

세대(Cohort)별 자산-연령 프로파일의 분석

남 준 우*

본 연구는 노동연구원의 KLIPS 1999-2004년 자료를 이용하여 비모수 혹은 준모수 추정방법을 통해 자산-연령 프로파일을 추정하였다. 횡단면 분석에서 나타나는 생산성 효과로 인한 편의를 고려하여 세대별 자료를 구축하였는데 세대별 자료의 추정 결과 대체로 젊은 세대의 경우 자산은 연령에 따라 꾸준히 증가하나 고령층인 광복이전 세대의 경우에는 은퇴시기를 맞아 자산이 감소하는 전형적인 일생주기가설과 부합하나 일정 연령을 지나면 다시 증가하는 형태를 이루는 것을 발견하였다. 세대별 비교에 있어서는 젊은 세대는 전배세대에 비해 생산성이 증가하는 생산성 효과가 작용하고 있었으며, 고령층에 대해 자산의 축적/처분율을 계산한 결과 자산의 처분은 65-74세의 경우 0.6~0.7%의 처분율을 가지며 전반적으로 고령층에서는 3-5% 정도의 자산의 축적을 이루고 있다.

1. 서론

최근 우리나라는 급격하게 고령화 사회로 진입하고 있다. 이러한 고령화의 진전은 개별 가구 수준에서만뿐만 아니라 경제전체에 있어서도 소비, 저축 그리고 자산의 변화를 가져오게 된다. 경제 전체적으로는 생산과 저축이 축소되어 경제 성장의 장애요인으로 작용하게 될 뿐 아니라 노년기의 소비규모의 확대 및 소비패턴의 변화는 수요측면의 변화를 초래하여 기업의 경영에도 큰 변화를 가져올 것이다. 개별 가구 수준에서는 노년기가 길어진다면 중·장년기에 이룩한 부의 축적이나 저축의 증가가 은퇴 후의 소비지출의 중요한 요인으로 작용하게 되어 부의 감소를 가져오게 된다. 연령의 변화에 따른 이러한 부의 축적 혹은 처분과정에 대한 고려는 고령층의 복지 정책 수립에 있어서도 매우 중요한 함의를 가진다고 할 수 있다.

일생주기 가설에 따르면 개인의 자산 혹은 부는 은퇴 이전까지 증가하다가 그 이후에 조금씩 감소한다고 한다. 개인의 생애 마지막 부분에 있어서 실제로 자산이 감소하는지에 대해 많은 연구가 이루어 졌지만 아직까지 통일된 결론은 도출되지 않고 있다. 대체로 횡단면 자료에 대한 분석에 있어서는 개인의 자산은 연령에 따라 증가하며 심지어 생애 마지막 단계에서도 증가하는 것으로 나타나고 있는데 이러한 결과는 개인은

* 서강대학교 경제학과 교수

** 이 연구는 2005년도 서강대학교 교내연구비 지원에 의하여 이루어졌음.

소비뿐만 아니라 후세에 대한 상속에 대해서도 효용을 가진다는 것으로 해석된다. 그러나 보다 장기간의 시간에 걸쳐 관찰된 패널 자료 등에서는 노년층에서 소비를 위한 자산의 처분이 발생하는 등 상반된 결과가 도출되고 있다.

연령의 변화에 따른 자산 혹은 저축의 변화를 분석하는 경험적 연구는 외국에서는 최근까지 활발히 진행되어 오고 있으나 국내의 경우에는 미미한 편이다. 외국의 경우 연령의 변화에 따른 자산의 변화를 설명하는 자산/저축-연령 프로파일을 분석한 예로서 미국 자료의 경우 Hubbard et al.(1995), Hurd(1987), Diamond and Hausman(1984), Attanasio and Hoynes(2000), Mirer(1979) 등을 들 수 있으며, 캐나다 자료의 경우 King and Dicks-Mireaux(1982), Burbidge and Robb(1985) 등이 있고, 네덜란드 자료의 경우 Alessie et al.(1997), Alessie and Aldershof(1997), Alessie and Lusardi(1997) 등의 연구를 들 수 있다. 프랑스의 경우 Mason(1986)의 시뮬레이션에 의한 분석이 있으며, 대만의 경우 Deaton and Paxson(1994)의 연구가 있고, 이태리의 경우 Jappelli(1999)를 들 수 있다. 국내의 경우에는 아직은 많은 연구가 이루어지지 않고 있는 실정인데 대부분의 연구가 금융자산의 변화 혹은 저축률의 추이에 대한 분석을 대상으로 하고 있으며 연령의 변화에 따른 소득, 저축률 프로파일을 분석한 연구로는 박대근-이창용(1997)을 들 수 있다.

전형적인 일생주기 가설에 의하면 은퇴를 기점으로 개인의 소득이 급격히 감소하게 되므로 은퇴시기 이전에는 저축을 하고, 은퇴 이후에는 축적된 자산을 처분하는 행위가 늘어난다고 한다. 이러한 개인의 자산축적 행태에 대해 King and Dicks-Mireaux(1982)와 Diamond and Hausman(1984)에서는 일생주기가설에서 주장하는 역 U자 형태의 자산-연령 프로파일을 발견할 수 있으나, 반면에 Mirer(1979) 등에서는 노년기에도 실질적인 자산축적이 이루어지고 있거나 혹은 미미한 정도의 자산처분이 발생하고 있는 것으로 나타났다. 이에 대해 Davies(1981)는 개인이 은퇴 이후의 생활에 대해 불확실성을 가지고 있기 때문에 자산처분을 통한 소비를 꺼려한다는 것이며, Hubbard et al.(1985)은 은퇴 이후의 건강 혹은 의료비지출에 대한 불확실성을 통해 일생주기 가설에 대한 반대 현상을 설명하고 있다.

