



부모와 자녀간의 연령차가 평균소비성향에 미치는 영향*

이항용(Lee, Hang Yong)**
한양대학교 경제금융대학 교수

강인순(Kang, In Soon)***
한양대학교 경제금융대학 박사과정

초혼연령 및 출산연령의 상승에 따라 부모와 자녀간의 연령차가 확대되고 있다. 본 연구는 횡단면 자료를 이용하여 부모와 자녀간의 연령차가 평균소비성향에 미치는 영향을 분석하였다. 추정결과 부모와 자녀 사이에 연령차가 클수록 가구의 평균소비성향은 감소하는 것으로 나타났다. 연령차의 정의나 자녀의 수에 따라 표본을 달리하여도 추정결과에 질적인 차이가 발견되지 않았다. 다만 막내자녀가 미취학 아동이나 초등학교생인 경우에만 이러한 관계가 발견되어 자녀의 연령이 중요한 것으로 분석되었다. 본 연구의 결과는 부모와 자녀 간의 연령차가 클수록 가구의 미래소득에 비해 자녀의 교육비 등 가구의 미래 소비가 상대적으로 클 것으로 예상되면서 저축을 늘리는 대신 소비를 줄이는 경향이 있는 것으로 해석될 수 있다.

KEY WORDS 평균소비성향 • 가계소비 • 연령차

* 본 논문은 한양대학교 교내연구지원사업으로 연구되었음(HY-2017년도)
** 제1저자, 교신저자, hl306@hanyang.ac.kr
*** k1kang01@hanyang.ac.kr

I. 서론

고령화 문제와 함께 저출산은 우리 경제의 가장 큰 위협요인으로 인식되고 있다. 합계 출산율이 1993년의 1.654에서 2005년에는 1.076까지 하락하였으며 2015년에도 1.239에 그치고 있다. 출생아수도 1970년의 1백만 명 수준에서 2015년에는 불과 43만 5천명으로 감소하였다. 이러한 저출산의 영향으로 금년부터는 15-64세의 생산가능인구가 감소하기 시작하여 현재의 약 3천 7백만 명 수준에서 2065년에는 약 2천만 명으로 줄어들 것으로 예상되고 있다.

이러한 저출산과 동시에 나타나고 있는 또 다른 문제는 부모의 출산연령이 높아지고 있다는 사실이다. 물론 출산연령의 상승은 저출산과 서로 밀접한 관련이 있다. 다양한 이유로 결혼과 출산이 늦어지면서 출산율이 하락하는 직접적인 원인이 되기도 하고, 반대로 자녀를 1명만 낳기로 결정한 부부가 출산을 연기하면서 출산연령이 높아질 수도 있다. 이와 같이 저출산과 출산연령의 상승 사이의 관련성에도 불구하고 두 현상의 경제적 의미는 구분하여 독립적으로 분석될 필요가 있다.

출산연령의 상승은 부모와 자녀 간의 연령차의 확대로 나타나게 된다. 이러한 연령차의 확대가 평균소비성향에 어떠한 영향을 주는지를 횡단면 자료를 이용하여 실증적으로 분석하는 것이 본 연구의 목적이다. 이러한 분석은 현재 우리나라에서 진행되고 있는 인구구조 변화의 경제적 영향과 관련하여 추가적인 시각을 제공할 것으로 생각된다. 저출산, 고령화가 소비에 미치는 영향은 기존의 연구에서 다루어져 왔으나 본 연구에서와 같이 부모와 자녀 간의 연령차가 소비에 미치는 연구는 저자가 인지하고 있는 범위 내에서는 처음이라고 생각된다.

본 연구의 실증분석 결과에 따르면 부모와 자녀간의 연령차가 큰 가구일수록 평균소비성향이 낮은 것으로 나타났다. 부모의 연령이 동일한 두 가구를 고려하면 연령차가 작은 가구는 자녀가 독립할 때까지의 기간이 상대적으로 길지 않지만 연령차가 큰 가구의 경우에는 미래에도 자녀와 관련된 소비지출이 클 것으로 예상할 수 있다. 따라서 연령차가 큰 가구는 미래소비를 위하여 현재소비를 상대적으로 줄일 가능성이 높고 이에 따라 평균소비성향이 낮게 추정되는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 우리나라의 초혼연령 및 출산연령의 추이에 대해 살펴본다. III장에서는 본 연구에서 사용된 자료 및 추정모형에 관해 설명한 후 IV장과 V장에서는 추정결과를 제시한다. VI장은 결론이다.

