

횡단면 자료를 이용한 주택자산효과 분석 : 자산유형별 비교 분석을 중심으로

An Analysis of Housing Wealth Effect from Micro Data

박천규 국토연구원 책임연구원(제1저자)
Park Chungyu Associate Research Fellow, Korea Research Institute for
 Human Settlements(Primary Author)
 (cgpark@krihs.re.kr)

이영 한양대학교 경제금융대학 부교수(교신저자)
Lee Young Associate Professor, The College of Economics and
 Finance, Hanyang Univ.(Corresponding Author)
 (younglee@hanyang.ac.kr)

목 차

- I. 연구 배경 및 목적
- II. 선행연구 고찰 및 본 연구의 특성
- III. 실증분석
 - 1. 자료 및 모형
 - 2. 실증분석
- IV. 결론 및 시사점

※ 본 논문은 박천규(2010)의 한양대학교 일반대학원 박사학위 논문 중 주제(essay)2를 수정 및 발전시켜 논문화한 것임.

I. 연구 배경 및 목적

주택가격은 외환위기를 지난 2000년대 초반 크게 상승하였다. 2000~2006년 동안 전국 주택가격은 약 54% 상승하였다. 이러한 주택가격 급등에는 저금리와 풍부한 시중 유동성이 큰 역할을 담당하였다(손경환 외, 2004; 박천규 외, 2007 등). 정부는 주택가격의 상승 진원지를 서울 강남 재건축 아파트로 지목하고 이들 재건축아파트에 대한 규제를 강화하는 한편, 주택분양가상한제, 주택담보대출 규제 등 다양한 시장안정대책을 발표하였다.

2007년 미국발 서브프라임 모기지 사태로 미국의 주택가격이 크게 하락하였다. 2006~2008년 미국 10대 도시 기준 주택가격은 27% 하락하였다. 주택가격 하락, 경기침체로 인한 소득감소 등으로 미국의 주택담보대출 연체율과 주택차압률은 지속적으로 증가하였다.

이러한 미국의 서브프라임 사태의 영향이 세계 경제침체로 이어지면서 우리나라 주택시장도 침체의 여파를 피할 수 없었다. 2010년 9월 현재 미분양주택은 약 10만 호로 외환위기 당시와 비슷한 수준으로 주택경기는 지속적인 침체 상황을 경험하고 있다.

이렇게 2000년대 이후 주택시장의 확장과 침체를 함께 경험하면서 주택자산의 소비에 대한 영향, 즉 자산효과(wealth effect)에 대한 관심이 증대되고 있다. 전통적인 생애주기 모형에 따르면 주택가격의 큰 등락은 자산에 큰 영향을 줄 수밖에 없으며, 이로 인해 가구의 소비와 후생도 큰 영향을 받는다.

주택은 가구의 경제력을 대표하는 자산으로 소비에 영향을 주는 자산효과를 가지고 있다. 따라서 가계뿐 아니라 정부 입장에서 주택가격의 급격한 등락은 중요한 문제로 인식된다. 최근 미국의 예에서 보는 것과 같이 주택가격 하락은 모기지에 대한 연체율과 주택 차압률을 크게 증가시켰다. 이에 따라 미국 정부는 2009년 2월 「Homeowner Affordability and Stability Plan」을 발표하였다. 이는 주택시장의 회복을 돕고, 가구의 주택담보대출 원리금 상환부담을 경감하여 주택 차압(foreclosure)을 완화시키는 데 목적이 있다. 우리나라 정부도 2008년 10.21대책, 2010년 8.29대책 등을 통해 가계의 금융 및 세부담을 완화하고, 제도 보안을 통해 실수요 거래를 촉진하고자 노력하고 있다. 이렇듯 주택 가치의 급격한 등락은 경제적으로 파급효과가 매우 크므로 가계뿐만 아니라 정부입장에서도 관심을 기울일 수밖에 없다. 이러한 주택자산의 중요성을 감안하여 주택자산이 소비에 미치는 영향, 즉 자산효과에 대한 밀도 있는 연구가 진행될 필요가 있다.

이 연구는 가구의 자산이 소비에 미치는 영향을 분석하는 데 목적을 두고 있다. 국외에서는 자산효과에 대한 분석연구가 집계변수(aggregate variable)인 시계열데이터를 이용할 뿐만 아니라 횡단면자료 또는 패널자료인 미시데이터를 이용하여 다양한 연구가 수행되어 왔지만, 우리나라에서 수행한 연구는 대부분 시계열데이터를 이용한 연구에 편향된 측면이 있다.¹⁾ 그리고 주택자산의 전체 표본에 대한 한계소비성향, 소비탄력성을 추정하는 데 그치지 않고,

1) 미시데이터를 이용하여 자산이 소비에 미치는 영향을 분석할 경우 시계열데이터에 비해 몇 가지 장점을 가진다. 첫째, 자산유형별로 자산효과를 비교분석할 때 시계열데이터를 이용할 경우 다중공선성 문제(multicollinearity)가 발생할 가능성이 높음(Ogawa, Kitasaka, Yamaoka, and Iwata. 1996). 자산유형 간 높은 상관관계로 인해 추정계수의 표준오차가 커질 가능성이 높음. 이러한 문제는 가구 레벨로 조사가 되어 자산이 폭넓게 분포하고 있는 횡단면 데이터를 이용함으로써 해결할 수 있음. 둘째, 횡단면자료 또는 패널자료를 이용할 경우에는 집계변수(aggregate variable)인 시계열 자료가 가지고 있지 못한 인구통계학적, 가구의 포트폴리오 정보를 이용할 수 있음. 시계열데이터를 이용한 분석의 경우 이러한 인구통계학적 변수를 독립변수로 이용하지 못하기 때문에 변수생략의 문제에 직면할 수밖에 없음. 그리고 횡단면 자료를 이용한 분석은 표본을 가구주 연령대, 포트폴리오 현황 등 가구의 특성을 감안하여 세분화시켜 심도 깊은 연구가 가능하다는 장점이 있음.

가구의 특성, 즉 연령대, 주택유형 등으로 표본을 세분화하여 한계소비성향 또는 소비탄력성을 비교분석하는 연구는 매우 미흡한 실정이다. 이 연구는 기존 연구의 한계를 보완하기 위해 가구의 인구통계학적 특성뿐만 아니라 소비, 자산 등이 자세하게 조사된 미시데이터를 이용하여 자산이 소비에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 더 나아가 자산유형별로 소비탄력성을 분석하고, 표본을 가구특성별로 세분화하여 자산에 대한 소비탄력성을 연령대, 주택유형, 부채-자산비율별로 비교분석하고자 한다.

이 연구의 구성은 다음과 같이 크게 네 부분으로 나눌 수 있다. 제1장 연구의 배경 및 목적에 이어 제2장에서는 선행연구를 고찰하고, 이 연구의 특성에 대해 기술하였다. 다음 제3장에서 자산유형별 소비에 대한 영향을 실증분석하였다. 이 절에서 분석에 이용한 자료와 그 현황을 간략하게 살펴본 후, 총 네 개의 모형을 설정하여 실증분석하였다. 실증분석의 네 개의 모형은 가구주 연령, 거주하고 있는 주택유형, 부채-자산비율로 구분하여 추정하였다. 마지막 제4장은 결론 및 시사점으로 연구를 종합 및 요약하고, 시사점을 정리하였다. 그리고 연구의 한계와 향후 발전방향에 대해 논의하였다.

II. 선행연구 고찰 및 본 연구의 특성

주택자산효과에 대한 대표적인 이론적 모형은 Skinner(1996)가 제시한 2기간 생애주기 모형(two-period life-cycle model)이다.²⁾ 이 모형에 따르면 소비의 변화는 이사를 가는지, 주택자산의 유동화 가능비용이 얼마인지를 감안한 주택가격 변화의 현

재가치에 영향을 받는다.

자산효과와 관련된 연구는 시계열자료를 이용한 연구와 미시데이터를 이용한 연구로 구분할 수 있다. 먼저 시계열자료를 이용한 자산효과와 관련된 연구의 결과를 정리하면 다음과 같다.³⁾ OECD(2000)는 국가별 주택자산에 대한 한계소비성향을 측정하였다. 미국, 영국, 프랑스의 경우 각각 0.05, 0.03, 0.04로 매우 낮게 나타났으며, 캐나다 및 일본은 각각 0.12, 0.16으로 상대적으로 높게 추정되었다. Belsky and Prakken(2004)은 부동산과 금융자산의 소비에 대한 영향을 측정하였다. 분석결과 양 자산의 소비에 대한 영향이 비슷한 규모로 추정되었다. Case, Quigley and Shiller(2005)는 주별, 카운티 단위의 데이터를 이용하여 주택자산과 금융자산에 대한 한계소비성향을 추정하였으며, 주택자산의 한계소비성향이 금융자산에 비해 상당히 높은 수준으로 추정되었다. Benjamin, Chinloy and Jud(2004)는 미국 주 단위 데이터를 이용하여 자산효과를 분석하였으며, Case, Quigley and Shiller(2005)와 유사하게 주택자산이 금융자산에 비해 상당한 자산효과를 가지고 있음을 제시하였다. 반면, Dvornak and Kohler(2003)는 호주의 소비에 대한 자산효과를 측정하였으나, 다른 연구의 결과와 다르게 주택자산의 소비에 대한 영향이 금융자산보다 작게 도출되었다.

