

자가소유 노인가구의 자산효과 변화 분석*

Changing Wealth Effects of Home-owning Elderly Households

이 현 정** · 윤 정 득***

Lee, Hyunjeong · Yoon, Jungduck

目次

- | | |
|----------------------|---------------|
| I. 서론 | 2. 변수의 구성 |
| 1. 연구배경 및 목적 | 3. 자산효과 변화 분석 |
| 2. 연구방법 | IV. 결론 |
| II. 이론적 배경 및 선행연구 검토 | <abstract> |
| 1. 자산효과에 관한 이론적 배경 | <참고문헌> |
| 2. 선행연구 검토 | |
| III. 실증분석 | |
| 1. 분석대상 가구의 일반적 특성 | |

ABSTRACT

1. CONTENTS

(1) RESEARCH OBJECTIVES

This research is designed to examine changing wealth effects of home-owning elderly households on consumer spending by comparing the consumption elasticity between 2002 and 2012. In particular, household spending on non-durable goods is analyzed to find out how it is affected by financial asset, housing asset, real estate asset, and real estate income as well as aggregate asset and net asset.

(2) RESEARCH METHOD

This research used the Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS) of 2002 and 2012, and 420 elderly households aged 65 and over in 2012 were 430 late-middle aged households ranging from 55 to 63. To analyze the ten-year difference in the wealth effect, the data were transformed using the logarithm function.

(3) RESEARCH FINDINGS

The elderly households had largely increased housing and real estate assets, and accordingly the housing wealth effect substantially grew. The consumption elasticity of housing asset became greater

* 본 논문은 2012년도 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 기초연구사업 지원을 받아 수행된 것임(과제번호: 2012R1A1A2038838)

** 주 저 자 : 경희대학교 주거환경학과 부교수, PhD, ecohousing@khu.ac.kr

*** 교신저자 : 강남대학교 부동산학과 초빙교수, 부동산학박사, yjd660@hanmail.net

▷ 접수일(2015년 2월 28일), 수정일(1차: 2015년 4월 14일, 2차: 2015년 5월 5일), 게재확정일(2015년 5월 20일)

in 2012 than in 2002, which wasn't statistically significant.

2. RESULTS

The results reveal that the aggregate asset of elderly households had increased from 2002 to 2012, and housing asset had a greater wealth effect than any other asset in 2012 while financial asset did in 2002. The housing asset effect was larger for those with low debt-to-asset ratio living in apartment. Also, the wealth effect of real estate income was statistically significant.

3. KEY WORDS

• Elderly households, Wealth effect, Housing wealth, Homeownership, Real estate income

국문초록

본 연구는 자가소유 노인가구의 자산유형별 소비탄력성의 변화를 살펴보기 위해 한국노동패널조사자료(KLIPS) 5차년도(2002년)와 15차년도(2012년)를 분석하여 자산효과 변화를 조사하였다. 총자산과 부동산 소득의 소비탄력성은 십년 사이 소폭 증가한 반면 주택자산의 소비탄력성은 약 3배가량 더 높아졌다. 자산유형별 자산효과는 2002년 금융자산이, 2012년 주택자산이 가장 높았다. 부동산 소득의 자산효과도 증가하였다. 한편, 주택유형과 자산대부채비율에 따른 자산효과를 살펴본 결과, 주택유형에 상관없이 금융자산과 주택자산의 소비탄력성이 십년 전에 비해 두드러지게 증가한 반면, 부채-자산비율에서는 부채비율이 낮은(25% 이하) 노인가구는 총자산, 순자산의 소비탄력성이 십년 전에 비해 현저히 증가한 반면, 부채비율이 높은(25% 초과) 가구는 금융자산, 부동산소득의 소비탄력성이 크게 상승하였다. 또한 은퇴 후 근로소득의 단절로 인한 대체소득원으로 부동산소득에 의존하면서 그 자산효과가 증가하였다. 따라서, 노인가구의 보유 자산에 대한 저금리 담보대출 또는 세제혜택 등 다양한 정책 실행으로 향상소득을 통한 자산효과로 적정 소비를 유도할 수 있도록 해야 할 것이다.

핵심어 : 노인가구, 자산효과, 주택자산, 자가소유, 부동산소득

I. 서 론

1. 연구배경 및 목적

도시화 및 산업화에 따른 사회 변화는 가족 구조의 변화를 가져왔고 의학기술의 발달은 인간 수명의 연장과 노인인구의 급증이라는 인구 구조의 변화를 가져왔다. 우리나라 인구구조의 변화는 <표 1>을 통해서 살펴보는 바와 같이 유소년(0~14세) 인구의 감소세와 노인(65세 이상) 인구의 증가세가 두드러져 생산가능 인구(15~64세)는 2016년을 정점으로 감소할 것으

로 전망된다. 특히, 인구 고령화가 급속히 진전됨에 따라 총 인구 중 65세 이상의 노인 인구 비율은 1970년 3.1%에서 2000년 7.2%, 2014년 현재 12.7%, 2030년 24.3%, 2060년 40.1%로 크게 증가할 것으로 전망되고 있다. 이러한 노인 인구의 증가에 따른 인구구조의 변화는 생산가능 인구의 부양 부담을 가중시킬 뿐만 아니라 개별 가구의 소비수준의 하향조정으로 이어져 경제성장을 저하시키는 요인이 된다.

국내 총생산(GDP)에서 민간소비가 차지하는 비중은 50~60%에 이를 정도로 경제성장에 있어 매우 중요하다.¹⁾ Carroll(1994)²⁾는

1) 김봉호·홍성인, 경제학원론, 청목출판사, 2008, pp.460~461.

<표 1> 인구변화

(단위 : 천명, %)

구분	1970	1980	1990	2000	2010	2014	2016	2020	2030	2040	2050	2060
인구수 (%)	0~14세	13,709 (42.5)	12,951 (34)	10,974 (25.6)	9,911 (21.1)	7,975 (16.1)	7,199 (14.3)	6,899 (13.6)	6,788 (13.2)	6,575 (12.6)	5,718 (11.2)	4,473 (9.9)
	15~64세	17,540 (54.4)	23,717 (62.2)	29,701 (69.3)	33,702 (71.7)	35,983 (72.8)	36,839 (73.1)	37,039 (72.9)	36,563 (71.1)	32,893 (63.1)	28,873 (56.5)	21,865 (49.7)
	65세이상	991 (3.1)	1,456 (3.8)	2,195 (5.1)	3,395 (7.2)	5,452 (11.0)	6,386 (12.7)	6,864 (13.5)	8,084 (15.7)	12,691 (24.3)	16,501 (32.3)	17,991 (40.1)
합 계		32,240 (100)	38,124 (100)	42,870 (100)	47,008 (100)	49,410 (100)	50,424 (100)	50,802 (100)	51,435 (100)	52,159 (100)	51,092 (100)	48,121 (100)

출처 : 통계청(2012)

1960년에서 1961년 사이와 1968년에서 1985년 사이의 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 이용하여 분석한 연구에서 미래소득의 불확실성이 증가할수록 소비가 감소한다고 하였고, 남주하(2004)³⁾는 1990년에서 2000년까지의 「도시가계조사자료」를 이용하여 60세 이후에 부(富)가 감소한다는 연구결과를 내놓았다. 이와 같이 노인가구는 미래소득의 불확실성 속에서 부(富)가 감소하게 되며 그에 따라 소비도 줄어든다. 가계소비감소는 경제성장의 장애요인이 되므로 노인가구의 경우, 보유한 자산의 가치변동에 따른 자산효과(wealth effect)로 이들 가구의 적정 소비를 유지시킬 필요가 있다. 과거 부동산은 유동성이 떨어지는 자산이었으나 저당권설정 또는 자산유동화 상품의 개발로 현금화가 보다 쉬워짐에 따라 부동산가격의 상승은 소비의 증가로 이어질 개연성은 높아졌다. Ortalo-Magne and Rady(2006)⁴⁾의 연구에서도 주택 가격 상승에 따라 주택자산의 담보가치가 증대되면 레버리지 효과(leverage effect)를 통한 대출금 비중의 감소로 인해 가구소비가 증가할 수 있다고 하였다. 이와 같이 자산효과는 노인가구의 소비를 끌어내는 필요소득의 역할뿐 아니라 경제순환에 있어도 순기능을 하게 된다.

