의 부는 생애소득(lifetime earnings)과 매우 밀접하게 연관되어, 생애소득이 높았던 사람들이 노후를 위해 부(공적연금급여, 생명보험, 미래 노동 소득 등의 합계)를 더 많이 축적하였다. 생애소득이 적었던 가난한 가구주는 평균 부가 \$6,200인데 비해 상위층은 평균 부가 \$78,900이었다(Love et al., 2007). 그리고 빈곤 노인 가구주의 86%는 생애 소득이 낮다. Land and Russell(1996)과 Scholz et al.(2006)의 연구에서도 생애소득이 낮을수록 부가 낮았고, Smith(1995; 1997)의 연구 역시 소득수준이 낮은 사람들이 저축을 적게 하는 것으로 나타났 다. 우리나라 전국 노인실태조사에서도 가구 소득수준이 높을수록 자산소득이 높은 것으로 나타났다 (정경희 외, 2005). 넷째, 그 외에도 나쁜 건강(Land and Russell, 1996; Smith, 1995), 사회보장과 연 금을 통한 높은 소득대체율, 그리고 공공부조급여나 사회보험에서 실시하는 자산조사(asset test)가 저축유인을 낮추는 것으로 나타났었다. 또한 부유한 부모가 자녀들에게 그들의 재산을 물려주는 것도 부에 영향을 미친다(Smith, 1995; 1997).

3) 생애노동경력과 노후 노동지위

생애노동경력과 노후 노동지위에 대한 연구는 소수이다. Blau and Duncan(1967)은 첫 직장의 직업지위가 25~34세의 직업지위에 영향을 미치고, 이것은 다시 35~44세의 직업지위에 영향을 미친다. 3 5~44세의 직업지위는 45~54세의 직업지위에, 45~54세의 직업지위는 55~64세의 직업지위에 영향을 미치며, 25~34세, 35~44세의 직업지위도 55~64세의 직업지위에 영향을 미침을 밝혔다. 특히 중·장년기 직업지위의 영향이 더 컸다11). 차종천(1992)의 연구에서도 첫 직업은 현직에 영향을 미쳤고(양춘 외, 2001 재인용), 방하남·김기헌(2001)도 첫 직장의 직업지위는 그 이후의 연령별 직업지위에 계속 영향을 미쳐, 40대(.363)와 50대 이상(.283)에도 계속 영향을 미쳤다. 상기의 연구들이 직업점수에 기초하고 있는 반면, 박경숙(2003)은 과거 직업력의 종사상 지위를 명목변수로 사용하여 연구하였다. 분석결과, 고연령층이 노동시장에 머물 때, 그 종사상 지위는 과거 취업력과 밀접한 연관을 가지고 있었다. 중·장년기 정규직 임금근로자는 다른 집단에 비해 55세 이후에도 정규직에 머무는 경향이 높다. 중·장년기 비정규직 임금근로자로서 55세 이후에도 노동시장에 남아있는 경우는 대부분 비정규직, 가족종사자, 비취업상태의 경계 안에서 노동시장 진입과 전출을 반복하였다. 중·장년기 자영업 종사자는 55세 이후에도 자영업에 종사하는 경향이 상대적으로 강하고, 가족종사자는 소수 자영업으로의 전직을 제외하면 불완전한 노동이력을 가지고 있었다.

한편, 최근에는 과거 노동경력이 노인빈곤에 미치는 영향에 주목한 연구들이 있다. 홍백의(2005)의 연구에 따르면, 최종 직종이 비숙련근로자였던 사람은 전문직 종사자였던 사람에 비해 노후의 경제적 상태가 유의하게 낮았다. 그리고 임금근로자의 경우 비정규직에 비해 정규직으로 고용되었던 사람의 노후 경제적 상태가 유의하게 높았다. 최옥금(2007)의 연구에서도 과거의 직업력 특히, 직종이 노인 빈곤에 영향을 미치는 중요한 변수로 나타났다. 박경숙(2003)은 노년기 빈곤은 장기간에 걸친 노동/소득 기회구조의 차별과 사회보험 혜택의 제약에 의해 형성된다고 하였다. 나금실(2005), 남춘호ㆍ이성호ㆍ이상록(2006), 장원봉ㆍ정수남(2005)의 연구에서도 빈곤층은 대부분 불안정한 고용상태에서 끊임없이 취업과 실업을 반복하면서 주변부문 노동을 전전하다 고령과 함께 빈곤의 악화를 겪고 있다고 하였다. 이들 연구는 노인빈곤이 노후에 갑자기 발생한 것이 아니라, 생애노동경력과 연관되어, 전 생애에 걸쳐 지속되거나 악화되었음을 보여준다. 그러나 생애노동경력이 재산축적의 상이함과 노후 노동지위에 미치는 영향은 고려하지 않았다. 지은정(2008)은 노후빈곤이 노후 경제활동참가의 주된 동인(動因)임을 밝혔지만, 경제활동참가만 분석하였다. 그러나 경제활동참가여부만으로는 고령자의 경제적 지위를 대변하기 어렵다. 또한 노년의 빈곤과 생애 주된 일자리 특성의 경제활동참가에 대한 직접적 영향만 고려하였을 뿐, 교육수준에 따른 생애노동경력과 재산의 매개효과도 고려하지 못했다. 다시 말해, 어떤 생애과정을 통해 노후 노동지위가 달라지는지를 밝히지 않았다.

^{11) 35~44}세의 직업지위가 45~54세의 직업지위에 영향을 미치는 정도는 .769이고, 45~54세의 직업지위에 위가 55~64세의 직업지위에 미치는 경로계수는 .890으로 높았다(Blau and Duncan, 1967).

4) 재산과 노후 노동지위

고령자의 노동지위에 대한 연구가 적어, 총 재산이 노후 노동지위에 미치는 영향에 대한 연구는 거 의 없다. 그러나 재산이 있는 고령자들은 노후에 노동시장을 떠나거나, 계속 머물 경우 고위직을 유지 하거나. 관리감독의 역할을 하였다. 반면. 재산이 없는 고령자는 노후에도 단순노동을 하였던 것은 (Haber and Gratton, 1984), 재산이 노후 노동지위에 영향을 미침을 말해준다. 그럼에도 기존의 연구 들은 이런 관점에서 연구되기 보다는 단순히 부가 노후 경제활동참여에 미치는 영향에 주목하였고, 재산도 자가 소유여부 혹은 자가 가치로만 분석하였다. 분석결과도 연구마다 다르다. 예컨대, 박경숙 (2003)의 연구에서는 자가 소유 여부는 고령남성의 취업여부에 유의한 영향을 미치지 않은 반면. 장 지연(2003)의 연구에서는 통계적으로 유의한 부의 영향을 미쳤다. 이철희(2006)에서는 자가 소유 여 부가 고령자의 경제활동참가에 미치는 영향은 1980년과 1990년에는 유의한 음수이고, 1995년에는 유 의한 양수로 나타나, 분석시기에 따라 큰 편차를 보였다. 한편, 지은정(2008)은 자가 가치를 투입하였 는데. 자산금액이 높을수록 노후 경제활동참가율이 감소하였으나 통계적으로 유의하지는 않았다.

요컨대. 노후 노동지위에 대한 가설과 사회적 지위획득모델의 한계 및 선행연구를 바탕으로 보면. 교육수준이 높은 사람은 생애노동경력이 안정적일 것이고, 생애노동경력이 안정적인 남성은 고학력을 바탕으로 좋은 직장과 높은 소득을 통해 재산을 많이 축적하여. 노후에 경제활동에 참여하더라도 그 들의 인적자본과 재산을 토대로 비교적 높은 노동지위를 유지할 것으로 보인다. 반면, 교육수준이 낮 은 사람은 생애노동경력이 불안정할 것이고, 생애노동경력이 불안정한 고령남성은 불안정한 고용형태 로 인해 생애 소득도 낮아서. 재산이 적을 것이다. 체력 외에 뚜렷한 자본이 없는 그들에게 노녀은 안 락한 여가생활이 아니라. 근로활동의 지속일 것이고. 낮은 인적자본과 경제적 여유가 없어 직업선택의 폭이 좁아져 노후에도 저임금, 사회적으로 낮은 직종과 불안정한 고용상태를 지속할 것으로 예측된다. 연구가설은 다음과 같다. "교육수준이 낮은 사람은 불안정한 생애노동경력과 적은 재산을 매개로, 노 후 노동지위가 낮을 것이다".

4. 연구방법

1) 연구자료 및 분석방법

자료는 한국보건사회연구원과 서울대 사회복지연구소의 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 1~2차 자료이다. 분석대상은 60세 이상 남성으로, 2006년 12월 31일 기준 경제활동에 참여하 고 있는 883명12)이다. 교육수준이 생애노동경력과 재산을 매개로 노후 노동지위에 미치는 영향은 구

¹²⁾ 생애 고용형태별 근속기간과 이직횟수 및 재산관련문항에 무응답한 사람은 제외하였다. 근속기간과

조방정식(Structural Equation Modeling. SEM)으로 분석하였다. 분석방법으로 구조방정식을 사용한 주된 이유는 2가지이다.¹³⁾ 첫째, 본 연구의 종속변수는 4개의 측정변수로 이루어진 잠재변수인데, 구조방정식모델은 다중지표를 잠재변인으로 이용할 수 있어, 회귀식처럼 각각을 분절적으로 분석하지 않아도 되는 장점이 있다. 둘째, 본 연구는 매개변수가 2개인데, 회귀분석은 경로분석을 각각에 대해 실시해야 하지만, SEM은 복수 매개변수를 동시에 분석할 수 있기 때문이다(배병렬, 2007). 통계패키지는 SPSS 15.0과 Amos 7.0이다. SEM의 모형 적합도는 절대적합지수인 콰이제곱(χ^2)통계량, RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)와 증분적합지수인 IFI(Incremental Fit Index), CFI(Comparative fit index), NFI(Normed Fit Index)로 검증하였다.¹⁴⁾ 추정은 결측치를 고려한 FIML(Full Information Maximum Likelihood)을 사용하였다.

2) 변수

(1) 종속변수

종속변수는 노후 노동지위이다15). 산업사회론의 견지에서 보면 개인의 사회적 지위가 다차원적으로 결정되던 전산업사회와는 달리, 산업사회에서 개인의 사회적 지위는 직업적 지위에 의해서 결정된다(방하남·김기헌, 2001). 이런 노동지위는 일자리의 질 혹은 좋은 일자리의 개념으로 볼 수 있는데,노동시장에서의 좋은 일자리란 그 일자리로부터 주어지는 결과로서의 보상(경제적 측면)과, 직업적위세(사회적 측면), 그리고 근로자 자신이 그 일자리에 대해 갖게 되는 직무만족도(주관적-심리적 측면)가 복합적으로 충족되어야 한다. 즉,좋은 일자리의 개념화와 측정도 위의 3가지 측면을 동시에 고려해야 한다(Anselme and Wiesz, 1985; Clark, 1998; Jencks et al., 1988). 산업심리학 분야에서는 좋은 일자리의 정의와 측정을 주로 취업자가 느끼는 직무만족도를 이용하여 시도하였고(Smith et al., 1969; Locke, 1976; Lawler, 1983), 사회학 분야에서는 주로 해당 직업에 대한 "사회적 위세" —직업위세 점수나 사회경제지수(SEI)—를 통하여 일자리의 좋고 나쁨을 가름하여 왔다(Blau and Deuncan, 1967; Ganzeboom et al., 1989). 한편 경제학 분야에서는 일자리로부터 얻게 되는 경제적 보상(임금과부가급여 등)을 중심으로 일자리를 통한 노동시장에서의 불평등 구조를 분석하였다. 그러나 한 사람의 근로자가 취업을 하고 있는 일자리는 생계를 위한 경제적 보상의 도구이기도 하지만, 그에 못지않게 직업인으로서 그 사람의 사회적 지위를 나타내주고, 인격체로서 느끼는 직무에 대한 만족도의 근

이직횟수를 추정할 수도 있지만, 생애 주된 종사상 지위는 본 연구의 주된 변수이고, 이를 결정하는데 근속기간과 이직횟수가 기준변수이다. 요컨대, 이처럼 중요한 변수를 추정하기 보다는, 표본선택의 편의가 있더라도, 제외하는 것이 낫다고 판단되었다. 이에 대해서는 한계가 있음을 밝힌다.