II. 출산연령의 상승 추이

[그림 1]은 통계청의 인구동향조사에 나타난 우리나라의 평균 초혼연령의 추이를 보여 주고 있다. [그림 1]에 나타나 있는 바와 같이 과거 10여 년 동안 초혼연령은 꾸준히 상승하여 왔다.¹⁾ 남성의 평균 초혼연령은 1990년 27.79세에서 2003년 30세를 넘어섰으며 2016년에는 32.79세로 상승하여 25년 사이에 5.00세가 높아졌다. 여성의 경우에도 1990년 24.78세에서 2016년 30.11세로 5.33세가 높아져 남성에 비해 더 큰 상승폭을 보이고 있다.²⁾

이와 같이 초혼연령이 높아지면서 자연스럽게 출산연령도 상승하는 추세가 나타나고 있다.³⁾ [그림 2]에는 첫째, 둘째, 셋째, 넷째 이상으로 나누어서 평균출산연령이 표시되어

[그림 1] 평균 초혼연령 추이

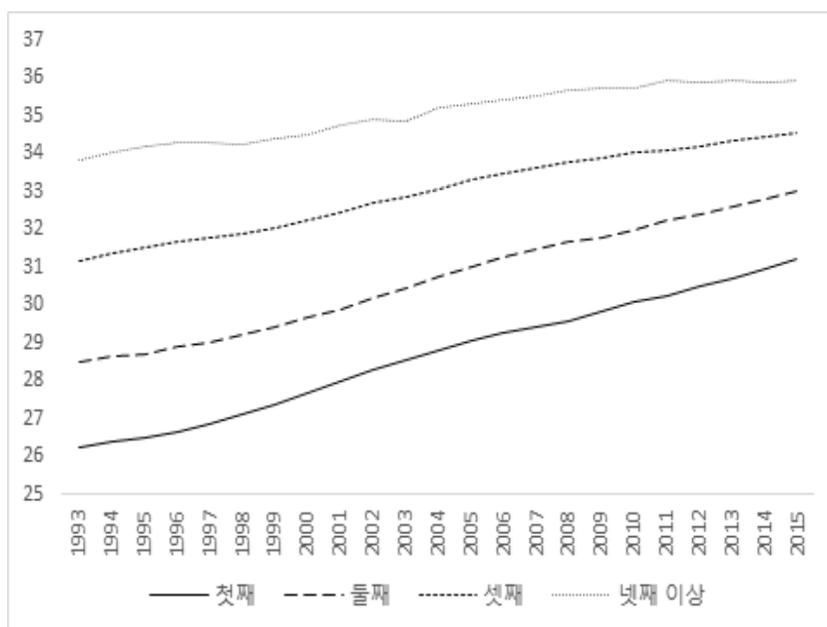


자료 : 인구동향조사, 국가통계포털

- 1) 초혼연령의 상승은 다양한 경제, 사회적인 요인에 기인할 것으로 생각된다. 예를 들면 취업의 어려움도 초혼연령을 상승시키는 방향으로 작용할 것으로 판단된다. 경제활동인구조사에 의하면 졸업 후 첫 취업에 소요되는 기간이 3개월 미만인 경우는 2004년의 54.32%에서 2016년에는 49.58%로 감소하였다. 반면 첫 취업 소요기간이 2년 이상인 비중은 2004년의 12.97%에서 2016년에는 15.51%로 상승하고 있다.
- 2) 유흥준·현성민(2010)은 남성의 경우 안정적이고 직업의 위세가 높을수록 결혼 이행 가능성이 높다고 주장하고 있다.
- 3) Sohn(2017)도 한국에서 출산연령 상승의 심각성을 보고하고 있다.

있다. [그림 2]를 보면 첫째 자녀의 출산연령이 1993년에는 26.2세이었으나 2015년에는 31.2세로 5세 가량 증가하였음을 알 수 있다. 둘째 자녀의 경우에도 1993년의 28.5세에서 2015년에는 33.0세로 높아졌으며 셋째와 넷째 이상 자녀의 경우에도 유사한 모습을 발견할 수 있다. 다만 이러한 출산연령의 증가폭은 둘째 자녀, 셋째 자녀로 갈수록 다소 둔화되는 경향을 보이고 있다.⁴⁾ 출산연령의 상승은 태아와 산모의 건강에 부정적인 영향을 미칠 뿐 아니라 부모와 자녀간의 연령차가 확대되면서 경제적 의사결정에도 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

[그림 2] 평균 출산 연령



자료 : 인구동향조사, 국가통계포털

Ⅲ. 분석자료와 추정모형

본 연구는 2014-16년 기간에 대한 통계청의 가계금융복지조사를 사용하였다.⁵⁾ 실증분

4) 공선영(2006)에 의하면 초혼연령이 낮을수록 희망자녀 수가 많은 것으로 나타나고 있다.