이와 관련하여 본 연구에서는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study, KLIPS) 15차년도(2012)의 노인가구가 10년 전인 KLIPS 5차년도(2002)와 비교하여 자산효과의 변화가 있는지를 분석하고 그 시사점을 제시하고자 한다. 기존 연구들은 대부분 특정 세대의 일정시점 또는 특정 연령에 국한하였으나 본 연구는 특정세대의 자산효과를 일정기간의 차이를 두고 그 변화를 살펴본다는 점에서 그 의의가 있다. 또한, 자산효과 소비함수식의 종속변수는 비내구재 소비만을 대상으로 하였다. 즉, 민간소비 총지출은 가계가 구입한 최종 생산물인 재화와 서비스의 시장가치 중 파악이 불가능한 서비스의 시장가치를 제외한 재화의 시장가치로 구입시점마다 소비지출이 이루어지고 그때마다 효용을 충족시켜주는 비내구재 소비만을 대상으로 하였다. 그리고 부동산으로부터 발생하는 임대소득, 자본이득 등의 총합인 부동산소득을 분석모형에 포함시킨 점이 본 연구의 특징이다.

2. 연구방법

본 연구에서는 노인가구의 자산효과의 변화를 분석하고자 한국노동패널조사(KLIPS)의 자

2) Carroll, Christopher, "How Does Future Income Affect Current Consumption?," *Journal of Economics* 109, 1994, pp.111-148.

3) 남주하 · 이수희 · 김상봉, "고령화가 개별 가구의 자산규모, 소비 및 저축에 미치는 효과분석", 「한국 인구 고령화의 경제적 효과」 세미나 제3주제, 한국경제연구원, 한국일보사, 2004, pp.85-125.

4) Ortalo-Magne, F. and S. Rady, "Housing Market Dynamics : on the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints", *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, 2006, 73(2), pp.459-485.

가 가구 비집계 미시자료를 사용하였다. 즉 본 연구에서는 전국에 거주하는 55세 이상 63세 이하의 노인가구로서 1차 년도에서 5차 년도까지 조사의 연속성을 유지한 총 430명의 가구주와 여기서 사망 사고 인원을 제외한 5차 년도에서 15차 년도까지 조사의 연속성을 유지한 65세 이상 73세 이하의 420가구를 대상으로 하였다. 이들 노인가구의 자가 소유 자산에 대한 10년 전·후의 자산효과와 변화를 SPSS 21.0 통계패키지 프로그램을 이용하여 실증 분석하였다. 본 연구의 구성은 I 장 서론에 이어 II 장에서는 2차 자료를 활용하여 자산효과와 관련된 이론적 배경 및 선행연구들을 검토한다. III 장은 분석모형을 유도하고 실증분석을 실행하여 그 결과를 해석한다. 마지막 IV 장에서는 분석결과를 요약하고 그 시사점을 제시한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 자산효과에 관한 이론적 배경

자산효과와 연관된 소비에 관한 대표적 이론으로는 Friedman의 항상소득가설과 Modigliani의 생애주기가설이 있다. 먼저, Friedman(1957)의 항상소득가설은 실제소득(measured income; Y)이 항상소득(permanent income; Y^P)과 임시소득(transitory income; Y^T)의 합으로 구성($Y = Y^P + Y^T$)되며, 이때의 소비는 당기의 절대소득에 의존하는 것이 아니라 장기적인 기대치로서의 항상소득에 의존(비례)한다고 하였다.⁵⁾ 즉 소비는 가계가 평생 동안 벌어들일 수 있을 것으로 예상되는 소득을 현재가치로 할인한 자산(wealth)에 의해 결정된다는 것이다. 따라서

$$Y = Y^P + Y^T$$

$$\sum_{t=1}^{\infty} \frac{Y_t}{(1+r)^{t-1}} = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{Y^P}{(1+r)^{t-1}} + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{Y_t^T}{(1+r)^{t-1}} \text{ 이 되}$$

고 임시소득(Y^T)은 장기적으로 0으로 보므로 여기

$$\sum_{t=1}^{\infty} \frac{Y_t^T}{(1+r)^{t-1}} = 0 \text{ 을 대입하면}$$

$$Y^P = W \text{ 그러므로 } W = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{Y_t}{(1+r)^t} \text{ 이 된다.}$$

이와 같이 항상소비는 항상소득에 비례함에 따라 항상소비는 자산(W)의 영향을 받는다고 할 수 있다. 그리고 Modigliani(1954)⁶⁾의 ‘생애주기 가설’에 따르면 현재 소비는 생애를 염두에 두고 결정하며, 총소득은 자산소득(W)과 노동소득(L)으로 구성된다고 가정한다. 따라서 생애주기 가설의 소비함수식은 $C_t = aW_t + bL_t$ (W_t 는 자산, L_t 는 노동, a, b 의 계수는 각각 자산소득의 한계소비성향, 노동소득의 한계소비성향)로 나타낸다. 따라서 단기에는 자산소득은 고정되어 있으므로 노동소득의 증가에 따라 소비가 증가하므로 평균소비성향(APC)이 한계소비성향(MPC)보다 크다.

본 연구에서 소득은 금융자산과 주택자산, 주택 외 부동산자산, 그리고 부동산소득에 의해 창출된다고 가정하고 이들 자산의 소비효과에 관한 선행연구들을 검토한다.

2. 선행연구 검토

자산효과와 관련한 선행연구를 살펴본 내용은 다음과 같다. 먼저, Dynan and Maki(2001)⁷⁾는 1983년~1989년의 Consumer Expenditure Survey인 집계자료를 사용하여 연구한 결과, 주식가격이 1달러 상승하면 5~15센트의 소비증가를 가져오는 자산효과가 있다고 하였다. 김미형(2008)⁸⁾의 연구에서는 전국가계평균자료와

5) 김경환·김종석, 맨큐의 경제학, 교보문고, 2002, p.498.

6) 상계서, P.498.

7) Dynan, Karen E., and Maki, Dean M. "Does Stock Market Wealth Matter for Consumption?" Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, FEDS Discussion Paper, No. 2001-23, 2001, pp.1-39.

지역별가계자료를 이용하여 자산의 소비효과를 분석한 결과, 주식자산은 가계소비에 유의적인 영향을 미쳤지만 부동산자산은 유의성이 없는 것으로 나타났다. 그리고 수도권에서는 부동산자산만, 비수도권에서는 금융자산과 부동산자산 모두 소비에 양(+)의 유의적인 영향을 미치는 자산효과가 있는 것으로 분석되었다.

이항용⁹⁾은 1996년의 국부조사통계 자료의 순주택자산 가치를 이용하여 분석한 결과, 부채-자산비율이 높을수록 주택자산에 대한 소비탄력성은 작은 것으로 나타났다. 특히, 비내구재의 소비탄력성은 주택자산의 가치가 1% 증가 시 약 0.03~0.05% 증가한다고 하였다. 허문종·조정환(2013)¹⁰⁾은 장기 소비함수를 추정한 결과, 주택가격이 10% 상승하면 장기적으로 가계 소비는 0.3% 증가한다고 하였다. Benjamin et al.(2004)¹¹⁾는 미국의 주(州) 단위 데이터를 이용하여 자산효과를 분석한 결과, Case, K. E, Quigley & Shiller(2005)¹²⁾와 마찬가지로 주택자산이 금융자산에 비해 훨씬 큰 자산효과를 나타낸다고 하였다.

