

금융위기 이후 자가가구의 소득계층별 주택자산효과

Housing Wealth Effect of Homeowners by Income Class after Global Financial Crisis

유현지 Yu Hyeonji*, 이영성 Lee Youngsung**

Abstract

Both the wealth effect and common-factor hypotheses have long been in conflict to explain the effects of housing prices on consumption. This research is to examine the hypotheses and determine which may be more suitable in South Korea after the worldwide financial crisis occurred in 2008. The analysis found that, first, the effect of the rise in housing prices on household consumption has not been statistically significant since 2009. Second, household debt itself had a positive and statistically significant effect on inducing consumption, but changes in housing prices did not have such a significant effect on the consumption of households in debt. Third, there was no uniform pattern in the effect of changes in housing prices on the consumption of households owning more than one house. Fourth, no statistical significance was found for the effects of changes in housing prices on household consumption by income class. Contrary to the previous literature, the common-factor hypothesis was found to be adequate for South Korea after the financial crisis. Various policies implemented so far in anticipation of the household wealth effect may have only resulted in social cost without any benefits of increase in consumption. Therefore, policies to boost the economy by stimulating the housing market should be considered with caution.

Keywords: Housing Wealth Effect, Wealth Effect Hypothesis, Common Factor Hypothesis, Housing Price, Income Class, Homeowners

I. 서론

2008년 이후 세계적인 경제위기 속에서 정부는 주택의 자산효과(Wealth Effect)를 지렛대로 삼아 소비 활성화 정책을 펼쳐 왔다. 주택의 자산효과란 주택가격 상승이 소비 증가로 이어지는 현상을 말한다. 한국은행 ‘국민계정(2016)’ 자료에 따르면 국내총생산에서

소비가 차지하는 비중이 2015년 64.7%를 넘는 상황에서, 주택자산효과에 의한 소비 증가와 그에 따른 경제성장의 선순환은 분명 매력적인 구도이다. 2009년 미분양 주택 양도소득세 완화, 2010년 다주택 양도세 중과 완화, 2011년 DTI 탄력 적용, 2012년 다주택자 양도세 중과 폐지, 2013년 취득세율 영구 인하, 2014년과 2015년에는 LTV와 DTI의 규제 완화 연장이 대

* 서울대학교 환경대학원 환경계획학과 박사과정(제1저자) | Ph.D. Candidate Graduate School of Environmental Studies, Seoul National Univ. | Primary Author | sotggy@hanmail.net

** 서울대학교 환경대학원 환경계획학과 부교수, 환경계획연구소 및 아시아에너지환경지속가능발전연구소 겸무 연구원(교신저자) | Associate Prof., Dept. of Environmental Planning, Graduate School of Environmental Studies, Seoul National Univ. | Corresponding Author | yl123@snu.ac.kr

표적인 정책이다. 이들 정책이 자산효과만을 위한 것은 아니지만, 자산효과를 기대한 정책임은 널리 알려진 바다.

침체 일로였던 주택 시장이 서서히 회복되면서 2015년과 2016년에는 2011년 이후 주택 가격 상승세가 가장 높았다. 그럼에도 통계청이 발표한 '가계동향' 자료에 따르면 2016년 가계 소득 대비 평균 소비성향은 통계청이 조사를 시작한 이래 최저 수준인 71.1%까지 하락했다. 최근 여러 해에 걸쳐 2%대에 머물고 있는 경제성장률은 지난 수십 년간 우리나라가 겪지 못한 현상이다. 정책과 현실 사이의 먼 간극을 보여주는 대목이다.

여기에는 두 가지 가능성이 있다. 첫째, 자산효과 가설(Wealth Effect Hypothesis)에서 주장하는 것처럼 주택의 자산효과는 분명 유의하게 발생했지만, 우리나라의 힘든 현실에서 고착화된 소비침체와 저성장을 극복하기에 충분하지 않았을 가능성이 있다. 둘째, 주택 가격과 소비 사이에 아무런 인과관계가 없다는 공통요인가설(Common Factor Hypothesis)에서처럼 주택의 자산효과 자체가 애초에 발생하지 않았을 가능성이 있다. 이 경우가 맞다면, 경제 활성화 차원에서 주택정책을 펼치는 것은 신중해야 한다.