석에 있어 자산과 부채는 전년도말의 값을 사용하였고 금액으로 표현된 변수는 소비자물가지수를 이용하여 실질변수로 변환하였다. 전체표본 중 소득, 소비, 자산, 부채가 음의 값이 나타난 가구는 분석에서 제외하였다. 부모와 자녀 간의 연령차의 효과를 살펴보기 위하여 가구주의 부모, 손자녀, 형제, 동거인이 있는 경우는 표본에서 제외하고 미혼자녀만 있는 경우만 고려하였다. 또한 부모와 자녀 간의 연령차가 15세 미만, 60세 이상인 경우도 표본에서 제외하였다. 한편 가계금융복지조사의 조사대상 가구 중 분석기간에 걸쳐 모두 조사된 가구만을 고려하였다.⁶⁾

실증분석에 사용된 추정식은 다음과 같다.⁷⁾

$$apc_i = \alpha + \beta(age\ gap_i) + \sum \gamma_j x_{ij} + e_i$$

apc_i 는 i 번째 가구의 평균소비성향으로써 소비지출/가처분소득으로 정의하였으며 이때 가처분소득은 경상소득에서 비소비지출을 제외한 금액이다. 본 연구의 주 관심사인 부모와 자녀간의 연령차를 나타내는 $agegap$ 은 가구주와 미혼 자녀 중 막내와의 연령차이를 의미한다. 한편 추정식에 포함된 통제변수들로는 가처분소득, 금융자산, 부동산자산, 가구주의 연령, 가구원 수, 가구주의 교육정도, 여성 가구주 더미변수, 수도권 거주 더미변수 등이다.⁸⁾ 부채상환액은 이자상환액에 원금상환액을 더한 값을 이용하였다.⁹⁾

우선 <표 1>에서 회귀분석에 사용된 변수들의 기초통계량을 살펴보면 다음과 같은 사실을 알 수 있다. 먼저 평균소비성향의 평균은 73.13%로써 표본에 포함된 가구들은 평균적으로 가처분소득의 약 73%를 소비지출에 사용하는 것으로 나타났다. 평균소비성향의 중간값은 67.82%로 계산되어 평균보다 낮아서 평균소비성향의 분포가 다소 비대칭적임을 보여주고 있다.

가구주 연령은 표본전체에서 평균 44.24세로 나타났으며 가장 낮은 가구주 연령은 26세, 가장 높은 가구주 연령은 67세로 나타났다. 평균 가구원 수는 약 3.87명으로 계산되었고 2명인 가구부터 최대 8명인 가구까지 표본에 포함되었다. 따라서 분석에 사용된 가구

5) 2013년-15년의 조사기간에 대한 자료이다. 부채상환액의 경우, 2014년 조사자료부터 존재하는 항목이므로, 2014-16년 조사자료를 사용하였다.

6) 평균소비성향, 가처분소득, 금융자산, 부동산자산의 경우 상위 0.5%를 제외하였다.

7) 추정식에 연도더미를 포함하였고 추정방법은 OLS를 사용하였다.

8) 교육정도 변수에서 각각은 재학, 중퇴, 휴학, 졸업을 포함한다.

9) 가처분소득, 금융자산, 부동산자산, 금융부채, 부채상환액 등은 로그변환된 값을 사용하였다.

는 평균적으로 40대 중반의 가구주를 포함한 부모와 2명의 미혼 자녀가 있는 4인 가족의 가구임을 알 수 있다. 여성이 가구주인 경우는 표본의 9%에 해당되고 수도권에 거주하는 가구는 전체 표본의 34%이다.