1950년대에 이미 자산효과에 관한 이론이 정립되었고 이후 미국을 중심으로 이에 관한 많은 연구가 진행되어왔다. 우리나라에서는 1990년대 후반과 2000년대 중반 이후 자산효과에 관한 연구가 주택자산과 금융자산을 중심으로 본격적으로 진행되어 왔으며, 대체로 주택자산의 효과가 소비에 미치는 영향이 금융자산에 비해 훨씬 큰 것으로 나타났다.

한편, 노동패널조사를 활용하여 주택 자산효과를 살펴본 국내 연구가 소수 있었는데, 이들 연구들은 개별년도의 몇가지 연령그룹에 따른 횡단면 분석이 대다수였다. 즉, 11차년도(2008) 패널데이터를 이용하여 전국에 거주하는 가구를 4가지 연령대(49세 미만, 49-54세, 55-64세, 65세 이상)로 구분하여 자산효과를 살펴본 김용진 외(2013)¹³⁾ 연구, 13차년도 패널데이터를 토대로 수도권에 거주하는 자가소유 베이비부머와 고령자 간의 자산효과를 비교한 윤정득·이현정(2014)¹⁴⁾의 연구, 13차년도 자료를 가지고 전국의 자가소유 베이비부머의 자산효과를 분석한 이현정·윤정득(2014)¹⁵⁾의 연구 등이 있었다. 이들 미시 연구들은 다소 상이한 결과들을 보였지만, 주택자산이 다른 유형의 자산들보다 가구소비에 미치는 영향이 크다는 점은 동일하였다. 그러나 최근 발표된 노동패널데이터를 사용하여 시간적 차이를 두고 자산효과와 변화를 살펴본 연구는 전무하였다.

III. 실증분석

1. 분석대상 가구의 일반적 특성

한국노동패널조사 15차년도(2012)에서 전국에 거주하는 현재 65세 이상 73세 이하의 자가 소유 노인가구주(420가구)를 대상으로, 이들이 그로부터 10년 전인 한국노동패널 5차년

8) 김미형, “금융자산과 실물자산의 소비효과”, 한국경영교육학회, 경영교육논총, 2008, 제51집, pp.25-43.

9) 이항용, “주택가격 변동과 부의 효과”, 금융경제연구, 한국은행, 2004, 제181호, pp.1-30.

10) 허문종·조정환, “주택가격 변동의 소비에 대한 자산효과 추정 및 시사점”, 금융경제분석 경제연구, 우리금융경영연구소, 2013, 2013-03, pp.1-49.

11) Benjamin, J.D., Chinloy, P.T., and Jud, G.D. “Why do Households Concentrate Their Wealth in Housing?”, *Journal of Real Estate Research*, NY : CUNY. 2004, 26(4). pp.229-244.

12) Case, K. E, Quigley, J. M., and Shiller, R.J. “Comparing Wealth Effects : the Stock Market versus the Housing Market”, *Advances in Macroeconomics*, CA : Berkeley Electronic Journals. 2005, vol.5, no.1, pp.1-31.

13) 김용진·이석희·홍애령·윤나리·윤선종, “연령 그룹별 주택자산효과 차이에 관한 연구”, 도시행정학보, 한국도시행정학회, 2013, 제26집 제2호, pp.19-41.

14) 윤정득·이현정, “베이비부머와 고령자의 자산효과 차이 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 58집, pp.86-100.

15) 이현정·윤정득, “자가 소유 베이비부머의 자산유형별 자산효과 분석”, 부동산연구, 한국부동산연구원, 2014, 제24권 제2호, pp.33-46.

도(2002) 당시 55세 이상 63세 이하였던 자가 소유 노인가구(430가구)에 대해 살펴보고, 이들의 일반적 특성을 정리하면 <표 2>와 같다.

<표 2> 분석대상 가구의 일반적 특성

(단위: 세, %, 만원)

구 분			통계량				
			최소값	최대값	평균 (중위수)	표준 오차	N (결측)
성별	2002	남	320명(74.4%)				430
		여	110명(25.6%)				(0)
	2012	남	313명(74.5%)				420
		여	107명(25.5%)				(0)
연령	2002	55	63	58.95 (59.00)	0.129	430 (0)	
	2012	65	73	68.91 (69.00)	0.129	420 (0)	
가구 원수	2002	1	7	3.36 (3.00)	0.063	430 (0)	
	2012	1	7	2.26 (2.00)	0.052	420 (0)	
교육 수준	2002	2	8	4.26 (4.00)	0.066	430 (0)	
	2012	2	8	4.19 (4.00)	0.067	420 (0)	
월평균 생활비	2002	0	600	132.55 (120.00)	3.922	430 (0)	
	2012	19	800	151.22 (130.00)	4.74	420 (0)	
부족한 생활비 마련법	2002	-	-	-	-	-	
	2012	1	11	5.46 (8.00)	0.394	69 (351)	
가계의 부담	2002	1	16	7.35 (5.00)	0.281	430 (0)	
	2012	1	15	7.00 (5.00)	0.273	420 (0)	

출처: 한국노동패널조사(KLIPS) 5차년도(2002) 및 15차년도(2012)

조사대상 가구의 성비는 7:3으로 나타났으며, 연령은 2002년 평균 59세인 반면 2012년 평균 69세였다. 가구원 수는 2002년 평균 3.36명이었으나 2012년 자식들의 출가 등으로 평균 2.25명으로 감소하였다. 교육수준은 ‘중졸’로 낮은 편이었고, 월평균생활비는 2002년 133만원이었으나, 2012년 151만원으로 10만원 정도 높았다. 이는 자녀의 교육비, 결혼 준비 등에 기인한 것으로 보인다. 부족한 생활비의 마련 방법은 중위수를 기준으로 보면, 저축이나 예금, 적금을

해약하여 충당하는 것으로 나타났다. 가계의 부담으로 작용하는 것은 2002년과 2012년 모두 ‘빚(채무)의 원리금 상환’이었다.

노인가구가 거주하는 주택유형과 그 규모에 변화가 있는지 살펴본 결과는 <표 3>과 같다. 주택유형은 2002년에는 APT보다 APT외의 주택에 거주한 경우가 3배 정도 더 많았으나, 2002년 후 10년이 지나서는 그 비(比)는 줄어들었다. 그리고 극단치를 고려하여 중위수를 기준으로 보면, 대지면적과 연건평 모두 2012년이 2002년 보다 조금 더 넓은 것으로 분석됨에 따라 노인가구는 연령이 많아짐에 따라 부동산자산의 규모를 늘려 보다 안정적으로 운용하려는 경향을 알 수 있다.

<표 3> 분석대상 가구의 주택특성

(단위: 세, %)

구 분			통계량				
			최소값	최대값	평균 (중위수)	표준 오차	N (결측)
거주 주택 종류	2002	APT	115				430 (0)
		APT외	315				
	2012	APT	136				420 (0)
		APT외	284				
대지 면적 (평)	2002	0	3,300	86.85 (50.00)	14.77	232 (198)	
	2012	5	399	84.58 (58.00)	4.638	207 (213)	
연건 평	2002	0	1,700	36.75 (25.00)	7.36	232 (198)	
	2012	5	225	34.98 (30.00)	1.676	207 (213)	

출처: 한국노동패널조사(KLIPS) 5차년도(2002) 및 15차년도(2012)

한편, 분석대상 가구의 소득에 대해서 살펴본 결과는 다음의 <표 4>와 같다. 노인가구의 연평균 근로소득은 중위수를 기준으로 2002년 2,000만원에서 10년이 지나서는 1,873만원으로 감소한 것으로 나타났지만, 부동산소득은 2002년 244만원에서 10년 후에는 365만원으로 상승하였다. 이는 노인가구들이 주식 등의 위험성이 높은 금융자산 보다 안전성이 높은 부동산

<표 4> 분석대상 가구의 소득 구성

(단위: 세, %, 만원)

구 분		통계량				
소득 종류	연도	최소값	최대값	평균 (중위수)	표준 오차	N (결측)
근로 소득	2002	0	12000	2,377.96 (2000.00)	92.55	386 (44)
	2012	50	12180	2,462 (1873.00)	118.15	281 (139)
부동산 소득	2002	0	20000	243.62 (0.00)	61.41	430 (0)
	2012	0	18000	364.58 (0.00)	64.89	420 (0)
이전 소득	2002	0	5000	27.31 (0.00)	27.31	430 (0)
	2012	0	3110	328.56 (164.00)	22.99	420 (0)

출처: 한국노동패널조사(KLIPS) 5차년도(2002) 및 15차년도(2012)

산자산을 보유하면서 임대수입, 매매차익 등을 취한 결과로 보인다. 그리고 이전소득은 생산에 대한 대가로 받는 보수가 아닌 가계 소득의 형태로 들어오는 수입인 국민기초생활보장급여, 정부보조금 등을 합산한 것을 말한다. 노인가구의 연평균 이전소득은 2002년 27만원에서 10년 후에는 328만원으로 12배 이상 상승하였다.

