

기대여명의 증가가 가계부채와 자산에 미치는 효과*

김 지 섭**

본 논문은 기대여명의 증가가 가계부채와 자산 증감에 미치는 효과를 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사, 통계청 완전생명표를 기반으로 분석한다. 사람들은 기대여명이 증가할 때 자신의 평생 소비를 평탄화하기 위해 자산을 축적할 동기가 발생한다. 실증분석에서도 이론의 방향성과 일치하게 기대여명의 증가는 평균적으로 가계자산 및 순자산을 증가시킨다. 그러나 가계부채에 대해서는 통계적으로 유의미한 효과를 미치지 않는다. 아울러, 기대여명의 증가는 젊은 계층보다는 중·고령층의 가계자산 보유 비율을 높이는 효과가 있다.

핵심주제어: 기대여명, 가계부채, 가계자산, 순자산, 고령화
경제학문헌목록 주제분류: E21, J11

I. 서론

과거 수십 년간 의료와 복지 혜택이 크게 증가하였고, 건강한 삶에 대한 인식도 개선되었다. 이에 사람들의 평균수명이 크게 증가하였다. 통계청의 완전생명표에 따르면, 1970년에 태어난 사람은 출생당시 기대여명이 62.3세였으나 2016년에 태어난 사람은 82.4세까지 생존할 것으로 예상된다. 기대여명의 증가는 사회적·경제적으로 다양한 방면에 영향을 미치겠지만, 본고는 사람들이 보유한 가계자산 및 부채에 미치는 효과를 살펴보고자 한다. 특히, 기대여명의 증가가 어떠한 종류의 자산 보유에 영향을 미치는지, 연령별로 가계자산 및 부채에 미치는 효과는 상이한지 등을 장기간 미시 자료를 바탕으로 분석한다.

기대여명의 증가는 사람들의 생애주기별 자산 축적 및 부채 상환 패턴에 영향을 미칠 수 있다. 사람들은 본인의 인적자원을 활용하여 은퇴연령에 이르기까지

* 본 논문은 한국개발연구원 연구보고서 『고령화와 가계부채: 장기간 미시 자료 분석을 중심으로』의 제2장 “인구구조의 변화가 가계부채에 미치는 영향”(김지섭)을 수정·보완하여 작성한 것이다.

** 연세대학교 상경대학 경제학부 조교수, 전화: (02) 2123-2478, E-mail: jiseob.kim@yonsei.ac.kr

논문투고일: 2018. 9. 2 수정일: 2018. 9. 27 게재확정일: 2018. 9. 28

노동을 함으로써 평생 소득을 벌어들인다. 일반적으로 은퇴연령은 법적 상한선이 있으므로 사람들이 벌어들일 수 있는 소득의 총액은 제한적이다. 결국, (기대하지 않는) 기대여명의 증가는 생애주기별 소비를 평탄화하기 위해 저축을 증대시키는 작용을 한다.

본고는 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사, 그리고 통계청 완전생명표상의 기대여명 자료를 기반으로 연령그룹별 기대여명의 증가 효과를 추정한다. 이론과 일치하게 기대여명의 증가는 가계자산 및 순자산 평균보유액을 증가시킨다. 반면, 기대여명의 증가가 가계부채에 미치는 효과는 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수가 없었다. 즉, 기대여명의 증가는 가계부채의 감축이 아닌 자산의 축적을 통해 순자산의 증가로 이어진다.

아울러 기대여명의 증가는 자산의 형태별로 상이한 효과를 미친다. 본고에서는 자산을 크게 금융자산과 부동산 자산으로 분류하여 그 효과를 분석하였다. 그 결과, 기대여명의 증가는 금융자산의 증가로는 이어지지만 부동산 자산의 증가로 이어지는 효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

끝으로 기대여명의 증가가 연령별 가계자산, 부채, 순자산 보유 비율에 미치는 효과를 분석한다. 앞서 기대여명의 증가는 평균적으로 가계자산 및 순자산 보유액을 증가시키기를 확인했다. 평균보유액 대신 연령별 보유 비율에 초점을 두고 분석을 실시한다. 분석에 따르면 기대여명의 증가는 50대 이상 중·고령층의 가계자산 및 순자산 보유 비중을 증대시키는 것으로 확인된다. 반면, 20~30대 젊은 계층의 가계자산 및 순자산 보유 비율은 상대적으로 감소한다. 한편, 기대여명의 증가가 연령별 가계부채 보유 비율에 미치는 효과는 전 연령대에 걸쳐 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었다.

기대여명의 증가는 평균 가계자산 및 순자산 보유액을 증가시키지만 보유 비율을 두고 분석을 했을 때에는 중·고령층에서 그 비중을 확대시킨다. 이는 중·고령층에서는 상대적으로 기대여명의 증가에 따른 대비를 사전적으로 하는 반면, 젊은 계층은 이에 대한 준비가 비교적 미흡함을 의미한다. 최근 중·고령층의 가계부채 문제가 크게 대두되고 있는 가운데, 이들이 기대여명의 증가에 맞추어 사전적으로 대비를 하고 있다는 것은 다행스러운 점이라 할 수 있다(Kim, 2015, 2016). 그러나 기대여명의 증가에 따른 가계자산 보유 비중 증가폭이 크지 않아 이들 연령층의 가계부채의 상환 부담이 여전히 클 것으로 분석된다.

최근 출산율 저하와 함께 생존하고 있는 사람들의 기대여명 증가는 고령층 인구 비중의 증가로 이어질 것이다. 그러나 기대여명의 증가는 장기적으로 경제성

장률을 상승시킬 수도 있다. 권규호(2016)는 기대여명의 증가가 저축, 소비, 경제성장률 등에 미치는 효과를 분석한다. 그의 분석에 따르면, 기대여명의 증가는 평생 소비의 평탄화를 위해 사람들의 저축률을 높인다. 저축률의 증가는 더 많은 양의 자본축적으로 이어지고, 이는 경제성장 및 소비 증진으로 이어질 수 있다. 그러나 본 연구는 기대여명의 증가가 우리나라의 가계자산과 부채의 증감에 미치는 효과를 실증적으로 분석한다는 점에서 차별화된다.

고령화 및 인구구조의 변화가 우리 경제에 미칠 영향에 대한 분석은 다양하게 이루어져 있다. 거시경제적 측면에서 고령화는 우리나라의 경제성장률 하락으로 이어질 수 있다. 권규호(2015)는 고령화 및 저출산으로 인해 인구구조가 변할 경우 장기적으로 생산가능인구가 줄어들게 되고, 이는 경제의 총생산을 하락시키는 요인으로 작용할 수 있음을 지적한다. 유사하게 안선영·김동현(2014), 손종철·이동렬·정선영(2016)도 고령화는 노동생산력의 하락으로 이어지며, 장기적으로는 총생산의 하락으로 이어질 수 있음을 강조한다.

고령화가 경제성장을 저해하는 것은 비단 우리나라의 연구에서만 나타나는 것은 아니다. Maestas *et al.*(2016)은 고령화가 (인구당) GDP 성장률에 미치는 효과를 미국 주(state) 단위의 데이터를 활용하여 분석한다. 그들은 주별로 상이한 인구 고령화의 속도가 주별 경제성장률 차이에 어떠한 영향을 미치는지 분석한다. 분석 결과, 60세 이상 고령인구의 비중이 10% 증가할 때 경제성장률은 5.5% 하락함을 보인다. 특히, 경제성장률 하락은 노동생산성 감소에 의해 기인하는 부분이 2/3를 차지하고, 노동인구의 감소에 의해 기인하는 부분이 1/3임을 보인다. Maestas *et al.*(2016)은 고령층의 숙련된 노동기술이 젊은 계층에게 전이(spillover)됨으로써 인적자원을 축적하는 채널이 존재하지만 고령화는 이러한 전이 효과를 상쇄시키기 때문에 경제 전반의 노동생산성을 낮추게 된다고 말한다.

또 다른 관련 연구로서 고령화가 가계부채 및 자산시장에 미치는 효과에 대한 분석이 있다. 한국은행(2015) 금융안정보고서에 따르면, 향후 자산축적연령인구(35~59세)의 감소가 가계부채 증가세를 둔화시킬 것으로 전망한다. 하지만 해당 자산축적연령인구가 실제 자산을 처분하여 부채를 상환하기 시작하면 부동산 시장에 부담을 줄 여지가 있을 수 있다. 즉, 부동산 매물의 급격한 증가로 인해 자산가격이 하락할 수 있고, 이는 부채를 상환하는 데에 추가적인 어려움으로 작용할 수 있다.¹⁾

1) 이는 Kiyotaki and Moore(1997), Bernanke *et al.*(1998)에서 설명한 메커니즘(financial acceleration)과 유사하다.