가구주와 막내 자녀간의 연령차는 평균 33.48세, 중간값 33세, 표준편차 4.19세이며 최대 53세, 최소 19세인 가구도 표본에 포함되어 있다. 가구주 대신 가구주의 배우자와 막내 자녀 간의 연령차를 보면 평균 31.2세, 중간값 31세로 나타나서 가구주와 막내 자녀 간의 연령차에 비해 대략 2세 정도 작게 나타났으며 표준편차도 소폭 작은 것으로 계산되었다. 가구주와 첫째 자녀간의 연령차도 평균과 중간값이 약 31세 정도로 나타났다.

가처분소득은 평균 4916만원, 금융자산 및 부동산자산은 각각 평균 약 7179만원 및 2.26억원으로 계산되었다. 그런데 금융자산과 부동산자산의 중간값은 각각 4458만원, 1.60

〈표 1〉 주요변수 기초통계량

	평균	중간값	표준편차	최소값	최대값
평균소비성향 (%)	73.13	67.82	33.52	9.26	428.80
가구주 연령	44.24	44.00	7.01	26.00	67.00
가구원 수	3.87	4.00	0.74	2.00	8.00
여성 가구주 (여성=1)	0.09	0.00	0.29	0.00	1.00
수도권 가구 (수도권=1)	0.34	0.00	0.48	0.00	1.00
(가구주 연령 - 막내 연령)	33.48	33.00	4.19	19.00	53.00
(배우자 연령 - 막내 연령)	31.20	31.00	3.86	17.00	46.00
(가구주 연령 - 첫째 연령)	30.95	31.00	4.17	18.00	50.00
가처분소득 (백만원)	49.16	43.61	27.35	3.19	234.35
금융 자산 (백만원)	71.79	44.58	82.73	0.00	633.60
부동산 자산 (백만원)	225.85	160.00	244.47	0.00	2000.00
금융 부채 (백만원)	49.56	20.00	79.35	0.00	970.00
부채 상환액 (백만원)	13.53	4.90	27.10	0.00	403.30
교육 수준	5.05	5.00	1.12	2.00	7.00

주 : 교육수준은 미취학=1, 초등학교=2, 중학교=3, 고등학교=4, 전문대=5, 대학교=6, 대학원=7

역원이어서 평균에 비해 훨씬 작은 값을 보여주고 있어 자산분포의 비대칭성을 보여주고 있다.

IV. 추정결과

1. 기본모형

<표 2>는 추정결과를 보여주고 있다. 모형 1과 모형 2의 차이점은 금융부채와 부채상환액 변수의 포함여부이고 모형 3과 모형 4는 모형 1 및 모형 2에 전기의 평균소비성향을 추가한 것이다. 우선 4가지 모형에 공통적으로 평균소비성향은 가처분소득과 통계적으로 유의한 음의 관계를 가지는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 일반적으로 소득이 증가함에 따라 소비성향이 감소한다는 기존의 실증결과와 일치하는 것으로 볼 수 있다. 금융자산과 부동산자산에 대한 계수는 통계적으로 유의한 양의 값이 추정되어 자산에 대한 부의 효과(wealth effect)가 존재함을 의미하고 있다. 다만 부동산 자산에 대한 계수가 금융자산보다는 다소 큰 것으로 추정되어 부동산자산의 부의 효과가 더 클 가능성을 시사하고 있다. 가구주 연령 및 가구원 수도 평균소비성향과 양의 관계가 추정되고 있다. 가구주의 교육정도가 소비에 미치는 영향을 살펴보면 교육정도에 대한 각각의 더미변수가 모두 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 특이한 점은 가구주가 고학력일수록 평균소비성향이 더 높다는 결과가 추정되고 있다. 여성가구주에 대한 더미변수의 계수는 음의 값이 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았고, 수도권거주에 대한 더미변수의 계수는 유의한 양의 값이 추정되어 수도권에 거주하는 가구의 평균소비성향이 더 높음을 나타내고 있다. 금융부채는 평균소비성향과 유의한 양의 관계가 나타나고 있으나 부채상환액의 계수에 대한 통계적 유의성은 떨어지는 것으로 나타났다.