분석대상 노인가구의 자산 유형별 기술통계치와 부채상태에 대한 분석 결과는 <표 5>와 같다. 금융자산의 중위수를 보면 2002년 연평균 400만원에서 2012년 380만원으로 감소한 반면, 주택자산은 2002년 7,000만원에서 10년 후 14,000만원으로 상승하였다. 주택 외 부동산자산도 2002년 1,395만원에서 2012년 15,000만원으로 상승하였다. 총자산은 2002년 평균 연 12,463만원에서 10년 후 27,167만원으로 2배 이상 증가하였다.

2. 변수의 구성

노인가구에 대한 자산효과의 변화를 분석하기 위해 종속변수는 비내구재 연간 소비액의 로그변환 값으로 하였다. 비내구재 소비액에 항목은 KLIPS에 제시된 내구재를 제외한 식비, 외식비, 차량유지비, 교양오락비, 피복비 등으로

<표 5> 분석대상 가구의 가계자산 구성

(단위: 세, %, 만원)

자산 유형	연도	최소	최대	평균 (중위수)	평균의 표준오차	N
금융자산	2002	0	90,000	2,234.05 (400.00)	278.66	430
	2012	0	70,000	2,669.71 (380.00)	313.54	420
주택자산	2002	0	60,000	8,530.81 (7000.00)	396.530	430
	2012	0	600,000	21,573.35 (14000.00)	1714.93	420
주택외 부동산 자산	2002	0	200,000	4,481.43 (1394.89)	0.00	163 (267)
	2012	1,000	113,000	25,061.39 (15000.00)	3579.647	49 (371)
총자산	2002	0	221,000	12,463.64 (8365.00)	809.51	430
	2012	0	603,000	27,166.89 (18000.00)	1872.69	420
순자산	2002	-27,001	191,000	10,322.85 (6999.00)	778.63	430
	2012	-111,000	453,000	23,614.25 (16000.00)	1592.00	420
부채	2002	0	50,000	2,140.78 (0.00)	229.89	430
	2012	0	150,000	3,552.64 (0.00)	607.66	420

출처: 한국노동패널조사(KLIPS) 5차년도(2002) 및 15차년도(2012)

하였다. 독립변수는 종속변수인 비내구재 소비에 영향을 미칠 것으로 판단되는 노인가구의 일반적 특성인 가구주의 연령, 교육수준, 가구원수, 현재 거주하는 주택유형 등이며, 가계 재무와 관련된 변수로는 총자산, 금융자산, 주택자산, 주택 외 부동산자산, 자산대비부채비율, 순자산, 부동산소득으로 하였다. 이들 가계 재무와 관련된 변수 중 부채-자산 비율을 제외한 변수들은 로그 변환한 값이다.

3. 자산효과의 변화 분석

노인가구의 자산효과 변화를 분석하기 위하여 로그선형회귀모형을 설정하고 이에 근거하여 자가 소유 노인가구의 연도별, 주택유형별, 자산대비 부채비율별 자산효과를 추정하였다. 부채비율¹⁶⁾은 이항용(2004)의 부채-자산비율 0.25를 기준으로 0.25이하와 0.25초과의 가구로 나누어 분석하였다.

1) 분석모형

자가 소유 노인가구의 자산효과 변동 추이를 실증분석하기 위한 소비함수식은 총자산 모형(모형 1), 금융자산, 주택자산, 주택외 부동산자산 등 자산유형별로 구분한 모형(모형 2), 순자산모형(모형 3), 부동산소득 모형(모형 4) 등 네 가지로 설정하였다.

모형 1: 총자산에 관한 소비탄력성 추정

$$\ln C = B_0 + B \ln TW + \varepsilon$$

모형 2: 자산종류별 소비탄력성 추정

$$\ln C = B_0 + B(\ln FW + \ln HW + \ln OW) + \varepsilon$$

모형 3: 순자산에 관한 소비탄력성 추정

$$\ln C = B_0 + B \ln NW + \varepsilon$$

모형 4: 부동산소득에 관한 소비탄력성 추정

$$\ln C = B_0 + B \ln RI + \varepsilon$$

여기서 C 는 비내구재 가계소비, TW 는 총자산, FW 는 금융자산, HW 는 주택자산, OW 는 주택 외 부동산자산, NW 는 순자산, TD 는 총부채, RI 는 부동산소득을 나타낸다.

2) 실증분석의 결과 및 해석

노인가구의 비내구재 소비에 대한 자산효과 변동 분석의 결과는 <표 6>에서 <표 9>에 나타난 추정치와 같다. 먼저 전국에 거주하는 자가소유 노인가구의 2002년과 2012년 각각의 총자산에 대한 소비탄력성은 <표 6>의 1-1열과 같다. 두 연령대의 총자산과 가구원수, 학력수준 등 독립변수의 종속변수에 대한 설명력은 각각 48%와 44%이며, 가구주 연령을 제외한 모든 변수는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다.

<표 6> 총자산에 관한 모형(모형1)

구분	연도		주택유형				부채-자산비율			
	2002	2012	APT		APT외		0.25이하		0.25초과	
			2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
	1-1		1-2		1-3		1-4		1-5	
	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)
ln	0.065	0.090	0.131	0.126	7.504E-006	0.069	0.060	0.116	0.108	0.032
(총자산)	(5.838)***	(4.521)***	(2.704)***	(3.571)***	(5.285)***	(2.814)***	(5.175)***	(5.198)***	(2.945)***	(0.682)
가구원수	0.512	0.804	0.548	0.704	0.553	0.817	0.522	0.857	0.506	0.672
	(7.255)***	(9.987)***	(4.077)***	(3.711)***	(6.648)***	(8.561)***	(6.678)***	(9.670)***	(2.896)***	(2.780)***
가구원수 ²	-0.043	-0.081	-0.044	-0.066	-0.047	-0.082	-0.044	-0.093	-0.043	-0.061
	(4.551)***	(6.354)***	(2.220)**	(1.881)*	(4.244)***	(5.641)***	(4.238)***	(6.360)***	(1.787)***	(1.826)*
학력수준	0.108	0.379	0.100	0.362	0.077	0.327	0.109	0.315	0.100	0.587
	(6.707)***	(4.987)***	(3.544)***	(3.510)***	(3.697)***	(2.898)***	(5.948)***	(3.851)***	(2.940)***	(2.929)***
가구주 연령	0.211	-0.518	-0.968	0.359	0.954	-0.876	0.047	-0.639	0.753	0.093
	(0.518)	(0.970)	(1.303)	(0.392)	(1.962)	(1.332)	(0.100)	(1.140)	(0.881)	(0.056)
가구주 연령 ²	-0.002	0.004	0.008	-0.003	-0.008	0.006	-0.001	0.004	-0.007	-0.001
	(0.585)	(0.913)	(1.275)	(0.408)	(2.016)**	(1.273)	(0.151)	(1.079)	(0.923)	(0.064)***
상수	-2.284	22.172	31.554	-8.727	-23.758	34.942	2.461	26.154	-18.271	1.367
	(0.190)	(1.206)	(1.444)	(0.277)	(1.656)*	(1.542)	(0.177)	(1.354)	(0.725)	(0.024)
R ² adj	0.48	0.44	0.51	0.41	0.47	0.44	0.50	0.46	0.40	0.32
N	430	420	115	136	315	284	315	356	115	64