이러한 연구는 대체로 생애 마지막 단계에서도 부의 축적이 이루어지는지 아니면 부의 처분이 이루어지는지에 대한 것으로 일반적으로 자산-연령 프로파일은 비선형형태를 가진다. 주어진 자료로부터 일생주기가설이 성립하는지 여부를 밝히기 위한 대부분의 연구에서는 극심한 비선형 모양을 가지는 개인의 자산-연령 프로파일을 추정함에 있어 사전적으로 특정한 프로파일의 모양을 가정한 최소자승추정법을 사용하고 있다. 즉, 대부분의 기존 연구는 자산-연령 프로파일을 추정함에 있어 2차 함수 혹은 3차 함수 등의 특정한 함수 형태를 사전적으로 가정하여 추정하고 있다. 이러한 사전적인 가정들은 자산-연령 프로파일을 추정함에 있어 생애 마지막 부분에 있어서 실제로 자산의 축적이 이루어지는지 아니면 자산의 처분이 이루어지는지를 사전적으로 제약할 수 있다.

만일 자산-연령 프로파일이 비선형구조를 가진다면 사전적으로 함수 형태에 대해

아무런 가정을 가하지 않은 보다 유연한 함수 형태 혹은 비모수 추정방법이 적당한 추정방법이다. 비모수 추정방법은 연령에 대한 자산의 함수 형태에 대해 아무런 가정을 가하지 않은 방법으로, 이 방법론에서는 생애 마지막 부분에 있어 실제로 자산축적이 이루어지는지 혹은 자산처분이 이루어지는지를 관찰 자료를 통해 설명한다. 이러한 관점에서 기존 외국의 대부분 문헌이 자산-연령간의 함수관계를 사전적으로 설정하는 모수 추정방법을 사용하였으나 본 연구에서는 이러한 가정을 완화하여 준모수 추정방법을 사용하고 있다는 점이 가장 큰 의의라고 하겠다.

본 연구에서는 비모수 혹은 준모수 추정방법을 통해 아직도 논쟁이 진행중인 자산-연령의 프로파일을 추정하고자 한다. 노동연구원의 KLIPS 1999-2004년의 자료를 통해 우리나라의 경우 노년층에 있어서 실제로 자산의 축적이 이루어지고 있는지 아니면 자산의 처분이 이루어지고 있는지를 준모수 추정방법을 통해 분석하고자 한다. 이러한 프로파일을 추정함에 있어서 횡단면 자산 분석에서 흔히 나타나는 편의를 고려하여 세대(cohort)별 자료를 구축하여 분석한다. 이러한 세대별 구분을 통해 젊은 세대의 경우 선배 세대에 비해 생산성이 증가하였는지를 알아보는 세대간 프로파일을 비교 분석한다. 또한 준모수 추정방법을 통해 노년층의 자산 축적/처분율을 추정한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 KLIPS자료의 특성을 살펴본다. 3장에서는 세대별 차이를 감안하여 횡단면 자료로부터 네 개의 세대별 자료를 구축한다. 제 4장에서는 분석하고자 하는 자산-연령 모형을 구축하며 추정방법을 소개한다. 제 5장에서는 프로파일의 추정결과를 설명한다.

II. 자료와 구조적 특징

본 연구에 사용되는 자료는 노동연구원(KLIPS)의 1999년-2004년 기간 동안의 연도별 자료이다. 연구 대상은 가구주의 연령이 25세-82세인 가구 중에서 각 연도별 자료의 설문조사에서 각 가구의 소유자산 규모를 정확한 수량으로 답하지 않고 범주형으로 대답한 관찰치를 제외하였다. 또한 본 분석에서 고려하는 자산 항목 중 부채의 규모에 대해 무응답인 가구를 제외하였다.

본 연구에 사용되는 자산 변수로는 총자산에서 총부채를 차감한 순자산을 사용하였다. 여기서 총자산은 주택, 거주 주택 외 부동산에 은행예금, 주식, 채권, 신탁, 저축성 보험, 아직 타지 않은 계, 개인적으로 빌려준 돈 등의 금융자산을 합한 금액이다. 이 때 주택을 소유하지 않은 자에 대해서는 전·월세 보증금을 주택자산 항목에 대신 포함시켰다. 또한 총부채로는 금융기관 부채, 비금융기관 부채, 개인적으로 빌린 돈, 전세금이나 임대보증금 받은 것에 미리 타고 앞으로 부어야 할 계 등을 포함하였다.

다음의 <표 1>은 본 연구의 분석 대상인 1999-2004년 횡단면 자료 중 대표적으로 2004년 횡단면 자료에 대한 자산의 평균 등의 대표치를 설명하고 있다. 다른 시점 간의

비교를 용이하게 하기 위하여 본 연구에서 사용하는 순자산의 값은 각 연도의 소비자물가지수로부터 물가상승률을 감안하여 모두 2000년 가격으로 환산하였다. 또한 흔히 서베이 자료에서 나타날 수 있는 표본의 비대표성 여부를 감안하여 가중치를 감안한 가중평균치로 계산¹하였다.

<표 1>에서 연령의 변동에 따른 자산의 변동을 살펴보면 전체 표본에서 연령이 증가함에 따라 자산의 규모는 증가하여 55-59세에 정점을 이룬다. 그 후에 자산은 감소하나 70-74세에 다시 정점을 이룬 후 감소하다가 80-84세에 또 다른 정점을 이루고 있다. 또한 중위수의 경우를 살펴 보면 평균과 마찬가지로 55-59세에 정점을 이루고 그 정점 이후에는 대체로 감소한다. 이러한 평균과 중위수의 커다란 차이를 통해서 유추할 수 있는 것은 자산의 값으로 극단적인(outlying) 관찰치가 존재한다는 것이다. 이러한 아주 큰 값을 갖는 몇 개의 극단치(outlier)는 평균을 중위수에 비해 끌어올려 <표 1>에서 보듯이 평균과 중위수의 값의 차이를 나게 하며 또한 평균을 전체 자료와 동떨어지게 만드는

경향²이 있다. 따라서 이러한 경우 극단치를 배제한 대표치가 더 강건(robust)하다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 각 연령의 값에서 자산의 상위 5%와 하위 5% 값을 배제한 절삭 표본(trimmed sample)을 구하였다. 이러한 표본으로부터 구한 절삭 평균(trimmed mean)은 Hampel(1971)에 의하면 대표치로서 강건한 특성을 갖고 있다.