우리나라를 대상으로 이루어진 자산효과에 관한 연구는 대부분 시계열 자료를 이용하였다. 대표적인 연구결과를 살펴보면, 김병화·문소상(2001)은 1990년 이후의 기준 중 민간소비, 소득, 실질이자율, 주가지수, 주택가격지수 간에 유의한 공적분 관계가 있으며, 주택가격지수와 소비는 유의한 정의 상관관

2) 2기간 생애주기 모형(two-period life-cycle model)의 자세한 내용은 부록에 수록하였음.

3) 시계열자료를 이용할 경우 국민계정 등 보다 신뢰성이 높은 자료를 이용할 수 있으며, 동태적인 측면에서 자산효과를 추정할 수 있다는 장점이 있음(이항용, 2004).

계를 가진다는 결과를 제시하였다. 주택가격에 대한 민간소비의 장기탄력성을 0.8, 주식가격에 대한 장기탄력성을 0.04로 추정하였다. 김경환(2003)은 1988년 4/4분기~2003년 2/4분기 중 서울지역의 아파트시가총액을 주택자산의 대용변수로 사용하여 주택자산에 대한 소비의 장기 탄력성을 0.23으로 추정하였다. 최요철·김은영(2007)은 장기 소비함수식을 이용하여 자산형태별 가계소비의 자산효과를 살펴보았다. 가계소비의 총자산 탄력성은 0.33, 주택자산 탄력성은 0.13, 주식자산 탄력성은 0.08로 각각 나타났다. 자산형태별 한계소비성향은 총자산 0.04, 주택자산 0.02, 주식자산 0.05로 각각 나타났다. 소득계층별 소비에 미치는 영향에 대한 분석 결과는 대체로 중간소득 이상의 계층에서만 소비가 증가에 유의하게 반응하는 것으로 나타났다. 또한 주택가격이 소득계층별 소비에 미치는 영향은 2000년 이전에는 중간소득 이상 계층에서 유의하게 양(+)의 값을 나타냈으나 2000년 이후까지 포함한 전 기간을 대상으로 했을 때는 모든 소득계층에서 유의하지 않게 나타났다. 이항용(2004)은 비내구재 소비를 비주거용 소비와 주거서비스 소비로 구분하여 주택자산의 부의 효과를 추정한 결과, 주택자산의 가치가 1% 증가할 때 비내구재 소비는 대략 0.03~0.05%, 비주거용 소비는 0.06~0.09% 증가하는 데 비하여 주거서비스 소비는 0.12~0.13% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 주거서비스 소비와 비주거용 소비 간의 대체탄력성이 1보다 작게 추정되었는데 이는 주어진 예산제약조건하에서 주택가격이 상승하는 경우 주거서비스 소비가 감소하는 만큼 비주거용 소비가 늘어나지 않음을 뜻한다. 이상무(2004)는 1986년 1/4분기부터 2003년 1/4분기까지 기간을 대상으로 주가와 부동산가격의 변동이 소비에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석결과 부동산의 가격변화가 소비에 큰 영향을 미치는 것으로 확인되었으며,

주식과 비교했을 때 훨씬 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

자산효과를 횡단면 자료 또는 패널자료를 이용하여 분석한 연구의 결과를 정리하면 다음과 같다. 미국의 많은 연구들은 가구 레벨의 설문자료인 Panel Survey of Income Dynamics(PSID)를 이용하였다. 우리나라의 경우 횡단면 자료를 이용한 대표적인 연구는 노동패널을 이용하여 분석한 이항용(2004)을 들 수 있다.

Engelhardt(1996)은 주택자산의 한계소비성향을 0.03으로 추정하였으나, 이러한 효과는 주택가격이 하락할 때 비대칭적이면서 분명하게 나타난다고 주장하였다. Skinner(1996)는 주택자산 증가로 인한 소비의 증가는 가구주가 젊을수록 높다는 결과를 도출하였다. 높은 연령대는 자본이득에 대해 상대적으로 신중하기 때문이라고 설명하였다. Lehnart(2003)는 주택자산의 한계소비성향은 Engelhardt(1996)와 유사하나 이러한 한계소비성향은 연령 분포에 따라 달라질 수 있다고 밝혔다. 젊은 계층이나 주택수요를 줄이려는 경향이 있는 은퇴 직전에 있는 계층에서 자산효과가 높게 나타난다는 결과를 도출하였다. Levin(1998)은 Retirement History Survey를 이용하여 자산효과를 분석하였으며, 소비에 대한 주택 자산효과는 없다는 결과를 도출하였다. 영국의 미시자료를 이용한 Campbell and Cocco(2005)는 노년 층의 소비에 대한 주택가격 탄력성을 1.7로 매우 높게 추정하였다. Ogawa, Kitasaka, Yamaoka and Iwata(1996)는 일본의 횡단면 자료를 이용하여 주택자산에 대한 소비의 장기탄력성을 0.05~0.1로 추정하였다. Bostic, Gavriel and Painter(2009)는 Consumer Expenditure Survey, Surveys of Consumer Finances를 이용하여 내구재소비, 비내구재소비에 대한 금융자산, 주택자산, 주택 이외의 부동산자산의 자산효과를 분석하였다. 실증분석 결과에 따르면 소비에 대한 주택자산의 탄

력성이 다른 자산에 비해 크게 높은 것으로 나타났다. 이항용(2004)은 횡단면 자료를 이용하여 가구의 포트폴리오 상황을 반영한 부채-자산비율을 토대로 실증분석하였다. 부채-자산비율이 높은 가계일수록 주택자산의 부의 효과가 작은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 2000년대 초반 가계의 부채규모가 크게 늘어난 가운데 주택가격의 상승에도 불구하고 가계소비가 부진한 경제상황을 부분적으로 설명해 주고 있다고 주장하였다.

이 연구는 국내에서 관련 연구에서 활용이 미진한 미시데이터를 이용할 뿐만 아니라 다음과 같은 특징을 가지고 있다. 첫째, 자산유형별로 자산효과를 측정하여 서로 비교하였다. 자산유형별로 자산효과를 비교하는 것은 매우 중요하다. 자산별로 그 유동성의 정도가 서로 상이하기 때문이다. Shefrin and Thaler(1988)는 가구가 인식하는 자산의 유동성이 서로 상이하므로 자산별 한계소비성향(marginal propensities to consume)은 다르다고 밝혔다.⁴⁾ 많은 실증 연구에서 자산 유형별로 자산효과가 다르다는 결과가 도출되고 있다(Edison and Slok. 2001; Lettau and Ludvigson. 2004; Case, Quigley and Shiller. 2005; Bostic, Gabriel and Painter. 2009).

둘째, 총자산에서 총부채를 차감한 순자산이 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 순자산에 대한 효과를 분석한 연구는 Dvornak and Kohler(2003), Bostic, Gabriel, and Painter(2009) 등이 있다. 총자산에서 총부채를 차감하게 되면 이는 처분가능한 자산을 의미하게 될 것이다. 이러한 처분가능한 자산에 대한 효과를 분석하는 것은 매우 의미가 깊다.

셋째, 주택에 대한 연평균 자본이득이 소비에 미

치는 영향을 분석하였다. 자본이득은 현재주택가격에서 구입주택가격을 차감하고 주택보유기간으로 나누어준 값이다. 즉, 여기서의 자본이득은 모든 조건을 만족하지는 않지만 Juster et al.(2006)에서 정의한 passive saving으로 볼 수 있다. 반면, 자산은 active saving과 passive saving을 모두 포함하고 있다. 다시 말해 이들은 새롭게 자산을 취득하는 경우에도 자산이 증가하게 되는 active saving을 내포하고 있는 것이다. 주택가격의 변동에 대한 보다 정확한 소비의 변화를 살펴보기 위해서는 passive saving의 성격을 많이 갖는 연평균 자본이득의 효과를 분석하는 것도 좋은 방법이 될 수 있을 것이다.