주: 1) *는 90% 신뢰수준, **는 95% 신뢰수준, ***는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 의미함

2) 괄호는 t값의 절대값을 의미함

16) 부채-자산비율에 대한 기준은 이항용(2004)의 연구에서 부채-소득 비율 1을 기준으로 부채-자산 비율 0.25 이하인 집단과 0.25 초과 집단의 가구특성의 탄력성 차이와 비율에 따른 한계적 효과를 분석한 점을 참고로 하였음

2002년과 2012년 노인가구 대상의 소비함수 추정 모형에서 총자산에 대한 소비탄력성은 각각 0.065에서 0.090으로 총자산 1% 증가시 소비는 0.07%에서 0.09%로 증가하였다. 이는 김시월외¹⁷⁾(2012), 박천규·이영(2011)¹⁸⁾의 연구와 일치하지만, Lehnert(2004)¹⁹⁾의 연구와는 상반된다.

주택유형별 총자산에 대한 연도별 소비탄력성은 <표 6>의 1-2열 및 1-3열과 같다. 2002년과 그로부터 10년 후인 2012년의 APT에 거주하는 노인가구의 총자산에 대한 소비탄력성은 0.131에서 0.126으로 작아진 반면 APT외 주택에 거주하는 노인가구는 오히려 증가하였다. 그리고 부채-자산비율에 따른 총자산에 대한 소비탄력성의 추정치는 <표 6>의 1-4열 및 1-5열과 같다. 부채비율이 25%이하인 노인가구에 있어서의 총자산에 대한 소비탄력성은 2002년 0.060에서 그로부터 10년 후인 2012년 0.116으로 커졌으며, 가구주 연령을 제외한 모든 변수가 99%신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다. 이에 비해 부채-자산비율 25%초과 가구는 2002년 0.106에서 10년 후 0.032로 급격히 작아졌으며, 이는 이항용(2004)²⁰⁾의 연구결과와 같이 부채-자산비율이 높은 가계일수록 부의 효과가 적다는 내용과 일맥상통한다.

다음으로 <표 7>은 자산유형별에 대한 연도(2-1열), 주택유형(2-2 및 2-3열), 부채-

자산비율(2-4 및 2-5열)별 소비탄력성의 결과를 제시한 것이다. 이러한 구분은 Shefrin and Thaler(1998)²¹⁾와 Lettau and Ludvigson(2004)²²⁾의 연구에서와 같이 자산의 종류에 따라 유동성이 다르다는 시각에 따른 것이다. 연도별 자산유형에 대한 소비탄력성은 2002년의 경우 금융자산과 주택 외 부동산자산은 유의수준 1% 내에서, 주택자산은 5% 내에서 유의하였다. 독립변수의 종속변수에 대한 설명력은 51%로 나타났다. 그리고 2012년 금융자산에 대한 소비탄력성은 0.037로 10년 전의 0.040에 비해 작았다. 이는 김용진 외(2013)²³⁾, 박천규·이영(2011)²⁴⁾의 연구결과와 일치한다. 그러나 주택자산에 대한 소비탄력성은 2002년 0.016에서 그로부터 10년 후인 2012년 0.047로 커졌으며, 통계적으로도 신뢰수준 95%내에서 유의하였다.

주택유형별 자산종류에 대한 소비탄력성의 추정치는 <표 7>의 열2-2 및 열2-3과 같다. APT 거주자의 금융자산은 2002년에 비해 2012년의 소비탄력성이 컸으며, 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다. 이처럼 연령이 증가할수록 주택자산은 금융자산 또는 주택 외 부동산자산보다 소비탄력성에 미치는 영향력이 더 큰 것으로 나타났다. 이는 김경아(2010)²⁵⁾, 김용진 외(2013)²⁶⁾, Benzion and Yagil(2003)²⁷⁾, Bostic et al(2009)²⁸⁾의 연구결과와 일치하지

17) 김시월·윤정혜·조향숙·이정화, “노인 단독가계의 사회적 참여 소비지출에 관한 연구”, 한국소비자학회, 소비자학연구, 2012, 제23권제4호, pp.309-336.

18) 박천규·이영, “횡단면 자료를 이용한 주택자산효과 분석: 자산 유형별 비교 분석을 중심으로”, 국토연구, 국토연구원, 2011, 제68권, pp.135-153.

19) Lehnert, A. “Housing Consumption and Credit Constrains.”, *Finance and Economics Discussion Series*, Federal Reserve Board, 2004, No.2004-63, pp.1-46.

20) 이항용, 전계서, pp.1-30.

21) Shefrin, H. M. and Thaler, R. “The Behavioral Lifecycle Hypothesis”, *Economic Inquiry* Oxford : Oxford University Press, 1988, vol.26, no.4. pp.169-177.

22) Lettau, M. and Ludvigson, S. C.. “Understanding Trend and Cycle in Asset Values : Reevaluating the Wealth Effect on Consumption”, *American Economic Review*, TN : American Economic Association. 2004, vol.94, no.1. pp.276-299.

23) 김용진 외, 전계서, pp.19-41.

24) 박천규·이영, 전계서, pp.135-153.

25) 김경아, “최근 국내 가구소비에 대한 자산효과 분석”, 국제경제연구, 한국국제경제학회, 2010, 제16집 제2호, pp.159-190.

26) 상계서, pp.19-41.

<표 7> 자산유형별 모형(모형2)

구분	연도		주택유형				부채-자산비율			
	2002	2012	APT		APT외		0.25이하		0.25초과	
			2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
	2-1		2-2		2-3		2-4		2-5	
	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)
ln	0.040	0.037	0.033	0.057	0.039	0.025	0.050	0.037	0.034	0.059
(금융자산)	(6.780)***	(5.970)***	(3.054)***	(5.640)***	(5.668)***	(3.117)***	(7.196)***	(5.570)***	(2.547)**	(2.990)***
ln	0.016	0.047	-0.006	0.052	0.019	0.039	0.008	0.075	0.040	-0.031
(주택자산)	(2.362)**	(2.381)**	(0.372)	(1.493)	(2.472)**	(1.575)	(1.042)	(3.423)***	(2.454)**	(0.644)
ln(주택외 부동산자산)	0.023	0.009	0.024	0.007	0.022	0.012	0.025	0.007	0.011	0.021
	(2.823)***	(1.217)	(1.750)*	(0.578)	(2.269)**	(1.219)	(3.124)***	(0.943)	(0.421)	(0.980)
가구원수	0.539	0.769	0.614	0.636	0.534	0.796	0.522	0.802	0.613	0.656
	(7.911)***	(9.719)***	(4.783)***	(3.611)***	(6.545)***	(8.327)***	(7.067)***	(9.199)***	(3.491)***	(2.814)***
가구원수 ²	-0.045	-0.074	-0.053	-0.052	-0.044	-0.078	-0.043	-0.083	-0.056	-0.061
	(4.942)***	(5.902)***	(2.808)***	(1.592)	(4.130)***	(5.344)***	(4.395)***	(5.726)***	(2.308)**	(1.865)*
학력수준	0.098	0.371	0.103	0.333	0.078	0.347	0.093	0.319	0.107	0.431
	(6.295)***	(5.042)***	(3.739)***	(3.478)***	(3.937)***	(3.112)***	(5.357)***	(4.016)***	(3.129)***	(2.227)**
가구주 연령	0.149	-0.414	-0.927	0.458	0.647	-0.807	-0.025	-0.468	0.676	-0.307
	(0.378)	(0.795)	(1.270)	(0.538)	(1.369)	(1.238)	(0.056)	(0.853)	(0.776)	(0.197)
가구주 연령 ²	-0.001	0.003	0.008	-0.003	-0.006	0.006	5.108E-005	0.003	-0.006	0.002
	(0.435)	(0.740)	(1.249)	(0.556)	(1.422)	(1.181)	(0.056)	(0.797)	(0.812)	(0.175)
상수	-0.393	18.808	31.154	-11.576	-14.981	32.736	4.664	20.434	-15.870	16.291
	(0.034)	(1.050)	(1.452)	(0.395)	(1.074)	(1.457)	(0.357)	(1.080)	(0.619)	(0.305)
R ² _{adj}	0.51	0.47	0.53	0.49	0.50	0.45	0.56	0.49	0.40	0.40
N	430	420	115	136	315	284	315	356	115	64