본 연구의 주된 관심사인 부모와 막내자녀와의 연령차 변수는 평균소비성향과 통계적으로 유의한 음의 관계가 있음을 발견하였다. 다른 조건이 일정할 때 동일한 연령의 부모라고 하더라도 자녀가 더 어리다면 소비를 줄이고 저축을 늘리려는 성향이 있음을 의미한다. 자녀가 어릴수록 자녀가 성년이 될 때까지 필요한 교육비 등 예상되는 미래 소비지출이 더 높을 것이므로 현재소비를 줄이는 대신 저축을 늘리게 될 가능성이 높다. 마찬가지로

〈표 2〉 모형의 추정결과

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
평균소비성향 _{t-1}			0.102 (2.13)**	0.078 (1.81)*
가처분소득	-0.497 (-23.43)***	-0.503 (-20.39)***	-0.465 (-18.36)***	-0.477 (-17.51)***
금융자산	0.037 (7.25)***	0.038 (6.47)***	0.037 (7.24)***	0.037 (6.42)***
부동산자산	0.051 (8.84)***	0.045 (6.84)***	0.048 (8.04)***	0.044 (6.47)***
가구주연령	0.053 (7.30)***	0.049 (5.67)***	0.050 (6.83)***	0.046 (5.41)***
가구주연령 ²	-0.001 (-6.55)***	-0.000 (-4.93)***	-0.000 (-6.22)***	-0.000 (-4.75)***
가구원 수	0.087 (11.71)***	0.080 (9.82)***	0.083 (10.00)***	0.078 (9.04)***
(교육 = 전문대)	0.039 (3.09)***	0.040 (2.85)***	0.033 (2.72)***	0.036 (2.64)***
(교육 = 대학교)	0.061 (5.34)***	0.056 (4.45)***	0.056 (5.00)***	0.053 (4.24)***
(교육 = 대학원)	0.116 (6.92)***	0.118 (6.04)***	0.107 (6.52)***	0.111 (5.87)***
(여성가구주=1)	-0.013 (-0.42)	-0.034 (-0.92)	-0.013 (-0.41)	-0.031 (-0.75)
(수도권거주=1)	0.030 (2.98)***	0.028 (2.42)**	0.026 (2.57)**	0.025 (2.19)**

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
연령차	-0.009 (-7.38)***	-0.008 (-6.51)***	-0.008 (-6.08)***	-0.008 (-5.69)***
금융부채		0.011 (3.34)***		0.010 (2.85)***
부채상환액		0.008 (1.70)*		0.006 (1.42)
상수항	2.672 (12.98)***	2.746 (11.08)***	2.446 (10.77)***	2.569 (10.02)***
R-squared	0.4547	0.4654	0.4745	0.4792
관측치수	2,954	2,274	2,954	2,274

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

지로 연령차가 큰 가구일수록 자녀가 성년이 되었을 때 가구주의 연령이 높을 것이며 이에 따라 상대적으로 은퇴가 얼마 남지 않았거나 이미 은퇴연령에 도달하였을 수도 있다. 따라서 연령차가 클수록 자녀가 어렸을 때부터 노후를 위한 저축이 일찍 시작되어야 한다. 결국, 부모와 자녀간의 연령차가 큰 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 상대적으로 예상미래소비가 예상미래소득에 비해 클 것이므로 현재 평균소비성향은 낮고 저축률은 높을 것으로 생각할 수 있다.

2. 연령차의 정의에 따른 결과

지금까지 분석에 사용된 연령차 변수는 가구주와 막내자녀와의 연령차이로 정의하였는데 결과의 강건성을 위하여 연령차 변수를 다른 방식으로 정의하여 추정해 보았다. <표 3>의 두 번째 열은 가구주 대신 가구주의 배우자와 막내자녀의 연령차를 변수로 사용한 경우이고, 세 번째 열은 막내자녀 대신 가구주와 첫째자녀 간의 연령차 변수를 사용하여 추정한 결과이다. 그런데 자녀가 1명 뿐인 경우는 첫째자녀가 막내자녀가 되므로 이를 구분하기 위하여 미혼자녀가 2명 이상인 가구만을 대상으로도 분석을 수행하였다. <표 3>의