넷째, 가구의 인구통계학적 특성, 주거특성, 포트폴리오 등을 감안하여 연령대, 주택유형, 부채-자산비율별로 구분하여 자산효과를 분석하였다. 국내의 연구는 대부분 시계열자료를 이용하여 연구를 수행하다보니 가구의 특성을 감안하여 자산효과를 분석한 연구결과는 거의 없었다. 여기서는 가구주연령을 은퇴 이전인 60대 미만, 은퇴 이후인 60대 이상으로 구분하고, 주택유형은 아파트 거주가구, 아파트 이외의 주택 거주가구로 구분하였다. 부채-자산비율은 25% 이하 가구와 25% 초과 가구로 구분하여 자산효과를 측정하였다.

III. 실증분석

1. 자료 및 모형

이 연구에서 이용한 자료는 가구 단위로 주택에 대한 소비, 인구통계학적 특성 등이 자세하게 조사된

4) Shefrin and Thaler(1998)는 소비가 자산유형에 따라 다른 이유를 설명하였음. 첫째, 가구가 어떤 자산의 증가를 일시적이거나 불확실한 것으로 파악할 수 있음. 둘째, 유산을 남기고 싶은 욕구로 자산을 보유하려는 경향이 있음. 셋째, 가구는 자산의 축적 그 자체에 의미를 부여함. 넷째, 가구가 자산을 평가하는 것이 쉽지 않음. 다섯째, 가구는 자산유형별로 서로 다른 의미를 부여함. 즉, 어떤 자산은 단기 지출, 어떤 자산은 장기 지출에 적합하다고 생각함.

표 1_ 자산 및 연평균자본이득, 연간 소비 현황 (단위: 만 원) 이다.

구분	평균	표준오차
총자산	16,944.57	168.56
주택자산	11,457.64	121.67
금융자산	3,195.44	37.68
주택 이외의 부동산자산	2,410.47	102.52
순자산	14,681.39	156.40
연평균 자본이득	893.00	14.76
소비	1,436.21	6.40

2008년 주거실태조사)이다. 주거실태조사는 가구별로 총자산과 이를 세분화한 주택을 포함한 부동산자산, 금융자산을 포함하고 있으며, 총부채도 조사하여 포함하고 있다. 이를 바탕으로 총자산, 주택자산, 금융자산 이외의 부동산자산으로 구분할 수 있으며, 총자산에서 부채를 차감한 순자산도 계산이 가능하다.

주거실태조사에는 현재 거주하고 있는 주택의 구매가격과 현재가격이 조사되어 있다. 물론 이러한 가격은 가구에 설문하여 응답한 결과다. 이러한 두 개의 가격과 현재 주택에서 거주한 기간을 이용하여 실현되지는 않았지만 주택에 대한 연평균 자본이득을 구할 수 있다.⁵⁾

이 연구의 기본모형의 종속변수는 로그로 변환한 소비이며, 독립변수는 로그로 변환한 소득, 총자산이다. 소비는 비내구재에 대한 소비인 생활비로서 주택임대료, 저축과 부채에 대한 원리금 상환, 주거비 등을 제외한 금액이다.

$$\log C = f(\log Y, \log V, Z)$$

여기서 C 는 소비이며, Y 는 소득을 의미한다. Z 는 가구의 인구통계학적 특성, 인적자본 등을 포함하고 있는 벡터

5) 2008년 주거실태조사에 관한 자세한 내용은 김근용·김혜승·강미나 외(2009)를 참조하길 바람.

6) 연평균 자본이득=(현재주택가격-주택구입가격)/주택보유기간.

기본모형을 확장하여 다음과 같이 두 번째 모형을 설정하였다. 총소득을 더욱 세분화하여 주택자산, 금융자산, 이외 부동산자산으로 구분하였다. 이러한 자산의 유형구분은 Bostic, Gabriel and Painter(2009)를 따랐다.

$$\log C = f(\log Y, \log V_f, \log V_h, \log V_r, Z)$$

여기서 V_f 는 금융자산, V_h 는 주택자산, V_r 은 주택 이외의 부동산자산을 의미한다.

세 번째 모형은 총자산에서 부채를 차감한 순자산을 이용한 모형이다. 부채는 자산유형별로 세분화되지 못해 순자산을 주택, 금융자산 등으로 구분할 수 없었다. 부채가 자산보다 클 경우 순자산은 음(-)

표 2_ 총자산 모형(모형1)

구분	전체	연령		주택유형		부채-자산비율	
		연령<60	연령≥60	아파트	아파트 이외	0.25이하	0.25초과
	1-(1)	1-(2)	1-(3)	1-(4)	1-(5)	1-(6)	1-(7)
	log(소비)	log(소비)	log(소비)	log(소비)	log(소비)	log(소비)	log(소비)
log (소득)	0.636	0.652	0.617	0.623	0.634	0.633	0.654
	(109.81)***	(83.54)***	(65.62)***	(72.52)***	(80.57)***	(98.21)***	(49.01)***
log (총자산)	0.033	0.027	0.044	0.054	0.016	0.035	0.030
	(13.18)***	(8.69)***	(10.48)***	(13.60)***	(5.00)***	(12.30)***	(5.75)***
가구원 수	0.243	0.249	0.206	0.268	0.227	0.236	0.263
	(25.54)***	(21.25)***	(12.26)***	(16.82)***	(18.64)***	(22.30)***	(11.82)***
가구원 수 ²	-0.019	-0.020	-0.014	-0.022	-0.017	-0.018	-0.022
	(13.79)***	(12.13)***	(6.02)***	(9.57)***	(9.78)***	(11.69)***	(7.17)***
교육연수	0.019	0.016	0.020	0.018	0.013	0.021	0.012
	(16.56)***	(10.60)***	(10.48)***	(10.88)***	(7.84)***	(16.11)***	(4.58)***
가구주 연령	0.026	0.042	-0.012	0.035	0.022	0.024	0.036
	(17.99)***	(11.37)***	(0.82)	(15.53)***	(11.27)***	(15.36)***	(9.41)***
가구주 연령 ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(17.76)***	(9.57)***	(0.52)	(14.74)***	(11.61)***	(15.10)***	(9.24)***
상수	0.383	0.016	1.652	0.076	0.720	0.414	0.127
	(8.17)***	(0.20)	(3.20)***	(1.10)	(10.85)***	(8.07)***	(1.04)
R-squared	0.69	0.56	0.64	0.66	0.65	0.70	0.61
N	28,160	18,676	9,484	12,750	15,410	22,784	5,376

- 주: 1) *는 90% 신뢰수준, **는 95% 신뢰수준, ***는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 의미
 2) 음영부분은 소득, 자산관련 변수의 Chow 검정결과 신뢰수준 90%에서 통계적으로 유의한 경우, 두 집단 중 한 집단의 계수만 통계적으로 유의한 경우를 의미
 3) 괄호는 t값의 절대값을 의미

의 값이 되므로 순자산은 로그로 변환하지 않았다.

$$\log C = f(\log Y, V - D)$$

여기서 D는 총부채를 의미한다.

네 번째 모형은 현재의 주택가격에서 구입가격을 차감하여 거주기간으로 나눈 연평균 자본이득에 관한 모형이다.

$$\log C = f(\log Y, (V_h^i - V_h^j) \div T)$$

여기서 V_h^i 는 현재 주택가격, V_h^j 는 구입 주택가격, T는 현재 주택에 거주한 기간을 의미한다.

네 개의 모형은 다음과 같이 세 가지 가구 특성으로 구분하여 추정하였다. 첫째로 연령대별로 구분하여 추정하였으며, 선행연구를 감안하여 은퇴 이전 연령 60세 미만, 은퇴 이후 연령인 60세 이상으로 구분하였다.⁷⁾ 둘째, 주택유형별로 구분하여 추정하였는데, 주택유형은 아파트와 그 외의 주택유형으로 구분하였다. 마지막으로 이항용(2004)과 같이 총자산 대비 총부채 비율이 0.25 이하인 가구집단과 이를 초과하는 집단으로 나누어 비교분석하였다.⁸⁾

집단 간 모형의 계수가 차이가 있는지를 판단하기 위해 Chow 검정을 이용하였다. 이는 전체 표본을 두 집단으로 나눈 후 각 집단을 선형회귀모형으로 추정한 다음, 설명변수의 계수가 서로 같은지 검정하는 방법이다(민인식·최필선, 2009). Chow 검정통계량은 다음과 같다.⁹⁾

$$Chow = \frac{(S_C - (S_1 + S_2))/k}{(S_1 + S_2)/(T_1 + T_2 - 2k)} \\ \sim F(k, T_1 + T_2 - 2k)$$

여기서 k는 상수항을 포함한 설명변수의 수, S_C 는 전체 데이터에서 구한 잔차제곱합(SSE), S_1 은 집단 1의 잔차제곱합, S_2 은 집단 2의 잔차제곱합이다. 그리고 T_1 , T_2 는 각각 집단 1, 2의 표본 수이다.