주: 1) *는 90% 신뢰수준, **는 95% 신뢰수준, ***는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 의미함

2) 괄호는 t값의 절대값을 의미함

만, Dvornak and Kohler (2003)²⁹⁾, Ludwig and Slok (2002)³⁰⁾의 연구와 상반된다. 한편, APT 외 주택에 거주하는 가구의 자산종류별 소비탄력성에서 금융자산은 2002년에 비해 2012년에 더 작아졌으며, 이는 강민규외 (2009)³¹⁾, 박천규·이영(2011)³²⁾의 연구결과와 일치하며, 99%신뢰수준에서 통계적으로도

유의하였다. 그러나 주택자산의 소비탄력성은 2002년 0.019에서 2012년 0.039로 커짐에 따라 2002년 소비탄력성은 김경환(2003)³³⁾의 연구결과에서 제시된 0.23보다 낮았다.

자산대비부채비율에 따른 자산종류별 소비탄력성은 <표 7>의 2-4열과 2-5열과 같다. 먼저, 2002년 부채-자산비율 25%이하인 가구의

27) Benzon, U. and Yagil, J., "Portfolio Composition Choice: a Behavioral Approach", *The Journal of Behavioral Finance*, 2003, Vol.4, No.2, pp.85-95.

28) Bostic, R., Gabriel, S. and Painter, G., "Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data", *Regional Science and Urban Economics*, 2009, Vol.39, No.1, pp.79-89.

29) Dvornak, N. and Marion Kohler, M., "Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: a Panel Analysis for Australia", *Research Discussion Paper*, Bank of Australia Research Discussion Paper No.2003-07, 2003, pp.1-29.

30) Ludwig, A. and Slok, T., "The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries", *IMF Working Paper* No. WP01XX, 2001, pp.1-37.

31) 강민규·최막중·김준형, "주택의 자산효과에 의한 가계 소비 변화 : 자가가구 미시자료를 이용한 실증분석", *국토계획, 대한국토·도시계획학회*, 2009, 44(5), pp.163-173.

32) 상계서, pp.19-41.

33) 김경환, "부동산 가격과 거시경제간의 상호관계", *한국은행 조사국 학술회의 보고서*, 한국은행, 2003, pp.17-56.

금융자산에 대한 소비탄력성은 0.050에서 2012년 0.037로 작아졌으나, 부채-자산비율 25% 초과 시 금융자산의 소비탄력성은 2002년 0.034에서 그로부터 10년 후에는 0.059로 커졌다. 그러나 부채-자산비율 25%이하에서 주택자산의 소비탄력성은 2002년 0.008에서 2012년 0.075로 낮아졌다. 게다가, 부채-자산비율 25% 초과 시 주택자산의 소비탄력성도 2002년에 비해 2012년에 더욱 감소하였다. 이는 연령 증가에 따른 근로소득이 감소로 부채를 감당할 능력이 저하되었기 때문에 소비를 줄인 것으로 판단된다. 주택 외 부동산자산에 대한 소비탄력성은 2002년 0.025에서 2012년 0.007로 작아졌으나 부채-자산비율 25% 초과 시 주택 외 부동산자산의 소비탄력성은 2012년 0.021로 10년 전의 0.011과 비교하면 커졌으나 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 8>은 총자산에서 부채를 공제한 순자산

에 대한 소비탄력성을 살펴본 결과이다. 순자산에 대한 소비탄력성은 2002년 0.023에서 10년 후에는 0.020으로 줄어들었고, 2002년 순자산을 포함한 모든 독립변수는 99% 신뢰수준에서 유의하였으며, 소비탄력성에 대한 설명력은 45%였다. 그러나 10년 후의 가구원 수와 학력수준은 통계적으로 유의하였으나, 순자산과 가구주 연령은 유의하지 않았다. 이와 같이 2012년이 10년 전인 2002년에 비해 순자산의 증가에 따른 소비의 감소폭이 더 컸다. 이는 순자산이 증가하더라도 미래소득에 대한 불확실성이 커질수록 소비를 줄인다는 최희갑(2003)³⁴⁾의 연구와 일치한다.

주택유형별 순자산에 대한 소비탄력성은 <표 8>의 3-2열 및 3-3열에 나타난 바와 같다. 먼저, APT 거주 가구의 순자산에 대한 소비탄력성은 2002년 -0.035이었으나 2012년 0.022로 증가하였다. 그러나 APT 외 주택의 거주가구

<표 8> 순자산에 관한 모형(모형3)

구분	연도		주택유형				부채-자산비율			
	2002	2012	APT		APT외		0.25이하		0.25초과	
			2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
	3-1		3-2		3-3		3-4		3-5	
	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)
ln(순자산)	0.023 (2.985)***	0.020 (1.576)	-0.035 (1.771)*	0.022 (0.893)	0.029 (3.459)***	0.017 (1.132)	0.060 (5.182)***	0.119 (5.284)***	-0.004 (0.341)	-0.010 (0.503)
가구원수	0.557 (7.725)***	0.847 (10.345)***	0.685 (5.174)***	0.715 (3.609)***	0.541 (6.329)***	0.851 (8.865)***	0.523 (6.684)***	0.858 (9.701)***	0.580 (3.216)***	0.709 (2.895)***
가구원수 ²	-0.048 (4.978)***	-0.087 (6.753)***	-0.064 (3.316)***	-0.067 (1.830)***	-0.046 (4.078)***	-0.087 (5.952)***	-0.044 (4.242)***	-0.093 (6.377)***	-0.052 (2.089)**	-0.068 (2.011)**
학력수준	0.119 (7.312)***	0.444 (5.829)***	0.117 (4.143)***	0.426 (4.024)***	0.099 (4.876)***	0.383 (3.407)***	0.109 (5.944)***	0.316 (3.878)***	0.126 (3.656)***	0.636 (3.269)***
가구주연령	0.189 (0.451)***	-0.494 (0.906)	-1.080 (1.431)	0.108 (0.113)	0.781 (1.567)	-0.788 (1.184)	0.053 (0.112)	-0.639 (1.141)	0.508 (0.574)	0.387 (0.234)
가구주연령 ²	-0.002 (0.515)***	0.003 (0.848)	0.009 (1.410)	-0.001 (0.129)	-0.007 (1.627)	0.005 (1.124)	-0.001 (0.163)	0.004 (1.080)	-0.005 (6.611)	-0.003 (0.242)
상수	-1.391 (0.113)	22.002 (1.171)	35.950 (1.622)	0.959 (0.029)	-18.757 (1.276)	32.392 (1.413)	2.300 (0.165)	26.132 (1.355)	-10.470 (0.402)	-8.449 (0.149)
R ² adj	0.45	0.42	0.49	0.35	0.45	0.42	0.50	0.46	0.36	0.31
N	430	420	115	136	315	284	315	356	115	64

주: 1) *는 90% 신뢰수준, **는 95% 신뢰수준, ***는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 의미함

2) 괄호는 t값의 절대값을 의미함

34) 최희갑, “불확실성하에서의 소비지출에 대한 실증분석”, 국제경제연구, 한국국제경제학회, 2003, 제9권 제1호, pp.187-206.