〈표 3〉 연령차의 정의에 따라 회귀분석 결과

	배우자-막내	가구주-첫째	가구주-막내 (2명이상)	가구주-첫째 (2명이상)
가처분소득	-0.495 (-25.57)***	-0.498 (-28.23)***	-0.511 (-23.22)***	-0.513 (-23.37)***
금융자산	0.031 (6.80)***	0.032 (7.54)***	0.029 (5.19)***	0.031 (5.48)***
부동산자산	0.031 (7.21)***	0.033 (8.03)***	0.043 (8.69)***	0.044 (8.88)***
연령	0.044 (7.45)***	0.042 (7.17)***	0.035 (3.95)***	0.029 (3.31)***
연령 ²	-0.000 (-6.64)***	-0.000 (-5.91)***	-0.000 (-3.05)***	-0.000 (-2.35)**
가구원 수	0.073 (11.27)***	0.057 (9.25)***	0.068 (6.88)***	0.036 (3.90)***
(교육 = 전문대)	0.042 (3.61)***	0.043 (3.51)***	0.036 (2.49)**	0.033 (2.35)**
(교육 = 대학교)	0.068 (6.40)***	0.067 (6.37)***	0.064 (4.93)***	0.067 (5.17)***
(교육 = 대학원)	0.113 (7.90)***	0.120 (8.08)***	0.110 (6.24)***	0.112 (6.32)***
(여성가구주=1)	-0.022 (-0.68)	-0.069 (-3.62)***	-0.020 (-0.65)	-0.053 (-1.74)*
(수도권거주=1)	0.033 (3.79)***	0.035 (4.14)***	0.028 (2.57)**	0.029 (2.67)***
연령차	-0.003 (-2.71)***	-0.010 (-8.88)***	-0.011 (-8.19)***	-0.014 (-9.49)***

	배우자-막내	가구주-첫째	가구주-막내 (2명이상)	가구주-첫째 (2명이상)
상수항	3,014 (17.39)***	3,291 (20.03)***	3,491 (15.29)***	3,798 (16.34)***
R-squared	0.4382	0.4505	0.4427	0.4487
관측치수	3,813	4,161	2,759	2,759

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

네 번째 열과 다섯 번째 열은 미혼 자녀가 2인 이상인 경우만을 대상으로 가구주와 막내 자녀 및 가구주와 첫째 자녀 간의 연령차를 이용한 추정결과이다.

<표 3>의 결과를 보면 연령차의 정의와 관계없이 연령차에 대한 계수가 통계적으로 유의한 음의 값의 추정되었음을 알 수 있다. 가구주 연령 대신 배우자와 막내자녀 간의 연령차를 사용한 경우 연령차에 대한 계수가 -0.003으로 추정되어 <표 1>의 가구주를 사용한 경우의 -0.009에 비해 절대치는 작았으나 통계적으로 1% 유의수준에서 유의하게 추정되었다. 가구주와 첫째 자녀 간의 연령차를 사용한 경우는 계수가 -0.010으로 추정되어 <표 1>의 막내자녀와의 연령차를 사용한 경우와 거의 같은 값이 추정되었다. 미성년 자녀가 2명 이상인 경우만을 대상으로 한 경우에도 연령차에 대한 계수는 통계적으로 매우 유의한 음의 값이 추정되어 연령차의 정의와 관계없이 평균소비성향과 음의 관계가 있음을 알 수 있었다.

V. 자녀의 수 및 연령의 효과

1. 자녀수에 따른 분석결과

지금까지 부모와 자녀간의 연령차가 평균소비성향과 음의 관계가 있다는 것을 발견하였다. 그런데 이러한 관계는 자녀의 수에 따라 다르게 나타날 가능성이 있다. 예를 들면 가구주와 막내자녀 간의 연령차가 35세로 동일하더라도 자녀가 1인 밖에 없는 가구와 막내 외에 자녀가 더 있는 가구는 평균소비성향에 미치는 영향이 다르게 나타날 수 있다.

〈표 4〉 자녀의 수로 분류한 추정결과

	자녀수 1명	자녀수 2명	자녀수 3명 이상
가처분소득	-0.481 (-15.37)***	-0.509 (-19.58)***	-0.514 (-13.88)***
금융자산	0.034 (5.29)***	0.027 (4.23)***	0.039 (3.41)***
부동산자산	0.016 (2.27)**	0.042 (7.19)***	0.045 (4.79)***
가구주연령	0.048 (5.76)***	0.033 (3.34)***	0.032 (1.45)
가구주연령 ²	-0.000 (-5.07)***	-0.000 (-2.48)**	-0.000 (-0.99)
가구원 수	0.061 (3.72)***	0.008 (0.38)	0.043 (1.85)*
(교육 = 전문대)	0.055 (2.47)**	0.045 (2.67)***	0.009 (0.32)
(교육 = 대학교)	0.062 (3.40)***	0.073 (4.91)***	0.032 (1.14)
(교육 = 대학원)	0.149 (5.38)***	0.110 (5.55)***	0.124 (3.26)***
(여성가구주=1)	-0.084 (-3.40)***	-0.053 (-1.41)	-0.095 (-1.45)
(수도권거주=1)	0.045 (3.23)***	0.027 (2.15)**	0.031 (1.31)
연령차	-0.004 (-2.40)**	-0.010 (-6.54)***	-0.019 (-5.35)***