유사하게 김지섭(2014, 2015)은 우리나라 고령층이 보유한 가계부채의 상환 취약성에 대해 논한다. 우리나라는 미국 및 주요 유럽 국가들에 비해 고령층이 보유하고 있는 가계부채의 상환 부담이 큰 편이다. 더욱 우려스러운 부분은 우리나라 고령층은 이들 국가들에 비해 보유하고 있는 소득 수준과 안정성이 낮고, (금융)자산 또한 낮은 편이다. 또한 최근 우리나라는 가계부채를 차입하기 수월한 거시금융 여건이었다. 이는 금융위기 이전의 미국과 비슷한 모습이다. 특히, 중·고령층에서 차입한 부채의 규모가 크다는 점에서 고령층의 가계부채 문제가 심각하다 말한다.

의료, 복지, 생활수준의 개선으로 인해 사람들은 자신의 기대여명이 과거 동일 연령대의 사람들보다 늘어났음을 인지하고 있다. 본고의 분석에 따르면 기대여명이 증가할 것이라는 기대는 가계금융 및 소비 의사결정에 영향을 미친다. 그러나 기대여명의 증가 속도가 얼마나 정확한지에 대해서는 여전히 논란이 있다(최용욱, 2015). 그러나 본고는 통계청에서 집계하는 기대여명의 수준이 정확하다는 가정 하에서 분석을 실시한다.

본고는 다음과 같은 순서로 진행된다. 우선 제Ⅱ절에서는 이론적 배경을 소개한다. 제Ⅲ절에서는 본고에서 활용하는 실증분석 방법론을 소개하고, 제Ⅳ절에서는 그 결과를 보여 준다. 제Ⅴ절은 기대여명의 증가가 연령별 가계부채 및 자산 보유 비율에 미치는 효과를 분석한다. 끝으로 제Ⅵ절은 본 보고서의 결론 및 정책적 시사점에 대해 서술한다.

Ⅱ. 이론적 배경

사람들은 기대여명이 증가할수록 자산을 축적할 동기가 발생한다. 일반적으로 은퇴연령은 고정되어 있기에 자신이 평생 벌어들일 수 있는 소득은 한정되어 있다. 따라서 자신의 평생소득을 늘어난 생애에 걸쳐 소비하기 위해서는 젊었을 때 저축(혹은 순자산)을 늘릴 수밖에 없다. 이러한 논리는 단순한 2기간 모형을 통해서도 보일 수 있다.

1시점에 특정 가구가 보유한 자산을 a 라 하자.²⁾ 이 가구는 보유한 자산 중 일부를 소비하고, 나머지는 저축(a')한다. 2시점이 되는 순간 이 가구는 ρ 의 확률로 생존을 하지만, $1 - \rho$ 의 확률로 사망한다고 가정하자. 사망을 할 경우, 이 가구의

2) 본 모형에서는 부채를 따로 모형화하지 않기 때문에 a 을 순자산으로 해석할 수 있다.

효용은 단순히 0이라 가정하자. 하지만 2시점에 생존을 했을 경우, 이 가구는 1기간에 저축한 모든 돈과 이자를 소비한다.

가계의 효용함수 $u(\cdot)$ 는 연속적이고, 이차미분이 가능하고, 오목한 형태(concave)이며, 소비에 대해 증가하는 형태라 가정하자. 가구는 미래의 효용을 β 의 값으로 할인한다. 끝으로 1기간에 a' 을 저축했을 때 2기간에 Ra' 만큼의 원금과 이자를 받는다.

이러한 환경 하에서 가계의 효용 극대화 문제는 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} \max_a & u(c) + \rho\beta u(c') & (1) \\ \text{s.t.} & \\ c + a' &= a \\ c' &= Ra' \end{aligned}$$

가계의 효용함수가 미분 가능하고 연속적이므로 위 문제를 풀면 다음과 같은 Euler 방정식을 얻을 수 있다.

$$u'(a - a') = \rho\beta Ru'(Ra') \quad (2)$$

우리는 사람들의 기대여명이 증가할 때 가계의 자산 축적이 증가 혹은 감소하는지 여부에 관심이 있다. 따라서 ρ 가 증가할 경우 1시점의 저축(a')이 어떻게 영향을 받는지 살펴볼 필요가 있다. 위의 Euler 방정식에서 a' 을 ρ 로 편미분 할 경우, 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$-\beta Ru'(Ra) = \frac{\partial a'}{\partial \rho} [u''(a - a') + \rho\beta R^2 u''(Ra')] \quad (3)$$

효용함수 $u(\cdot)$ 은 소비에 대해 증가한다고 가정을 했으므로 위 식의 좌변은 음수 값을 가진다. 한편, $u(\cdot)$ 은 소비에 대해 오목한 형태의 함수(concave function)라 가정을 했으므로 효용함수의 이차미분은 음의 값을 가진다. 따라서 우변의 대괄호 안은 음수 값을 가진다. 결국, $\partial a' / \partial \rho$ 은 양수이다.

파라미터 ρ 은 2시점에 생존할 확률이므로 ρ 가 커진다는 의미는 기대여명이 증가하는 것으로 해석할 수 있다. $\partial a' / \partial \rho$ 가 양수이므로 사람들의 생존확률이 높아질수록 1기간(혹은 젊은 시절로 해석)에 저축하는 금액은 늘어난다. 이는 기대

여명이 높아질수록 먼 미래시점까지 소비를 위해 대비하는 저축이 많아지는 것으로 해석할 수 있다.

Ⅲ. 실증분석 방법

앞서 이론에서 살펴본 바와 같이 사람들은 기대여명이 높아질수록 저축을 늘리려는 동기가 발생한다. 그렇다면 실제 데이터 상에서도 이러한 현상을 관찰할 수 있을까? 아울러 기대여명의 증가가 가계부채의 증감에는 어떠한 영향을 미치는지 살펴보자.

실증분석 방법론을 소개하기에 앞서 기대여명의 증가가 가계부채에 미치는 효과는 이론상으로도 모호한 측면이 있다. 사람들은 기대여명이 늘어나면 (순)자산을 늘리려는 유인이 발생한다. 순자산을 증가시키기 위해서는 자산을 늘리거나 부채를 줄임으로써 달성할 수 있다. 이러한 측면에서 기대여명의 증가는 부채를 줄이는 방향으로 작용할 여지가 있다. 반면, 기대여명의 증가는 향후 부채를 상환할 수 있는 기간을 충분히 오랫동안 가질 수 있기 때문에 오히려 부채를 늘리는 효과로 작용할 수도 있다.³⁾ 이에 실증분석을 통해 기대여명의 증가가 가계부채 및 자산에 각각 어떠한 영향을 미치는지 분석한다.

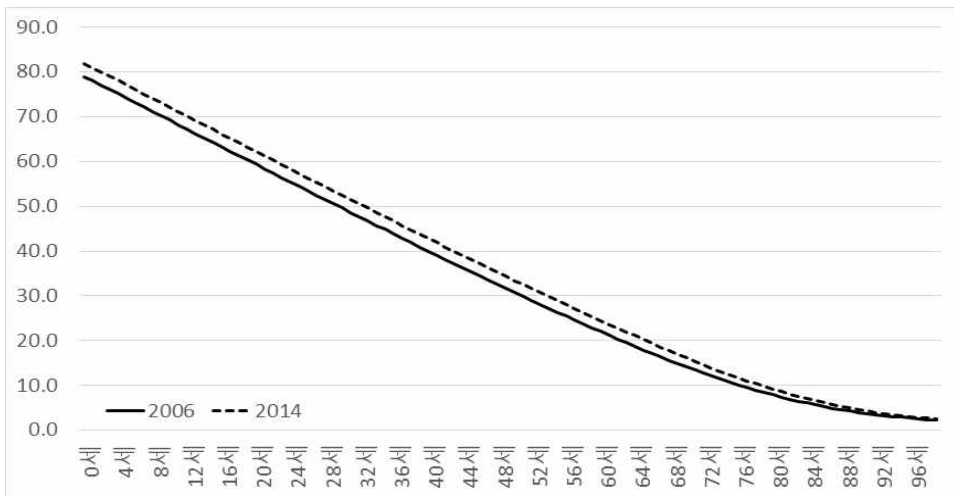
본 논문은 2006년 가계자산조사와 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용하여 분석을 수행한다. 이들 자료는 가구단위의 미시 자료로서 가계자산, 소득, 부채, 교육수준, 종사상 지위 등 다양한 정보를 제공하고 있다. 그러나 사람들의 개별 기대여명, 건강 상태 등과 관련된 정보를 수록하지는 않는다. 따라서 가구단위의 미시적인 계량분석을 수행하는 데에는 한계가 있다.