는 2002년 0.029에서 그로부터 10년 후인 2012년 0.017로 작아졌다. 이처럼 순자산의 증가에 따른 소비탄력성은 연령이 증가할수록 APT 거주 가구가 APT 외 주택의 거주 가구보다 더 커짐을 알 수 있다.

순자산에 대한 부채-자산비율별 소비탄력성은 <표 8>의 3-4열과 3-5열에 제시된 바와 같다. 부채비율 25%이하에서의 2012년에는 0.119로 10년 전의 0.060에 비해 거의 2배 정도 증가하였다. 그러나 부채비율 25%초과 시 2002년 -0.004이었으나 그로부터 10년 후인 2012년에는 -0.010으로 약 2배 감소하였다. 이와 같이 연령이 증가할수록 순자산 증가에 따른 소비탄력성은 더 커지나 부채-자산비율이 25%를 초과하게 되면 반대의 결과를 가져옴을 알 수 있다.

부동산소득에 대한 소비탄력성의 추정치를 정리하면 <표 9>와 같다. 먼저, 4-1열에서 보는 바와 같이 연도별 부동산소득에 대한 소비탄력

성은 2002년 0.030에서 2012년 0.040으로 증가하였다. 이는 부동산소득 1억원 증가 시 소비는 약 0.03%에서 0.04%로 증가함을 의미한다. 주택유형별 부동산소득에 대한 소비의 탄력성은 <표 9>의 4-2열 및 4-3열에서 나타난 바와 같이 APT 거주 가구의 경우 2002년과 그로부터 10년 후의 부동산소득에 대한 소비탄력성을 비교하면 거의 변화가 없었음을 알 수 있다. APT와 주택의 거주 가구에서는 2002년 0.035에서 2012년 0.040으로 커졌으며, 99%신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다. 이와 같이 APT 거주 가구가 APT 외 주택의 거주가구보다 2002년과 2012년 모두 소비탄력성이 더 큰 것으로 추정되었다. 부동산소득에 따른 부채-자산비율별 소비탄력성은 4-4열 및 4-5열에서 제시된 바와 같으며, 부채-자산비율이 25%이하 가구에서만 2012년이 그로부터 10년 전보다 소비탄력성이 더 높았으며, 이는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다.

<표 9> 부동산소득에 관한 모형(모형4)

구분	연도		주택유형				부채-자산비율			
	2002	2012	APT		APT외		0.25이하		0.25초과	
			2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
	4-1		4-2		4-3		4-4		4-5	
	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)	ln(소비)
ln	0.030	0.040	0.064	0.065	0.035	0.040	0.030	0.036	0.012	0.075
(부동산소득)	(3.390)***	(4.888)***	(2.914)***	(4.050)***	(3.606)***	(4.154)***	(3.782)***	(4.070)***	(0.693)	(3.164)***
가구원수	0.561	0.833	0.638	0.732	0.551	0.809	0.569	0.871	0.576	0.752
	(7.825)***	(10.491)***	(4.978)***	(3.908)***	(6.473)***	(8.678)***	(7.211)***	(9.699)***	(3.206)***	(3.357)***
가구원수 ²	-0.049	-0.085	-0.056	-0.066	-0.047	-0.080	-0.049	-0.093	-0.052	-0.070
	(5.075)***	(6.766)***	(2.981)***	(1.899)*	(4.178)***	(5.696)***	(4.683)***	(6.266)***	(2.095)**	(2.304)***
학력수준	0.118	0.401	0.114	0.304	0.091	0.347	0.118	0.360	0.119	0.512
	(7.262)***	(5.381)***	(4.142)***	(2.896)***	(4.379)***	(3.196)***	(6.400)***	(4.416)***	(3.401)***	(2.811)***
가구주	0.225	-0.547	-1.395	-0.426	0.931	-0.745	0.095	-0.785	0.489	0.794
연령	(0.540)	(1.028)	(1.881)*	(0.470)	(1.874)*	(1.155)	(0.198)	(1.379)	(0.553)	(0.521)
가구주	-0.002	0.004	0.012	0.003	-0.008	0.005	-0.001	0.005	-0.004	-0.006
연령 ²	(0.597)	(0.962)	(1.868)*	(0.450)	(1.927)*	(1.085)	(0.238)	(1.314)	(0.592)	(0.540)
상수	-2.405	24.085	44.746	19.566	-23.106	31.239	1.279	32.309	-9.866	-22.042
	(0.195)	(1.314)	(2.054)**	(0.627)	(1.575)	(1.404)	(0.090)	(1.648)*	(0.379)	(0.422)
R ² _{adj}	0.45	0.44	0.52	0.42	0.45	0.45	0.48	0.44	0.36	0.41
N	430	420	115	136	315	284	315	356	115	64

주: 1) *는 90% 신뢰수준, **는 95% 신뢰수준, ***는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 의미함

2) 괄호는 t값의 절대값을 의미함

IV. 결 론

우리나라는 급격한 인구 고령화로 경제 활동 인구가 빠르게 감소하는 인구구조가 되었다. 아울러 최근 국내 경제상황은 장기적인 저성장 기조에 돌입하면서 노인가구의 증가는 근로소득 급감에 따른 소비 감소로 이어져 내수를 침체시킬 수 있다. 노인을 위한 각종 복지 혜택이 증가하면서 국가재정에 상당한 부담으로 작용하게 된다. 이러한 상황에서 이들 노인가구가 보유한 자산의 의미와 중요성은 매우 높아지고 있다. 이에 본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS) 15차년도(2012)의 노인가구를 대상으로, 이들의 10년 전인 KLIPS 5차년도(2002)에 각각 보유한 자산구성과 그 종류별 소비탄력성을 비교하여 자산효과의 변화를 분석하였고, 그 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 노인가구는 2002년(55-63세)과 10년 후인 2012년(65-73세)의 총자산에 대한 소비탄력성은 0.065에서 0.090으로 증가하였다. 이는 최요철·김은영(2007)³⁵⁾의 연구에서 제시한 총자산의 소비탄력성(0.33) 보다 2-3배 높다. 또한, 주택유형별 총자산에 대한 소비탄력성은 APT 거주 노인가구의 경우, 2012년보다 10년 전이 더 큰 반면, APT 외 주택 거주 노인가구는 2002년보다 2012년이 월등히 더 컸다. 자산대비부채 비율이 25%이하 가구에서 총자산에 대한 소비탄력성은 2002년보다 10년 후가 2배 정도 더 높았으며, 통계적으로 99%신뢰수준에서 유의하였다.

둘째, 연도별 자산유형에 대한 소비탄력성을 분석한 결과, 2002년에는 금융자산이 주택자산이나 주택 외 부동산자산에 비해 소비탄력성이 더 높았으나, 그로부터 10년 후인 2012년에

는 주택자산이 금융자산이나 주택 외 부동산자산에 비해 소비탄력성이 더 높아진 것으로 나타났다. 이는 이항용(2004)³⁶⁾, Benjamin et al(2004)³⁷⁾, Bostic et al(2009)³⁸⁾의 연구와 일치한다. 분석대상 노인가구는 10년 사이 주택자산 규모가 훨씬 커짐에 따라 2012년이 10년 전에 비해 주택자산의 소비탄력성이 더 높아졌으며, 이는 연령이 증가할수록 주택자산의 보유가 중요해짐을 시사한다. 노인가구가 보유하고 있는 주택자산의 소비탄력성을 증대시키기 위해서는 재산세와 종합부동산세 등 보유세에 대한 장기저율의 세제혜택과 장기저리의 담보대출을 지원하는 것이 중요하며, 이를 통해 Friedman이 주장한 항상소득의 효과를 더욱 크게 하여 소비의 증가를 가져올 수 있다. 또한, 장기적으로 가계자산의 포트폴리오에서 실물자산의 보유비중을 늘리면서 다계층채권(CMO) 구조의 연금체계를 구축함으로써 소득감소를 보전(補填)해야 한다.