<표 1>의 우측 열들은 각 표본 범주에서 절삭 표본으로부터 구한 자산의 대표치와 각 표본에서의 가중치를 적용한 비중을 보여주고 있다. 이 경우 절삭 평균으로부터 구한 대략적인 자산-연령 프로파일의 형태는 중위수로부터 구한 형태와 일치함을 보여주고 있다. <표 1>에서 보듯이 연령 이외에 자산의 축적과정을 설명하는 인구 통계학 특성으로는 가구주의 성별구분(남성과 여성), 가구주의 최종학력(고졸미만, 고졸, 전문대졸, 4년제 대학졸 및 대학원졸), 기혼 여부(기혼과 미혼), 고용 형태(타인에 고용, 자영업 및 실업) 및 자녀의 수를 포함하였다.

III. 세대별 자료의 구축

일생주기 가설에 의하면 개인이 자산을 축적하고자 하는 저축의 주된 목적은 생애 말기 특히 은퇴후의 지출에 대비하고자 함이다. 그런데 이러한 자산축적의 목적은 개인의 특성에 의존할 뿐만 아니라 개인이 처한 시대적 환경 및 특성에도 의존한다. 따라서 개인의 자산-연령 프로파일은 대체로 연령과 인구통계학 변수 등 개인에 고유한

¹ 이하의 표본 통계치를 비롯한 모든 추정치는 가중치를 감안한 값임.

² 실제로 자산, 소득 같은 자료들은 양의 값으로 크게 치우치는(skewed to the right) 비대칭분포의 모양을 가지고 있으며 2004년 자료의 경우 자산의 비대칭도를 설명하는 왜도(skewness)의 값이 5.49로 나타나 심한 비대칭분포임을 알 수 있다.

특징과 태어난 해에 고유한 자원 및 세대간의 생산성 증가율 등에 의존하게 된다.

이러한 배경 하에서 횡단면 자료에 의해 개인의 연령의 발달에 따른 자산의 축적과정을 분석하게 되면 편의가 발생한다. Shorrocks(1975) 및 Mirer(1979)에 의하면 한 횡단면에서 조사된 개인들은 세대(cohort)마다 사망률, 선호, 제도가 다르고 무엇보다 세대간 생산성이 다르다. 예를 들어 1950년대에 노동시장에 진입하는 개인의 생산성은 1970년대에 노동시장에 진입하는 개인에 비해 낮다는 것이다. 따라서 구세대는 신세대에 비해 낮은 생산성을 가지게 되며 따라서 자산의 축적과정에 있어서 낮은 프로파일을 갖게 된다. 그러므로 흔히 횡단면 자료에서 추정한 자산-연령 프로파일의 마지막 부분에서 자산이 연령에 따라 감소한다는 것은 구세대가 신세대에 비해 생산성이 낮다³는 것이며, 가구의 형태에 대해서는 아무런 정보를 구할 수 없기 때문에 횡단면 자료에서는 연령효과와 세대효과를 분리하여 추정할 수 없다는 것이다.

Jappelli(1999)에 의하면 주어진 자료로부터 세대효과(cohort effect)를 통제하여 자산-연령 프로파일을 추정하는 제일 좋은 방법으로는 패널자료를 이용하는 방법⁴을 들 수 있다. 그러나 우리나라에서는 오랜 기간 동안 관찰되는 패널자료의 부재로 본 논문에서는 synthetic cohort 방법을 사용하기로 한다.

본 연구에서는 KLIPS 6개년 자료⁵를 이용하여 각 연도별로 절삭표본을 구한 다음 전체 표본을 크게 광복이전 세대, 광복·전쟁 세대, 베이비 붐 세대 및 386세대⁶로⁷ 나누었다. 다음의 <표 2>는 출생연도별로 세대를 구분하여 각 세대별로 자산에 대한 통계치 및 각 세대에 있어서 인구통계 특성별로 표본 내 가중비율과 자산의 통계치를 보여주고 있다. 세대별 전체 자산 규모에 있어서 연령상 비교적 중간계층에 속하는 광복·전쟁 세대의 자산 규모가 가장 크며, 가장 젊은 세대인 386세대가 가장 작다.

³ Shorrocks(1975)에 의하면 자산-연령 프로파일을 추정함에 있어서 횡단면 자료에서 발생하는 또 다른 편의로는 본 연구에서 고려하는 세대효과와 차이로 인한 편의 이외에도 주로 생애 마지막 부분에서 발생하는 사망률에 따른 편의가 있다. 이는 부자들은 대체로 건강에 대한 지출이 많거나 관심이 많아 가난한 사람에 비해 오래 산다는 것이다. 이러한 바는 연령에 대한 고령층의 자산축적에 있어서 편의를 낳는다는 것이다. 그러나 본 연구에서는 우리나라의 각 연령층에 대한 life table에 대한 정보 부족으로 이러한 편의는 무시하기로 한다. 이에 대한 참고문헌으로는 대표적으로 Attanasio and Hoynes(2000)를 들 수 있다.

⁴ 미국의 경우 패널자료를 이용하여 저축-연령 프로파일을 추정한 논문으로는 Diamond and Hausman(1984)과 Hurd(1987) 등을 들 수 있다.

⁵ 노동연구원의 KLIPS자료는 1998년부터 패널자료를 수집하기 시작하여 2004년 현재 7개년의 패널자료가 구축되어 있다. 그런데 1998년 첫 해에는 자산에 대한 자료가 가능하지 못하여 본 논문에서 1999년-2004년의 6개년 자료를 이용함에 따라 패널기간이 충분하지 않아 이로부터 세대별 자료를 구축하였다.