대신 본고는 통계청에서 매년 발간하는 각 세별 완전생명표의 기대여명을 활용하여 분석을 수행한다. <그림 1>과 같이 2006년과 2014년 사이 각 연령별 기대여명의 증가는 상이하나 평균적으로는 약 2.2년 증가하였다. 특히, 연령대가 낮

3) 저자는 기대여명의 증가가 생애주기상 가계부채 차입에 미치는 효과를 이론적으로 분석한 연구를 찾을 수 없었다. 자산과 부채를 동시에 고려하는 생애주기 모형은 데이터에서 보이는 자산 및 부채의 생애주기 패턴을 생성해 내는 데에 일부 한계가 있다. 일반적으로 평균 자산과 부채는 생애주기상 역 U자형(inverse U-shaped)이다. 자산과 부채를 동시에 고려하는 모형 하에서 이와 같은 역 U자형 자산 및 부채 패턴을 생성해 내는 모델을 개발하는 것은 향후 연구 과제일 것이다. 이러한 생애주기 모형을 개발한다면, 기대여명의 증가가 가계부채와 자산에 미치는 독립적인 효과에 대해 고려할 수 있을 것이다.

을수록 기대여명의 증가폭은 더 크다. 그러나 완전생명표를 이용할 경우, 특정 시점에 동일 연령대 사람들 사이에서의 이질적인 기대여명 차이를 고려하지는 못한다. 가령, 2018년을 기준으로 50세인 남성 두 명이 있을 때 지속적으로 건강을 유지한 사람은 상대적으로 기대여명이 높을 것이지만, 건강이 나쁜 사람의 기대여명은 낮을 것이다. 따라서 완전생명표를 이용하여 분석을 실시할 경우, 개인 수준의 분석이 불가능하다. 이에 본고에서는 가구주 연령별로 평균그룹을 생성하여 분석을 실시한다. 즉, 분석의 가장 기초적인 단위는 특정 시점의 특정 연령대의 사람이다.

<그림 1> 연령별 기대여명



자료: 통계청 완전생명표.

t 시점에 가구주 연령이 a 인 그룹(a 은 1세 단위)의 평균 실질가계부채의 양을 $m_{a,t}$ 라 하자. OLS 분석을 시행하기 위해서는 가구주 연령이 a 인 그룹의 다양한 특성을 대변하는 변수(예: 학력, 종사상 지위, 자가주택 보유 여부 등)들을 통제해야 한다. 개인 단위가 아닌 연령별 분석이므로 이러한 통제변수도 그룹의 평균으로 대체하여 분석을 실시한다. 즉, 가구주 연령이 a 인 그룹에서 고졸 이하인 가구주의 비율, 자영업자의 비율 등과 같이 특정 연령대에 속한 사람들의 평균변수를 분석의 독립변수로 활용한다. 이를 바탕으로 다음과 같은 간단한 모형을 고려해 보자.

$$\log(m_{a,t}) = \beta_0 + \beta_1(\text{기대여명}_{a,t}) + \beta_2(\text{나이}_{a,t}) + \beta_3(\text{나이}_{a,t})^2 + \beta_4 x_{a,t} + \beta_5 I\{\text{연도}_t\} + e_{a,t} \quad (4)$$

좌변의 종속변수는 log을 취한 실질 평균 가계부채이다. 독립변수로는 통계청의 기대여명, 가구주 나이, 가구주 나이의 제곱을 포함시켰다. 일반적으로 가계부채는 젊었을 때 적다가 중년에 들어서면서 늘어나며, 고령층으로 가면서 줄어드는 패턴을 보이고 있다. 나이의 제곱항을 넣음으로써 이러한 역 U자형 패턴을 통제할 수 있다. $x_{a,t}$ 은 앞서 언급한 다양한 통제변수이다. 본 분석에서는 특정 연령(a) 그룹의 log 실질 평균소득, 자가주택 보유 비율, 고졸 이하 가구주의 비율, 4년제 대학교 이상인 가구주의 비율, 자영업자 비율을 통제변수에 포함시켰다. 끝으로 $I\{\text{연도}_t\}$ 은 데이터의 연도 더미를 나타낸다.

종속변수에 (log 실질 평균) 가계자산과 순자산(=총가계자산-총가계부채)을 넣고 동일한 분석을 실시한다. 분석은 가구주 연령을 기준으로 생산가능인구(15~64세)를 대상으로 실시한다. 고령층 가구의 경우 가계소득이 급격히 하락하며 실질적으로 가계부채와 자산을 적극적으로 조절할 여력이 없는 계층이다. 한편, 생산 가능 연령대의 사람들은 새로운 정보(기대여명 증가)를 받아들임으로써 자신의 가계재정 상황을 적극적으로 조절할 수 있는 계층이다. 아울러, 고령층으로 갈수록 샘플 수가 줄어들어 연령별 평균 부채 및 자산을 계산할 경우 극단적으로 높은 값(noisy sample)을 가지는 경우가 발생한다. 따라서 본 분석은 생산가능인구 연령대를 대상으로 실시한다.

본 분석을 통해 저자는 기대여명에 대한 계수 β_1 에 특히 관심을 가지고 있다. 각 연령별 가계의 고유 특성과 연도별 차이점을 통제한 이후에도 기대여명의 증가가 가계자산, 부채, 그리고 순자산에 유의미한 효과를 미치는지 분석하는 것이 본 분석의 주된 목적이다.

IV. 실증분석 결과

본 절에서는 미시 자료를 이용하여 앞서 제시한 모형의 분석 결과를 보여 준다. 앞서 언급하였듯이 분석에는 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용한다.⁴⁾ 아울러 통계청에서 발간하는 완전생명표의 기대여명 자료

를 활용한다.

독립변수인 기대여명은 남성과 여성을 합친 전체 인구에 대한 기대여명을 활용한다. 일반적으로 우리나라 가구주는 남성의 비율이 높기 때문에 남성의 기대여명을 활용하여 동 분석을 실시하여도 그 결과는 동일하다. 하지만 본 연구는 전체 인구에 대한 기대여명을 기준 경제로 두고 분석을 실시한다.

<표 1>의 첫 두 열은 종속변수로 log 가계자산을, 세 번째와 네 번째 열은 log 가계부채, 다섯 번째와 여섯 번째는 log 순자산으로 두고 분석을 시행한 결과이다. 다른 조건이 모두 통제된 이후에 기대여명이 증가할수록 가계가 보유하고 있는 평균자산은 높아진다. 첫 번째 열의 분석에 따르면, 기대여명이 1세 높아질 때 평균적으로 가계자산은 1.98% 높아지는 것을 알 수 있다. 가계소득, 학력, 종사상 지위 등을 통제할 경우, 기대여명의 1세 증가는 가계자산을 1.21% 높인다. 특히, 다양한 가계특성을 통제한 이후에도 기대여명에 대한 계수는 여전히 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다. 이는 이론에서 도출한 결과와 일맥상통한다.

한편, 기대여명의 증가가 가계부채에 미치는 효과는 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없다. 세 번째 열의 결과에 따르면, 기대여명의 증가와 가계부채는 유의한 양의 관계를 가지는 것으로 나온다. 그러나 연령별 가계의 특성들을 통제할 경우, 기대여명의 증가가 가계부채에 미치는 효과는 통계적으로 유의미한 결과를 가져오지 못한다.

끝으로 기대여명의 증가는 가계 순자산의 증가로 이어짐을 확인할 수 있다. <표 1>의 마지막 열에 따르면, 기대여명이 1세 증가할 때 가계의 순자산은 0.92% 증가한다. 즉, 가계자산과 마찬가지로 다양한 연령별 가계의 특성을 통제한 이후에도 기대여명과 순자산은 여전히 통계적으로 유의한 양의 관계를 가진다.