셋째, 순자산에 대한 소비탄력성은 2002년과 10년 후를 비교하면 차이가 거의 없었으나, 자산대비부채비율이 높아지면 소비를 감소시키는 경향은 뚜렷하였다. 따라서 부채-자산비율을 필요이상으로 높이지 않도록 조절해야 한다.

넷째, 부동산소득에 대한 소비탄력성은 2002년(0.030)에 비해 10년 후(0.040)가 더 커졌으며, 주택종류별로는 APT 거주가구가 APT 외 주택 거주 가구 보다 소비탄력성이 연도에 상관없이 컸으며, 이는 주택자산과 주택 외 부동산자산 모두 10년 전에 비해 그 규모가 더 커진 데 따른 결과로 보인다.

본 연구는 KLIPS 15차년도(2012) 기준 노인가구를 10년 전인 KLIPS 5차년도(2002)와 비교하여 이들의 자산효과 변화를 살펴본 연

35) 최요철·김은영, “가계소비의 자산효과 분석과 시사점”, 조사통계월보, 한국은행, 2007, 10월호, pp.23-53.

36) 이항용, 전제서, pp.1-30.

37) Benjamin, J.D., Chinloy, P. and Jud, G.D., “Why Do Households Concentrate Their Wealth in Housing?”, *The Journal of Real Estate Research*, 2004, Vol.26, No.4, pp.229-343.

38) Bostic, R., Gabriel, S. and Painter, G., “Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data”, *Regional Science and Urban Economics*, 2009, Vol.39, No.1, pp.79-89.

구라는 점에서 그 의의가 있으나, 후속 연구를 위해 몇 가지 제안하고자 한다. 첫째, 분석 범위를 수도권과 지방으로 구분하여 노인가구의 자산효과 차이를 비교하고, 해당 지역시장에 맞는 향상소득 유지 방안을 모색할 필요가 있다. 둘째, 노인가구의 자산유형별 소비탄력성의 변화

를 비내구재소비와 내구재소비로 구분하여 비교할 필요가 있다. 셋째, 노인가구의 보유 자산별 소비탄력성을 연령별로 분석하여 각 단계에 맞는 저금리 담보대출 또는 세제혜택, 사회단체의 지원 등 다양한 대안을 마련하여 적정 소비를 유도하여 내수 진작과 노후준비를 도모해야 한다.

參考文獻

- 강민규·최막중·김준형, “주택의 자산효과에 의한 가계 소비 변화 : 자가가구 미시자료를 이용한 실증분석”, 국토계획, 대한국토·도시계획학회, 2009, 44(5).
- 김경아, “최근 국내 가구소비에 대한 자산효과 분석”, 국제경제연구, 한국국제경제학회, 2010, 제16집 제2호.
- 김경환, “부동산 가격과 거시경제 간의 상호관계”, 한국은행 조사국 학술회의 보고서, 한국은행, 2003.
- 김경환·김종석, 맨큐의 경제학, 교보문고, 2002.
- 김봉호·홍성인, 경제학원론, 청목출판사, 2008.
- 김선태·송명규, “베이비부머의 은퇴와 아파트가격의 규모탄력성”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제54집.
- 김시월·윤정혜·조향숙·이정화, “노인 단독가계의 사회적 참여 소비지출에 관한 연구”, 소비자학연구, 한국소비자학회, 2012, 제23권 제4호.
- 김용선·송명규, “주택시장 경기변동과 주거특성들의 아파트가격에 대한 영향력 변화”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제58집.
- 김용진·이석희·홍애령·윤나리·유선종, “연령 그룹별 주택자산효과 차이에 관한 연구”, 도시행정학보, 한국도시행정학회, 2013, 제26권 제2호.
- 김정렬, “전세자금가용성과 전세수급지표가 주택전세가격에 미치는 영향 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제55집.
- 남주하·이수희·김상봉, “고령화가 개별 가구의 자산규모, 소비 및 저축에 미치는 효과분석”, 「한국 인구 고령화의 경제적 효과」 세미나 제3주제, 한국경제연구원, 한국일보사, 2004.
- 박천규·이영, “횡단면 자료를 이용한 주택자산효과 분석: 자산 유형별 비교 분석을 중심으로”, 국토연구, 국토연구원, 2011, 제68권.
- 송명규, “시간 경과에 따른 아파트가격 결정요인들의 영향력 변화”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제59집.
- 윤정득·이현정, “베이비부머와 고령자의 자산효과 차이 분석”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 58집.
- 이영수, “우리나라의 자산효과: VECM분석”, 부동산학연구, 한국부동산분석학회, 2009, 제15집 제3호.
- 이진성·김현숙, “지역별 주택가격 변동률에 영향을 미치는 요인 규명에 관한 연구”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2013, 제55집.
- 이항용, “주택가격 변동과 부의 효과”, 금융경제연구, 한국은행, 2004, 제181호.
- 이현정·윤정득, “자가 소유 베이비부머의 자산유형별 자산효과 분석”, 부동산연구, 한국부동산연구원, 2014, 제24권 제2호.
- 정재호·유한수, “아파트가격지수와 민간소비의 동적 연관성”, 부동산학보, 한국부동산학회, 2014, 제59집.
- 최요철·김은영, “가계소비의 자산효과 분석과 시사점”, 조사통계월보, 한국은행, 2007, 10월호.
- 최희갑, “불확실성하에서의 소비지출에 대한 실증분석”, 국제경제연구, 한국국제경제학회, 2003, 제9권 제1호.
- 통계청, “장래인구추계 시도편: 2010-2040”, 6월 27일자 보도자료, 2012.

- 허문중·조정환, “주택가격 변동의 소비에 대한 자산효과 추정 및 시사점”, 금융경제분석 경제연구, 우리금융경영연구소, 2013, WFRI 2013-03.
- Benjamin, J.D., Chinloy, P. and Jud, G.D., “Why Do Households Concentrate Their Wealth in Housing?”, *The Journal of Real Estate Research*, 2004, Springer, Vol. 26, No. 4,
- Benzion, U. and Yagil, J., “Portfolio Composition Choice: A Behavioral Approach”, *The Journal of Behavioral Finance*, Routledge, 2003, Vol. 4, No. 2.
- Bostic, R., Gabriel, S. and Painter, G., “Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data”, *Regional Science and Urban Economics*. Elsevier. 2009, Vol. 39, No. 1,
- Carroll, Christopher, “How Does Future Income Affect Current Consumption?,” *Journal of Economics*, 1994, 109.
- Dvornak, N. and Kohler, M., “Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption: a Panel Analysis for Australia”, Research Discussion Paper, Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper 2003, No. 2003-07.
- Dynan, Karen E., and Maki, Dean M. “Does Stock Market Wealth Matter for Consumption?” Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, FEDS Discussion Paper, No. 2001, 2001-23.
- Lehnert, A. “Housing Consumption and Credit Constrains.” Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, 2004, No.2004-63.
- Lettau, M. and Ludvigson, S, C.. “Understanding Trend and Cycle in Asset Values : Reevaluating the Wealth Effect on Consumption”, *American Economic Review*, TN:American Economic Association, 2004, vol.94, no.1.
- Levin, L., “Are Assets Fungible?: Testing the Behavioral Theory of Life-cycle Savings“, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Elsevier. 1998, Vol. 36, No. 1.
- Ludwig, A. and Slok, T., “The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries”, 2001, IMF Working Paper No. WP01XX,
- Ortalo-Magne, F. and S. Rady, “Housing Market Dynamics : on the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints”, *Review of Economic Studies*, *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, 2006, 73(2).
- Pichette, L. and Tremblay, D., “Are Wealth Effects Important for Canada?”, *Bank of Canada Review*, Bank of Canada, Spring, 2004.
- Shefrin, H. M. and Thaler, R. “The Behavioral Lifecycle Hypothesis”, *Economic Inquiry*, Oxford : Oxford University Press, 1988, vol.26, no.4.