⁶ Cohort 자료를 이용하여 자산/저축-연령 프로파일을 분석한 기존 논문에서는 각 출생연도별로 cohort를 구성하였으나 본 논문의 경우 각 출생연도별 표본수가 충분치 않을 뿐만 아니라 우리나라의 경우 특정한 전환시기를 전후로 구분한 구세대와 신세대의 비교 분석이 세대간 분석에 유용할 것으로 판단되어 크게 네 세대로 구분하였다. 또한 이렇게 함으로써 각 세대별로 비교적 오랜 기간 동안의 자산-연령 프로파일을 분석할 수 있다.

⁷ 1974년-1979년 생의 경우 386세대에 포함시키기에는 다소 이질적이라고 생각되었으나 별개로 한 세대(디지털세대)를 구성하기에는 표본 수가 충분치 않아 본 연구 대상에서는 제외하였다.

이러한 원인으로서는 가장 젊은 세대인 386세대의 경우 연령효과에 의해 아직 자산축적이 충분히 이루어지지 않은 것인지, 아니면 역의 생산성효과가 작용하지 않는 것인지를 판단하기가 불명확하다. 또한 인구통계학 특성으로 살펴보면 세대의 연령이 젊어질수록 고학력자의 비중이 높아짐에 따라 이로부터 기대되는 젊은 연령층의 자산의 규모는 더 커야 할 것으로 기대된다. 이러한 바를 분리하여 분석하기 위해 다음 장에서 회귀분석을 이용하여 프로파일을 추정한다.

IV. 자산-연령 프로파일의 모형 설정

가계의 일생주기에 있어서의 자산은 다음 식 (1)과 같이 연령 및 인구통계변수에 의해 영향을 받는다.

$$\text{자산} = F(\text{연령}, \text{인구통계변수}). \quad (1)$$

식 (1)에 있어서 $F(\cdot)$ 의 함수 형태에 대해 경제이론에서는 아무런 정보를 제공하지 못한다. 또한 연령과 자녀의 수를 포함하여 이 논문에서 고려하는 설명변수가 14개이기 때문에 순수한 비모수 추정방법에 의한 추정은 불가능하다. 이러한 이유로 인해 본 논문에서는 다음과 같은 부분선형모형(partial linear model)을 고려한다.

$$w_i = g(a_i) + z_i\beta + \varepsilon_i \quad (2)$$

식 (2)에 있어서 w_i 는 개인 i 의 자산을 나타내며, a_i 는 연령을, z_i 는 개인 i 의 인구통계학 특성을 나타낸다. 오차항 ε_i 에 대해서는 $E(\varepsilon_i | a_i, z_i) = 0$ 을 가정한다. 식 (2)에 있어서 함수 $g(a_i)$ 는 다른 인구통계학 변수를 통제한 상태에서 자산과 연령간의 관계를 나타내는 자산-연령 프로파일을 나타내는 것으로 개인의 인구통계학 특성은 자산-연령 프로파일을 상하로 이동시킬 뿐 이 프로파일의 모양에는 아무런 영향을 주지 못한다⁸. 따라서 식 (2)에 있어서 자산의 축적과정은 두 부분으로 나누어지는데 첫째는 연령에 대해 비선형인 형태를 가지는 비모수 함수 부분인 $g(a_i)$ 와 인구통계 변수에 대해 선형 모수함수 $z_i\beta$ 로 구성된 준·비모수(semi-nonparametric) 회귀식 형태를 가진다.

⁸ 인구통계학 특성은 프로파일의 절편만 변화시키며 프로파일의 형태에는 아무런 영향이 없다는 가정은 제한적일 수 있으며 연령과 인구통계학 특성간에 교호작용이 있을 수 있다. 그러나 기존의 많은 모수적인 추정방법에 있어서도 인구통계학 특성은 절편만 변화시키는 것으로 가정하고 있으며 실제로 Burbidge and Robb(1985)에 의하면 캐나다의 경우 교육의 효과는 절편만 변화시키며 기울기에는 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

함수 $g(a_i)$ 에 대한 예로는 그 동안 경제학에서 많이 사용된 연령의 제곱항을 포함하는 2차함수와 연령의 제곱 및 삼제곱항을 포함하는 3차함수를 들 수 있다. 그러나 이들 함수는 자산-연령의 프로파일에 대해 사전적으로 특정한 함수 형태를 가정한 것으로 만일 가정한 함수가 자료에 적합하지 않다면 잘못된 결과를 도출할 수 있다. 이 논문에서 우리는 자산-연령 프로파일의 함수 형태에 사전적으로 어떠한 함수 형태를 가정하지 않은 유연한 형태로 비모수 추정방법에 의해 함수 $g(\cdot)$ 를 추정하고 그 형태를 그래프로 도시한다.

$E(\varepsilon_i|a_i, z_i) = 0$ 의 가정으로부터 식 (2)는 다음의 식 (3)과 같이 변형된다.

$$E(w_i|a_i) = g(a_i) + E(z_i|a_i)\beta, \quad (3)$$

또한 식 (2)로 부터 식 (3)을 차감하면 다음의 식 (4)를 구할 수 있다.

$$w_i - E(w_i|a_i) = [z_i - E(z_i|a_i)]\beta + \varepsilon_i \quad (4)$$

식 (4)에서 인구통계학 변수의 영향을 나타내는 β 는 다음과 같이 Robinson(1982)의 이단계추정방법(two step estimation method)에 의해 추정될 수 있다. 첫 단계로 미지의 조건부 기대치 $E(w_i|a_i)$ 와 $E(z_i|a_i)$ 는 비모수 추정방법에 의해 추정될 수 있으며, 둘째로 첫 단계에서의 비모수 추정치 $\hat{E}(w_i|a_i)$ 와 $\hat{E}(z_i|a_i)$ 를 식 (4)에 대입하면 최소자승추정법에 의해 β 를 추정할 수 있다. 본 논문에서는 특히 $\hat{E}(w_i|a_i)$ 와 $\hat{E}(z_i|a_i)$ 의 추정에 있어서는 자료에서 관찰되는 연령이 이산변수임을 고려하여

$$\hat{E}(w_i|a) = \frac{\sum_{i=1}^n I(a_i = a)w_i}{\sum_{i=1}^n I(a_i = a)} \quad (5)$$

로 추정하는데 여기서 $I(A)$ 는 A 가 사실이면 1의 값을 갖고 거짓이면 0의 값을 갖는 지시함수를 나타내며, $\hat{E}(z_i|a)$ 에 대해서도 마찬가지로 방법을 적용하였다.