2. 실증분석

소비에 대한 자산효과를 분석한 결과는 <표 2~6>과 같다.¹⁰⁾ <표 2>는 자산을 유형별로 구분하지 않고 총자산을 독립변수로 설정하여 추정한 결과이다. <표 4>는 총자산을 금융자산, 주택자산, 주택 이외의 부동산자산으로 구분하여 추정한 결과이다. <표 5>는 총자산에서 총부채를 차감한 순자산을 독립변수로 설정하여 추정한 결과이다. 마지막으로 <표 6>은 현재주택가격에서 구입주택가격을 차감하여 주택 보유기간으로 나누어준 연평균자본이득에 대한 모형이다.

<표 2>는 총자산을 독립변수로 설정하여 추정한 모형이다. <표 2>의 첫 번째 열 모형 1-(1)은 전체 자료를 대상으로 분석한 결과이다. 소득, 총자산, 가구원 수, 교육년수, 가구주연령 등 모든 변수가 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. R^2 는 69%이다. 전체 자료를 이용한 모형의 경우 소비에 대한 총자산의 탄력성은 0.033으로 나타

7) 기존 연구에서 일반적으로 가구생애주기를 10세 단위로 구분한다는 점, 고용보험법 시행령에서 정한 고용축진 장려금 지급 기준의 정년기준이 56세 이상으로 명시되어 있다는 점 등을 고려하였음.

8) 총자산대비 총부채 비율에 따라 가구를 구분하는 정확한 기준이 없어 이항용(2004)에서 설정한 기준을 이용하였음. 이는 김우영·김현정(2009)에서 제시한 우리나라 평균 자산대비부채 비율 0.22와 비슷한 수준임.

9) 다른 추정계수는 동일하다고 가정하고, 이 연구에서 중요한 소득, 자산변수 계수의 동일성 검정을 실시하였음.

10) 중요 변수인 소득, 자산변수 만이 독립변수인 모형 추정결과와 여기에서 제시한 인구통계학적 변수 등을 모두 포함한 모형 추정결과 소비, 자산변수 계수값은 부호 및 절댓값 측면에서 큰 변화가 없어, 모형의 강건성(robustness)은 확보되었다고 할 수 있음.

났다. 즉, 이는 총자산이 10% 증가할 경우 소비는 약 0.33% 증가한다는 것을 의미한다.

연령대별로 살펴본 결과는 <표 2>의 2, 3번째 열[모형 1-(2), 1-(3)]에 정리되어 있다. 일반적으로 은퇴 전인 60대 미만의 경우의 총자산에 대한 소비 탄력성이 60대 이상보다 낮은 것으로 나타났다. 즉, 젊은 계층보다 60대 이상의 자산효과가 더 크다는

표 3_ 연령대별 소득 및 총자산 비교

(단위: 만 원)

구분	60대 미만	60대 이상	변동폭
소득(평균)	3,433.4	1,611.4	-53.1%
총자산(평균)	17,431.9	16,019.6	-8.1%

것을 의미한다. 이는 젊은 계층에서 자산효과가 높

표 4_ 금융자산, 주택자산, 주택 이외의 부동산자산 모형(모형2)

구분	전체	연령		주택유형		부채-자산비율	
		연령<60	연령≥60	아파트	아파트 이외	0.25이하	0.25초과
		2-(1)	2-(2)	2-(3)	2-(4)	2-(5)	2-(6)
	log(소비)						
log(소득)	0.588	0.656	0.529	0.587	0.575	0.578	0.637
	(70.07)***	(55.56)***	(41.20)***	(50.77)***	(47.28)***	(63.16)***	(29.92)***
log(금융자산)	0.009	-0.003	0.023	0.009	0.007	0.011	0.006
	(2.54)**	(0.77)	(3.94)***	(2.11)**	(1.23)	(2.77)***	(0.74)
log(주택자산)	0.050	0.047	0.055	0.074	0.025	0.051	0.042
	(10.32)***	(7.67)***	(6.94)***	(10.56)***	(3.65)***	(9.75)***	(3.40)***
log(주택 이외 부동산자산)	0.003	0.003	0.003	0.005	0.004	0.003	0.003
	(2.05)**	(1.95)*	(1.41)	(2.37)**	(2.15)**	(2.02)**	(0.71)
가구원 수	0.258	0.273	0.223	0.268	0.247	0.253	0.287
	(17.64)***	(14.26)***	(9.61)***	(11.23)***	(12.90)***	(16.03)***	(7.43)***
가구원 수2	-0.022	-0.026	-0.016	-0.023	-0.020	-0.021	-0.026
	(10.89)***	(9.94)***	(5.00)***	(6.86)***	(7.92)***	(9.71)***	(5.03)***
교육연수	0.021	0.015	0.021	0.018	0.015	0.022	0.013
	(12.83)***	(7.29)***	(7.91)***	(8.40)***	(6.03)***	(12.56)***	(3.29)***
가구주연령	0.028	0.080	0.028	0.038	0.019	0.027	0.032
	(11.77)***	(12.02)***	(1.35)	(11.67)***	(4.94)***	(10.31)***	(5.22)***
가구주연령2	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(11.76)***	(11.09)***	(1.49)	(10.75)***	(5.62)***	(10.43)***	(4.81)***
상수	0.478	-1.023	0.591	0.006	1.110	0.524	0.154
	(6.21)***	(6.54)***	(0.79)	(0.06)	(8.50)***	(6.11)***	(0.79)
R-squared	0.69	0.51	0.65	0.59	0.67	0.70	0.56
N	12,629	8,442	4,187	6,683	5,946	10,314	2,315

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

2) 음영부분은 소득, 자산관련 변수의 Chow 검정결과 신뢰수준 90%에서 통계적으로 유의한 경우, 두 집단 중 한 집단의 계수만 통계적으로 유의한 경우를 의미

3) 괄호는 t값의 절대값을 의미

게 나타난 Skinner(1996), Lehnart(2003)의 연구결과와는 상반되는 결과이다. 한국의 경우 은퇴 전에 소득 감소에 대비해 주택 등의 자산을 처분하여 이를 소비에 이용하지 않고, 은퇴 이후에도 자산을 계속 보유하려는 성향이 강하다. 가구의 소비는 예산제약 하에서 이루어지는데, 60대 이상의 예산제약식에서 소득보다 자산의 중요성이 높아지면서 이러한 결과가 나온 것으로 판단된다. <표 3>에서 보는 것과 같이 60대 이상이 되면 그 이전에 비해 소득은 53.1% 감소하지만 총자산의 감소폭은 8.1%에 불과하였다. 한편, 소득에 대한 소비탄력성은 60대 미만 이 더 높게 나타났다. 즉, 60대 이상이 되면 소득이 줄어들면서 소득에 대한 소비의 탄력성이 줄어들게 되고, 자산에 대한 소비탄력성은 60대 미만에 비해 높아진다.

주택유형별로 살펴본 결과는 <표 2>의 4, 5번째 열[모형 1-(4), 1-(5)]에 정리되어 있다. 소득에 대한 소비탄력성은 아파트나 이외의 주택유형이나 비슷하게 도출되었으나, 총자산에 대한 효과는 아파트 거주가구가 다른 주택유형에 거주하고 있는 가구에 비해 월등하게 높은 것으로 나타났다. 아파트 거주 가구의 경우 0.054이나, 이외 주택유형에 거주하고 있는 가구는 0.016으로 3배 이상 차이가 있다.

부채-자산 비율별로 살펴본 결과는 <표 2>의 6, 7번째 열[모형 1-(6), 1-(7)]에 정리되어 있다. 소득에 대한 소비탄력성은 자산비율에 따라 큰 차이가 없고, 총자산에 소비탄력성도 부채-자산비율이 0.25 이하, 0.25 초과인 가구 각각 0.035, 0.030으로 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

<표 4>는 총자산을 금융자산, 주택자산, 주택 이외의 부동산자산으로 세분화하여 추정된 모형이다. <표 4>의 첫 번째 열 모형 2-(1)은 전체 자료를 대상으로 분석한 결과이다. 소득, 금융자산, 주택자산, 주택 이외의 부동산자산, 가구원 수, 교육년수, 가구

주연령 등 모든 변수가 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. R^2 는 69%이다. 전체 자료를 이용한 모형의 경우 소득, 금융자산, 주택자산, 주택 이외의 부동산자산에 대한 소비탄력성은 각각 0.588, 0.009, 0.050, 0.003로 주택자산이 다른 자산에 비해 월등이 높은 것으로 나타났다. 이는 Case, Quigley and Shiller(2005), Benjamin, Chinloy and Jud(2004), Bostic, Gavriel and Painter(2009) 등의 연구결과와 일치한다. 유동성 측면에서 금융자산이 더 우월한데도 불구하고 주택자산의 소비탄력성이 상대적으로 높은 이유는 Shefrin and Thaler(1988)가 지적한 것과 같이 가구는 금융자산의 증가를 일시적이거나 불확실한 것으로 인식하기 때문으로 판단된다. 대표적인 금융자산인 주식가격의 변동성이 매우 커서 가구는 금융자산의 증가를 일시적이거나 불확실한 것으로 간주할 가능성이 높다.