¹³⁾ 그 외에도 SEM은 지표의 측정오차를 반영하며, 측정(measurement)과 이론구축(theory development)을 동시에 할 수 있는 장점이 있다(배병렬, 2007).

¹⁴⁾ 일반적으로 콰이는 통계적으로 유의하지 않을 때 모형이 적합하다고 본다. RMSEA는 .08이하이면 양호하며(김계수, 2004), .10보다 크면 적합하지 않다고 본다. NFI, IFI, CFI는 0부터 1사이의 값을 가지며, .9이상이면 좋은 적합도로 판단한다(배병렬, 2007).

¹⁵⁾ 경제활동참가 기준은 복지패널 2차 연도 자료로, 2006년 12월 31일 기준 경제활동참가여부이다.

원이 된다. 따라서 노동하는 인간의 총체적 삶의 관점에서 볼 때 노동시장에서 개인들의 성공정도를 나타내 줄 수 있는 좋은 일자리는 경제적 보상과 사회적 지위 그리고 주관적 만족도라는 다차원적인 측면에서 정의되고 측정되어야 한다. 요컨대. 좋은 일자리의 가장 바람직한 지표는 객관적 척도인 임 금수준과 사회적 인식의 척도인 직업적 위세, 그리고 직무에 대한 주관적 만족도를 결합한 것이어야 한다(Jencks et al., 1988; 방하남·이상호, 2006 재인용)¹⁶⁾.

이에 방하남·이상호(2006)는 좋은 일자리를 잠재변인으로, 임금과 직업의 사회적 위세, 직업만족 도(5점 척도)의 3가지 관측변수로 통합적으로 측정하였다. 그러나 이들은 직업의 사회적 위세를 Ganzeboom et al.(1992)의 SEI척도를 그대로 사용하였다. 직업에 있어서 국가간 차이가 있을 수 있고, 또 15년 정도의 시간이 지나. 직업의 상대적 위치가 달라졌을 수 있기 때문에 그대로 사용하는 것은 적절하지 않다. 또한 방하남·이상호(2006)는 3개의 지표로 주요인분석을 실시하여, 일자리의 질이 3개 로 구성되었음을 보여주었지만(7), 이를 직접 구조모형에 투입하지는 않았다. 다만 주요인분석 결과를 토대로, 요인점수가 평균보다 1표준편차보다 크고 작음을 기준으로 나누고, 중간은 다시 중상과 중하 로 구분한 뒤, 서열변수로 1~4점을 부여하여 회귀분석을 하였다. 다시 말해. 이들은 일자리 질을 종 합적으로 측정해야 한다는 문제인식은 하였지만, 통합적 노동지위를 종속변수로 분석하였다고 보기 어렵다. 이에 본 연구에서는 여러 측면의 노동지위를 잠재변인으로 확인적 요인분석을 실시한 뒤, 종 속변수로 분석하고자 한다.

노동지위는 고령남성 개인의 근로・사업소득(2005년 시점)18), 직업지위, 종사상 지위, 직업만족도 4가지로 구성하였다. 종사상 지위도 포함한 것은 노동지위에 있어서 고용안정성이 중요하기 때문이다 (Clark, 1988; 방하남·이상호, 2006 재인용). 종사상 지위는 완벽하지는 않지만 고용안정성을 적절히 보여줄 수 있으며. 특히 경제위기 이후 급격히 증가한 임시일용직 등 불안정 고용이 증가하여. 동일 직종 내에서도 종사상 지위에 따라 일자리의 질이 달라서, 이를 반영할 필요가 있다. 일자리에 대한 주관적 만족도는 5점 리커트 척도이다. 남은 문제는 직업지위와 종사상 지위의 위계화이다. 그런데 아 직까지 우리나라의 직업구조를 반영하고, 범주화되어 있는 직업을 연속변수로 사용할 수 있는 신뢰할 만한 직업지위 및 직업위세19) 점수에 관한 연구는 극소수이다. 그 결과 선행연구에서는 직업변인을 명목척도로만 구분하거나 외국의 지위체계를 이용하고 있는 상황이다(유홍준ㆍ김월화, 2006). 그래서 본 연구에서는 연구가 이미 활발하게 이루어진 외국사례를 참고하였다. 직업위계(hierarchy)에 대해

¹⁶⁾ Clark(1988)도 임금과 근로시간만을 중심으로 협소화되는 것의 문제점을 제기하며, 일자리의 상대 적 좋고 나쁨은 고용안정성과 일의 성격이 가장 중요한 결정요인이고, 임금은 가장 덜 중요한 요인 으로 나타났다. Ritter and Anker(2002)도 단지 임금이나 고용형태 등 단순 객관적인 지표들만을 가 지고는 한계가 있으며, 바람직한 지표는 종합적이어야 함을 지적하였다(방하남・이상호, 2006 재인 용).

¹⁷⁾ 세 구성요소의 어느 하나만을 가지고 좋은 일자리의 측정도구로 하여, 노동시장에서의 결과적 불평 등을 분석할 경우 그 결과는 현실구조의 한 단면만을 보여줄 수밖에 없다(방하남ㆍ이상호, 2006).

¹⁸⁾ 소득은 가구단위로 공유되지만, 고령자 개인의 노동지위가 연구의 핵심이고, 성인취업자녀와 동거 하고, 자녀의 소득이 높을 경우 노인의 경제적 지위를 과장시킬 우려가 있기 때문에 고령자 개인의 근로소득으로 하였다.

¹⁹⁾ 직업의 위계화는 주로 직업의 사회경제지수(SEI)나 직업위세척도(occupational prestige scale)가 쓰이고 있다(Treiman and Ganzeboom, 1990; 방하남·김기헌, 2006 재인용).

영향력 있는 Edwards(1940)는 교육은 근로자의 사회적 지위를 결정하는 결정적 요인이고, 소득은 경제적 지위를 결정하는 주요 요인이라고 하며, 1940년 센서스 자료를 통해 각 직업에 속한 근로자의 교육과 소득을 기준으로 직업을 분류하였다(Blau and Duncan, 1967 재인용). Blau and Duncan(1967)이 Edwards(1940)의 연구를 발전시켜, 센서스 자료의 모든 직업을 교육과 소득을 기준으로 0~96점까지 점수화하였다. 이들은 이 점수를 직업지위(직업의 사회경제적 지위) 혹은 직업위세로 해석하였다²⁰⁾. 그 밖에도 Coleman and Rainwater(1978)는 소득이 사회적 지위의 주된 요인이라하였고(Campbell and Henretta, 1980 재인용), Reiss, Duncan, Hatt and North(1961) 역시 교육과 수입을 기준으로 직업의 사회경제적 지표를 만들었다. 국내에서는 홍두승(1976: 유홍준·김월화, 2006 재인용)이 Blau and Duncan(1967)의 사회경제적지수를 이용하여, 183개의 직업에 대해 직업별 사회경제적 지위척도를 제시하였었고, 유홍준·김월화(2006)도 교육과 수입을 기준으로 직업을 점수화하였다.

⟨표 1⟩ 변수 및 측정

변수				측정			
		2차	직업지위	1~45점			
종			근로・사업소득	고령자 개인의 근로·사업소득			
속	노후		(log)	고영자 개인의 근도ㆍ사립소득			
변	노동지위		종사상 지위	고용주/정규직/자영업자/임시일용직/자활·공공근			
수				로/무급가족종사자			
			직업만족도	1(매우 불만족)~5(매우 만족)			
매				거주주택+소유·점유부동산+금융재산+기타재산+농			
개	재산		재산(log)	기계+농축산물+자동차+사회보험+경로연금+민간보			
변				험+재산소득(이자, 배당금, 임대료 등)+기타소득(퇴			
수				직금 등)			
독	사회적 지위획득 모델		교육수준	무학/초등학교/중학교/고등학교/전문대 이상			
립			생애 주된	고용주/상용직/임시일용직/자영업/무급가족종사자			
ㅂ 변			고용형태	고중구/경공석/ 급시 달중석/ 사랑립/ 구립기록공사자			
수			아동기 경제적	매우 가난/가난/보통/부유/매우 부유			
			상태	테 기간/기간/포장/구대/테기 구대			
	인구 사회학적 변수		연령	세			
통제			가구주 여부	가구주 = 1, 비가구주 = 0			
· 5세 변수			배우자 유무	배우자 유 = 1, 배우자 무 = 0			
현무			가구원수	1~7명			
			건강상태	아주 건강/건강/보통/나쁜 건강/아주 나쁜 건강상태			

주 : 재산만 단위가 가구이고, 나머지는 개인단위임.

본 연구에서도 직업의 사회경제적 지표를 사용하고자 한다²¹⁾. 방법은 Edwards(1940), Blau and

²⁰⁾ 물론, 추정된 직업위세와 교육수준간에 완벽한 상관관계를 보이는 것은 아니며, 같은 직업 내에서 도 교육수준이 달라서 비판도 받는다(Blau and Duncan, 1967). 본 연구 역시 같은 한계를 갖는다.

²¹⁾ 수입과 교육으로 계산된 직업지위는 주관적 직업위세와 상관관계가 .87로 나타나, 수입과 교육으로 대표되는 직업지위가 직업위세를 반영할 수 있어(유홍준·김월화, 2006), 적절한 것으로 보인다.

Duncan(1967), Reiss et al.(1961), 유홍준·김월화(2006)처럼 교육과 근로소득을 기준으로 하였다. 이 에 직종을 통계청의 직종 중분류 46개로 구분한 뒤. 비경제활동인구와 실업자를 제외한 15~59세 복 지패널응답자(2차)를 대상으로 각 직종별 평균 근로소득(근로·사업소득, 농·임·축·어업소득과 부 업 소득의 합)과 교육수준을 구하였다. 그리고 각각을 표준 점수화한 후, 2가지 합의 평균으로 순위를 정하여 서열화하였다²²⁾(1~45점²³⁾, 45=행정 및 경영관리직, ... 1=농림어업관련 단순노무직²⁴⁾), 그 래서 고령남성 근로자의 직업지위가 비고령 계층의 직업서열에서 어느 정도의 위치인지 가늠하였다. 종사상 지위도 직업지위와 같은 방법으로 서열화하였다(고용주=1. 상용직=2. 임시직=3. 자영업자 =4, 일용직=5, 자활근로·공공근로=6, 무급가족종사자=7).

(2) 독립변수

사회적 지위획득모델에 따라 독립변수는 본인의 사회적 지위 2가지25)와 부모님의 사회적 지위를 삼았다. 첫째, 본인의 초기 사회적 지위인 교육수준이다. 무학/초등학교/중학교/고등학교/전문대 이상 으로 구분한 뒤. 1~5점으로 투입하였다. 둘째. 본인의 사회적 지위이며. 교육투자의 보상으로 얻을 수 있는 직업을 투입하였다. 본 연구에서는 고령자의 노동지위를 분석하는 것이기 때문에, 사회적 지위획 득모델에 기초한 선행연구(Campbell and Henretta, 1980; Land and Russell, 1996)와는 달리, 특정 시 점의 직업특성이 아니라 생애노동경력을 투입하였다. 생애노동경력은 전 생애의 주된 고용형태26)로 측정하였다. 한국복지패널은 최대 7개의 생애 직종을 조사했는데, 이를 개인의 생애노동경력(고용주/ 상용직/임시일용직/자영업/무급가족종사자)으로 측정하였다.??) 한 직장에서 평생 근속한 경우는 주 된 생애 고용형태가 하나지만.28) 직장을 2개 이상 바꾸었을 경우에는 주된 고용형태를 정해야 한다.