이 밖에도 나이에 대한 계수는 양수이고, 나이 제공에 대한 계수는 음수로 추정됨에 따라 가계자산, 부채, 순자산이 역 U자 형태임을 보여 준다. 아울러 소득과는 가계자산, 부채, 순자산이 모두 양의 관계를 가진다. 상대적으로 소득이 높을수록 가계자산 및 순자산을 축적할 기회가 많다. 한편으로는 이러한 자산을 축적하기 위해 소득이 높은 계층이 부채도 많이 차입하는 것으로 파악된다(김영일·변동준, 2012). 또한 자가주택을 보유한 가구의 비율이 높을수록 자산, 부채, 순자산이 모두 높다. 일반적으로 사람들은 자가주택을 구입하기 위해 부채를 차입하

4) 본고를 작성하던 당시 통계청의 완전생명표는 2014년까지의 기대여명 자료가 축적된 상태였다. 이에 2014년까지의 자료를 기반으로 분석을 실시한다. 노동패널을 활용하여 동일한 분석을 수행하더라도 정성적인 결과는 변하지 않는다.

50 기대여명의 증가가 가계부채와 자산에 미치는 효과

는 경우가 많다. 다른 한편으로는 부채를 차입해서 자가주택을 구입하기 때문에 자산 또한 높아지는 경향이 있다. 고졸 이하의 비중이 높은 연령대에서 부채를 적게 보유하고 있는 경향이 있다. 학력이 낮을수록 자신의 평생소득이 낮을 가능성이 높고, 이는 가계대출을 차입하는 데에 제약조건으로 작용하기 때문인 것으로 판단된다. 끝으로 자영업자의 비율이 높을수록 가계부채가 높은 것을 확인할 수 있다.

<표 1> 기대여명의 증가가 가계자산, 부채, 순자산에 미치는 효과

	종속변수					
	log(실질 평균자산)		log(실질 평균부채)		log(실질 평균순자산)	
기대여명	1.984***	1.211***	1.521***	0.339	1.937***	0.922**
	(0.394)	(0.340)	(0.345)	(0.446)	(0.398)	(0.368)
나이	2.464***	1.219***	2.002***	0.524	2.401***	0.900**
	(0.420)	(0.372)	(0.370)	(0.483)	(0.424)	(0.403)
나이 ²	-0.006***	-0.001	-0.006***	-0.002**	-0.006***	-0.0003
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.0008)
log(실질 평균소득)		2.116***		0.556**		1.994***
		(0.106)		(0.240)		(0.115)
자가주택 비율		1.314***		1.708***		1.407***
		(0.434)		(0.552)		(0.471)
고졸 이하 비율		-0.221		-2.017***		-0.244
		(0.194)		(0.348)		(0.210)
4년제 대졸 이상 비율		-0.159		-0.172		0.178
		(0.337)		(0.463)		(0.366)
자영업자 비율		-0.269		1.199*		-0.325
		(0.544)		(0.670)		(0.590)
샘플 수	283	283	271	271	283	283
Adjusted R ²	0.8359	0.9378	0.8503	0.8799	0.8316	0.9264

주: 괄호 안은 표준오차를 나타냄. p -value<0.01이면 ***, p -value<0.05이면 **, p -value<0.1이면 *임. 연도더미와 상수항은 생략함.

<표 2>는 각 연도별 해당 연령의 인구 비중을 가중치로 두고 OLS 분석을 실시한 결과이다. 가령, 2012년에 50세인 가구에 대한 가중치는 다음과 같이 정의

된다.

<표 2> 기대여명의 증가가 가계자산, 부채, 순자산에 미치는 효과:
연령별 인구 가중치 고려

	종속변수					
	log(실질 평균자산)		log(실질 평균부채)		log(실질 평균순자산)	
기대여명	1.048***	0.297**	0.950***	-0.162	1.044***	0.353**
	(0.135)	(0.148)	(0.222)	(0.261)	(0.139)	(0.161)
나이	1.355***	0.408**	1.325***	-0.028	1.338***	0.460***
	(0.148)	(0.159)	(0.243)	(0.282)	(0.152)	(0.174)
나이 ²	-0.004***	-0.001***	-0.005***	-0.001	-0.004**	-0.001***
	(0.0003)	(0.0003)	(0.0004)	(0.001)	(0.0003)	(0.0003)
log(실질 평균소득)		0.597***		0.735***		0.548***
		(0.092)		(0.167)		(0.100)
자가주택 비율		1.090**		0.969***		1.099***
		(0.178)		(0.318)		(0.195)
고졸 이하 비율		-0.585**		-1.018**		-0.445*
		(0.224)		(0.417)		(0.245)
4년제 대졸 이상 비율		0.642**		1.123***		0.657***
		(0.219)		(0.395)		(0.239)
자영업자 비율		0.028		0.061		0.048
		(0.200)		(0.354)		(0.218)
샘플 수	283	283	271	271	283	283
Adjusted R ²	0.9159	0.9483	0.8062	0.8596	0.9145	0.9412

주: 괄호 안은 표준오차를 나타냄. p -value<0.01이면 ***, p -value<0.05이면 **, p -value<0.1이면 *임. 연도더미와 상수항은 생략함.

$$\frac{\sum_{i \in 50세} w_{2012,i}}{\sum_{i \in Population} w_{2012,i}} \tag{5}$$

여기서 $w_{2012,i}$ 은 2012년 가계금융·복지조사에서의 표본 가중치를 나타낸다.

연령별 인구 가중치를 두고 OLS 분석을 실시할 경우, 계수의 값은 일부 변화가 있지만 정성적인 결론은 그대로 유지된다. 가령, 기대여명이 1세 증가할 경우 가계자산(순자산)은 평균적으로 0.3%(0.35%) 증가한다. 한편, 기대여명의 증가와

가계부채와의 관계는 여전히 통계적으로 유의하지 않다.

지금까지 우리는 기대여명의 증가가 가계자산의 증가로 이어짐을 실증적으로 확인하였다. 그렇다면 사람들은 기대여명이 증가할 때 어떠한 종류의 자산을 주로 축적하는지 살펴보자. 본고에서는 총자산을 저축액 및 전월세 보증금의 합인 금융자산과 부동산 관련 자산의 합인 부동산 평가액으로 구분하여 분석을 실시한다.

<표 3> 기대여명의 증가가 금융자산 및 부동산 자산에 미치는 효과

	종속변수			
	log(평균 금융자산)		log(평균 부동산 평가액)	
기대여명	1.393***	0.766**	1.030***	-0.491
	(0.392)	(0.337)	(0.310)	(0.370)
나이	1.757***	0.770**	1.446***	-0.453
	(0.418)	(0.369)	(0.334)	(0.399)
나이 ²	-0.005***	-0.0005	-0.005***	0.0002
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
log(실질 평균소득)		2.025***		0.380*
		(0.105)		(0.221)
자가주택 비율		-0.825*		4.496***
		(0.431)		(0.406)
고졸 이하 비율		-0.026		-0.753*
		(0.192)		(0.392)
4년제 대졸 이상 비율		-0.049		0.836*
		(0.335)		(0.434)
자영업자 비율		-0.350		-0.613
		(0.540)		(0.516)
샘플 수	283	283	259	259
Adjusted R ²	0.6634	0.8731	0.8999	0.9341

주: 괄호 안은 표준오차를 나타냄. p -value<0.01이면 ***, p -value<0.05이면 **, p -value<0.1이면 *임. 연도더미와 상수항은 생략함.

<표 3>은 종속변수에 log 실질 평균 금융자산과 log 실질 평균 부동산 평가액을 두고 OLS 분석을 실시한 결과이다. 기대여명의 증가는 주로 금융자산의 증

가로 이어진다. 반면, 기대여명이 증가하더라도 부동산 자산의 증가로 이어지지 않는 것으로 나타난다.⁵⁾ 즉, 사람들은 기대여명이 증가할 때 금융자산을 주로 축적함으로써 노후를 대비하는 경향이 큰 것으로 보인다.