여기서 우리의 주된 관심사인 자산-연령 프로파일인 $g(a_i)$ 는 식 (3)으로부터 다음과

같이 추정된다.

$$\hat{g}(a_i) = \hat{E}(w_i|a_i) - \hat{E}(z_i|a_i)\hat{\beta}. \quad (6)$$

V. 프로파일 추정 결과

1. 인구통계 특성을 통제한 경우

다음의 <표 3>은 세대별 자료에 대해 식 (2)의 β 를 추정한 결과이다. <표 3>의 결과에서 기타 개별변수의 효과를 살펴보면 연령상 중간 계층인 광복·전쟁세대와 베이비붐 세대에 있어서 남성 가장의 경우 여성 가장에 비해 자산축적이 많음을 알 수 있다. 반면 가장 신세대인 386세대에 있어서는 남성 가장과 여성 가장은 자산축적에 있어 별 차이가 없는 것으로 나타났는데 이러한 바는 최근 여성의 활발한 사회진출과 무관하지 않은 것으로 보여진다. 교육투자에 대한 효과에 대해서는 세대간 비교에 있어서 일률적인 특징을 찾기는 힘들지만 광복·전쟁세대의 경우 교육투자의 효과가 타 세대에 비해 비교적 큰 것으로 보인다. 기혼부부의 경우 미혼인 가장에 비해 확실히 자산의 축적을 증가시키며, 자가고용의 경우 타인에 고용된 경우에 비해 가장 고령층인 광복이전세대에 있어서는 700만원 정도의 자산축적 효과가 있으나 신세대인 386세대에 있어서는 오히려 역으로 자가고용의 경우가 타인에 고용되어 있는 경우에 비해 -700만원의 자산축적 효과를 보이고 있다. 이는 고령층 세대의 경우 사업을 통한 자산축적이 활발하지만, 신세대의 경우 자가고용자의 사업기반이 정착되지 않아 자산축적에 있어 봉급생활자에 비해 부족한 것으로 보여진다. 광복이전 세대에 있어서만 가장이 실업인 경우가 타인에 고용된 경우에 비해 자산축적효과가 크게 나타나는 것은 고령층인 광복이전세대의 경우 상당한 비중의 가장이 은퇴한 상태이며 현직상태에서 축적한 자산 규모가 반영된 것으로 보여진다. 또한 유산 상속의 동기를 부분적으로 설명하기 위하여 고려한 자녀의 수는 광복·전쟁의 세대에 있어서만 양의 효과를 가지는 것으로 나타났는데 이는 이 세대가 자녀의 성장 및 결혼 등에 대한 고려가 가장 높은 세대이기 때문이다.

2. 일생주기 가설과 세대간 생산성 효과

일생주기 가설에 의하면 개인은 청·장년기에는 저축을 하고 노년기 혹은 은퇴 이후

시점에는 소비를 충당하기 위해 그 자산을 처분하는 것으로 개인은 일생에 있어서 시간간 소비흐름을 원활하게 한다고 한다. 이러한 관점에서 주어진 자료가 일생주기 가설에 부합하느냐 혹은 부합하지 않느냐 하는 문제는 노년기에 자산의 축적이 이루어지느냐 혹은 처분이 이루어지느냐의 문제로 생애의 마지막 부분 즉 고령층에서의 자산-연령 프로파일 곡선의 모양(curvature)에 대한 문제로 압축된다.

또한 세대별 자료에서 한 세대, 특히 젊은 세대가 다른 고령층 세대에 비해 높은 생산성을 갖느냐는 것은 같은 연령대에서 젊은 세대가 더 높은 부를 축적하였는가의 문제로 이는 자산-연령 프로파일에서 서로 다른 두 세대 프로파일의 수직 이동 관계를 보는 것으로 절편의 크기를 살펴보는 문제이다.

다음의 <그림 1>은 개인의 자산축적에 있어서 앞의 <표 3>의 추정결과를 바탕으로 인구통계학 변수의 효과를 통제하기 전(패널 (a))과 통제한 후(패널 (b))의 자산-연령 프로파일인 식 (2)의 $\hat{g}(a)$ 를 도시한 것이다.

우선 패널 (b)에 있어서 인구 통계변수의 효과를 통제한 후의 자산-연령 프로파일의 모양은 이 들 변수를 통제하기 전과 대체로 형태는 비슷해 보인다. 비교적 젊은 세대인 386세대와 베이비 붐 세대 및 광복·전쟁세대에 있어서 자산은 연령의 증가에 따라 꾸준히 혹은 급격하게 증가함을 알 수 있다. 또한 고령층인 광복이전 세대에 있어서는 은퇴시기를 전후한 자녀의 대학 진학 및 결혼 시기를 맞아서는 자산의 처분이 이루어져 자산-연령 프로파일은 역-U자 형태를 이루는 일생주기 가설이 성립함을 알 수 있다. 단지 생애 마지막 단계로 여겨지는 75세 경에 이르면 자산이 감소하다가 다시 축적하는 형태를 보이는 것은 자손에 대한 유산의 고려 때문으로 보여진다. 이러한 형태의 자산-연령 프로파일은 각 출생연도별로 cohort을 설정하여 이태리의 경우를 분석한 Jappelli(1999)와 대만의 경우에 대해 분석한 Deaton and Paxson(1994)의 경우에서도 마찬가지로 발견된다.