²²⁾ 직업이 위계적인지 범주적(categorical)인지는 본 논문의 핵심은 아니다.

^{23) 2}차 복지패널 응답자 가운데 직업 중분류 1에 해당하는 의회의원, 정부 고위공무원이 없어서 제외 되어, 1~46이 아니라 1~45가 되었다.

²⁴⁾ 직종별 소득과 교육수준을 기준으로 서열화한 유홍준·김월화(2006)의 연구에서도 직업지위점수가 낮은 직업은 농림어업 관련 단수노무직으로, 본 연구와 같다.

²⁵⁾ 사회적 지위획득모델에서 본인의 사회적 지위 가운데 하나인, 소득은 투입하지 못했다. 노인의 재 산은 생애소득과 매우 밀접하게 연관되어 있지만(Love et al., 2007), 복지패널은 생애소득 변수도 없고, 1~2차 자료만으로 파악할 수도 없다. 그러나 직장이 좋으면 소득이 높기 때문에(Treiman, 1992; Land and Russell, 1996 재인용), 모델설정에 큰 문제가 없을 것으로 판단된다.

²⁶⁾ 생애노동경력특성은 그 외에도 근속기간과 이직횟수를 고려할 수 있다. 그러나 본 고의 생애 주된 일자리 특성이 근속기간과 이직횟수를 고려한 상태에서 판단한 것이기 때문에, 이미 생애 주된 고용 형태에 이 2가지의 특성이 포함되었다. 한편 연구모형Ⅰ・Ⅱ처럼 고용불안정성 여부가 아닌 고용형 대로 한 것은 본 연구의 추정방법인 최대우도법(ML)이 다변량 정규분포를 가정하기 때문이다. 즉. 측정변수 중에서 양적 변수가 아닌 경우는 ML사용을 가급적 피해야 하기 때문에(김계수, 2004) 양 적 변수로 만들기 위해 서열척도로 사용하였다.

²⁷⁾ 한국복지패널의 생애노동경력은 연도는 조사되었지만, 월은 조사하지 않았기 때문에 A직장에 1995 년도 4월에 근무하기 시작하여 1995년 11월에 그만두었을 경우에도 몇 개월 동안 일을 했는지 알 수 없다. 그래서 이런 경우는 일괄적으로 0.5개월로 입력하였다.

²⁸⁾ 생애 주된 고용형태가 노후 경제활동상태와 같은 비율은 11.2%(가중치 부여 후 결과)에 불과하다. 그럼에도 이들을 분석에서 제외하면, 과거 노동경력이 안정적일수록 노후에도 근속 가능한 사례들을 제거하여 불안정고용을 지속한 고령남성만 선택하는 것과 다르지 않다. 그래서 포함하는 것이 적절

본 연구에서는 이직횟수와 근속기간 2가지를 모두 고려하여, 생애 주된 고용형태를 결정하였다. 이직 횟수와 근속기간이 같을 경우에는 근속기간에 우선순위를 두었다.²⁹⁾ 생애 주된 고용형태도 노후 노동 지위의 직업지위처럼 교육수준과 근로소득을 기준으로 서열화하였다(고용주=5, 상용직=4, 임시일용 직=3, 자영업자=2, 무급가족종사자=1). 그러나 수 십 년에 걸친 고용형태별 평균 임금과 교육수준을 복지패널에서 알 수 없어서, 1차 자료를 통해 판단하였다. 이에 대해서는 한계가 있음을 밝힌다. 셋째, 부모님의 교육수준과 직업을 들 수 있다. 그러나 현재 고령자들의 부모님이 살았던 시기는 조선 시대와 일제강점기로서 대부분 교육수준이 낮고 농어업에 종사하여 차이가 적다.³⁰⁾ 또한 부모님의 교육수준과 직업에 따라 아동기의 경제적 상태가 달라졌을 것으로 예측되어 아동기의 경제적 상태(매우가난/가난/보통/부유/매우 부유. 1~5점)를 대신 투입하였다.

한편 부모의 상속이나 증여도 부에 영향을 미치지만(Smith, 1995; 1997), 유산이 생애노동경력이나 노후 노동지위에 영향을 미친다는 이론이나 선행연구가 없기 때문에 제외하였다.

(3) 매개변수

매개변수는 재산이다. 이는 MW(Marketable Wealth), FW(Financial Wealth), AW(Augmented Wealth)로 볼 수 있다. 그 가운데 FW는 MW에서 자가의 가치를 뺀 유동성 자산이다. 그리고 AW는 MW에 연금과 사회보장급여의 현재가치를 포함한다(Wolff, 1995; 1996; Spilerman, 2000 재인용). Smith(1995)는 사회보장과 기업연금을 제외하고 부를 정의하였지만, Burkhauser and Weathers(2000)는 FW, 자가 가치, 사회보장 부, 기업연금 부를 포함하였고, Wolff(2000)는 연금과 사회보장급여를 포함하여 AW로 측정하였다(Spilerman, 2000 재인용). 우리나라에서는 김연정(1998)이 노인자산에 금융자산과 주택 등의 실물자산을 포함하였고, 남주하·김상봉·이수희(2006)는 금융자산과 부동산 보유액에서 금융부채를 차감하여 부를 계산하였다. 여윤경·김진호(2007)는 은퇴자산을 부동산자산, 금융자산, 연금자산으로 구성하여 앞선 연구들과는 달리, 연금을 추가하였다.

본 고는 우리나라는 집에 대한 정서와 애착이 강하고, 집의 가치가 전 재산에서 차지하는 비중이 높기 때문에 거주주택의 가치를 포함하였고, 공적연금과 사적보험도 포함하였다. 즉, Wolff(2000)이 사용한 AW와 여윤경·김진호(2007)의 개념과 유사하되, 이에 더하여 정부보조금을 포함하였다. 구체적으로 말하면, 본 연구의 재산은 크게 부동산, 금융자산, 공적연금·민간보험 및 국가보조금 3가지이다. 첫째, 부동산이다. 2005년 12월 31일 기준의 자가 가치(현시가 기준) 혹은 전세금이나 보증금31), 거주 주택 외 소유부동산과 점유 부동산의 가치, 농기계와 농축산물 가치32), 자동차 가격의 합계이다.

하다고 판단하였다.

²⁹⁾ 예컨대 생애 직장이 4개인데, 비정규임금근로자로 근속한 경험이 2회, 정규임금근로자로 근속한 경험이 2회일 경우, 둘 가운데 근속기간이 더 긴 고용형태를 주된 고용형태로 하였다.

³⁰⁾ 무학, 서당, 초등학교 졸업이 87.9%, 농어업에 종사한 비율만 74.6%였다(가중치부여 후 결과).

^{31) 2005}년 말 당시 거주하고 있는 자가의 시가 혹은 전세금이나 보증금을 0으로 입력한 남성은 분석에서 제외하였다. 무상으로 주택에 살거나, 사택이나 관사에 사는 경우도 있을 수 있으나, 0으로 응답한 비율이 전체 남성 가운데 10.8%에 이른다. 이들을 포함하면 재산가치가 과소평가될 소지가 다분하고, 로그 전환시 결측치로 바뀌어 추정에 영향을 미칠 수 있어, 제외하였다. 그러나 이들은 체계적 오류일 수 있기 때문에, 표본선택의 편의가 발생하였을 가능성이 있음을 밝힌다.

부동산이 고령남성의 경제활동참가에 미치는 영향은 주로 자가 여부로 분석되었었는데. 분석결과는 연구마다 달라. 자가 여부만으로는 부족하다. 무엇보다 부의 불평등이 큰 상태에서 자가 여부만으로는 고령자의 경제상태. 재산축적 상태를 정확히 포착하기 어렵기 때문에 자가 가치를 투입하였다. 둘째. 금융자산이다. 2005년 말 시점 금융재산(예금, 적금, 주식·채권, 계 등)과 기타재산 및 2005년 연간 재산소득(이자, 배당금, 임대료 등)과 퇴직금을 포함하였다. 셋째, 사회보험(국민연금 및 특수직역연 금, 고용보험33))과 민간보험(개인연금 및 기타 민간보험)의 합계이다. 공적연금과 사적연금은 기여에 따른 권리성 급여이며, 노후를 위한 저축으로 간주되기도 하여, 재산에 포함하였다. 국민기초생활보장 제도와 경로연금 등 정부보조금은 대법원예규에 소득별 연간 합계가 50만 원 이상이면 재산에 속함을 토대로(대법원 홈페이지) 포함하였다34). 한편 가구의 근로사업소득은 제외하였다. 대법원예규를 보면. 정기적으로 받을 보수 및 그 밖의 수입도 재산에 포함된다(대법원 홈페이지). 하지만 분석대상 가운 데 1~2인 가구가 61.7%로, 고령남성이 근로자일 가능성이 높다. 그럼에도 2005년 가구의 근로ㆍ사업 소득을 포함하면, 종속변수인 고령자 개인의 노후 노동지위의 척도 가운데 하나인 근로・사업소득 (2006년)에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 다만. 〈표 3〉과 〈표 4〉의 재산은 단순히 기술통계로 실태를 보여주는 것이기 때문에, 대법원예규에 따라 근로 · 사업소득도 포함하였다.

각각은 모두 10만원 단위이며 로그 전환하였다. 단위는 가구이다. 가구단위로 분석한 것은 재산은 부동산의 가치비중이 높은데, 성인자녀와 동거함으로써, 성인 자녀에게 재산을 물려주고 같이 살며, 가족원들과 재산을 공유할 가능성이 높기 때문이다³⁵⁾. 김연정(1998), 여윤경·김진호(2007), 남주하 외(2006)도 노인의 자산을 가구단위로 측정하였다.

(4) 통제변수

통제변수는 선행연구 결과를 토대로, 인구사회학적 변수를 투입하였다. 연령, 가구주 여부(가구주 = 1), 배우자 유무(유배우자에 별거 포함. 배우자 유= 1), 가구원 수(1~7명), 건강상태(아주 건강/ 건강/보통/나쁜 건강/아주 나쁜 건강. 1~5점)이다.

³²⁾ 재산에 품목당 30만 원 이상의 가축과 농기계를 포함한 각종 기계도 포함되기 때문에 포함하였다 (대법원예규, 대법원 홈페이지).

³³⁾ 분석대상자 가운데 고용보험급여액수에 응답한 사람은 2명에 불과하여, 이 항목은 공적연금으로 봐 도 무방하다.

³⁴⁾ 분석대상 가운데 2005년 연간 국민기초생활보장제도 급여액과 정부보조금을 받는 사람들의 급여 합계 평균은 50만 원 이상이었다.

³⁵⁾ 그러나 성인자녀와 동거하며, 금융소득이나 부동산 소득 등이 높더라도 가구내 고령자와 공유하지 않을 수도 있다. 이를 반영하여야 하는데. 한국복지패널에서 상기의 사항은 알 수 없다. 이에 가구원 간 의견충돌이 잦지 않을수록, 가족원간 화가 나서 물건을 집어 던지지 않을수록, 가족원간 침착하 게 문제를 논의할수록, 가족원간 자주 서로 비난하지 않을수록, 가족원간 가끔 때리는 경우가 빈번 하지 않을수록 자원공유정도가 높을 것으로 추측하였다. 그 결과 5개 문항 평균은 1.68(1차 자료 분 석. 비해당 제외. 가중치 부여 후 결과임)로 가족간의 관계가 좋았다. 자원공유정도를 파악하기에는 상당히 미흡하지만 이로써, 분석대상 노인은 가구원과 자원공유가 적절하게 이루어지는 것으로 판단 하여 재산의 분석단위를 개인이 아닌, 가구로 하였다.