연령대별로 살펴본 결과는 <표 4>의 2, 3번째 열[모형 2-(2), 2-(3)]에 정리되어 있다. 앞서 총자산을 독립변수로 설정한 모형과 같이 주택자산에 대한 소비탄력성은 60대 미만의 경우가 60대 이상 가구보다 낮은 것으로 나타났다. 즉, 젊은 계층보다 60대 이상의 자산효과가 더 크다는 것을 의미한다. 금융자산에 대한 소비탄력성은 60대 미만 가구는 통계적으로 유의하지 않으며, 부호도 예상과 달리 음(-)으로 나타났다. 반면 60대 이상 가구의 금융자산에 대한 소비탄력성은 0.023으로 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하였다. 60대 이상 계층에서 소득이 줄어들면서 금융자산의 중요성이 다른 연령계층에 비해 높아지기 때문으로 해석할 수 있다. 소득에 대한 소비탄력성이 60대 이상 가구의 경우 0.529로 60대 미만 가구의 0.656에 비해 낮다는 것이 이를 뒷받침해주고 있다. 주택자산의 소비탄력성은 60대 이상 가구가 상대적으로 높은 반면, 주택 이외의 부동산 자산에 대한 소비탄력성은 60대 미만 가구, 60대 이

표 5_ 순자산 모형(모형3)

구분	전체	연령		주택유형		부채-자산비율	
		연령<60	연령≥60	아파트	아파트 이외	0.25이하	0.25초과
	3-(1)	3-(2)	3-(3)	3-(4)	3-(5)	3-(6)	3-(7)
	log(소비)	log(소비)	log(소비)	log(소비)	log(소비)	log(소비)	log(소비)
log (소득)	0.655	0.662	0.646	0.651	0.648	0.646	0.692
	(119.26)***	(91.64)***	(71.34)***	(79.29)***	(87.80)***	(103.36)***	(59.84)***
순자산	0.010	0.011	0.010	0.014	0.004	0.011	0.007
	(8.49)***	(7.34)***	(5.13)***	(8.61)***	(2.52)**	(9.12)***	(1.78)*
가구원 수	0.251	0.253	0.223	0.284	0.228	0.253	0.231
	(26.80)***	(21.94)***	(13.60)***	(17.87)***	(19.11)***	(23.94)***	(11.29)***
가구원 수 ²	-0.020	-0.021	-0.017	-0.024	-0.017	-0.020	-0.018
	(14.74)***	(12.50)***	(7.24)***	(10.48)***	(10.06)***	(13.01)***	(6.45)***
교육연수	0.020	0.017	0.022	0.022	0.013	0.022	0.015
	(17.85)***	(11.50)***	(11.56)***	(12.99)***	(8.12)***	(17.10)***	(5.84)***
가구주 연령	0.027	0.039	-0.004	0.038	0.021	0.027	0.026
	(18.91)***	(11.03)***	(0.26)	(16.96)***	(11.36)***	(16.91)***	(8.22)***
가구주 연령 ²	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(18.25)***	(9.07)***	(0.03)	(15.81)***	(11.51)***	(16.15)***	(8.18)***
상수	0.472	0.196	1.496	0.174	0.772	0.496	0.386
	(9.93)***	(2.50)**	(2.98)***	(2.38)**	(11.89)***	(9.20)***	(3.84)***
R-squared	0.69	0.57	0.65	0.66	0.66	0.70	0.69
N	28,911	18,961	9,950	12,859	16,052	22,784	6,127

주: 1) *는 90% 신뢰수준, **는 95% 신뢰수준, ***는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 의미
 2) 음영부분은 소득, 자산관련 변수의 Chow 검정결과 신뢰수준 90%에서 통계적으로 유의한 경우, 두 집단 중 한 집단의 계수만 통계적으로 유의한 경우를 의미
 3) 괄호는 t값의 절대값을 의미

상 가구 각각 0.002, 0.003으로 큰 차이가 없었다.

주택유형별로 살펴본 결과는 <표 4>의 4, 5번째 열[모형 2(4), 2(5)]에 정리되어 있다. 소득, 금융자산, 주택 이외의 부동산자산에 대한 소비탄력성은 아파트 거주가구나 이외 주택유형에 거주하고 있는 가구나 비슷하게 도출되었다. 반면 주택자산에 대한 소비탄력성은 아파트 거주 가구가 다른 주택유형에 거주하고 있는 가구에 비해 월등하게 높은 것으로 나타났다. 아파트 거주가구의 경우 0.074로 아파트 이외 주택유형 거주가구 0.025에 비해 약 3배 정도 높은 것으로 나타났다. 아파트는 다른 주택 유형에

비해 많은 가구가 선호하는 주택유형으로 환금성이 높고 다른 유형에 비해 담보대출도 보다 용이하기 때문에 풀이된다. 즉, 부록의 2기간 생애주기 모형에서 주택자산 유동화 가능 비율(ω)이 높기 때문이다.

부채-자산 비율별로 살펴본 결과는 <표 4>의 6, 7번째 열[모형 2(6), 2(7)]에 정리되어 있다. 금융자산에 대한 소비탄력성은 부채-자산비율이 낮은 가구에 대해서만 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 주택자산에 대한 소비탄력성은 부채-자산비율이 0.25 이하, 0.25 초과인 가구 각각 0.051, 0.042로

Chow 검정결과 통계적으로 유의하지는 않지만, 부채가 상대적으로 적은 가구의 주택자산의 효과가 높은 것으로 나타났다. 이는 이항용(2004)의 연구결과와 일치하는 것으로서 부채의 상대적 크기에 따라 주택자산에 대한 소비의 탄력성이 다르게 나타나고 있음을 보여주는 결과이다. 즉, 부채-자산비율이 높은 가구는 부채의 증가가 부의 효과를 제약하고 있을 가능성이 높다(이항용, 2004).

<표 5>는 총자산에서 총부채를 차감한 순자산(단위: 억 원)을 독립변수로 설정하여 추정된 모형이다. <표 5>의 첫 번째 열 모형 2(1)은 전체 자료를 대상으로 분석한 결과이다. 소득, 순자산, 가구원 수, 교육년수, 가구주연령 등 모든 변수가 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. R²는 69%로 나타났다. 전체 자료를 이용한 모형의 경우 순자산의 추정계수가 0.01로 나타났다. 약 1억 원의 순자산 증가 시 소비가 약 0.01% 증가함을 의미한다. 순자산에 대한 소비탄력성을 계산하면 약 0.013으로 총자산에 비해 약 2.7배 작다.

연령대별로 살펴본 결과는 <표 5>의 2, 3번째 열[모형 3(2), 3(3)]에 정리되어 있다. 연령대별로 미묘한 차이는 있으나 순자산의 추정계수가 60대 미만, 60대 이상 가구 각각 0.011, 0.01로 큰 차이는 없었다. 순자산 1억 원 증가 시 각 연령계층별로 소비가 각각 0.011%, 0.01% 증가한다. 소득에 대한 소비탄력성도 연령계층별로 큰 차이가 없었다.

주택유형별로 살펴본 결과는 <표 5>의 4, 5번째 열[모형 3(4), 3(5)]에 정리되어 있다. 소득에 대한 소비탄력성은 아파트 거주가구나 아파트 이외의 주택유형에 거주하고 있는 가구나 비슷하게 도출되었다. 반면 순자산에 대한 추정계수는 아파트 거주가가 주택유형에 거주하고 있는 가구에 비해 월등하게 높은 것으로 나타났다. 아파트 거주가구의 경우 0.014로 아파트 이외의 주택유형 거주가구 0.004에

비해 약 3배 이상 높은 것으로 나타났다.