또한 <그림 1>에서 생산성효과 여부를 보기 위해 세대별 프로파일의 수직이동에 대해 살펴보면 대체적으로 젊은 세대의 Y-축 절편이 가장 크며 고연령층으로 갈수록 그 절편은 줄어들고 있다. 중복되는 두 인접세대의 프로파일을 비교해 보면 같은 연령대에서 젊은 세대가 선배세대보다 더 많은 자산을 보유함을 알 수 있다. 예를 들어 패널 (b)에서 같은 36-40세의 경우 386세대는 그 보다 선배 세대인 베이비 붐 세대에 비해 확실히 자산의 규모가 증가하였으며 또한 46-50세, 56-60세의 경우에도 마찬가지다. 이로부터 젊은 세대의 생산성이 선배세대에 비해 확실히 높음을 알 수 있다. 이러한 현상은 부분적으로는 선배세대로부터 구축된 사회, 경제적인 환경의 영향 때문으로 보여지는데 이러한 영향 이외에도 <표 2>에서 보듯이 젊은 세대의 경우 전체 표본 중 고학력층의 비율이 선배세대에 비해 높게 나타나 교육 투자의 효과가 작용하고 있음을 알 수 있다.

세대간 생산성에 대한 차이를 명확하게 보기 위하여 <표 3>의 맨 우측열에서는 이 들 네 세대의 자료를 통합한 표본에서 세대간 가변수를 고려하여 자산-연령 프로파일을 추정하였다. 기준 세대인 광복이전세대에 비해 젊은 세대의 경우 Y-축 절편이 높아

확실히 생산성이 높다는 것을 알 수 있다. 광복·전쟁세대의 경우 인구통계학 변수를 통제할 후 순수한 생산성 효과가 그 선배 세대인 광복이전세대에 비해 5800만원, 베이비 붐 세대는 9800만원, 386세대는 1억 3100만원 정도의 생산성 효과가 있음을 알 수 있다.

3. 자산 축적/처분율의 추정 결과

앞에서 구한 추정 결과에서 고령층의 경우 은퇴시점을 전후하여 소득이 줄어드는 반면 자녀의 대학 진학, 결혼 등의 시기를 맞아 지출은 크게 증가하면서 62세를 전후하여 자산의 규모가 감소함을 알 수 있었다. 여기서 노인복지의 차원에서 우리가 관심을 가지는 것은 고령층에 있어서 자산의 처분이 얼마나 빠른 속도로 진행되는가이다. 이러한 연령의 변화에 따른 자산의 축적율/처분율은 앞에서 구한 자산-연령 프로파일의 기울기의 크기에 관한 문제로 압축된다.

만일 관찰하는 자료의 자산이 모두 양의 값을 가진다면 자산 변수의 로그값을 취한 자산-연령 프로파일 $\hat{g}(a_i)$ 의 미분치는 연령의 변화에 따른 자산 축적/처분율을 나타낸다. 그러나 본 분석에서는 음 혹은 0의 값을 갖는 관찰치가 전체 자료의 상당부분에 해당⁹되어 Härdle and Stoker(1989)의 평균미분(average derivative)접근 방법은 사용할 수 없다. 이러한 바를 고려하여 본 연구에서는 앞에서 추정된 자산-연령 프로파일로부터 연평균 자산의 축적/처분액을 구하여 이로부터 연령의 변화에 따른 자산의 축적/처분율을 구한다. 앞에서 구한 자산-연령 프로파일 $\hat{g}(a)$ 의 기울기로부터 미분의 정의를 이용하여 일정 연령 계층에서의 자산의 축적/처분율을 구하면 다음과 같다.

$$g'(a) = \frac{g(a) - g(a-1)}{g(a-1)} \quad (6)$$

다음의 <표 4>는 노년기에 해당하는 광복이전 세대에 대해 자산의 축적/처분율을 구한 값이다. 대체로 55세 이상의 고령층에서는 원 자료에서 혹은 인구통계학 특성을 통제할 경우 3.35-5.07%의 축적율을 가진다. 이러한 자산의 축적은 비교적 젊은 시기인 55-59세에서는 아주 빠른 축적율을 보이다가 60대에 이르러서는 서서히 증가하며 65세를 넘어서는 작은 감소 즉 자산의 처분이 발생한다.

자산-연령 프로파일의 함수형태를 사전적으로 가정하여 최소자승추정법을 사용한 비슷한 연구에 있어서 미국 횡단면 자료를 사용한 Davies(1981)의 경우 65세-85세 고령층의 경우 3-7%의 자산처분을 보이고 있으며, Hubbard et al.(1995)의 simulation의

⁹ 실제로 개인적으로 빌린 돈 등 부채가 자산을 초과하는 관찰치가 세대별로 10-30%를 차지하는데 만일 이들 자료를 배제하면 심각한 편의가 발생한다. 이태리 자료의 경우 이들 자료를 배제하여 추정된 Jappelli(1999)의 경우에도 이러한 편의에 대해 심각한 우려를 나타내고 있다.

경우 3-8%의 자산처분을 보이고 있는 것으로 나타났다. 반면 본 연구와 같은 특성을 가진 cohort 자료를 이용하여 이태리의 경우에 대해 분석한 Jappelli(1999)에 있어서 70세 이상의 고령층의 자산처분율이 5-6%로 나타났으며 프랑스 자료를 이용한 Mason(1986)의 경우 0.7~4%로 나타났는데 본 연구에서 구한 자산처분율의 결과는 이러한 외국의 경우 보다 낮게 나타났는데 이는 아마도 우리나라의 경우 외국에 비해 은퇴시기 이후의 고령층에서 사회복지 프로그램이 부족하여 Davies(1981), Hubbard et al.(1985)에서 설명하는 미래에 대한 불확실성이 높은 때문으로 보여진다.

VI. 요약 및 결론

일생주기 가설에 의하면 개인의 자산 혹은 부는 은퇴 이전까지 증가하다가 그 이후에 조금씩 감소한다고 한다. 실제로 개인의 자산이 연령에 따라 변하는 자산-연령의 프로파일이 일생주기 가설과 일치하는지에 대한 많은 연구가 진행되어 왔지만 아직까지 통일된 결론은 도출되지 않고 있다. 이러한 연구는 대체로 생애 마지막 단계에서도 부의 축적이 이루어지는지 아니면 부의 처분이 이루어지는지에 대한 것으로 일반적으로 자산-연령 프로파일은 비선형형태를 가진다.