5. 분석결과

1) 분석대상자(고령남성 근로자)의 일반적 특성

2006년 12월 말 실업을 제외한 경제활동에 참여하던 60세 이상 남성의 노후 노동지위를 보면, 직종은 대부분(68.1%)이 농어임업이거나 단순노무직이었다. 기능원 및 장치기계조립은 11.7%, 서비스 및 판매직이 10%이고, 고위직 · (준)전문가는 8.4%, 사무종사자도 1.9%에 불과하다. 종사상 지위를 보아도, 고용주는 0.8%, 상용직은 3.6%로 4.4%만 안정된 고용형태였다. 절반 이상이(52.1%) 자영업이고, 임시일용직이 17.7%로 약 70%의 고령근로자는 종사상 지위가 불안정하다. 근로사업소득을 보아도, 연 2천만원에서 4천만원 미만의 소득을 받는 고령근로자도 8.5%다. 이 가운데 연 4천만원 이상의 소득이 있는 비율이 4.4%이고, 연 3억 이상인 고령근로자도 있다. 그러나 연 300만원 미만의 소득을 받고 있는 근로자가 20.7%이고, 연 천만원 이하인 비율이 59.4%로, 87.1%의 대다수 고령근로자는 근로소득이 낮았다. 12.9%만 연 2천만원 이상의 소득이 있었다. 직업만족도는 (매우)만족하는 비율은 24.7%이고, 보통은 27.2%, (매우)불만족하는 비율은 46.2%로 절반가량이 불만족하는 것으로 나타났다. 대다수 고령근로자의 노동지위가 낮은 것을 볼 수 있다. 즉, 노후풍요가설이 주장하는 것처럼 대부분의 고령자는 노후에도 고위직을 유지하고, 근로소득이 높은 경우는 소수에 불과하다. 다시 말해,이 가설이 대다수 고령근로자의 노동지위를 설명한다고 보기 어렵다.

둘째, 재산을 보면 5천만원 이하의 재산을 가진 비율이 19.5%로, 5명 가운데 1명의 고령남성은 재산이 5천만원 미만이었다. 5천~1억 미만의 재산을 가진 고령남성은 17.5%로, 37%가 1억 미만의 재산을 가지고 있다. 그러나 3억 이상의 재산을 가진 비율이 24.8%이고, 6억이 넘는 비율도 9.3%에 이르러 고령자의 재산이 매우 편차가 크다. 이 결과는 대부분의 고령자들이 충분한 부를 축적하고 있다는 노후 풍요가설은 일부 고령자에게만 적용됨을 보여준다. 또한 고령이 되어서야 5천만원을 모았고, 이 금액이생애 최고의 부(富)일 수 있지만, 집의 가치도 포함된 이 재산이 생애주기가설처럼 퇴직 후 축적한 자산을 소비하여, 노후 생활의 필요를 충당할 수 있을 것으로는 보이지 않는다. 셋째, 고령근로자의 교육수준을 보면, 87.2%가 고등학교 이하로 학력수준이 낮다. 현 고령자들이 청소년기 당시에는 대중교육이 확대되지 않았기 때문으로 보인다. 넷째, 생애노동경력이 안정적인(고용주, 상용직) 비율은 32.5%였고, 임시일용직도 49.5%였다. 즉, 청·장년기에는 고용주나 상용직이었던 근로자들(32.5%) 가운데 4.4%만 노후에도 과거의 고용상태를 유지하고, 대다수는 임시일용직이나 자영업 등으로 전환하여 근로를 지속하는 것으로 보여진다. 다섯째, 그 외 일반적 특성을 보면 고령남성 근로자의 절반 이상(56.6%)은 60~65세였고, 70세까지가 84.3%였다. 그러나 71~87세에도 근로하는 비율도 15.7%에 이르러, 연령이 매우 높은 고령근로자도 적지 않음을 말해준다. 그리고 절대 다수가 가구주이고, 배우자가 있다. 1~2인 가구비율이 61.7%이고 건강상태가 나쁜 비율이 약 34%, 건강한 비율이 약 36%였다.

〈표 3〉 고령남성 근로자(분석 대상자)의 일반적 특성

변수				비율(%)
			고위직・(준)전문가	8.4
			사무종사자	1.9
	7) 7		서비스 및 판매직	10.0
	직종		농 · 임 · 어업	36.9
			기능원 · 장치기계조립	11.7
			단순노무직	31.2
			30 십만원 미만	20.7
			30~49.9 십만원	11.7
	연 근	로・사업소득	50~100 십만원	27
			101~200 십만원	27.7
노후 노동지위	(meda	nin=84.0 십만원)	201~399 십만원	8.5
			400~3,644 십만원	4.4
			고용주	0.8
			상용직	3.6
	311) - 101	임시직	12.2
	중사소	· 지위	자영업	52.1
			일용직	5.5
			자활·공공근로	22.6
	-3.43) =	무급가족종사자	3.2
	직업민	<u> </u>	평균(mean)	3.25
			500 십만원 미만	19.5
			501~1,000 십만원	17.5
재산(median = 1,523.2) 신마의	١	1,001~2,000 십만원	23.1
제 단(IIIediaii = 1,323.2	- нее,)	2,001~3,000 십만원	15.1
			3,001~6000 십만원	15.5
			6,000~40609.1 십만원	9.3
			고용주	2.1
			상용직	30.4
		생애 주된 고용형태	임시·일용직	49.5
	H A)		자영업	15.5
	본인		무급가족종사자	2.5
초기 사회적 지위			초등학교 이하	41.2
		교육수준	중・고등학교	46.1
		,,,,	전문대 이상	12.7
	부모		(매우)가난	57.8
	1-7-	아동기 경제적 상태	보통	29.8
	님		(매우)부유	12.4
			65세 이하	56.6
	여려(1	mean = 65.6세)	66~70세	27.7
	1.0(1	11cuit 00.0 11)	71~87세	15.7
			가구주	96.4
	가구주	즉 여부	비가구주	3.6
			유 배우자	92.9
인구사회학적 특성	배우지	♪ 유무	무 배우자	7.1
			1~2명	61.7
	가구원	년수(mean = 2.62명)	1~2명 3명 이상	38.3
		. ,		
	7171 2	Ì ≕ì	(아주)건강 나쁨	34.3
	건강성	5 대	보통	21.5
			(아주)건강	35.9

주: N= 883. 노후 노동지위는 2차 가중치를, 그 외는 1차 가중치 부여 후의 결과임.

2) 노후 노동지위

(1) 교육수준에 따른 생애노동경력과 재산 및 노후 노동지위

먼저 교육수준에 따라, 생애 주된 고용형태와 재산을 살펴보았다. 첫째, 교육수준에 따른 생애노동 경력을 보면, 초등학교 이하의 학력을 지닌 고령남성의 생애 주된 고용형태는 임시·일용직이 62.9% 였고, 자영업과 무급가족종사자가 24.5%로 대부분(87.4%) 고용상태가 불안정했다. 중·고등학교 학력의 고령남성의 생애노동경력도 임시·일용직이 46%로 가장 높다. 하지만 상용직이었던 경우가 35.6%에 달하여, 초등학교 이하 학력을 지닌 남성보다 3배 이상 높다. 현재 고령층이 청소년기였을 때는 대학교육이 최근처럼 보편화되지 않았기 때문에, 중·고등학교 학력을 지닌 고령자의 절반가량은 안정된 지위를 유지한 것으로 보인다. 전문대 이상의 학력을 지닌 고령남성은 72.1%가 상용직이고, 3.6%가 고용주로 고학력자의 75.7%의 대다수는 생애고용형태가 안정적이었음을 볼 수 있다. 즉, 교육수준이 높을수록 생애노동경력이 안정적이다.

둘째, 재산은 교육수준에 따라 차이가 컸다. 초등학교이하보다 중·고등학교 학력을 지닌 고령남성의 재산이 약 1.8배가량 많다. 전문대 이상의 학력을 지닌 고령남성의 재산은 초등학교 이하의 학력을 지닌 고령남성의 재산보다 3.4배 많고, 중·고등학교의 학력을 지닌 고령남성의 재산보다는 1.9배 높다. 재산은 교육수준에 따라 차이가 크며, 학력수준이 높을수록 재산을 많이 축적함을 말해준다. 즉, 교육수준이라는 초기의 사회적 지위에 따라 노후의 재산이 달라지는 사회적 지위획득모델이 설명력 있는 것으로 판단된다. 또한 41.2%의 초등학교 이하 학력의 고령남성의 중위 재산은 거주주택을 포함하여 약 9천 8백만원에 불과하다. 다시 말해, 이 재산을 통해, 퇴직 후의 소비를 감당하기에는 부족해보여, 노후풍요가설과 생애주기가설은 전체 고령자의 재산축적을 대변하지 못하는 것으로 판단된다.

셋째, 교육수준에 따라 노후에 일을 하더라도 지위는 달랐다. 먼저, 학력수준이 높을수록 노후 근로 소득도 높다. 교육수준이 초등학교 이하인 고령남성이 노후에도 근로할 경우, 근로소득은 연 57십 만원에 불과한 반면, 중·고등학교의 학력을 지닌 고령남성의 노후 근로소득은 연 96십 만원으로, 초등학교 이하의 학력을 지닌 고령남성보다 1.68배 높다. 전문대 이상 학력을 지닌 고령남성의 노후 근로소득은 약 150십만원으로 중·고등학교 학력을 지닌 남성보다 1.56배 높고, 초등학교 이하의 학력을 지닌 남성에 비하면, 2.6배 높다. 직종도 초등학교 학력의 고령남성은 54.3%가 농어업에 종사하며, 단순노무직도 31.5%에 이르러, 약 86%가 농어업과 단순노무직에 종사하였다. 그러나 중·고등학교 학력의 고령남성이 농어업에 종사하는 비율은 28.5%로, 초등학교이하 학력의 고령남성에 비해 낮은 반면, 기능원·장치기계조립종사자와 서비스 판매직의 비율이 높았다. 그러나 단순노무직의 비율도 32.6%로 많은 비율을 차지하였다.

〈표 4〉 교육수준별 생애 주된 고용형태·재산 및 노후 노동지위

(단위: 십 만원, %, N=883)

		Н	교육수준			
	구	분	초등학교 이하	중・고등학교	전문대 이상	
	고용주		0.9	2.7	3.6	
생애 주된	상용직		11.8	35.6	72.1	
생애 누선 고용형태***	임시・일-	용직	62.9	46.0	18.7	
正 8 8 41	자영업		18.9	15.2	5.6	
	무급가족	종사자	5.6	0.5	_	
재산(median)***		979.3095	1735.7834	3299.4583	
	고령근로	· 사업소득(median)***	57.0804	96.00	149.9749	
		고위직 · (준)전문가	1.3	3.4	49.6	
		사무종사자	_	2.9	4.4	
	직종	서비스 및 판매직	8.0	12.0	8.9	
	***	농 · 임 · 어업	54.3	28.5	11.0	
		기능원・장치기계조립	4.8	20.7	1.3	
노후		단순노무직	31.5	32.6	24.7	
노무 노동지위		고용주	1.7	2.1	12.0	
28/11		상용직	10.3	27.2	46.2	
	종 사 상		3.5	6.1	9.5	
	지위	자영업	62.2 50.4		25.7	
	***	일용직	15.9	11.2	3.6	
		자활·공공근로	5.4	2.7	1.3	
		무급가족종사자	1.0	0.3	1.6	
	직업만족!	도(mean)**	3.08	3.30	3.62	

주 : 생애 주된 고용형태와 재산은 1차 가중치, 노후 노동지위는 2차 가중치 부여 후의 분석결과임.