V. 기대여명 증가가 가계자산 및 부채 보유 비율에 미치는 효과

지금까지 우리는 기대여명의 증가가 평균 가계자산 및 순자산을 증가시킨다는 사실을 확인하였다. 본 절에서는 기대여명의 증가가 연령별 가계자산, 부채, 순자산 보유 비율에 미치는 효과에 대해 분석한다. 분석에 앞서 연령별 가계부채(혹은 자산, 순자산) 보유 비율이란 우리나라 전체 가계부채 대비 특정 연령대가 보유하고 있는 가계부채의 총액을 의미한다.

설명의 편의상 가계부채를 중심으로 기술한다. 가계부채 대신 가계자산 및 순자산을 이용하여도 동일한 논의를 적용할 수 있다. 가계금융·복지조사를 이용하여 1세 단위로 가계부채 보유 비율을 계산해 보면 샘플 추출의 오류 등으로 인해 지그재그 형태의 모습이 나온다. 이에 본고에서는 5세 단위의 이동 평균을 기반으로 특정 연령대의 부채 보유 비율을 계산한다.⁶⁾ 예를 들어, 50세가 보유한 가계부채의 보유 비율은 다음과 같이 계산된다.

$$\frac{\left(\sum_{i \in 48 \sim 52 \text{세}} w_i m_i \right) / 5}{\sum_{i \in \text{Population}} w_i m_i} \quad (6)$$

기대여명의 증가가 연령별 가계부채 보유 비율에 미치는 효과를 분석할 때 주의할 사항이 있다. 연령별 가계부채 보유 비율을 전 연령대에 걸쳐 더할 경우, 그 합은 반드시 1이다. 따라서 기대여명의 증가는 특정 연령대에서는 가계부채 보유

5) 네 번째 열에서 자가주택 비율을 제외하고 OLS 분석을 실시하더라도 기대여명에 대한 계수는 통계적으로 유의한 값을 가지지 않는다.

6) 특정 연도의 1세 단위 연령별 가계부채 보유 비율을 가계금융·복지조사와 노동패널로 각각 계산해 보면 그 형태가 상이하다. 따라서 이상 샘플(outlier)을 제거하기 위한 방법으로 5년 이동평균을 활용한다.

비율에 양의 영향을 미칠 것이고, 그 밖의 연령대에서는 음의 영향을 미칠 것이다. 따라서 단순히 부채 보유 비율을 종속변수로, 기대여명을 독립변수로 놓고 OLS 분석을 실시하는 것은 본 절에서 의도하는 실증모델이 아니다.

이에 본 절에서는 OLS 분석을 실시할 때 연령별 기대여명과 연령 더미변수를 곱한 값을 독립변수로 놓고 분석을 실시한다. 이러한 방식을 채택함으로써 주어진 연령대에서 기대여명의 증가가 부채의 보유 비율을 얼마나 증감했는지 추정할 수 있다. 1세 단위의 연령 더미변수를 곱할 경우 (주어진 연령 하에서) 연도별 간에 충분한 변동성(variation)을 생성해 내지 못하므로 5세 단위의 연령 더미변수를 활용한다. 즉, 다음과 같은 변수를 고려한다.

$$\begin{aligned} &(\text{기대여명}_{a,t})I\{a \in [15\text{세}, 19\text{세}]\}, & (7) \\ &(\text{기대여명}_{a,t})I\{a \in [20\text{세}, 24\text{세}]\}, \dots \\ &(\text{기대여명}_{a,t})I\{a \in [95\text{세}, 99\text{세}]\} \end{aligned}$$

이외에도 독립변수로는 가계소득 보유 비율, 자가주택 보유 가구 비율, 고졸 이하 가구주 비율, 4년제 대졸 이상 가구주 비율, 자영업자 비율, 연도 더미변수를 활용한다. 가계소득 보유 비율은 가계부채 보유 비율과 동일하게 5세 단위를 기준으로 이동 평균하여 계산한다.⁷⁾ 즉, 다음과 같은 OLS 분석을 고려해 보자.

$$\begin{aligned} \text{부채 보유 비중}_{a,t} = & \beta_0 + \sum_{A \in \left\{ \begin{array}{l} [15, 19\text{세}], \\ [20, 24\text{세}], \dots \\ [95, 99\text{세}] \end{array} \right\}} \beta_A (\text{기대여명}_{a,t}) I\{a \in A\} & (8) \\ & + \beta_2 x_{a,t} + e_{a,t} \end{aligned}$$

여기서 A 는 (15~19세), (20~24세), …… , (95~99세) 범위를 의미한다.⁸⁾ 추정된 β_A 의 값은 각각의 연령 범위 내에서 기대여명의 증가가 가계부채 보유 비율에 어떠한 영향을 미치는지 보여 준다. 만일, $\beta_{20 \sim 24\text{세}}$ 가 음수로 추정되고 $\beta_{50 \sim 54\text{세}}$ 가 양수로 추정이 된다고 가정해 보자. 이 경우, 2006~2014년 기간 동안 기대여

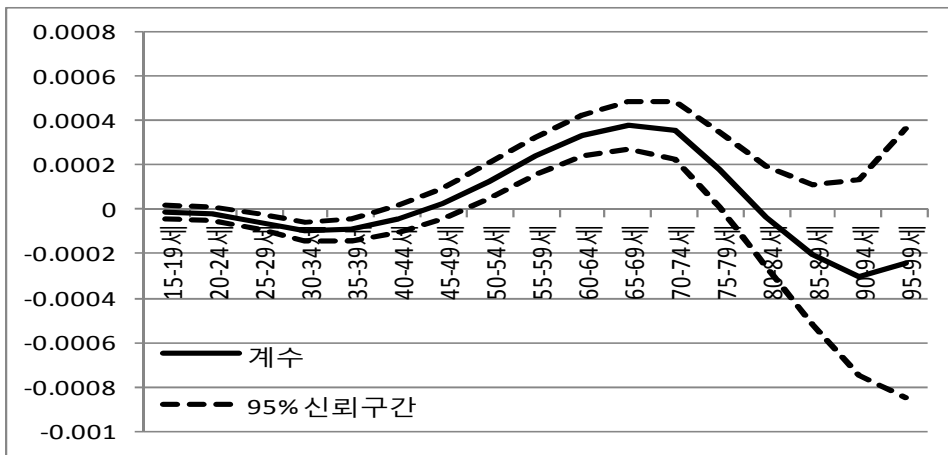
7) 나이와 나이 제곱항을 넣지 않은 것은 앞서 정의한 (기대여명)×(연령더미)에서 이미 각 연령을 통제해 주었기 때문에 불필요하다.

8) 만일 5세 단위가 아닌 1세 단위의 분석을 시행할 경우 A 는 a 가 된다.

명의 증가는 20~24세 가구의 가계부채 보유 비율을 상대적으로 줄이는 효과가 있지만 50~54세의 보유 비율은 증가시키는 효과가 있다고 해석할 수 있다.

<그림 2>은 종속변수에 가계자산 보유 비율을 두고 분석했을 때, 연령(그룹) 별 β_A 의 값을 보여 준다. 앞서 언급하였듯이 β_A 의 값이 양수인 것은 연령그룹 A인 가구의 기대여명이 증가할 때 그 연령대의 가계자산 비중이 상대적으로 확대됨을 의미한다. 그림에서 보듯이 기대여명이 증가할 때 중·고령층(50~70대)의 가계자산 보유 비율이 증가함을 알 수 있다. 가령, 65~69세에 해당하는 β_A 의 추정 값은 0.00038인데, 이는 이들 연령대의 기대여명이 1세 증가할 때 보유하는 가계자산의 비중이 0.038%p 확대됨을 의미한다. 반면, 젊은 계층은 기대여명의 증가로 인해 가계자산 보유 비율이 상대적으로 줄어든다. 즉, 중·고령층이 확대한 가계자산 보유 비율은 젊은 계층의 가계자산 보유 비율 감소로 상쇄되는 것을 확인할 수 있다. 하지만 80대 이상 고령층의 경우 샘플의 수가 상대적으로 충분하지 못해 표준오차가 크다. 따라서 우리나라는 젊은 계층보다는 중·고령층에서 자산을 확대함으로써 기대여명 증가에 사전적으로 대비를 하고 있음을 확인할 수 있다.