	자녀수 1명	자녀수 2명	자녀수 3명 이상
상수항	2,962 (12.37)***	3,735 (13.30)***	3,863 (7.91)***
R-squared	0.4678	0.4373	0.4903
관측치수	1,402	2,259	500

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

자녀의 수가 많으면 이에 따라 예상되는 미래소비가 더 커질 것이므로 자녀의 수가 많은 가구에서 연령차가 평균소비성향에 미치는 영향이 더 크게 나타날 수 있다. 이를 살펴보기 위하여 자녀수가 1인, 2인, 3인 이상인 가구로 구분하여 동일한 회귀분석을 수행하였다.

<표 4>를 보면 연령차에 대한 계수가 자녀수에 따라 다르게 나타나고 있음을 알 수 있다. <표 4>의 첫 번째 열의 1인 자녀 가구에서는 연령차에 대한 계수가 -0.004로 추정된데 비해 2인 자녀 가구에서는 -0.010으로 두 배 이상 큰 것으로 나타났으며, 3인 이상 자녀 가구에서는 -0.019로 더욱 크게 추정되었다. 그리고 세 경우 모두 연령차에 대한 계수는 통계적으로 매우 유의하였다. 이러한 결과는 자녀의 수가 많을수록 예상되는 미래소비가 커질 것이므로 연령차가 평균소비성향에 미치는 효과도 커질 것임을 의미한다.

2. 자녀의 연령대에 따른 분석

앞에서의 분석에서는 막내자녀의 연령대와 관계없이 연령차 변수를 정의하였다. <표 5>에서는 자녀의 학령에 따라 막내자녀가 미취학아동인 경우, 초등학교인 경우, 중학교인 경우, 고등학교인 경우, 대학생인 경우로 구분한 후 각각에 대한 연령차의 계수를 추정한 결과가 제시되어 있다.

<표 5>를 보면 연령대에 따라 연령차에 대한 계수가 상이하게 추정되고 있음을 알 수 있다. <표 5>의 첫 번째 열에서 막내자녀가 대학생인 가구는 연령차가 평균소비성향에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 추정계수가 0.000이었으며 t값도 0.02에 불과하였다. 두 번째 열의 막내자녀가 고등학교인 경우는 연령차의 계수가 0.021로 양의 값을 보였으며 통계적으로 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 막내자녀가 중학교인 가구에서

〈표 5〉 막내자녀의 학령대로 분류한 추정결과

	대학생	고등학생	중학생	초등학생	미취학
가처분소득	-0.507 (-10.61)***	-0.493 (-11.27)***	-0.530 (-10.91)***	-0.505 (-17.47)***	-0.482 (-13.20)***
금융자산	0.025 (2.65)***	0.058 (4.48)***	0.032 (3.06)***	0.042 (5.63)***	0.014 (1.63)
부동산자산	0.040 (4.41)***	0.038 (3.82)***	0.053 (5.44)***	0.030 (3.98)***	0.026 (2.95)***
가구주연령	0.064 (1.60)	-0.087 (1.85)*	0.039 (0.91)	0.032 (1.50)	0.052 (2.32)**
가구주연령 ²	-0.001 (-1.77)*	0.001 (1.29)	-0.000 (-0.87)	-0.000 (-0.93)	-0.000 (-1.56)
가구원 수	0.063 (3.32)***	0.069 (3.77)***	0.081 (4.07)***	0.067 (6.26)***	0.088 (7.86)***
(교육= 전문대)	0.048 (1.46)	0.060 (1.39)	0.041 (1.12)	0.068 (2.99)***	-0.009 (-0.43)
(교육= 대학교)	0.067 (2.72)***	0.096 (3.59)***	0.117 (3.36)***	0.051 (2.86)***	0.027 (1.27)
(교육= 대학원)	0.180 (3.76)***	0.068 (1.68)*	0.080 (2.06)**	0.129 (5.06)***	0.090 (3.20)***
(여성가구주=1)	-0.030 (-0.83)	-0.059 (-1.49)	-0.034 (-0.61)	-0.077 (-2.08)**	-0.134 (-1.61)
(수도권거주=1)	-0.001 (0.04)	0.049 (2.07)**	0.060 (2.48)**	0.061 (3.78)***	0.023 (1.48)
연령차	0.000 (0.02)	0.021 (1.85)*	-0.002 (-0.17)	-0.014 (-3.72)***	-0.017 (-3.84)***