주어진 자료로부터 일생주기 가설이 성립하는지 여부를 밝히기 위한 대부분의 연구에서는 개인의 자산-연령 프로파일을 추정함에 있어서 자산-연령의 함수 형태를 선형적으로 가정하여 최소자승추정법을 사용하고 있다. 만일 선형적으로 가정한 함수 형태가 비선형성을 가지는 실제 자료에 맞지 않는다면 이로부터 도출된 결과는 잘못된 정보를 제기할 수 있다.

이러한 관점에서 본 논문에서는 노동연구원의 KLIPS 1999-2004년 자료를 이용하여 비모수 혹은 준모수 추정방법을 통해 자산-연령 프로파일을 추정하였다. 주어진 자료의 극심한 비대칭성을 고려하여 90% trimmed 표본을 구하였고 횡단면 분석에서 나타나는 생산성 효과로 인한 편의를 고려하여 세대별 자료를 구축하였다.

세대별 자료의 추정 결과 대체로 젊은 세대의 경우 자산은 연령에 따라 꾸준히 증가하나 고령층인 광복이전 세대의 경우에는 은퇴시기를 맞아 자산이 감소하는 전형적인 일생주기가설과 부합하나 일정 연령을 지나면 다시 증가하는 형태를 이룬다.

세대별 비교에 있어서는 젊은 세대는 선배세대에 비해 확실히 생산성이 증가하는 생산성 효과가 작용하고 있으며 이는 일부 젊은 세대가 선배세대에 비해 교육수준이 높은 교육의 효과로도 보여진다.

고령층에 대해 자산의 축적/처분율을 계산한 결과 자녀의 대학, 결혼 등으로 늘어나는 소비를 충당하기 위한 자산의 처분은 대략 65-74세의 경우 0.6~0.7%의 처분율을 가지며 전반적으로 고령층에서는 3-5% 정도의 자산의 축적을 이루고 있다.

References

박대근, 이창용(1997), 『한국의 저축률 추이에 관한 연구: Synthetic Cohort 분석』, 한국조세연구원.

Aït-Sahalia, Y., P. Bickel and T. Stoker(1998), “Goodness-of-Fit Tests for Regression Using Kernel Methods,” MIT Sloan School of Management Working Paper No. 3-747.

Attanasio, O. and H. Hoynes(2000), “Differential Mortality and Wealth Accumulation,” *Journal of Human Resources* 35(1), 1-29.

Burbidge, J. and A. Robb(1985), “Evidence on Wealth-Age Profiles in Canadian Cross-Section Data,” *Canadian Journal of Economics* 18(4), 854-875.

Davies, J.(1981), “Uncertain Lifetime, Consumption and Dissaving in Retirement,” *Journal of Political Economy* 89, 561-577.

Deaton, A. and C. Paxson(1994), “Saving, Growth, and Aging in Taiwan”, in *Studies in the Economics of Aging*, ed. by David Wise: NBER, 331-357.

Diamond, P. and J. Hausman(1984), “Individual Retirement and Savings Behavior,” *Journal of Public Economics* 23, 81-114.

Hampel, F.(1971), “A General Qualitative Definition of Robustness,” *Annals of Mathematical Statistics*, 1887-1896.

Härdle, W. and T. Stoker(1989), “Investigating Smooth Multiple Regression by the Method of Average Derivatives,” *Journal of American Statistical Association*, 84, 986-995.

Hubbard, R., J. Skinner and S. Zeldes(1995), “Precautionary Saving and Social Insurance,” *Journal of Political Economy* 103(2), 360-399.

Hurd, M.(1987), “Savings of the Elderly and Desired Bequests,” *American Economic Reviews* 77(3), 298-312.

Hurd, M.(1990), "Research on the Elderly: Economic Status, Retirement, and Consumption and Saving," *Journal of Economic Literature* 28(2), 563-637.

Jappelli, T.(1999), "The Age-Wealth Profile and the Life-Cycle Hypothesis: A Cohort Analysis with a Time Series of Cross-Sections of Italian Households," *Review of Income and Wealth* 45(1), 57-75.

King, M. and Dicks-Mireaux, L.(1982), "Asset Holding and the Life Cycle," *Economic Journal* 92, 247-267.

Mirer, T.(1979), "The Wealth-Age Relation among the Aged," *American Economic Review* 69(3), 435-443.

Robinson, P.(1988), "Root-N-Consistent Semiparametric Regression," *Econometrica*, 56, 931-954.

Shorrocks, A.(1975), "The Age-Wealth Relationship: A Cross-Section and Cohort Analysis," *Review of Economics and Statistics* 57, 155-163.

<표 1> 2004년 횡단면 자료의 통계치

(단위: 100만원, 2000년 가격)