<그림 2> 기대여명의 증가가 연령별 가계자산 보유 비율에 미치는 효과

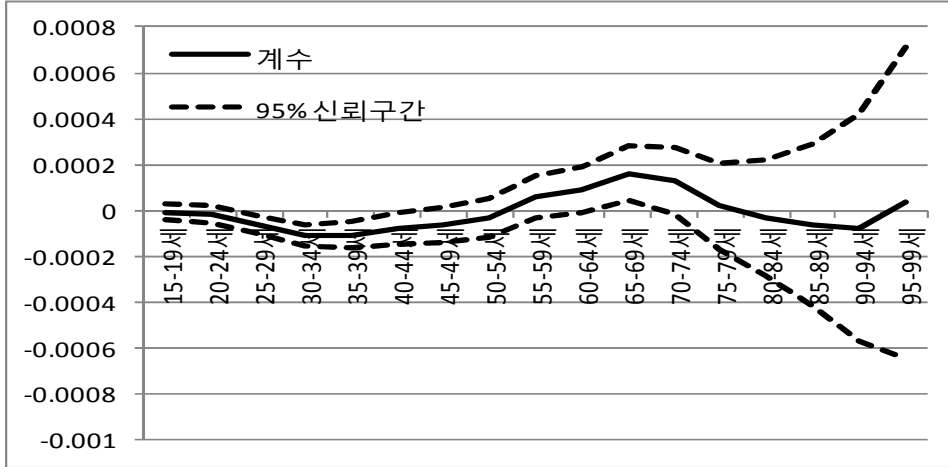


주: 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용하여 계산함.

<그림 3>은 종속변수에 가계부채 보유 비율을 두고 분석한 결과이다. 거의 전 연령대에 걸쳐 기대여명의 증가가 가계부채 보유 비율 증감에 미치는 효과는

미미하다. 기대여명의 증가가 30대의 가계부채 보유 비율의 감소와 60대의 증가로 일부 이어지기는 하지만 절대적인 효과는 작은 것을 확인할 수 있다. 따라서 기대여명의 증가는 연령대별 가계부채 보유 비율에는 유의미한 영향을 미치지 않음을 확인할 수 있다. 이는 이전 절에서 얻은 결과와도 일맥상통하는 부분이다.

<그림 3> 기대여명의 증가가 연령별 가계부채 보유 비율에 미치는 효과

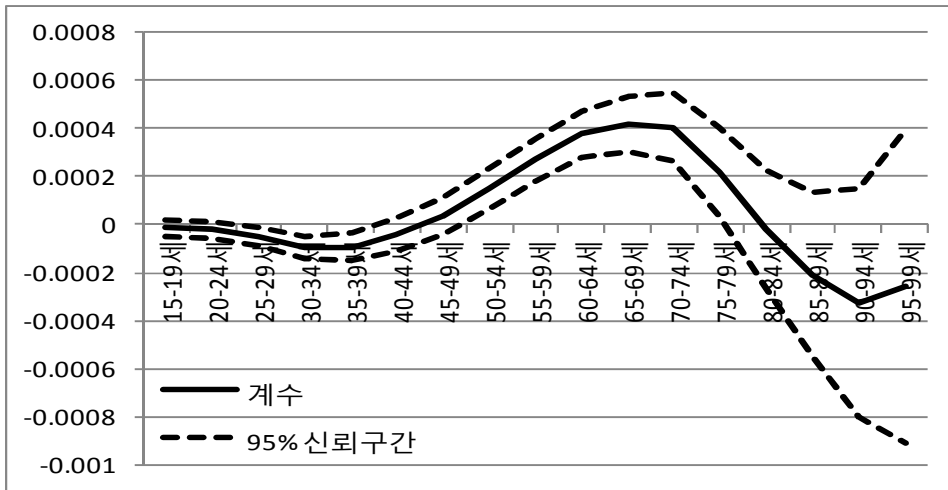


주: 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용하여 계산함.

가계 순자산 보유 비율을 이용하여 분석한 결과는 <그림 4>에 있다. 가계자산 보유 비율을 바탕으로 분석했을 때와 유사하게 기대여명의 증가는 중·고령층(50~70대)의 순자산 보유 비율을 증가시킨다. 반면, 젊은 계층(20~30대)의 순자산 보유 비율은 감소한다.

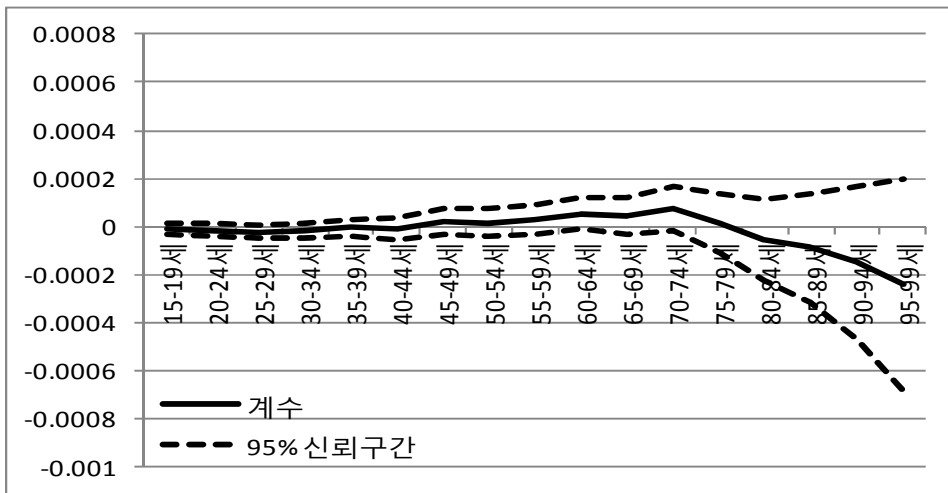
본 절의 분석과 이전 절의 분석을 종합했을 때 기대여명의 증가는 전반적으로 가계자산 및 순자산을 증가시킨다. 이는 이론과도 일치하는 부분이다. 특히, 기대여명의 증가는 중·고령층의 가계자산 및 순자산을 증가시키는 효과가 크다. 이는 우리나라 중·고령층은 자신들의 기대여명이 과거와는 달리 빠른 속도로 증가한다는 사실을 인지하고 그에 맞추어 가계자산을 확대시킨다고 해석할 수 있다. 하지만 기대여명의 증가가 이들 연령대가 보유한 가계부채의 감소로 이어지는 것은 아니다. 아울러 젊은 계층은 상대적으로 기대여명의 증가에 대해 사전적인 대비를 덜 하는 것으로 해석할 수 있다.

<그림 4> 기대여명의 증가가 연령별 순 가계자산 보유 비율에 미치는 효과



주: 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용하여 계산함.

<그림 5> 기대여명의 증가가 연령별 금융자산 보유 비율에 미치는 효과

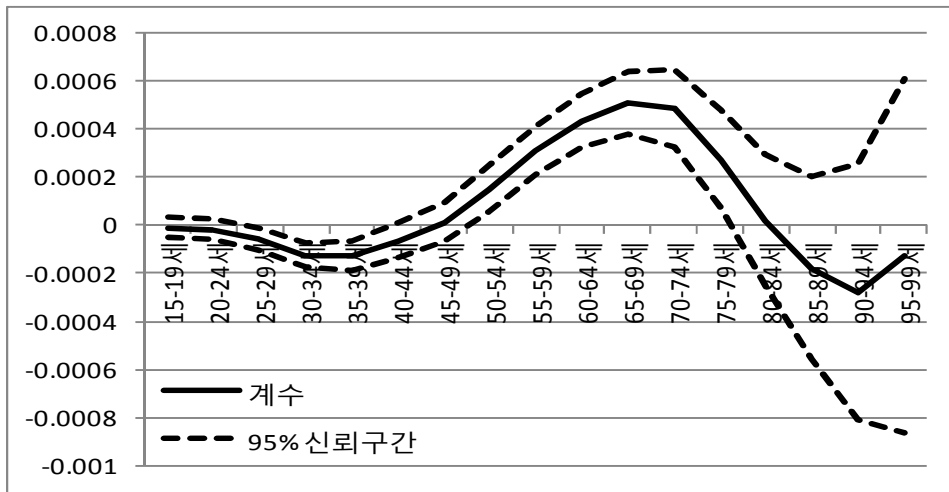


주: 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용하여 계산함.