위의 두 가설 가운데 어느 것이 금융위기 이후 우리나라에서 더 적합한지를 검토하고, 실증적으로 확인하는 것이 본 연구의 목적이다. 무엇이 진실인가에 따라 우리가 주택시장을 어떻게 이해하고, 어떠한 정책을 취해야 하는지는 크게 달라질 수밖에 없다. 기존 연구에서는 이들 두 가설의 논리와 방법론에 대한 심도 깊은 검토가 부족하다. 제2장에서는 관련 있는 이론과 선행연구를 검토하여, 논점을 분명히 한다. 제3장에서는 제2장의 논의를 토대로 실증모형을 설정하며, 제4장에서는 추정 결과를 검토한다. 제5장에서는 본 논문의 결과가 던지는 정책적 시사점을 모색하면서 마무리한다.

II. 이론적 고찰과 선행연구 검토

자산효과에 관해 최근 가장 영향력 있는 논문은 Campbell and Cocco(2007)일 것이다. 이 연구에서는 자산효과가 발생하는 기제를 두 가지로 설명한다. 첫째, 주택가격 상승으로 사람들이 자신의 부(富)가 증가했다고 인지(Increases in Perceived Wealth)하면서 발생하는 기제이다. 둘째, 주택을 담보로 제공하고 대출을 받을 때는 담보가액 대비 일정 비율 이내로 대출 상환이 있는데, 주택가격 상승으로 그러한 제한이 완화되면서 나타나는 효과이다. 예를 들어 LTV(Loan to Value) 비율이 50%일 때 주택가격이 10억 원이라면 5억 원까지 대출받을 수 있는데, 주택가격이 15억 원으로 상승하면 7.5억 원까지 대출받을 수 있다. 그에 따라 소비가 증가한다는 것이다.

그런데 이를 진정으로 자산효과(Wealth Effect)라고 할 수 있는지에 대해서는 이견이 제기되어 왔다. 우선 주택가격 상승이 정말 부(富)의 증가가 맞는가라는 문제제기가 있다. 다주택자의 경우에는 주택가격 상승이 분명 부(富)의 증가로 이어진다. 그러나 주택 한 채만을 소유하고, 자기 소유 주택에 거주하는 가구의 경우는 다르다. 소비재인 주택의 가격 상승은 그런 가구가 감당해야 하는 귀속임대료(Implicit Rental Cost)의 상승을 경제적으로 보상하는 장치에 불과하다.

“This (housing price increase) does not necessarily mean that their real wealth is also higher. Housing is a consumption good, and for a homeowner who expects to live in his current house for a very long time, a higher house price is simply compensation for a higher implicit rental cost of living in the house (Campbell and Cocco 2007, 1).”

이러한 시각에서 보면 다주택자에게는 주택가격

상승에 따른 자산효과가 있을 수 있지만, 어느 나라든 지 주택 소유 가구 대다수는 1주택 보유 가구일 것이기 때문에, 국가나 지역 전체적으로는 자산효과가 제한적일 수밖에 없다.

담보가치 상승에 의해 대출 여력이 증가하고, 그에 따라 소비가 증가하는 것을 자산효과(Wealth Effect)라고 볼 수 있는지, 그러한 효과가 지속 가능한지 역시 이점이 많다. 차입을 하게 되면, 그만큼 순자산(자산-부채)이 감소하기 때문에, 자산가치 상승에 의한 긍정적 효과의 상당 부분을 부채 증가에 따른 부정적 효과가 상쇄시킨다. 원금과 이자 상환의 부담까지 생각하면, 담보가치 상승에 따른 소비 증가는 지속 가능하다고 평가하기 힘들다.

가장 근본적인 비판은 자산효과가설(Wealth Effect Hypothesis)과 대척점에 있는 공통요인가설(Common Factor Hypothesis)에서 나온다. 이에 따르면 주택가격과 소비는 거시경제 변수에 발맞추어 동행하는 변수로서, 둘 사이에는 아무런 인과관계가 없다(Attanasio, Blow, Hamilton and Leicester 2009).