	전체 표본			Trimmed 표본			
	평균	표준편차	중위수	평균	표준편차	중위수	표본내 가중 비율
전체	93.26	170.97	47.96	70.94	73.15	47.96	100
가구주의 연령							
25 to 29	44.77	111.42	26.16	38.12	41.98	26.16	4.3
30 to 34	51.85	65.00	37.50	54.39	55.50	39.90	10.5
35 to 39	75.81	143.10	47.31	71.44	72.70	50.36	13.7
40 to 44	87.89	130.45	54.07	71.35	70.74	54.26	14.4
45 to 49	92.34	154.72	48.40	78.90	80.32	52.32	14.0
50 to 54	130.60	216.97	61.91	83.16	80.37	61.04	10.3
55 to 59	135.29	270.59	68.02	85.36	80.10	65.40	8.9
60 to 64	129.68	239.70	63.66	77.94	71.87	61.04	7.6
65 to 69	90.45	120.25	52.32	79.12	76.97	52.32	7.6
70 to 74	105.99	176.00	43.17	63.25	77.02	32.27	4.7
75 to 79	77.08	120.58	35.13	58.40	72.63	34.88	2.9
80 to 84	91.39	163.44	34.88	56.75	69.22	28.78	1.3
성별구분							
남성	102.15	179.36	55.68	76.37	74.67	54.68	82.5
여성	52.12	116.58	25.29	46.66	60.23	26.60	17.5
혼인상태							
기혼	103.51	178.42	56.68	78.47	75.33	56.68	80.5
미혼	46.20	120.86	19.88	38.57	51.68	20.93	19.5
고용상태							
타인에 고용	86.78	138.39	50.49	71.64	72.28	50.58	50.0
자가고용	111.54	229.71	54.94	76.69	75.43	54.94	22.6
실업	88.99	162.98	43.60	64.83	72.42	40.99	27.4
교육수준							
고졸미만	65.75	129.36	33.14	55.77	64.28	34.88	33.6
고졸	85.71	160.73	47.09	69.58	71.96	47.96	35.6
전문대졸	75.14	94.28	52.32	69.26	63.41	54.14	7.4
4년제 대학졸	144.47	220.23	78.48	95.79	82.01	74.12	19.9
대학원졸	185.42	295.07	103.07	105.80	90.73	85.89	3.6
관찰치수			4,140				3,711

<표 2> 세대별 자료의 통계치

(단위: 100만원, 2000년 가격)

	광복이전 세대 (1922-1944년 생)		광복, 전쟁 세대 (1945-1953년 생)		베이비 붐 세대 (1954-1963년 생)		386 세대 (1964-1973년 생)	
	표본내 비율 ^{a)}	평균 ^{b)}	표본내 비율	평균	표본내 비율	평균	표본내 비율	평균
남성	69.42	45.86 (73.69)	84.48	51.40 (86.57)	90.63	39.58 (62.36)	92.01	36.30 (44.30)
여성	30.58	24.64 (51.99)	15.52	23.23 (45.25)	9.37	26.75 (60.20)	7.99	31.92 (44.72)
고졸미만	70.10	32.06 (60.41)	47.65	32.62 (58.26)	26.13	21.22 (45.27)	5.47	17.21 (29.40)
고졸	19.24	50.42 (77.79)	37.69	50.41 (81.80)	45.09	38.24 (58.70)	45.10	27.67 (37.77)
전문대졸	0.60	49.67 (55.03)	2.26	38.09 (61.38)	7.57	53.60 (70.24)	12.80	40.83 (42.87)
대학졸	9.33	73.61 (93.35)	10.75	90.56 (128.99)	17.53	57.34 (78.26)	31.81	47.37 (49.50)
대학원졸	0.74	59.86 (64.71)	1.65	124.98 (157.17)	3.68	60.59 (85.14)	4.81	54.59 (60.44)
기혼	69.14	45.99 (74.18)	89.11	50.24 (21.68)	93.75	39.54 (62.94)	81.67	38.46 (46.04)
미혼	30.86	24.30 (50.24)	10.89	20.54 (45.10)	6.25	21.05 (48.44)	18.33	22.94 (31.27)
타인에 고용	20.51	33.38 (60.81)	49.18	47.54 (82.15)	57.15	41.43 (63.23)	72.96	37.94 (44.81)
자가고용	17.07	44.80 (78.14)	30.60	48.13 (78.81)	31.19	38.21 (63.51)	17.66	31.01 (43.12)
실업	62.42	39.40 (67.44)	20.23	43.36 (86.24)	11.66	23.69 (51.15)	9.37	29.79 (41.77)
전체		39.12 (68.27)		48.86 (82.00)		38.34 (62.26)		35.94 (44.34)
관찰치 수		5,183		3,710		5,861		4,647

a) 표본내에서 가중치를 적용한 비율을 나타냄.

b) 괄호안은 표준편차를 나타냄.

<표 3> 자산-연령 프로파일의 추정 결과

	광복이전 세대	광복·전쟁 세대	베이비 붐 세대	386 세대	전체 표본
남성	2.908 (3.221)	8.025** (4.068)	8.018* (2.471)	-0.773 (2.145)	6.175** (1.561)
고졸	17.840** (2.213)	18.829** (2.610)	20.848** (1.786)	8.777** (2.157)	19.373** (1.191)
전문대졸	11.642 (8.598)	20.186** (7.172)	38.990** (2.940)	21.608** (2.500)	34.136** (2.151)
4년제 대학졸	40.066** (3.331)	62.000** (4.366)	40.059** (2.359)	38.645** (2.335)	43.449** (1.472)
대학원 졸	26.652** (10.434)	92.523** (9.897)	41.552** (4.141)	31.505** (3.097)	48.258** (2.890)
기혼	16.733** (3.300)	12.591** (4.954)	12.618** (3.650)	12.128** (2.215)	12.610** (1.686)
자가고용	7.478** (2.929)	3.759 (2.852)	-4.518 (1.648)	-7.048** (1.583)	-1.701 (1.139)
실업	3.277 (2.233)	-0.848* (3.447)	-14.169** (2.505)	-5.539** (2.186)	-5.150** (1.320)
자녀의 수	0.396 (1.036)	3.188** (1.598)	1.305 (1.273)	-0.668 (0.929)	1.321** (0.626)
광복·전쟁 세대					58.256** (3.441)
베이비 붐 세대					98.365** (4.418)
386세대					131.550** (5.161)
R^2	0.10	0.17	0.14	0.18	0.14

괄호 안은 표준오차를 나타냄.

* 10% 유의수준에서 유의적인 값을 나타냄.

** 5% 유의수준에서 유의적인 값을 나타냄.

<표 4> 광복이전 세대의 자산 축적/처분율 추정 결과

(단위: %)

	55-59세	60-64세	65-69세	70-74세	75-79세	전체
(1)	12.02	4.72	-1.29	-2.72	2.91	3.35
(2)	16.52	6.20	-0.66	-0.71	3.80	5.07

주: (1) 원자료로부터 구한 값.

(2) 인구통계학 특성을 통제한 값.

<그림 1> 자산-연령 프로파일의 추정