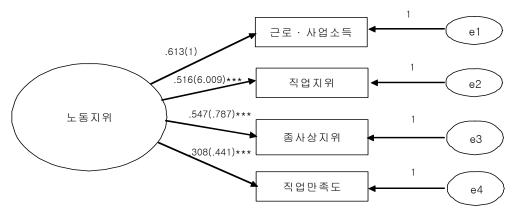
*** : p value<.001, ** : p value<.01

전문대 이상 학력의 고령남성은 농어임업에 종사하는 비율은 11%로 낮은 반면, 노령에도 고위·(준)전문직에 종사하는 비율이 절반에 가까웠다. 학력수준이 높을수록 노후에도 사회적으로 높은 지위를 유지하는 비율이 높음을 보여준다. 그러나 전문대이상이라도 단순노무직에 종사하는 비율이 24.7%에 이른다. 고령근로자의 노동은 학력수준보다 평가절하된 경우도 적지 않음을 말해준다. 그 외종사상 지위를 보면, 초등학교 이하 학력의 고령남성은 자영업이 62.2%로 가장 높았고, 임시·일용직이 19.4%로 88%는 종사상 지위가 낮았다. 중·고등학교 학력의 고령남성도 절반이 자영업에 종사하였지만, 상용직 비율도 27.2%에 이르러, 초등학교 이하 학력자들보다 약 2.5배 높고, 임시·일용직은 17.3%로 낮다. 반면 전문대 이상의 학력을 지닌 고령남성은 상용직에 근무하는 비율이 46.2%로 가장높고, 임시·일용직 비율은 13.1%, 자영업은 25.7%로 다른 학력에 비해 비율이 적다. 즉, 전문대이상의 학력을 지닌 고령남성은 상대적으로 노후에도 종사상 지위가 안정적이고, 학력수준이 낮을수록 종사상 지위가 불안정하다. 끝으로 직업만족도도 학력수준이 높을수록 만족하는 것으로 나타났다. 요컨대 고등학교 이하, 특히 초등학교 이하의 저학력자는 노후 근로소득이 낮고, 농어업과 단순노무직에주로 종사하며, 종사상 지위는 사회적으로 낮고 직업만족도도 낮아, 노동지위가 낮다.

(2) 측정모형분석

본 연구모형의 종속변수는 다중지표로 구성하여, 설계된 측정모형이 적합한지 확인적 요인분석 (Confirmatory Factor Analysis)으로 검토하였다(〈그림 1〉참고).

측정변수와 잠재변수의 관계로 제시되는 추정치는 요인적재량(factor loading)으로 해석된다. 잠재변수에 대해 다른 지표들도 그 지표와 동일한 측정단위를 제공하도록 잠재변수를 척도화하기 위해, 하나의 측정변수의 비표준화 요인적재량을 1로 고정하여 준거지표로 삼았다(김계수, 2004)36). 측정모형의 적합도는 $X^2=3.053(df=2)$, p=.217, IFI=.996, CFI=.996, NFI=.989, RMSEA=.024로 나타나, 모형이 적합한 것으로 나타났다. 요인적재량은 각각의 잠재변수에 이론적인 방향으로, 그리고 통계적으로 유의하게 적재되어 있었다(유의수준 99.9%). 요컨대, 노후 노동지위는 고령자 개인의 근로소득이 높을수록, 직업지위가 사회적으로 높을수록, 종사상 지위가 고용주나 상용직일수록, 직무만족도가 좋을수록 높은 것으로 나타났다.



주: 표준화 회귀계수임. 괄호 안은 비표준화 계수임. *** = p value<.001

〈그림 1〉 확인적 요인분석

내생(종속)변수가 외생(독립)변수에 의해 설명되는 부분을 나타내는 다중상관자승치(Squared Multiple Correlation)는, 고령자 근로소득은 노동지위의 37.6%를, 직업지위는 26.6%를, 종사상 지위는 29.9%를, 직업만족도는 9.5%를 설명하였다. 다중상관자승치가 매우 높은 것은 아니지만, 이론 및 선행연구결과에 부합하며, 모형적합도가 우수하여³⁷⁾, 노동지위를 잠재변인으로 구조모형에 포함하였다.

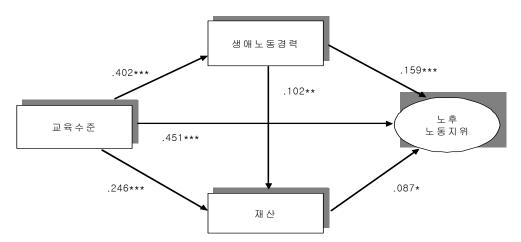
³⁶⁾ 요인적재량과 다중상관자승치를 고려하여 가장 설명력이 높은 것을 준거지표로 삼았다.

³⁷⁾ 고령자는 노동취약계층이기 때문에 노동지위 척도에 영향을 미칠 수 있다. 그래서 15~59세 가운데 비경제활동인구와 실업자를 제외한 근로연령계층(5,667명. 2차)을 대상으로 노동지위에 대한 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석결과 모형적합도는 $X^2 = 24,829(df=2), p = .000, IFI = .994, CFI = .994, NFI = .993, RMSEA = .045로 카이값은 통계적으로 유의하였지만, 그 외 절대적합지수인 RMSEA와 모든 증분적합지수가 .9를 넘어 모형이 적합한 것으로 나타났다. 요인적재량은 근로소득$

(3) 구조모형

매개변수를 포함한 완전구조모형의 적합도는 X² = 234,394(df=29), p = .000, IFI = .872, CFI = .867, NFI = .857, RMSEA = .090으로 나타났다. 모형이 수용가능한 수준이지만, 절대적합지수인 콰이의 유의확률이 .05보다 낮고, RMSEA가 .08을 넘는다. 이에 적합도를 보다 높이고, 더 간명한 모 델을 얻기 위해(배병렬, 2007) 모델을 수정하였다. 방법은 완전구조모형 분석에서 .05 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않은 회귀경로와 상관관계 경로를 제거하는 모형 다듬기(model trimming) 전략 을 사용하였다.

수정모형을 원모형과 비교하기 위해 Bentler and Bonett(1980; 김계수, 2004 재인용)가 제시한 "카 이제곱 차이검증"을 실시하였다. 분석결과 유의확률이 .06으로 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하 지 않다. 즉, 원모형과 수정모형이 동질한 것으로 볼 수 있다. 수정모형의 모형 적합도는 $X^2 =$ 265.070(df=49), p=.000, IFI = .873, CFI = .870, NFI = .848, RMSEA = .069로 나타났다. 절대적 합지수로서 콰이는 표본수가 많아질수록 유의하게 나온다. 표본의 수와 모형의 복잡성을 반영한 RMSEA가 더 신뢰할만한데(김계수, 2004), 수정모형의 RMSEA가 .071로 나타나. .08 이하로 적절하 다. 중분적합지수들은 .9에 다소 못 미치지만, 크게 낮지 않기 때문에 모형이 적합한 것으로 판단하였 다. 또 RMSEA는 내포모델(nested model)의 간명적합지수로도 사용되는데 원모형보다 개선되어 모 형이 더 간명한 것으로도 볼 수 있다. 이처럼 원모형과 수정모형이 동질하며, 수정모형의 절대적합지 수가 더 적합하고, 더 간명한 것으로 나타나 수정모형을 통해 가설을 검증하였다.



주: 표준화 회귀계수임. *** : p value<.001, ** : p value<.01, * : p value<.05

〈그림 2〉 수정 연구모형 분석결과

은 .719, 직업지위는 .659, 종사상 지위는 .732, 직업만족도는 .282였으며, 다중상관자승치는 근로소득 은 .517, 직종은 .434, 종사상 지위는 .536, 직업만족도는 .079였다. 직업만족도 외에는 모두 노년계층 보다 높다. 그리고 직업만족도의 요인적재량과 다중상관자승치가 낮지만, 이론 및 선행연구결과와 일치하며, 모형적합도가 좋아 적절한 것으로 판단된다.

최종(수정)모형38)에서는 모든 경로계수가 통계적으로 유의하였고, 원모형의 경로계수와 크게 다르 지 않았다. 먼저, 본 연구에서 예측한 대로 교육수준이 높을수록 생애 주된 고용형태가 안정적이며 (.402), 생애 주된 고용형태가 안정적일수록 재산이 많았고(.102)39), 재산이 많을수록 노후 노동지위 가 높았다(.087). 즉, 고령근로자 자신의 근로소득이 높고, 고위 직종에 근무하고, 종사상 지위가 안정 적이며, 직업만족도가 높았다. 직업력과 소득력(earnings history)은 지위 차이의 기초(base)가 된다는 Hardy(1982)의 설명에 비추어 볼 때, 직업력인 생애노동경력과 소득력의 대변인 재산이 노후 노동지 위에 영향을 미치는 것은 자연스럽다. 그리고 이 결과는 노년기 이전의 사회・경제적 지위가 노년기 의 노동지위에 영향을 미침을 말해준다. 이렇게 청소년기의 교육수준이 노년의 노동지위에 영향을 미 치는 것은 교육수준이 높을수록, 좋은 직장에 근무하여 생애노동경력이 좋고, 둘째, 상용직은 정년이 보장되거나 전문직을 노년에도 유지할 수 있고, 고용주는 스스로 노동을 조절하거나, 고용주로서 관리 감독만 할 수 있기 때문으로 보인다. 셋째. 학력으로 대변된 인적자본수준이 높아. 안정된 직장에 근 무(운영)하며 습득한 숙련도 혹은 경영기법을 토대로 노년에도 사회경제적으로 높은 직위를 유지하거 나, 넷째 비노년기의 안정된 근로와 상대적으로 높은 소득을 통해 부를 축적하여, 재산이 많기 때문에, 구직활동을 하더라도 유보임금(reservation wage)을 낮출 이유가 적고, 좀 더 좋은 일자리를 찾을 수 있는 경제적 여력이 뒷받침되기 때문에, 노후에도 비교적 높은 노동지위를 선택하여, 유지하는 것으로 보인다. 높은 교육수준이라는 혜택이 누적되고, 스스로 강화되어 노년에도 유리하게 작용하고 있다.

하지만 교육수준이 상대적으로 낮은 사람은 생애 주된 고용형태도 불안정하고, 재산도 적고, 인생후기에도 일은 하지만 경제적 지위는 계속 낮은 것을 볼 수 있다. 재산축적이 낮다는 것은 노년에 갑작스런 경제적 몰락이나 질병발생으로 인한 의료비 급증 때문일 수도 있지만, 대다수는 청·장년기부터 지속되었음을 보여준다. Treiman(1992, Land and Russell, 1996 재인용)의 연구에서 직업지위가소득에 직접적 영향을 미친 것을 볼 때, 사회적 지위가 낮은 고용형태에 근무하면서, 청·장년기부터 근로소득이 낮았을 것으로 보인다. 적은 소득으로 충분한 재산을 축적하기 어려웠기 때문에 노후생계자금은 적을 것이다. 초기 불평등은 출발선을 다르게 할 뿐 아니라, 그 차이와 불평등을 고착화시키는 메커니즘이 되어, 생애 자원의 축적을 또한 제약하기 때문이다(Dannefer, 1991; O'Rand, 1996 재인용). 이런 그들에게 선택의 폭은 제한될 수밖에 없다. 재산이 적은 상황에서 교육수준으로 대변된 인적자본도 낮아, 생계유지를 위해 더 적절한 조건의 일자리를 기다리기보다는 유보임금을 낮춰서라도 단순노동·저임금노동이라도 일을 해야 하기 때문이다. 교육기회의 불평등과 불리함이 노년에도 여전히 영향을 미치고 있음을 보여준다. 그리고 부의 불평등은 그것으로 끝이 아니라, 노후 노동지위 차이에 영향을 미침을 말해준다. 이 결과는 본 연구의 가설인 교육수준이 낮은 사람은 불안정한 생애노동

³⁸⁾ FIML의 가정인 변수의 정규성을 살펴본 결과, 왜도의 절대값은 가구주 여부와 배우자 유무만 3을 넘었다. 첨도의 절대값은 가구주 여부만 10을 넘었다. 정규성이 중요하지만, 주요 변수를 제외하는 것은 모델설정에 오류를 유발할 수 있고 정규성 가정을 일부 벗어난다고 해도 큰 문제가 없기 때문에(김계수, 2004) 가구주 여부와 배우자 유무도 모델에 포함하였다. 결측치가 있는 변수와 그 비율은 부동산 7.3%, 근로·비근로 소득 5.4%, 고령자근로소득 4.6%, 직종 0.2%로 크지 않았다.