“We conclude that the co-movements in consumption and house prices are generated not by a causal link....but by common factors. (Attanasio, Blow, Hamilton and Leicester 2009, 23)”

Attanasio, Blow, Hamilton and Leicester(2009)에 따르면 거시경제 변수들이 원인이고, 주택가격과 소비는 그 결과물이다. 주택가격과 소비의 동행(Co-Movement)을 촉발하는 ‘공통의 요인’은 거시경제 변수들이다. 따라서 개별 가구의 사회·경제적 특성과 거시경제 변수가 회귀모형에서 적절하게 통제되어 있다면 주택가격은 소비에 영향을 미치는 유의한 변수가 될 수 없다.

주택가격 상승이 소비에 미치는 효과가 유의하게 나온다면, 그것은 거시경제변수 가운데 일부가 모형에 누락되었기 때문에 나타나는 착시 현상일 가능성이 높다. 이 경우 누락된 일부 거시경제 변수가 주택가격을 매개로 하여 소비에 영향을 미치는 것이기 때문에, 비록 그 영향력이 통계적으로는 유의하게 나오더라도 그 힘의 크기, 즉 계수값의 크기는 작을 가능성이 높다. 반면에 자산효과가설에서는 주택가격의 변화 그 자체가 독립변수로서 힘을 발휘한다고 본다.

문제는 주택가격이 소비에 미치는 힘의 크기가 작기는 하지만 통계적으로 유의하게 나왔을 때, 그것이 (자산효과가설의 주장에 따라) 진정으로 유의한 것인지, 아니면(공통요인가설에 따라) 거시경제변수가 누락되어서 나타난 현상인지를 판단하기 힘들다는 점이다. 자산효과가설을 지지하는 학자들은 그 영향력이 통계적으로 유의하다는 것에 주목한다. 공통요인가설을 지지하는 학자들은 비록 그 힘이 통계적으로 유의하더라도 그 힘의 크기, 즉 계수값의 크기가 작다면 거시경제요인이 충분히 모형에 반영되지 않았기 때문에 나타나는 현상으로 이해한다.

그러나 모든 거시경제요인을 완벽하게 모형에 반영하는 것은 쉽지 않다. 자료의 특성에 따라서는 거시경제요인을 충분히 반영하기 힘든 경우가 많이 있다. 이때 어느 것이 맞는지를 판별할 수 있는 단서는 없을까? 학계에서 제기된 단서 가운데 하나가 바로 ‘주택가격 상승이 소비에 미치는 효과가 집단별로 다른가’의 여부이다. 자산효과가설이 맞다면, 주택가격 상승에 따른 혜택을 많이 보는 집단에서 소비 증가 효과가 더 두드러져야 한다. 예를 들어, Campbell and Cocco(2007)에 따르면 가구주가 고령층일수록 주택가격 상승에 따른 혜택을 더 많이 본다.¹⁾ 가구주가 젊은 가구와 비

1) Campbell and Cocco(2007)은 가구주의 연령을 40세 이상과 이하로 나눠서 주택가격 상승이 미치는 효과를 분리하여 살펴봤음.

교환 때, 상대적으로 주택을 보유한 기간이 길기 때문이다. 주택 보유 기간이 길수록 주택가격 상승에 따른 누적된 자산가치 증가 효과가 크고, 그에 따라 미래의 자산가격 상승에 대한 기대감 역시 더 강하다. 영국을 대상으로 실증연구를 한 Campbell and Cocco(2007)에서는 젊은 층보다 고령층에서 주택의 자산효과가 확연히 두드러졌다. 이는 지금까지도 주택자산효과가 현실에서 실제로 발생한다는 것을 이야기할 때 국제적으로 많이 인용되는 중요한 연구결과이다.