부채-자산 비율별로 살펴본 결과는 <표 5>의 6, 7번째 열[모형 3(6), 3(7)]에 정리되어 있다. 순자산에 대한 추정계수는 부채-자산비율이 0.25 이하, 0.25 초과인 가구 각각 0.011, 0.006으로 부채가 상대적으로 적은 가구의 순자산의 자산효과가 높은 것으로 나타났다.

<표 6>은 현재 주택가격에서 구입 주택가격을 차감하여 주택 보유기간으로 나눈 연평균 자본이득(단위: 억 원)을 독립변수로 설정하여 추정된 모형이다. <표 6>의 첫 번째 열 모형 4(1)은 전체 자료에 대해 분석한 결과이다. 소득, 연평균자본이득, 가구원 수, 교육년수, 가구주연령 등 모든 변수가 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. R²는 70%로 나타났다. 전체 자료를 이용한 모형의 경우 연평균자본이득에 대한 추정계수는 0.05로 나타났다. 즉, 1억 원의 자본이득 증가 시 소비가 약 0.05% 증가함을 의미한다.

연령대별로 살펴본 결과는 <표 6>의 2, 3번째 열[모형 4(2), 4(3)]에 정리되어 있다. 연령대별로는 연평균자본이득에 대한 추정계수가 60대 이상 가구가 0.095로 60대 미만인 가구의 0.040에 비해 2배 이상 높은 것으로 나타났다. 은퇴로 소득이 줄어드는 60대 이상 가구의 경우 자본이득에 민감할 수밖에 없다.

주택유형별로 살펴본 결과는 <표 6>의 4, 5번째 열[모형 4(4), 4(5)]에 정리되어 있다. 연평균자본이득에 대한 추정계수는 아파트에 거주하고 있는 가구는 0.045로 95% 신뢰수준에서 유의하였으나, 다른 주택유형에 거주하고 있는 가구의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않았다.

부채-자산 비율별로 살펴본 결과는 <표 6>의 6, 7번째 열[모형 4(6), 4(7)]에 정리되어 있다. 연평균자본이득에 대한 추정계수는 부채-자산비율이 0.25 이하, 0.25 초과인 가구 각각 0.059, 0.036으로 나타

표 6_연평균 자본이득 모형(모형4)

구분	전체	연령		주택유형		부채-자산비율	
		연령<60	연령≥60	아파트	아파트 이외	0.25이하	0.25초과
	4-(1)	4-(2)	4-(3)	4-(4)	4-(5)	4-(6)	4-(7)
	log(소비)						
log(소득)	0.655	0.680	0.631	0.657	0.643	0.659	0.646
	(93.89)***	(69.38)***	(60.07)***	(65.97)***	(65.45)***	(85.22)***	(39.62)***
연평균 자본이득	0.054	0.040	0.095	0.045	-0.016	0.059	0.036
	(2.66)***	(1.87)*	(1.99)**	(2.00)**	(0.40)	(2.65)***	(0.79)
가구원 수	0.247	0.258	0.221	0.253	0.238	0.225	0.342
	(18.43)***	(13.88)***	(11.20)***	(11.59)***	(13.73)***	(15.30)***	(10.57)***
가구원 수 ²	-0.020	-0.024	-0.017	-0.021	-0.019	-0.018	-0.032
	(11.31)***	(9.53)***	(6.19)***	(6.95)***	(8.41)***	(8.92)***	(7.54)***
교육년수	0.022	0.018	0.023	0.023	0.014	0.023	0.019
	(15.89)***	(9.55)***	(10.58)***	(11.84)***	(6.58)***	(14.93)***	(5.60)***
가구주연령	0.026	0.079	-0.013	0.038	0.016	0.024	0.037
	(11.88)***	(12.31)***	(0.80)	(12.46)***	(4.40)***	(9.69)***	(7.08)***
가구주연령 ²	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	(12.23)***	(11.41)***	(0.55)	(11.62)***	(5.31)***	(10.11)***	(6.89)***
상수	0.542	-0.777	1.985	0.179	1.009	0.590	0.211
	(7.53)***	(5.24)***	(3.22)***	(1.83)	(8.29)***	(7.24)***	(1.23)
R-squared	0.70	0.52	0.63	0.62	0.67	0.72	0.61
N	16,456	9,698	6,758	8,011	8,445	13,233	3,223

주: 1) *는 90% 신뢰수준, **는 95% 신뢰수준, ***는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 의미
 2) 음영부분은 소득, 자산관련 변수의 Chow 검정결과 신뢰수준 90%에서 통계적으로 유의한 경우, 두 집단 중 한 집단의 계수만 통계적으로 유의한 경우를 의미
 3) 괄호는 t값의 절대값을 의미

났으며, 부채-자산비율이 0.25 초과인 가구의 추정 계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 자본이득이 발생하더라도 부채비율이 높으면 이는 소비를 위한 자금보다 부채 상환을 위한 자금으로 간주될 가능성이 높기 때문에 부채비율이 높은 가구의 연평균자본이득에 대한 자산효과가 통계적으로 유의하지 않게 나온 것으로 판단된다.

IV. 결론 및 시사점

이제까지 총자산, 자산 유형, 순자산, 연평균자본이

득이 소비에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석한 모형들을 <표 7>에서 종합하여 제시하였다. 이 연구를 요약하고 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 주택자산에 대한 소비탄력성은 0.05로 추정되었다. 이는 금융자산, 주택 이외의 부동산자산에 대한 소비탄력성에 비해 월등히 높은 수치이다. 이러한 결과는 Case, Quigley, and Shiller(2005), Benjamin, Chinloy and Jud(2004), Bostic, Gabriel and Painter(2009) 등과 일치한다.

둘째, 연령대를 은퇴 이전인 60대 미만과 은퇴 이후인 60대 이상으로 구분하여 살펴본 결과 60대 이상 계층의 자산에 대한 소비탄력성이 높은 것으로 나타났다. 이는 기존에 미국을 대상으로 연령대를 구분하여 분석한 Skinner(1996), Lehnart(2003)의 연구결과와 상반되는 결과이다. Skinner(1996)는 연령대별로 현재 주택을 매도하여 주택소비를 줄이기 바로 전인 은퇴 직전에 주택자산에 대한 소비탄력성이 가장 높고, 싸고 면적이 좁은 주택으로 이미 이주한 은퇴 이후에는 주택자산에 대한 소비탄력성이 낮다고 보고하였다. 하지만 우리나라의 경우 윤주현 외(2006), 이수옥 외(2007), 박천규 외(2009) 등에서 보는 것과 같이 가구가 은퇴하여 소득이 감소하더라도 계속 비싸고 좋은 주택에 거주하려는 측면이 강하다. 즉, 은퇴 전에 소득 감소에 대비하여 자산을 줄이는 성향이 약하고 은퇴 이후에도 자산을 계속 보유하는 성향이 강하다. 이는 60대 이상의 예산제약

식에서 소득보다 자산의 상대적 중요도가 크게 높아지는 원인이 되며, 미국과 달리 60대 이후의 주택자산에 대한 소비탄력성이 60대 미만에 비해 상대적으로 높게 나타나는 현상을 설명할 수 있는 주요한 근거라고 판단된다. 주택가격이 크게 하락할 경우 60대 이상 노년층의 소비가 크게 위축될 것으로 예상되므로 소득의 감소와 더불어 적정한 주거소비를 유도할 수 있는 정책방안 마련이 필요하다.

셋째, 주택유형별로 살펴보면 아파트에 거주하고 있는 가구의 주택자산에 대한 소비탄력성이 다른 주택유형에 거주하고 있는 가구에 비해 높은 것으로 나타났다. 이는 아파트는 다른 주택유형에 비해 많은 가구가 선호하는 주택유형으로 환금성이 높고 담보로 대출을 받기가 수월하기 때문에 판단된다. 아파트 이외의 주택유형 거주가구의 주택자산에 대한 소비탄력성은 통계적으로 유의하였으나 상대적으로 작고, 연평균자본이득에 대한 추정계수는 통계

표 7_ 분석모형의 종합

구분	전체	연령		주택유형		부채-자산비율		
		연령<60	연령≥60	아파트	아파트 이외	0.25이하	0.25초과	
모형1	log(총자산)	0.033	0.027	0.044	0.054	0.016	0.035	0.030
		(13.18)***	(8.69)***	(10.48)***	(13.60)***	(5.00)***	(12.30)***	(5.75)***
모형2	log(금융자산)	0.009	-0.003	0.023	0.009		0.011	0.006
		(2.54)**	(0.77)	(3.94)***	(2.11)**		(2.77)***	(0.74)
	log(주택자산)	0.050	0.047	0.055	0.074	0.025	0.051	0.042
		(10.32)***	(7.67)***	(6.94)***	(10.56)***	(3.65)***	(9.75)***	(3.40)***
log(주택 이외 부동산자산)	0.003	0.003	0.003	0.005	0.004	0.003	0.003	
	(2.05)**	(1.95)*	(1.41)	(2.37)**	(2.15)**	(2.02)**	(0.71)	
모형3	순자산	0.010	0.011	0.010	0.014	0.004	0.011	0.007
		(8.49)***	(7.34)***	(5.13)***	(8.61)***	(2.52)**	(9.12)***	(1.78)*
모형4	연평균 자본이득	0.054	0.040	0.095	0.045	-0.016	0.059	0.036
		(2.66)***	(1.87)*	(1.99)**	(2.00)**	(0.40)	(2.65)***	(0.79)