³⁹⁾ 홍백의(2005)의 과거 노동경력이 정규직이었던 사람의 노후 경제적 상태가 높게 나타난 결과와 유 사하다.

경력과 적은 재산을 매개로, 노후 노동지위가 낮음을 입증한다.

한편, 아동기의 경제적 상태는 재산과 노후 노동지위에 유의한 영향을 미치지 않았다. 고령자 본인의 초기 사회적 지위는 노년의 사회적 지위에 영향을 미치지만, 부모님의 사회적 지위가 고령자들에게 영향을 미치지 않음을 말해준다. 이유는 60세 이상 고령자들의 아동기 시절은 한국전쟁 전후시기로 대다수가 가난하였고, 현 고령자들의 청·장년기는 우리나라 산업화·민주화시기로 사회적 이동이많았기 때문에, 전산업화시기 부모님의 사회경제적 지위가 영향을 미치지 않은 것으로 보인다. 또한고령자 부모님의 사회경제적 지위가 현 고령자에게 영향을 미치기에는 시간적 간격이 너무 멀기 때문일 것이다. Blau and Duncan(1967)의 연구에서도 아버지의 직업이 자녀의 첫 직장과 25~34세, 35~44세, 45~54세의 직업지위에 정적인 영향을 미치지만, 55~64세의 직업지위에는 부적인 영향을 미친 것과 유사하다.

⟨표 5⟩ 원모형과 수정모형의 경로계수

	· 			ı			
	원모형			수정모형			
변수	표준화 경로계수	C.R.	p value	표준화경로계수	C.R.	p value	
교육 → 생애노동경력	.388	10.984	.000***	.402	12.331	.000***	
	.219	5.548	.000***	.246	.971	.000***	
교육 → 노후 노동지위	.453	8.742	.000***	.451	9.036	.000***	
생애노동경력 → 재산	.104	2.953	.003**	.102	2.867	.004**	
생애노동경력 → 노후 노동지위	.162	3.903	.000***	.159	3.838	.000***	
재산 → 노후 노동지위	.093	2.216	.027*	.087	2.115	.034*	
아동기 경제적 상태 → 생애노동경력	.043	1.272	.203	_	_		
아동기 경제적 상태 → 재산	.015	.435	.664	_	_	_	
아동기 경제적 상태 → 노후 노동지위	018	447	.655	_	_	_	
연령 → 생애노동경력	.109	3.240	.001**	.113	3.448	.000***	
연령 → 재산	034	970	.332	_	_		
연령 → 노후 노동지위	211	-5.021	.000***	217	-5.253	.000***	
가구주 여부 → 생애노동경력	011	307	.759	_	_	_	
가구주 여부 → 재산	062	-1.674	.094	_	_		
가구주 여부 → 노후 노동지위	.035	.820	.412	_	_	_	
배우자 유무 → 생애노동경력	.068	2.070	.038*	.066	2.103	.035*	
배우자 유무 → 재산	.140	4.082	.000***	.159	4.829	.000***	
배우자 유무 → 노후 노동지위	057	-1.420	.156	_	_		
	002	042	.966	_	_	_	
가구원 수 → 재산	.074	1.930	.054	_	_	_	
가구원 수 → 노후 노동지위	.051	1.164	.244	_	_	_	
건강상태 → 생애노동경력	.020	.616	.538	_	_	_	
건강상태 → 재산	057	-1.723	.085	_	_	_	
건강상태 → 노후 노동지위	093	-2.419	.016*	096	-2.499	.012*	

주) *** : p value<.001, ** : p value<.05

통제변수였던 인구사회학적 변수들을 살펴보면, 먼저 연령이 많을수록 생애 주된 고용형태가 안정

적이었는데(.113), 이는 본 연구에서 생애 주된 고용형태의 기준 가운데 하나를 근속기간도 포함하여, 연령이 많을수록 생애노동경력이 길기 때문에 영향을 미친 것으로 보인다. 그러나 연령이 많을수록 노후 노동지위가 낮다(-.217). 연령이 많음에도 일은 하지만 주변노동에서 일을 하고 있음을 뜻한다. 이 결과는 방하남·이상호(2006)의 연구에서 50세 이상에서는 좋은 일자리에 취업할 확률이 낮게 나타난 것과 유사하다. 한편, 건강상태가 안 좋을수록 노후 노동지위가 낮았다(-.096)40). 중·장년기에는 건강했지만 노령으로 인해 쇠약해졌거나, 과거부터 건강이 안 좋았지만, 노년에도 계속 일을 하는 것으로 보인다. 그러나 쇠약한 고령근로자에 대한 노동수요는 적어, 저임금 근로와 사회적으로 지위가 낮은 직종밖에 대안이 없었을 것으로 보인다. 혹은 건강상태가 안 좋아서, 스스로 파트타임 근로를 선택하였을 수도 있다. 그 외 배우자가 있을 경우 생애 노동경력이 좋게 나타났다(.066). 이는 배우자의 지지로 사회생활이나 건강관리를 잘 할 수 있었거나, 배우자 부양을 위해서 근속기간이 길었기 때문으로 보인다. 그리고 배우자가 없는 고령남성보다 있는 고령남성이, 재산이 많았다(.159). Campbell and Heneretta(1980)에서 배우자가 없을 경우 주택가치가 낮고, 이혼한 사람의 저축이 더 적은 것과 유사하다.

수정모형의 다중상관자승치는 노후 노동지위는 .460, 매개변수였던 생애노동경력은 .150, 재산은 .117로 나타났다. 연구모형에 의해 노후 노동지위는 46.0% 설명되고, 생애노동경력은 15.0%, 재산은 11.7% 설명된다.

(4) 효과분해

각 변수들의 영향관계를 총 효과, 직접효과, 간접효과로 분해하면 〈표 6〉과 같다. 생애노동경력과 재산의 간접효과 경로를 중심으로 살펴보면, 다음 5가지 경로가 나타났다.

⁴⁰⁾ 현재의 건강은 과거의 건강에 좌우되며(French and Jones, 2004), 건강은 노동소득의 주요 결정요인이기 때문에(Love et al., 2007), 건강이 고령으로 인해 급격히 악화되어서라기보다는, 과거부터 나빠서 생애 재산이 낮을 수도 있고, 열악한 근무환경 또는 불안정한 고용으로 인해 건강이 악화되어 재산축적이 적을 수도 있다. Love et al.(2007)의 연구에서는 나쁜 건강상태는 노후빈곤의 주된 요인이었다. 그러나 본 연구에서 투입한 변수는 2005년의 건강상태이다. 한국복지패널에 만성질환변수가 있지만, 이 역시 6개월 이상 지속적으로 투약・투병한 경우로 생애 병력을 적절히 대변하지 못한다. 그래서 2005년의 건강상태를 투입하였기 때문에, 분석결과가 2005년의 건강상태가 2006년 노동지위에 미친 영향인지, 과거부터 누적된 영향인지는 구분하기 어렵다.

경로	총효과	직접효과	간접효과
교육 → 생애노동경력	.402	.402	_
교육 → 재산	.287	.246	.041
교육 → 노후 노동지위	.540	.451	.089
생애노동경력 → 재산	.102	.102	_
생애노동경력 → 노후 노동지위	.168	.159	.009
재산 → 노후 노동지위	.087	.087	_
 연령 → 생애노동경력	.113	.113	_
연령 → 노후 노동지위	198	217	.019
배우자 유무 → 생애노동경력	.066	.066	_
배우자 유무 → 재산	.166	.159	.007
건강상태 → 노후 노동지위	096	096	_

[경로 1] 교육 → 생애노동경력 → 재산

교육은 생애노동경력을 매개로 재산에 영향을 미쳤다. 교육수준이 높을수록 생애노동경력이 좋았고 (.402), 생애노동경력이 좋을수록 재산이 많았다(.102). 이 경로를 통해 설명되는 효과는 .041(.402×.102) 이다.

[경로 2] 교육 → 생애노동경력 → 노후 노동지위

교육은 생애노동경력을 매개로 노후 노동지위에 영향을 미쳤다. 교육수준이 높을수록 생애노동경력이 안정적이고(.402), 생애노동경력이 좋을수록 노후 노동지위도 높았다(.159). 이 경로를 통해 설명되는 효과는 .064(.402×.159)이다.

[경로 3] 교육 → 재산 → 노후 노동지위

교육은 재산을 매개로 노후 노동지위에 영향을 미쳤다. 교육수준이 높을수록 재산이 많았고(.246)41), 재산이 많을수록 노후 노동지위가 높았다(.087). 이 경로를 통해 설명되는 효과는 .021(.246×.087) 이다.

[경로 4] 생애노동경력 → 재산 → 노후 노동지위

생애노동경력은 재산을 매개로 노후 노동지위에 영향을 미쳤다. 생애노동경력이 좋을수록 재산이 많았고(.102), 재산이 많을수록 노후 노동지위가 높았다(.087). 이 경로를 통해 설명되는 효과는 .009(.102×.087)이다.

[경로 5] 교육 → 생애노동경력 → 재산 → 노후 노동지위

교육은 생애노동경력과 재산을 매개로 노후 노동지위에 영향을 미쳤다. 교육수준이 높을수록 생애노동경력이 좋았고(.402), 생애노동경력이 좋았을수록 재산수준이 높고(.102), 재산이 많을수록 노후노동지위가 높았다(.087). 이 경로를 통해 설명되는 효과는 .004(.402×.102×.087)이다.

가장 영향력이 큰 경로는 교육 \rightarrow 생애노동경력 \rightarrow 노후 노동지위 경로이고, 그 다음이 교육 \rightarrow 생애노동경력 \rightarrow 재산 경로, 세 번째는 교육 \rightarrow 재산 \rightarrow 노후 노동지위 경로였다.

⁴¹⁾ 교육수준이 낮을수록 재산이 낮게 나타난 선행연구(Land and Russell, 1996)와 일치한다.

(5) 매개효과 검증

매개효과 검증은 Baron and Kenny(1986)의 방법을 사용하였다. 이들에 따르면, 매개변수를 통제했을 때, 독립변수가 종속변수에 미치는 영향의 통계적 유의성이 사라지면 완전매개로 보고, 유의하지만 영향력이 약해지면 부분매개로 본다. 본 연구의 매개변수들은 〈표 7〉에서 보는 바와 같이, 매개변수 투입 후에도 통계적으로 유의하다. 하지만 독립변수가 종속변수에 미치는 영향이 작아져 부분매개하는 것으로 나타났다. 즉, 교육수준이 노후 노동지위에 미치는 영향은 생애노동경력과 재산이 각각부분매개한다. 생애노동경력이 노후 노동지위에 미치는 영향도 재산이 부분매개하며, 교육수준이 재산에 미치는 영향은 생애노동경력이 부분매개한다. 그리고 교육수준이 노후 노동지위에 미치는 영향은 생애노동경력과 재산이 부분매개하는 것으로 나타났다.