반면에 공통요인가설이 맞다면(즉 모형에서 누락된 거시경제요인을 주택가격이 대신 반영한다면), 주택가격을 매개로 하는 거시경제요인이 소비에 미치는 효과는 집단별로 다르지 않아야 한다. 거시경제 변수는 국가나 지역 구성원들의 소비에 공통적으로 영향을 미치기 때문이다.²⁾ 예를 들어, 주택가격이 소비에 미치는 영향은 고령자인 젊은 층이건 큰 차이가 없어야 한다. 실제로 Cristini and Sevilla(2014)에서는 주택가격이 소비에 미치는 영향은 대부분의 연령대에서 유의했지만, 그 크기는 거의 비슷했다. Cristini and Sevilla(2014)는 이를 공통요인가설을 지지하는 결과로 해석하였다. 역시 공통요인가설을 지지하는 Attanasio, Blow, Hamilton and Leicester(2009)는 조금 다른 주장을 했다. 이들은 주택가격이 소비를 증가시키는 효과가 집단에 따라 다르다면, 고령층이 아니라 상대적으로 젊은 계층에서 소비가 더 크게 증가해야 한다고 보았다. 주택가격과 소비는 서로 인과관계가 있는 변수가 아니라 동행하는 변수이며, 이러한 동행은 근본적으로는 생산성 혁신(Innovations to Productivity)과 소득

증가(Income Growth)에 의해 발생되기 때문에 '미래 소득의 기대(Expectations of Future Income)'가 상대적으로 더 큰 젊은 층의 소비가 주택가격 상승과 더 밀접하다는 것이다. 실제로 Attanasio, Blow, Hamilton and Leicester(2009)에서는 주택가격 상승이 고령층보다는 젊은 층의 소비변화에 더 큰 영향을 미쳤다. 이 역시 자산효과가설보다는 공통요인가설을 지지하는 결과이다.

우리나라에서 주택자산효과를 실증적으로 확인한 논문이 많이 있지만, 몇 가지 점검할 사항이 있다. 우선 일부 논문은 1개 연도의 횡단면 자료만으로 분석하다보니, 모든 변수를 '상태변수'로 측정했다. 박천규, 이영(2011)은 2008년 주거실태조사 자료로, 길혜민, 김광석, 박혁서(2013)는 2010년 한국노동패널 자료로, 이현정, 유종선(2015), 이현정, 윤정득(2015)은 2012년 한국노동패널 자료로 연구했다. 그러나 가구의 사회·경제 변수, 거시경제 변수, 주택가격 자체가 아니라 독립변수들의 변화가 소비변화에 미치는 영향이 중요하기 때문에, 상태변수보다는 변화분, 즉 차분으로 측정하는 것이 바람직하다. 또한 차분을 취하면 변수누락에 의한 오차(Omitted Variable Bias)를 통제하는 데 도움이 되며, 주택가격 변화와 소비 변화 사이의 인과관계를 더 분명하게 알 수 있다(이영성 2004).

둘째, 집계 자료의 한계이다. 최요철, 김은영(2007), 최차순(2013), 허문중, 조정환(2013)은 실질 증가, 실업률, 회사채 수익률처럼 국가 차원에서 집계된(Aggregate) 자료를 사용해 시계열 분석(Time Series Analysis)으로

2) 거시경제 변수는 모든 사람들이 공통적으로 받아들여야 하는 변수임. 물론 모든 사람들에게 똑같은 영향을 미치지 않음. 예를 들어 이자율 상승이 미치는 효과는 사람에 따라 다를 수 있음. 하지만 회귀모형 안에 소득, 가구원수, 연령 등의 사회·경제적 특징이 통제되어 있는 상태에서, 거시경제 변수가 사람에 따라 다른 영향을 미친다고 말하기는 힘들. 즉 소득, 가구원수, 연령 등의 사회·경제적 특징이 같은 사람들에게 (누락된) 거시경제 변수가 미치는 영향은 크게 다르지 않을 것이라는 것이 공통요인가설의 주요 논리임. 회귀모형에서 사회경제적 특징이 (독립변수로 포함되어) 통제되어 있다는 것은 표본들의 사회·경제적 특성을 표본의 평균으로 고정시키는 것과 같기 때문임.