	대학생	고등학생	중학생	초등학생	미취학
상수항	2,564 (2.59)***	5,909 (5.39)***	3,178 (3.07)***	3,528 (7.38)***	3,258 (8.49)***
R-squared	0.4604	0.4493	0.4820	0.4681	0.4415
관측치수	750	560	534	1,075	1,242

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

도 연령차의 계수가 음으로 나타나기는 하였으나 통계적으로 유의하지 않아 평균소비성향에 영향을 주지 못하는 것으로 추정되었다.

이에 반하여 막내자녀가 초등학생이거나 미취학 아동인 경우에는 연령차의 계수가 통계적으로 매우 유의한 음의 값이 추정되고 있다. 막내자녀가 초등학생인 경우는 연령차에 대한 계수가 -0.014로 추정되었으며 막내자녀가 미취학아동인 경우에는 계수가 -0.019로 더 크게 추정되었고 두 경우 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다.

이러한 결과는 연령차가 평균소비성향을 낮춘다는 결과가 주로 연령이 낮은 자녀가 있는 가구에서 유래되고 있음을 의미한다. 막내 자녀가 취학 전이거나 초등학생인 가구는 자녀교육 등에 필요한 예상 소비지출이 상대적으로 클 것이며 따라서 미래를 위한 저축의 필요성이 높다고 할 수 있다.¹⁰⁾ 그리고 이러한 저축이 필요한 정도는 가구주와 자녀간의 연령차와 적어도 부분적으로 관련되어 있을 가능성이 있다.

VI. 맺음말

급속하게 진행되고 있는 인구구조 변화와 더불어 초혼연령 및 출산연령의 상승은 사회전반에 추가적인 변화를 초래할 수 있다. 본 연구는 출산연령의 상승으로 인한 부모와 자녀간의 연령차 확대가 평균소비성향에 미치는 영향을 횡단면자료를 이용하여 분석하였다. 본 연구의 추정결과에 의하면 부모와 자녀 사이에 연령 차이가 클수록 가구의 평균소

10) 이승신(2002)은 자녀가 중고등학생일 경우 사교육비 지출이 높음을 보이고 있다. 또한 이성림(2005)은 사교육비 부담이 증가함에 따라 소비지출 배분의 조정과 함께 실제 생활수준의 저하를 경험하게 된다고 주장하였다.

비성향은 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 연령차가 클수록 가구의 미래소득에 비해 자녀의 교육비 등 가구의 미래소비가 상대적으로 클 것으로 예상되면서 소비를 줄이는 것으로 해석될 수 있다.

참고문헌

- 공선영 (2006). 경제위기 이후 인구학적 특성 및 사회경제적 특성이 기혼여성의 출산에 미치는 영향. <보건과 사회과학>, 19권, 119-149.
- 유홍준·현성민 (2010). 경제적 자원이 미혼 남녀의 결혼 연기에 미치는 영향. <한국인구학>, 33권 1호, 75-101.
- 이성림 (2005). 사교육비 부담과 가계의 소비지출. <한국가정관리학회지>. 23권 3호, 63-76.
- 이승신 (2002). 가계의 사교육비 지출과 경제적 복지. <대한가정학회지>, 40권 7호, 211-227.
- Sohn, K. (2017). Parents are rapidly getting older in South Korea. *Human Fertility*, 20(3), 212-216.

ABSTRACT

The effects of age difference between parents and children on average propensity to consume

Lee, Hang Yong

Professor, College of Economics and Finance, Hanyang University

Kang, In Soon

Ph.D student, College of Economics and Finance, Hanyang University

Age difference between parents and children has been increasing in Korea. This paper investigates the effects of the age difference on the average propensity to consume using a household cross-section data. Estimation results show that the age difference is negatively associated with the average propensity to consume. This finding is robust to the measures of age difference and the number of children. However, the negative association is strong only in the sample of young children. The empirical findings suggest that the households with larger age difference have higher present value of expected future consumption relative to the present value of expected future income, thereby tend to reduce consumption and increase savings.

KEY WORDS average propensity to consume • household consumption • age difference

Received August 28, 2017
Revised October 10, 2017
Accepted October 20, 2017