〈표 7〉 매개효과 검증결과

독립변수	매개변수	종속변수	종속변수에 대한 독립변수의 효화	_	매개효과	매개효과의 통 계적 유의도	
<u> </u>			매개변수 없음	매개변수 있음		세색 ㅠ띄도	
교육수준	생애노동경력	노후 노동지위	.502***	.451***	부분매개	.000***	
교육수준	재산	노후 노동지위	.473***	.451***	부분매개	.042*	
생애노동경력	재산	노후 노동지위	.171***	.159***	부분매개	.089	
교육수준	생애노동경력	재산	.283***	.246***	부분매개	.005**	
교육수준	생애노동경력, 재산	노후 노동지위	.537***	.451***	부분매개	_	

주: ***: p value=<.001, **: p value=<.01, *: p value=<.05

위와 같은 효과에 대한 유의성 검증을 위해서는 SEM에서는 boothstrapping으로 살펴봐야 하는데, 본 자료는 결측치가 있어서 boothstrapping으로 검증할 수 없었다. 이에 차선책으로 Sobel(1982; Baron and Kenny, 1986 재인용)의 매개효과 유의성 검증 방법을 사용하였다. SEM과 회귀분석은 추정방법만 다를 뿐, 결과가 크게 다르지 않다. 또한 본 연구는 독립변수가 매개변수에 미치는 영향, 매개변수가 종속변수에 미치는 영향, 독립변수가 종속변수에 미치는 영향 3가지가 모두 유의하여 Sobel test를 통해 검증하는 것도 적절하리라 판단된다. 분석결과, 교육수준이 노후 노동지위에 미치는 영향의 생애노동경력의 매개효과와 교육수준이 노후 노동지위에 미치는 영향의 재산의 매개효과, 교육수준이 재산에 미치는 영향의 생애노동경력의 매개효과라 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하였다. 다만, 생애노동경력이 노후 노동지위에 미치는 영향의 생애노동경력의 매개효과만 유의수준 .05에서 통계적으로 유의하지 않았다. 한편, Sobel test는 복수매개일 경우 전체 간접효과에 대한 유의도를 검증하기에는 한계가 있다. 그래서 교육수준이 노후 노동지위에 미치는 영향에 대한 생애노동경력과 재산의 매개효과 유의도 검증은 하지 않았다.

6. 결론

고령남성의 노동지위에 대한 가설들은 교육수준(사회계층)에 따른 생애노동경력과 재산을 매개로 나타나는 노후 노동지위의 차이를 고려하지 못하여, 상반된 결과를 도출하였다. 사회적 지위획득모델은 최근 소득과 직업에서 부로 확장하였지만, 노동시장 보상의 획득과 유지의 궤적을 보여주는 가설본래의 의미는 담지 못했다. 또한 부의 격차는 최종 결과가 아니라, 다시 노년의 노동지위에 영향을 미칠 수 있는데, 이에 대해서는 관심을 기울이지 않았다. 그래서 본 연구는 고령자 노동지위가설과 사회적 지위획득모델을 통합하여, 노후 노동지위에 미치는 생애과정의 메커니즘을 조명하였다. 그리고 선행연구들과는 달리, 현 직업지위가 아니라, 생애노동경력을 투입하여 전 생애에 걸친 사회적 지위가 노년의 사회적 지위에도 영향을 미치는지 살펴보았다. 또한 4개의 지표로 이루어진 노후 노동지위를, 하나의 잠재변인으로 구성하여 종속변수로 삼아 분석하였다. 자료는 한국복지패널 1~2차 자료이며, 분석은 구조방정식모형으로 하였다.

분석결과 첫째. 60세 이상 남성의 노후 노동지위를 보면. 직종은 대부분이 농어임업이거나 단순노 무직이고, 고위직 · (준)전문가는 8.4%에 불과하였다. 종사상 지위도 상용직과 고용주는 4.4%에 불과 한 반면, 약 70%가 임시일용직과 자영업으로 대부분이 불안정하며, 고령근로자의 약 60%는 연 천만 원 이하의 저임금근로자였다. 이는 대부분의 고령자는 노후에도 고위직을 유지한다는 노후풍요가설이 적용되는 경우는 소수에 불과함을 말해준다. 둘째, 약 20%가 5천만원 미만의 재산을 가지고 있는 반 면, 9.3%는 6억 이상의 재산을 소유하여 격차가 컸다. 그리고 재산은 교육수준에 따라 차이가 크고, 학력수준이 높을수록 재산을 많이 축적하였다. 즉, 교육수준이라는 초기의 사회적 지위에 따라 노후의 재산이 달라지는 사회적 지위획득모델이 설명력 있는 것으로 판단된다. 또한 41.2%의 초등학교 이하 학력의 고령남성의 중위 재산은 약 9천 8백만원에 불과하여, 이 재산을 통해, 퇴직 후의 소비를 감당 하기에는 부족해 보인다. 다시 말해. 노후풍요가설과 생애주기가설은 전체 고령자의 재산축적을 대변 하지 못하는 것으로 판단된다. 셋째. 교육수준에 따라 생애노동경력뿐 아니라. 노후 노동지위가 달랐 다. 고등학교 이하, 특히 초등학교 이하의 저학력자는 노후 근로소득이 낮고, 직업지위와 종사상 지위 가 사회적으로 낮으며, 직업만족도도 낮았다. 넷째, 경로분석결과, 교육수준은 생애노동경력과 재산을 매개로 노후 노동지위에 영향을 미쳤다. 교육수준이 높은 고령남성은 생애노동경력이 좋고, 재산이 많 아, 높은 인적자본과 경제적 여유를 토대로 노후에 경제활동에 참여하더라도 높은 사회경제적 지위를 누렸다. 반면. 교육수준이 낮은 고령남성은 생애노동경력도 불안정하고, 재산이 적어. 인생 후기에도 일은 하지만 저임금, 낮은 사회적 직종, 불안정한 고용형태에서 근무하였다. 즉, 교육이라는 초기 사회 적 지위를 토대로, 생애노동경력과 재산의 차이가 발생하고, 노년의 노동지위는 이를 매개로 달라진 다. 청장년기의 사회적 지위가 노년에도 지속됨을 보여준다. 그리고 노후 노동지위가설은 사회적 지위 획득모델과 통합되었을 때, 노년노동지위의 생애과정의 메커니즘과 차이를 잘 보여주는 것을 말해준 다.

따라서 가능한 모든 사람들이 처음부터 불안정 고용상태에 진입하지 않도록, 청소년기부터 양질의 교육을 평등하게 받을 수 있도록 하며. 안정된 일자리를 많이 창출하여 고용격차가 크지 않도록 해야 할 것이다. 그리고 노후 빈곤과 고령자 고용정책은 사후 대처보다는 전 생애에 걸쳐 전 사회 구성원 들이 적절한 고용의 질을 누릴 수 있는 장기적 대책이 더 실효성 높을 것으로 보인다. 최근 활기찬 노 년(active aging), 혹은 사회적 부양부담을 줄이기 위해 고령자 근로를 촉진하는 경향이 있다. 그러나 본 연구결과에서도 나타났듯이, 고령근로자의 노동지위는 낮다. 전문대이상 학력의 고령자도 단순노 무직에 종사하는 비율이 24.7%로, 노년노동의 가치가 교육수준에 비해 폄하되는 경우도 적지 않다. 근로연령 당시에는 경제활동에 참여하는 것이 사회적으로 더 높은 지위를 암시하지만, 노년기에는 경 제활동에 참여하더라도 그 지위가 낮아. 고령자의 경제활동참가가 사회경제적 지위의 핵심척도는 되 지 못하는 것이다. 그러므로, 근로의지와 근로능력이 있는 고령자들에게는 적정 근로조건의 일자리를 제공하되. 핵심정책은 고령자들을 대상으로 근로중심적 정책을 실시하기 보다는. 소득보장을 강화하 는 방향으로 나아가야 할 것이다. 우리나라는 사회보장제도가 도입되었지만, 국민연금은 생애노동경 력을 바탕으로 지급되고, 아직 역사가 일천하여 수급자비율도, 급여수준도 낮다. 또한 공공부조 급여 도 부양의무자 기준에서 탈락하였으나, 실질적 부양능력이 없어서 가족과 정부 모두에게 혜택을 못 받는 경우도 있다. 수급자가 되어도 급여가 최저생계비에 불과하여. 이로써는 노후의 필요를 감당하기 어렵다. 앞으로 내실있는 공적소득보장제도의 확대가 요구된다. 그러나 공적 연금과 국민기초생활보 장제도를 확대한다고 하더라도, 공적이전소득에 전적으로 의존하기에는 한계가 있으므로, 개인적으로 도 노후를 준비해야한다. 이를 위해서는 평등한 교육기회 보장, 양질의 교육확대 그리고 근로연령 당 시 안정된 일자리에서 근무하여 충분한 부를 축적할 수 있는 정책이 또한 마련되어야 한다.

그런데 최근 실업률은 3%대로 1997년 경제위기 이전으로 회복하는 듯하지만, 질은 오히려 악화되었다. 비정규직의 규모가 35.2%에 이르러(이병희·정성미, 2008) 불안정 고용이 소수만의 문제가 아니다42). 비정규직들은 스스로의 꿈을 접어가고 있어43)(경향신문, 2008. 7. 14), 개인차원의 삶의 수준을 저하시킬 뿐 아니라, 건전한 사회분위기를 저해하고, 사회적 불안정을 야기할 수 있다. 나아가 본연구에서도 나타났듯이 생애 초기의 불평등이 노년에도 지속되어, 불안정 고용이 덫이 되어, 노년까지 낮은 삶의 궤적을 벗어나지 못하고 있다. 청장년기의 삶의 불안정은 특정 시점에 국한되지 않고, 수십년 후에 노년의 삶의 수준도 낮춰, 공공부조 등 국가의 지원이 불가피할 것으로 예견된다44). 또한근로자의 근속기간이 단기화 되어감에 따라, 한 기업에 대한 근로자의 의존 노력 수준이 감소하고, 직업특수 인적자본(job-specific human capital)에 투자할 유인이 감소하며 노사간의 신뢰형성을 저해하

⁴²⁾ 통계청의 『경제활동인구조사 부가조사』 분석결과에 따르면, 우리나라 비정규직 비율은 2008년 3월 기준 35.2%로, 근로자의 3분의 1이상이 비정규직으로 근로하고 있다(이병희·정성미, 2008). 같은 2008년 3월 기준 한국노동사회연구소의 분석에 따르면, 근로자의 절반이 비정규직이다(경향신문, 2008, 7, 14), 이미 비정규직이 노동자의 소수가 아니라 다수인 것이다(경향신문, 2008, 7, 14).

⁴³⁾ 한 근로자는 비정규직 가장으로서 자신의 삶에 대해 "꿈도 희망도 없이 그날그날 먹고 사는 게 전부인 삶"이라고 잘라 말했다(경향신문, 2008. 7. 22 c).

⁴⁴⁾ 사회보험 가입률에 있어서도 비정규직은 정규직에 비해 낮다. 비정규직의 사회보험 가입률은 정규 직보다 대략 40%가량 낮다. 기업복지 수혜율 역시 정규직에 비해 낮다(이병희·정성미, 2008).

여. 내부 노동시장의 효율적 운용을 어렵게 할 가능성이 있다(금재호·조준모, 2000). 그 밖에도 비정 규근로자들은 저임금으로 인해 저축수준이 낮아45). 거시적으론 국가 전체의 저축량에 부정적 영향을 미칠 것이다. 나아가 국가수준의 투자를 낮추어 경제성장을 저해할 수도 있다. 결과적으로 득보다는 실이 많아진다. 따라서 비정규직 비율을 축소시키고, 비정규직이 덫이 되지 않도록46) 제반 여건을 마 련해야 할 것이다. 즉, 비정규직의 고용불안, 저임금, 사회보험이나 기업복지 혜택 등에 있어서는 공정 한 처우가 있어야 하며, 비정규직이 정규직으로 갈 수 있는 초석이 될 수 있도록 해야 할 것이다. 이 를 위해서는 비정규직에 대한 훈련과 교육 등 인적자본 투자를 확대 실시할 수 있도록, 관련 인프라 와 정부의 다각적인 지원이 있어야 한다. 특히 노동비용절감을 통한 이윤극대화보다는 생산성 향상을 통한 이윤극대화정책을 필 수 있도록 제반 정책을 정비해야 할 것이다. 그리고 우리나라는 비정규직 뿐만 아니라, 자영업 비율이 높고 이들 가운데 영세자영업자들이 대다수이기 때문에47) 안정된 임금근 로자의 비중을 더 늘릴 수 있도록 해야 할 것이다.