그렇다면 기대여명의 증가에 맞추어 가구들은 어떠한 종류의 자산 보유 비율을 조정할까? <그림 5>는 종속변수에 연령별 금융자산 보유 비율을 두고 분석한

결과(β_4)를 보여 준다. 전 연령 그룹에 걸쳐 기대여명의 증가가 금융자산 보유 비율에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않다. <표 3>에서 기대여명의 증가는 평균적인 금융자산 보유액의 증가로 이어지는 것과는 상반되는 결과인 것처럼 보인다. 하지만 모든 연령이 동일한 금액(혹은 비율)의 금융자산을 추가적으로 축적할 경우, 금융자산의 연령별 보유 비율은 기대여명의 증가와 상관없이 일정할 것이다. 따라서 <표 3>과 <그림 5>의 결과로 미루어 보아 기대여명의 증가는 전 연령대(특히, 생산 가능 연령대)의 금융자산을 증가시킨다고 해석할 수 있을 것이다.

<그림 6> 기대여명의 증가가 연령별 부동산 보유 비율에 미치는 효과



주: 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용하여 계산함.

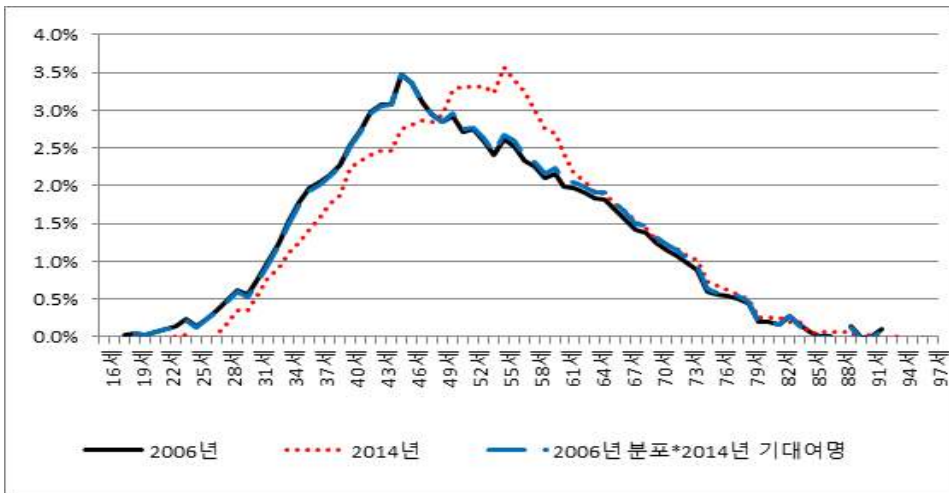
한편, 기대여명의 증가가 부동산 보유 비율에 미치는 효과는 연령대에 따라 상이하다(<그림 6> 참조). 기대여명이 증가할 때 중·고령층의 부동산 보유 비율은 증가하나 젊은 계층의 부동산 자산 보유 비율은 감소함을 확인할 수 있다. 따라서 전 연령대에 걸쳐 기대여명의 증가가 부동산 보유액에 미치는 효과를 분석할 경우 평균금액은 통계적으로 유의한 결과를 도출하기 힘든 것으로 파악된다(<표 3> 참조).

위의 분석을 종합하면, 기대여명의 증가는 연령대별로 축적하는 자산의 종류에 상이한 영향을 미친다. 기대여명의 증가는 전 연령대에 걸쳐 금융자산의 축적

으로 이어진다. 하지만 중·고령층은 젊은 계층에 비해 상대적으로 부동산 자산을 많이 축적하는 것으로 분석된다.

본 절을 마치기에 앞서 기대여명의 증가가 연령별 가계자산(부채) 보유 비율에 어느 정도의 효과를 미치는지 실증분석에서 추정된 계수를 바탕으로 시뮬레이션 분석을 시행한다. 구체적으로 2006년의 가계자산(부채) 보유 비율에서 사람들의 기대여명만 2014년으로 늘어난다면, 연령별 가계자산(부채) 분포는 어떻게 변하는지 분석한다. 이전 절에서 계산한 OLS 결과의 계수를 바탕으로 기대여명은 2014년의 수치를 대입하고, 나머지 독립변수는 2006년의 수치를 대입하여 가상의 연령별 가계자산(부채) 보유 비율을 계산하자. 이러한 가상의 분포는 기대여명의 증가로 인해 연령별로 얼마나 자산(부채) 보유 비율을 변화시키는지 보여 준다.

<그림 7> 연령별 가계자산 보유 비율의 변화: 기대여명 효과



주: 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용·계산하여 시뮬레이션 한 결과임. 2006년, 2014년 가계자산 보유 비율은 OLS 분석에서 도출한 값(fitted value)임.

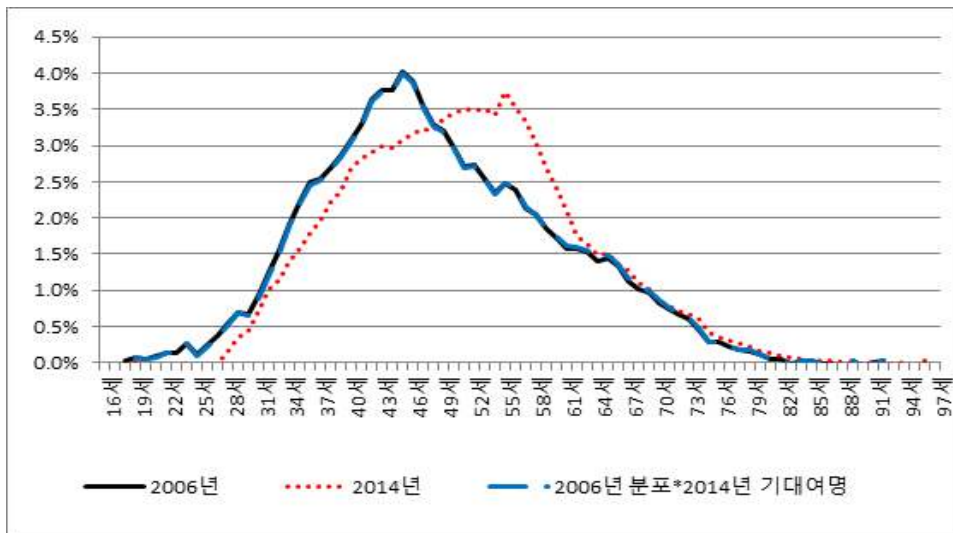
<그림 7>의 검은색 실선은 2006년 연령별 가계자산 보유 비율이다. 파란색 파선은 기대여명의 증가가 가계자산 보유 비율에 미치는 효과이고, 빨간색 점선은 2014년 가계자산 보유 비율이다. 앞서 분석한 결과와 일관되게 기대여명의 증가는 중·고령층의 가계자산 보유 비율을 소폭 높이는 효과가 있다(검은색 실선

60 기대여명의 증가가 가계부채와 자산에 미치는 효과

과 파란색 파선을 비교). 하지만 그 효과는 미미하다. 그러나 과거 10여 년간 가계자산 보유 비율의 분포는 크게 이동을 했다는 점에서 기대여명이 자산분포에 미치는 효과는 크지 않음을 확인할 수 있다.

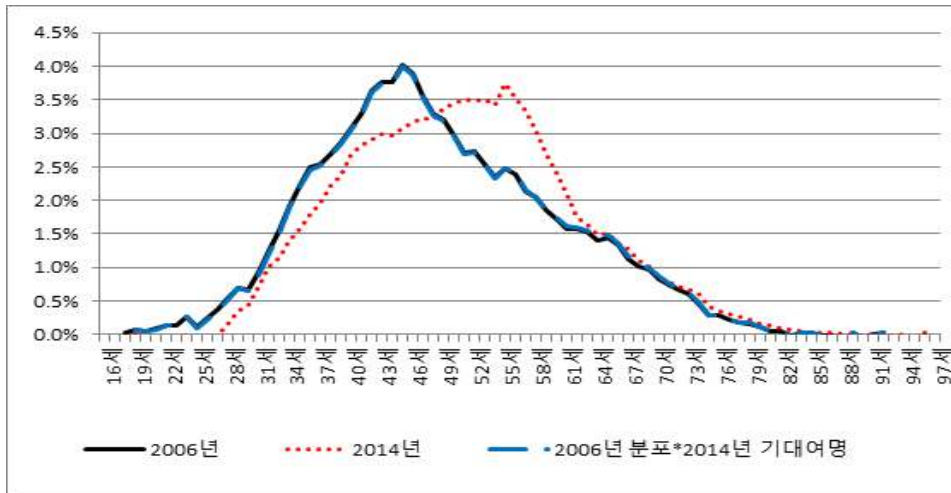
동일한 분석을 가계부채 및 순자산에 대해 시행한 결과가 <그림 8>과 <그림 9>이다. 기대여명의 증가는 가계부채 보유 비율에 거의 영향을 미치지 않는다. 하지만 기대여명의 증가는 중·고령층의 순가계자산 보유 비율을 미미하게 높이는 효과가 있다. 아울러 기대여명의 증가는 가계부채와 순자산 보유 비율 분포의 과거 10여 년간 이동을 거의 설명하지는 못하는 것으로 나타난다.