주: 1) *는 90% 신뢰수준, **는 95% 신뢰수준, ***는 99% 신뢰수준에서 통계적으로 유의함을 의미
 2) 음영부분은 소득, 자산관련 변수의 Chow 검정결과 신뢰수준 90%에서 통계적으로 유의한 경우, 두 집단 중 한 집단의 계수만 통계적으로 유의한 경우를 의미
 3) 괄호는 t값의 절대값을 의미

적으로 유의하지 않았다. 이는 아파트와 반대로 그 외 주택은 상대적으로 환금성이 낮고, 이들 주택에 거주하는 가구의 자산 증가는 다른 선호하는 주택으로의 이주를 위한 저축으로 간주될 가능성이 있기 때문이다. 주택은 일종의 자산의 축적, 즉 저축임과 동시에 소비재라고 할 수 있으며(Juster et al. 2006), 주택가격이 오르면 주택소유자의 자산의 증가를 유발하지만, 이는 더 좋은 주택을 구매하는 데 이용되기도 한다(Bostic, Gavriel and Painter. 2009).

넷째, 부채가 낮은 가구의 주택자산에 대한 소비 탄력성이 높다. 이는 이항용(2004)에서 주장하는 것과 같이 부채-자산비율이 높은 가구는 부채의 증가가 부의 효과를 제약하고 있기 때문이다. 또한 연평균자본이득에 대한 추정계수는 부채-자산비율이 0.25 이상인 가구에서 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 자본이득이 발생하더라도 부채비율이 높으면 소비를 위한 자금보다 부채상환을 위한 자금으로 먼저 간주될 가능성이 높기 때문으로 풀이된다.

이 연구는 횡단면 자료를 이용하여 가구 특성을 감안하여 자산효과를 분석한 연구이다. 국내 연구에서 부족한 횡단면 자료를 이용하였고, 자산유형별로 비교분석하고, 연령대, 주택유형, 부채-자산비율 등 가구의 인구통계학적 특성, 주거특성, 포트폴리오 등을 감안하여 분석한 연구로서 그 의의가 크다고 할 수 있다. 하지만 이 연구는 다음과 같은 한계가 있으며 이를 보완한 지속적인 연구가 절실하다.

첫째, 순자산 효과를 보다 세분화하여 분석할 수 있어야 한다. 즉, 금융순자산, 주택순자산 등으로 구분하여 분석하는 것이 필요하다. 추후 가구의 자산 유형별 부채를 추가적으로 조사하는 것이 필요하다.

둘째, 내구재의 소비에 대한 영향을 분석하는 것이 필요하다. 이 연구에서 소비는 비내구재에 대한 소비인 생활비를 의미한다. 내구재 소비가 장기적인 소비로 간주되면 자산의 변동에 큰 영향을 받지 않

을 것이나, 내구재 소비가 자산 증대 예측 또는 포트폴리오 다변화를 통해 이루어진다면 내구재 소비는 자산의 변동에 큰 영향을 받을 것이다. 미시데이터를 이용하여 이러한 분석이 가능하도록 가구 조사 시 내구재 소비에 대한 항목을 추가적으로 조사하는 것이 필요하다.

셋째, 패널데이터를 이용한 동태적인 분석이 이뤄져야 한다. 동일가구의 소비와 소득, 자산의 변화를 추적하여 주택의 자산효과를 추정하는 것이 필요하다. 이를 위해서는 가구의 주거 및 주택 특성 등이 상세하고 정확하게 조사된 패널데이터의 생성이 필요하다.

참고문헌 •••••

김경환. 2003. “부동산 가격과 거시경제간의 상호관계”. 한국은행 조사국 학술회의 보고서. 서울 : 한국은행.
 김근용·김혜승·강미나 외. 2009. 2008년도 주거실태조사. 경기 : 국토해양부.
 김병화·문소상. 2001. “주가와 소비의 관계분석”. 경제분석 제7권 제1호. 서울 : 한국은행. pp26-56.
 김우영·김현정. 2009. 가계부채의 결정요인 분석. 서울 : 한국은행 금융경제연구원.
 민인식·최필선. 2009. STATA 기초통계와 회귀분석. 서울 : 한국 STATA학회 출판부.
 박천규. 2010. 주택소비의 결정요인과 주택의 자산효과에 관한 연구. 한양대학교 일반대학원 박사학위논문.
 박천규·손경환·김근용. 2007. 부동산시장 BSI 조사 및 분석체계 구축 연구. 경기 : 국토연구원.
 박천규·이수욱·손경환. 2009. “가구생애주기를 감안한 주택수요 특성 분석 연구”. 국토연구 제60권 제1호. 경기 : 국토연구원. pp171-187.
 손경환·지대식·최수·김승중·박천규. 2004. 부동산시장의 선진화를 위한 기반정비 방안 연구. 경기 : 국토연구원.
 윤주현·김혜승·박천규. 2006. 주거양극화의 현황 및 과제. 경기 : 국토연구원.

- 이상무. 2004. “소비에 미치는 자산효과의 비교 : 주식시장과 부동산시장을 중심으로”. 한국외국어대학교 대학원 석사학위논문.
- 이수욱·손경환·지대식·박천규. 2007. 부동산 시장의 환경변화에 대응한 정책방향 연구 : 인구와 가계자산 변동을 중심으로. 경기 : 국토연구원.
- 이항용. 2004. “주택가격 변동과 부의 효과”. 금융경제연구 제181호. 서울 : 한국은행 금융경제연구원. pp1-30.
- 최요철·김은영. 2007. “가계소비의 자산효과 분석과 시사점”. 조사통계월보 제61권 707호. 서울 : 한국은행. pp23-53.
- Belsky, E. & Prakken, J. 2004. “Housing Wealth Effects : Housing’s Impact on Wealth Accumulation, Wealth Distribution and Consumer Spending”. *National Center for Real Estate Research Report* W04-13. MA : Harvard University.
- Benjamin, J. D., Chinloy, P. T., and Jud, G. D. 2004. “Why do Households Concentrate Their Wealth in Housing?”. *Journal of Real Estate Research* 26(4). NY : CUNY. pp329-244.
- Bostic, R., Gabriel, S. and Painter, G. 2009. “Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption : New Evidence from Micro Data”. *Regional Science and Urban Economics* vol.39. London, Amsterdam, New York : Elsevier. pp79-89.
- Campbell, J. and Cocco, J. 2005. “How do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”. *NBER Working Paper* 11534. MA : National Bureau of Economic Research.
- Case, K. E., Quigley, J. M., and Shiller, R. J. 2005. “Comparing Wealth Effects : the Stock Market versus the Housing Market”. *Advances in Macroeconomics* vol.5, no.1. CA : Berkeley Electronic Journals. pp1-31.
- Dvornak, N. and Kohler, M. 2003. “Housing Wealth, Stock Market Wealth and Consumption : a Panel Analysis for Australia”. *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* RDP2003-07. Sydney : Reserve Bank of Australia.
- Edison, H. and Slok, T. 2001. “Wealth Effects and the New Economy”. *Working Paper*. Washington, D.C. : International Monetary Fund.
- Engelhardt, G. V. 1996. “House Prices and Home Owner Saving Behavior”. *Regional Science and Urban Economics* vol.26, no.3. London, Amsterdam, New York : Elsevier. pp313-336.
- Juster, F. T., Lupton, J., Smith, J. P., and Stafford, F. 2006. “The Decline in Household Saving and the Wealth Effect”. *Review of Economics and Statistics* vol.88, no.1. MA : MIT Press. pp20-27.
- Lehnart, A. 2003. “Housing Consumption and Credit Constraints”. *Federal Reserve Board working paper*. Washington, D.C. : the Federal Reserve Board.
- Lettau, M. and Ludvigson, S. C. 2004. “Understanding Trend and Cycle in Asset Values : Reevaluating the Wealth Effect on Consumption”. *American Economic Review* vol.94, no.1. TN : American Economic Association. pp276-299.
- Levin, L. 1998. “Are Assets Fungible? : Testing the Behavioral Theory of Life-cycle Savings”. *Journal of Economic Behavior & Organization* vol.36, no.1. London, Amsterdam, New York : Elsevier. pp59-83.
- Ogawa, K., Kitasaka, S., Yamaoka, H., and Iwata, Y. 1996. “An Empirical Re-evaluation of Wealth Effect in Japanese Household Behavior”. *Japan and the World Economy* 8. London, Amsterdam, New York : Elsevier. pp423-442.
- OECD. 2000. “House Prices and Economic Activity”. *Economic Outlook* 68. Paris : OECD. pp169-184.
- Shefrin, H. M. and Thaler, R. 1988. “The Behavioral Lifecycle Hypothesis”. *Economic Inquiry* vol.26, no.4. Oxford : Oxford University Press. pp169-177.
- Skinner, J. S. 1996. “Is Housing Wealth a Sideshow?”. NBER Chapters, in: *Advances in the Economics of Aging*. MA : National Bureau of Economic Research, Inc.