끝으로 본 연구는 다음과 같은 한계가 있다. 재산축적에 미치는 변수로서 소득 외에도 가족간 지원 과 부의 축적에 대한 태도와 선호의 차이가 영향을 미칠 것으로 보인다(Barsky et al., 2002), 그러나 태도와 선호를 모형에 반영하기 어려워. Barsky et al.(2002)처럼 본 연구 역시 제외하였다. 그리고 자 료의 한계로 인해, 직종 등 다양한 생애노동경력의 특성을 분석에 포함하지 못하였다. 그 외 한계는 주석 11, 19, 25, 31에 제시하였다.

참고문헌

김계수. 2004. 『Amos 구조방정식 모형분석』. 서울: 한나래.

김연정. 1998. "은퇴노인가계와 취업노인가계의 소득. 지출 및 자산의 비교분석". 대한가정학회지 36(7). 57-67.

김학주. 2006. "노인가구 대 비노인가구의 소비불평등에 관한 연구". 사회보장연구 22(4). 141-162.

금재호·조준모. 2000. 『실업구조의 변화와 정책과제』. 서울: 한국노동연구원

나금실. 2005. "빈곤층의 노동시장과 생애노동". 박경숙·김남줄·김수영·김진수·나금실·박병철·손 대홍·이상문·최희경 편. 『빈곤의 순환고리들: 부산, 울산, 경남지역 빈곤층의 생활과 의식』.

⁴⁵⁾ 비정규직의 임금은 정규직 임금의 60.4%에 불과하다. 특히 시간제 근로자는 정규직의 26.5%에 불 과하다(이병희·정성미, 2008). 더구나 부양할 가족이 있는 기혼자가 전체 비정규직의 70%를 넘는 데. 이들 비정규직 가장들은 가족의 삶의 무게까지 모두 지탱해야 한다(경향신문, 2008. 7. 22 c). 그 래서 절약한다고 해도, 미래를 대비할 여력이 없는 것은 자명하다.

⁴⁶⁾ 비정규직은 정규직으로 전환이 어렵다. 더구나 해고의 위협에 언제나 불안하다. 계약기간을 지키거 나, 재계약을 하는 경우는 많지 않다. 노조 조직률은 2.8%에 불과하다(경향신문, 2008, 7. 14: 17). 그나마의 일자리도 없어, 고용불안정이 커질 뿐 아니라, 생계자체가 위협받고 있다(매일경제, 2008.

⁴⁷⁾ 자영업자 비중이 OECD 대부분의 국가에서 10%대인데 비해, 우리나라는 33.6%로 두 번째로 높다. 그런데 자영업자 1인당 연평균 소득은 2007년 당시 1,377만원으로 임금근로자 1인당 2,570만원의 53.6%에 불과하다. 스페인은 자영업자 소득이 GDP 대비 20.9%인데 비해, 우리나라는 9.8%(2005년) 에 불과하여, 대부분의 자영업자가 매우 영세한 저소득층이며, 빈곤의 위험에 노출되어 있다(통계프 리즘, 2008). 이들의 노후가 안정될 가능성은 희박하다.

- 부산: 동아대학교 출판부. 168-200.
- 남주하·김상봉·이수희. 2006. "생애주기가설과 개별가구의 나이-부의 프로파일 추정". 국제경제연구. 12(3), 145-178.
- 남춘호·이성호·이상록. 2006. "노동 빈곤층의 사회적 배제와 빈곤화 유형분석: 전주시 사례에 대한 생애사 분석을 중심으로". 산업노동연구 12(1). 259-303
- 박경숙. 2003. 『고령화 사회 이미 진행된 미래』. 서울: 의암출판
- 방하남·김기헌, 2001. "변화와 세습: 한국 사회의 세대간 지위세습 및 성취구조". 한국사회학 35(3). 1-30
- 방하남·이상호. 2006. "좋은 일자리(Good job)의 개념구성 및 결정요인의 분석". 한국사회학 40(1). 93-126.
- 배병렬. 2007. 『Amos 7에 의한 구조방정식모델링-원리와 실제』. 서울: 청람
- 양춘·김문조·손장권·박길성·김철규. 2001. 『현대 한국사회의 계층구조』. 서울: 집문당
- 여윤경·김진호, 2007. "한국가계의 은퇴자산 적정성 판단을 위한 시뮬레이션 분석". 금융연구 21(2). 1-30.
- 유홍준·김월화. 2006. "한국 직업지위 지수: 과거와 현재". 한국사회학 40(6). 153-186.
- 이병희·정성미. 2008. "2008년 3월 비정규직 규모와 구성변화 2008년 3월 경제활동인구 부가조사를 이용하여-". 노동리뷰. 42호, 4-21. 서울: 한국노동연구원
- 이철희. 2006. 『한국의 고령노동』. 서울: 서울대 출판부
- 장원봉·정수남. 2005. "근로빈곤층의 노동경험과 빈곤화에 관한 연구". 도시와 빈곤 77. 53-73
- 장지연. 2003. 『고령화시대의 노동시장과 고용정책(Ⅰ)』. 서울: 한국노동연구원
- 정경희·오영희·석재은·도세록·김찬우·이윤경·김희경. 2005. 『2004년도 전국 노인생활실태 및 복지욕구조사』. 서울: 한국보건사회연구원
- 지은정. 2008. "고령남성의 경제활동참가 결정요인 연구 노후빈곤노동가설 및 숙련편향기술진보설을 중심으로-". 한국사회복지학. 60(3). 31-58.
- 홍백의. 2005. "우리나라 노인 빈곤의 원인에 대한 연구". 한국사회복지학. 57(4). 275-290.
- 최옥금. 2007. "노인 빈곤에 영향을 미치는 요인에 대한 연구 : 패널자료를 활용한 분석". 한국사회복지 학 59(1). 5-25.
- 통계프리즘. 2008. "자영업자 비중 및 소득비중". 노동리뷰. 43호. 77-79. 서울: 한국노동연구원
- Baron, Reuben M. and David A. Kenny. 1986. "The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations". Journal of Personality and Social Psychology. Vol. 51(6). 1173-1182.
- Barsky, Robert, John Bound, Kerwin Kofi Charles and Joseph P. Lupton. 2002. "Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach". Journal of the American Statistical Association. 97(459). 663-673.
- Blau, Peter M. and Otis Dudley Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York · London : John Wiley & Sons, INC
- Campbell, Richard T. and John C. Henretta. 1980. "Status Claims and Status Attainment: The Determinants of Financial Well-Being". The American Journal of Sociology. 86(3). 618-629
- Clark, Robert L. and Joseph F. Quinn. 1999. "Reform of Retirement Programs and the Future Well-Being of the Elderly in America". Economics Department Working Papers in Economics.

- Boston College. http://escholoarship.bc.edu/econ_papers/201
- Haber, Carole and Brian Gratton, 1984, Old age and the search for security: an American social history. Bloomington and Indianapolis: Indiana University Press
- Hardy, Melissa A. 1982, "Social Policy and Determinants of Retirement: A Longitudinal Analysis of Older White Males, 1969-1975". Social Forces. Vol 60(4). 1103-1122.
- Haveman, Robert, Karen Holden, Barbara wolfe and Shane Sherlund. 2002. "Have Newly Retired Workers in the U.S. Saved Enough to Maintain Well-Being Through Retirement Years?".http://www:vanderbilt.edu
- Johnson, Richard W., Usha Sambamoorthi and Stephen Crystal. 1999. "Gender Differences in Pension Wealth: Estimates Using Provider Data". The Gerontologist. 39(3). 320-333
- Krivo, Lauren J. and Robert L. Kaufman. 2004. "Housing and Wealth Inequality: Racial-Ethnic Differences in Home Equity in the United States". Demography. 40(3). 585-605.
- Land, Kenneth C. and Stephen T. Russell. 1996. "Wealth Accumulation across the Adult Life Course: Stability and Change in Sociodemograpic Covariate Structures of Net Worth Data in the Survey of Income and Program Participation, 1984-1991". Social Science Research, 25, 423-462,
- Laslett, Peter. 1983. The World We Have Lost-further explored. 3rd ed. Cambridge: Cambridge University.
- Love, David A., Paul A. Smith and Lucy C. McNair. 2007. "Do Households Have Enough Wealth for Retirement?". Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, Washington, D.C.
- OECD. 2001. Aging and income: Financial resources and retirement in 9 OECD countries. Paris: OECD.
- O'Rand, Angela M. 1996. "The Cumulative Stratification of the Life Course". in Handbook of Aging and The Social Science, edited by Robert H. Binstock and Linda K. George. New York: Academic Press, 188-207.
- Reiss, Albert J., Otis Dunley Duncan, Paul K. Hatt and Cecil C. North. 1961. Occupations and Social Status. New York: The Free Press.
- Scholz, John Karl, Ananth Seshadri and Khitatrakun, Surachai. 2006. "Are Americans Saving Optimally' for Retirement?". Journal of Political Economy. 114(4). 607-643
- Smith, James P. 1995. "Racial and Ethic Difference in Wealth in the Health and Retirement Study". The Journal of Human Resources, 30, 158-183,
- Smith, James P. 1997. "Wealth Inequality Among Older Americans". The Journal of Gerontology. 52, 74-81.
- Spilerman, Seymour. 2000. "Wealth and Stratification Processes". Annual Review of Sociology. 26. 497-524.
- Weiss, Deboran M. 1991. "Paternalistic Pension Policy: Psychological Evidence and Economic Theory". The University of Chicago Law Review. 58(4). 1275-1319.
- "사회 전체가 비정규직 바다". 경향신문. 2008년 7월 14일.
- "비정규직 10년 뒤 저축·車·결혼 없는 '3無세대'". 경향신문. 2008년 7월 17일.
- "택배·폐지수집·청소일···'화려한 은퇴'는 없다". 경향신문. 2008년 7월 22일 a.

- "이른 아침 노인 직업소개소 풍경". 경향신문. 2008년 7월 22일 b.
- "보험도 퇴직금도 없어 해고는 곧 사망선고". 경향신문. 2008년 7월 22일 c.
- "경기침체 속 새벽 인력시장에 모여든 일용직의 고단한 하루". 매일경제. 2008년 8월 11일.
- "폐지 줍는 노인들…'서글픈 경쟁'". 문화일보. 2008년 7월 22일.
- "고물 줍는 노인의 하루". SBS 뉴스. 2008년 7월 31일.
- 대법원 홈페이지. http://www.scourt.go.kr
- 통계청 홈페이지. http://www.nso.go.kr

Labor Status of Old age:

Lifetime Career and Wealth as Mediators

Ji, Eun Jeong

(Social Welfare Research Institute at Seoul National University)

This study illuminates the mechanism of life course on labor status of old age complementing the limits of labor status hypothesis of old age and model of statues attainment and combining them . The main results from this analysis are summarized in four points. Firstly, older men mostly engaged in agriculture, forestry and fishing industry or low-class occupations. A very small portion held high level or professional occupations. Regular full-time employees or employers were only 4.4% while, about 70% of older employees were temporal employees or self-employed. This shows that the elderly affluence hypothesis which alleges that most older men maintain high level occupations, applies to only a few. The second finding is that wealth differentials are sizable: about 20% of older workers own less than 50 million won, while 9.3% possess more than 600 million won. Therefore, it is not safe to claim that most people have accumulated enough wealth for old age according to the elderly affluence hypothesis. This gap being mainly reflected by education level, suggests that the model of status attainment appropriate as wealth accumulation hypothesis. Thirdly, educational level determined not only lifetime careers, but also labor status of old age. Fourthly, using path analysis, the last finding is that education had effect on labor status of old age through lifetime career and wealth. That is, old men who have low education level had unstable lifetime career and own less wealth. They work in low income job, low social occupations and unstable occupation type in old age. This shows that life inequality continues until old age. Therefore, the inequality of education opportunity, spread of part-time work and small scale self employees should be discouraged. Furthermore, related policy should be provided in order to prevent being caught in unstable work.

Key words: the elderly men, lifetime career, labor status of old age, model of statues attainment, life-cycle hypothesis, the elderly affluence hypothesis, path analysis

[논문 접수일 : 2008년 12월 28일 게재 확정일 : 2009년 2월 6일]