<그림 8> 연령별 가계부채 보유 비율의 변화: 기대여명 효과



주: 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용·계산하여 시뮬레이션 한 결과임. 2006년, 2014년 가계부채 보유 비율은 OLS 분석에서 도출한 값(fitted value)임.

<그림 9> 연령별 순가계자산 보유 비율의 변화: 기대여명 효과



주: 2006년 가계자산조사, 2010~2014년 가계금융·복지조사를 활용·계산하여 시뮬레이션 한 결과임. 2006년, 2014년 순가계자산 보유 비율은 OLS 분석에서 도출한 값(fitted value)임.

VI. 결론

본 논문은 기대여명의 증가가 가계자산 및 부채에 미치는 효과를 미시 자료를 기반으로 분석한 연구이다. 이론상으로 사람들은 기대여명이 증가할 때 (순)자산을 축적할 동기가 발생한다. 사람들은 생애주기에 걸쳐 벌어들일 수 있는 소득이 제한되어 있다. 따라서 기대여명이 증가하게 되면 사람들은 자신의 평생 소비를 평탄화하기 위해 은퇴 이전 저축을 늘릴 유인이 발생하게 된다. 실증분석 결과에서도 이와 같은 이론적 방향성을 확인할 수 있었다. 즉, 기대여명이 증가할 때 사람들은 (순)자산을 증가시킨다. 특히, 기대여명의 증가는 사람들의 금융자산을 증가시키는 반면, 부동산 자산은 평균적으로 증가시키지 않는 것을 확인하였다. 한편, 기대여명이 증가할 때 가계부채는 통계적으로 유의한 반응이 나타나지 않는다. 따라서 기대여명의 증가는 사람들의 자산을 증가시킴으로써 순자산을 확대시킨다. 그러나 기대여명의 증가가 과거 10여 년간 가계자산 및 부채의 연령별 보유 비율 분포의 변화는 충분히 설명하지 못한다.

본 연구를 통해 다음과 같은 정책적 시사점을 얻을 수 있을 것이다. 정부는 금융교육을 강화함으로써 사람들이 사전적으로 노후준비를 할 수 있게 유도할

필요가 있다. 즉, 가계부채를 은퇴 이전에 점진적으로 축소시키는 것이 중요하다는 점을 강조하고, 늘어나는 기대수명만큼 순자산의 축적이 중요함을 널리 알릴 필요가 있다. 물론 국가적인 차원에서 저축률의 증가는 경제의 활력을 저하시키는 요인이 될 수 있지만, 개인의 차원에서는 저축을 증가시킴으로써 노후를 대비하는 것 역시 필요할 것이다.⁹⁾

아울러 정책 당국은 금융교육을 통해 젊은 시절부터 합리적으로 가계금융 계획을 설계할 수 있도록 유도할 필요가 있다. 기대여명의 증가는 주로 중·고령층의 가계자산 보유 비율의 상승으로 이어지지만, 젊은 계층의 자산 보유 비율은 상대적으로 낮아진다. 중·고령층의 가계부채 문제가 심화되고 있는 오늘날 이는 다행인 측면도 있다. 하지만 이들 연령대는 상대적으로 소득이 낮기 때문에 추가적인 자산 축적 및 채무 상환이 쉽지 않을 수 있다. 아울러 기대여명의 증가로 인한 자산 축적의 정도도 상대적으로 미미한 수준이다. 따라서 젊은 시절부터 자신의 노후를 대비하는 합리적인 저축 및 채무변제 계획을 설계하는 것이 필요할 것이다.

본 연구의 결과를 해석함에 있어 주의해야 할 사항이 있다. 사람들의 기대여명은 동 연령대에서도 개개인의 건강 상태에 따라 크게 상이(heterogeneous)할 수 있다. 아울러 통계청에서 발표하는 기대여명의 수치가 우리나라 가구의 실제 평균을 반영하고 있지 않을 가능성도 있다(최용옥, 2016). 만일 우리나라 가구의 실제 기대여명이 본 분석에서 활용한 수치보다 높을 경우, 기대여명이 가계자산의 축적에 미치는 효과는 다르게 추정될 것이다. 향후 기대여명, 건강 수준 등을 동시에 고려하여 생애주기별 가계자산 및 부채 활용 패턴 등을 개인 단위로 분석을 하는 것은 중요한 연구 과제일 것이다.

참고문헌

권규호, 『한국의 인구구조 변화와 장기 성장 전망: 일반균형론적 접근』, 정책연구 시리즈 2015-26, 한국개발연구원, 2015.

9) 본고의 분석에 따르면 기대여명의 증가는 저축률(혹은 자산 축적 패턴)에 영향을 미친다. 이는 장·단기적으로 거시경제에 긍정적·부정적인 영향을 미칠 수 있다. 기대수명의 증가가 거시경제에 미치는 효과 및 정책적 시사점에 대한 자세한 논의는 권규호(2016)에 보고되어 있다.

- _____, “기대수명 증가의 거시경제적 영향과 시사점,” 『KDI 경제전망』, 2016년 상반기, 2016.
- 김영일·변동준, 『우리나라 가계부채의 주요 현황과 위험도 평가: 차주단위 자료를 중심으로』, 정책연구시리즈 2012-06, 한국개발연구원, 2012.
- 김지섭, “가계부채의 연령별 구성변화: 미국과의 비교를 중심으로,” 『KDI 경제전망』, 2014년 하반기, 2014.
- _____, “고령층 가계부채의 구조적 취약성,” 『KDI 경제전망』, 2015년 하반기, 2015.
- 김지섭·오윤희, 『고령화와 가계부채: 장기간 미시 자료 분석을 중심으로』, 연구보고서 2016-08, 한국개발연구원, 2016.
- 손종철·이동렬·정선영, “인구고령화의 경제적 영향 및 정책과제,” 『한국경제연구』 제34권 제2호, 2016, 153~191.
- 안선영·김동헌, “노동력의 고령화는 노동생산성을 저하시키는가?: 한국 사례에 대한 실증분석,” 『한국경제연구』 제32권 제4호, 2014, 157~181.
- 최용욱, 『장수리스크 측정과 관리방안에 대한 연구』, 정책연구시리즈 2015-18, 한국개발연구원, 2015.
- 한국은행, 『금융안정보고서』, 2015년 12월, 89~98.
- Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” NBER Working Paper No. 6455, 1998.
- Kim, Jisob, “Analysis of the Structural Changes in Household Debt Distributions by Householder Age in Korea and in the US,” *KDI Journal of Economic Policy*, 37(4), 2015, 21~54.
- _____, “Why household debt held by Korean seniors is problematic: An international comparison,” *Economics Bulletin*, 36(4), 2016, 2080~2093.
- Kiyotaki, Nobuhiro and John Moore, “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, 105(2), 1997, 211~248.
- Maestas, Nicole, Kathleen J. Mullen, and David Powell, “The Effect of Population Aging on Economic Growth, the Labor Force and Productivity,” NBER Working Paper No. 22452, 2016.

[Abstract]

Impacts of an Increase in Life Expectancy on Household Debt and Asset

Jiseob Kim*

This paper examines how changes in life expectancy affect household debt and asset accumulation by using the 2006 Household Income and Expenditure Survey, 2010~2014 Survey of Household Finances and Living Conditions, and Life Tables from Statistics Korea. In theory, people would like to increase their net asset to smooth life-time consumption as their life expectancy increases. Consistent with the theoretical direction, an increase in life expectancy leads to an increase in household (net) asset, while it does not impact on household debt. In addition, an increase in life expectancy increases the household asset held by senior households, rather than that by young households.

Keywords: life expectancy, household debt, household asset, net asset,
population aging

JEL Classification: E21, J11

* Assistant Professor, School of Economics, College of Commerce and Economics, Yonsei University, Tel: +82-2-2123-2478, E-mail: jiseob.kim@yonsei.ac.kr