-
- 논문 접수일: 2011. 1.26
 - 심사 시작일: 2011. 2.10
 - 심사 완료일: 2011. 2.25

An Analysis of Housing Wealth Effect from Micro Data

Keywords: Wealth Effect, Two-period Life-cycle Model, Household Consumption, Capital Gain, Household Debt

The theme of the study is the housing wealth effect. The study uses micro data which examine household consumption and assets as well as demographic characteristics of households in detail. The summary of the findings and the implications of the study are the following. First, the consumption elasticity of housing assets is estimated to be 0.05. The consumption elasticity of housing assets is much higher than other assets. Second, the consumption elasticity of assets for the group that is more than 60 years old is higher than others, that is, a different result from American's researches. This result shows that households maintain possession of their housing property even though their incomes decrease because of their retirements in Korea. Third, the consumption elasticity of housing assets for households living in apartments is higher than others. Compared to other types of housing, it demonstrates good liquidity and mobility of apartments and apartment owners in Korea. Fourth, households having low ratio of debt to assets have high consumption elasticity of assets because they are restricted in their consumption by a lot of debt.

횡단면 자료를 이용한 주택자산효과 분석: 자산유형별 비교 분석을 중심으로

주제어: 주택자산효과, 2기간 생애주기 모형, 가계소비, 자본이득, 가계부채

이 논문의 주제는 주택자산이 소비에 미치는 영향을 분석하는 것이다. 가구의 인구통계학적 특성뿐만 아니라 소비, 자산 등이 자세하게 조사된 미시데이터를 이용하여 자산이 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 더 나아가 표본을 가구특성별로 세분화하여 자산에 대한 소비탄력성을 연령대, 주택유형, 부채-자산비율별로 비교분석하였다. 또한 자산유형별로 자산효과를 측정하였으며, 총자산에서 총부채를 차감한 순자산, 주택에 대한 연평균 자본이득의 효과도 분석하였다. 연구 결과를 요약하고 시사점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 주택자산에 대한 소비탄력성은 0.05로 추정되었다. 이는 금융자산, 주택 이외의 부동산자산에 대한 소비탄력성에 비해 월등히 높은 수치이다. 이러한 결과는 대부분의 선행연구 결과와 일치한다. 유동성이 높은 금융자산이 주택자산에 비해 소비탄력성이 낮은 이유는 가구는 금융자산의 증가를 일시적이거나 불확실한 것으로 인식하기 때문이다. 둘째, 연령대를 은퇴 이전인 60대 미만과 은퇴 이후인 60대 이상으로 구분하여 살펴본 결과 60대 이상 계층의 주택자산에 대한 소비탄력성이 높은 것으로 나타났다. 이는 미국을 대상으로 분석한 선행연구의 결과와 상반된다. 한국의 경우 은퇴하여 소득이 감소하더라도 자산은 크게 줄이지 않는 경향이 강해 60대 이상의 예산제약에서 자산의 상대적 중요도가 높아지기 때문이다. 셋째, 주택유형별로 살펴보면 아파트에 거주하고 있는 가구의 주택자산에 대한 소비탄력성이 다른 주택유형에 거주하고 있는 가구에 비해 높은 것으로 나타났다. 이는 아파트가 다른 주택유형에 비해 많은 가구가 선호하는 주택유형으로 환금성이 높고 담보로 대출을 받기가 수월하기 때문이다. 넷째, 부채가 낮은 가구의 주택자산에 대한 소비탄력성이 높다. 부채-자산비율이 높은 가구는 부채의 증가가 부의 효과를 제약하고 있기 때문이다.

[부록] 2기간 생애주기 모형

모든 가구가 주택을 소유하고 있고, 2기 은퇴 시 주택소비를 변화시킨다고 가정한다. 가구의 기대효용은 다음과 같다.

$$EU = U(C_i, h_1) + \frac{1}{1+\delta} E[U(C_2, h_2) + \lambda m] \quad \text{<식 1>}$$

여기서 C_i, h_i 는 i 기의 소비와 주거서비스이다. δ 는 시간선호비율(time preference rate)이고, λ 는 내생변수로서 이사 시에 1, 이사를 가지 않으면 0이 된다. m 은 이사비용이며, 이사비용이 높을 것이라고 예상되면 이사를 가지 않는다.¹¹⁾

효용함수는 다음과 같이 가정한다.

$$U(C_i, h_i) = \frac{C_i^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \mu \frac{h_i^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad \text{<식 2>}$$

예산제약식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} & C_1 + \rho_1 h_1 + \frac{C_2 + \rho_2 h_2}{1+r} \\ &= Y_1 + \rho_1 h_1^* + \frac{Y_2 + [\lambda(h_1^* - h_2^*)P + \rho_2 h_2^*]}{1+r} + \frac{v h_2^* P}{(1+r)^2} \end{aligned} \quad \text{<식 3>}$$

여기서 r 은 할인율, Y_i 는 1기에서는 노동소득, 2기에서는 은퇴소득을 의미한다. ρ_i 는 주택의 사용자비용, P 는 2기에서의 유닛당 주택가격, v 는 주택자산에 대한 유동화 가능비율(예: 역모기지 등 주택담보대출 설정비율)을 의미한다.

<식 3>의 예산제약식을 좀 더 간단하게 만들기 위해 양변에서 $\rho_1 h_1^*, \rho_2 h_2^*$ 를 양변에서 차감하면, <식 3>은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} & C_1 + \frac{C_2 + \lambda \rho_2 h_2}{1+r} \\ &= Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} + \frac{P}{(1+r)^2} [\lambda(1+r)h_1^* + h_2^*(v-\lambda)] \end{aligned} \quad \text{<식 4>}$$

<식 4>의 예산제약하 <식 1>의 극대화는 다음과 같이 표현할 수 있다.

11) 이사비용에는 정신적인 비용까지 포함함.

$$C_1 = \frac{L(v, \lambda)}{K(\lambda)} \quad \text{<식 5>}$$

L과 K는 다음과 같다.

$$L(v, \lambda) = Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} + \frac{P}{(1+r)^2} [\lambda(1+r)h_1^* + h_2^*(v-\lambda)] \\ + \frac{P}{(1+r)^2} [\lambda(1+r)h_1^* + h_2^*(v-\lambda)] \quad \text{<식 6>}$$

$$K(\lambda) = 1 + \left[\frac{1+r}{1+\delta} \right]^{\frac{1}{\gamma}} \left[1 + \lambda \left(\frac{\rho_2}{\mu} \right)^{-\frac{1}{\gamma}} \rho_2 \right] (1+r)^{-1} \quad \text{<식 7>}$$

주택가격의 변화가 소비에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하기 위해 다음과 같이 <식 5>를 P로 미분하였다. 가격 변화의 원인은 사용자비용인 ρ_2 이 증가하였기 때문이라고 가정하였다. 즉, 공급은 고정되어 있는데 인구증가 등 수요증가로 주택가격이 상승한다고 보았다.

$$\frac{dC_1}{dP} = \frac{\frac{dC_1}{d\rho_2}}{\frac{dP}{d\rho_2}} = \frac{\lambda h_1^*(1+r)(v-\lambda)h_2^*}{(1+r)^2 K(\lambda)} - \frac{C_1}{K(\lambda)} \frac{dK(\lambda)}{dP} \quad \text{<식 8>}$$

해석의 용이성을 위해 효용이 로그선형이라고 가정하면, ρ 는 K에 영향을 미치지 않게 되므로 우변의 두 번째 항은 무시할 수 있다. 궁극적으로 소비의 변화는 이사를 가는지, 주택자산의 유동화 가능비율이 얼마인지를 감안한 주택가격 변화의 현재가치에 영향을 받는다.