주택가격 상승이 거시경제 차원에서 집계한 '소비'에 미치는 효과를 추정하였다. 거시경제 집계자료는 시계열 분석에 유리하다. 그러나 자가와 차가 가구를 분리할 수 없다. 자가 가구는 주택가격이 상승하면 자산가치 상승에 따른 혜택을 누리면서 소비가 증가할 수 있다. 하지만 주택가격 상승은 월세나 전세의 상승으로 이어질 수 있을 뿐 아니라, 미래의 주택 구매 비용까지 증가하기 때문에, 차가 가구의 소비는 감소할 가능성이 있다(송태정, 2007). 따라서 자산가치 효과를 파악하려면 자가 가구만을 분리하여 연구하는 것이 바람직하다(강민규, 최막중, 김준형 2009).³⁾ 이른바 가구 단위의 미시 자료가 있을 때 가능한 작업이다.⁴⁾

셋째, 우리나라의 일부 논문은 이러한 문제를 인식하였지만, 자산효과와 크기와 설명계수가 매우 작다는 아쉬움이 있다. 강민규, 최막중, 김준형(2009)은 대표적인 미시 자료인 한국노동패널 자료를 이용하여 자가를 대상으로 삼아 변화분으로 변수를 측정하여 분석했다. 그럼에도 주택가격이 1% 상승하면, 가구소비는 불과 0.1% 증가하는 것으로 나타났다. 설명계수(R^2)는 6~7%에 불과했다.⁵⁾ 이는 자산효과와 공통요인 가설 가운데 어느 것이 맞는지 판단하기 힘든 전형적인 보기이다. 이런 경우에는 가구별 특성에 따라 (예를 들어, 가구주 연령별로) 주택가격 상승이 소비에 미치는 효과가 같은지의 여부를 추가적으로 확인하는 것이 필요하다.⁶⁾ 외국의 선행연구들은 주로 가구주의

연령별로 집단을 나눈 뒤, 주택가격과 가구주 연령의 교차항을 통해 그 효과를 검증하였다. 또한 강민규, 최막중, 김준형(2009)에서 지나치게 결정계수가 작은 것은 중요한 변수가 누락되었을 가능성을 시사한다. 예를 들어 강민규, 최막중, 김준형(2009)에서는 공통요인 가설에서 강조하는 거시경제 변수가 포함되어 있지 않다. 자산효과와 공통요인 가설 사이에서 무엇이 진실인지를 판단하기 위해서는 거시경제 변수를 모형에서 통제하는 것이 바람직하다.

넷째, 분석 기간 설정의 문제이다. 일부 논문들은 비교적 장기간의 시간 범위로 주택자산효과를 측정했다. 최요철, 김은영(2007)은 1988년에서 2006년까지, 최차순(2013)은 1990년에서 2012년까지, 허문중, 조정환(2013) 1986년에서 2013년까지 분석했다. 그런데 거시경제 변수의 시계열 자료를 이용하면 장기간에 걸친 연구를 할 수 있지만, 가구 단위의 자료를 사용할 때에는 분석 기간을 장기간으로 설정하기 힘들다. 가구의 주거 이동이 발생할 확률이 증가함으로써, 동일한 주택자산의 가격 상승이 소비에 미치는 영향을 볼 수 없게 된다. 많은 경우 주거 이동을 하면서 주택 규모를 늘리거나, 축소하기 때문이다. 따라서 가구 단위의 자료로 연구를 할 때에는 가구의 주거 이동이 최대한 일어나지 않는 기간으로 범위를 제한할 필요가 있다. 본 논문에서는 선행연구를 검토하여 도출한 위의 시사점을 최대한 반영하여, 3장과 4장에서 실증 모형을 설정하고 추정하였다.

3) 통계청의 '인구주택 총조사(2016)' 자료에 따르면 우리나라의 자가 가구 비율은 56.8%며, 나머지는 차가 가구임. 차가 가구가 상당한 비중을 차지하기 때문에, 자가와 차가를 구분하지 않고 분석하면 그에 따른 오차가 상당할 것으로 예상된다.

4) Campbell and Cocco(2007)의 경우에는 가구 단위의 미시 자료를 이용했지만, 자가와 차가를 구분하지 않음으로써 자료의 장점을 충분히 살리지 못한 아쉬움이 있음.

5) 예를 들어, 영국에서 가구 단위의 미시자료를 이용한 Campbell and Cocco(2007)에서는 주택가격이 1% 증가하면 소비는 1.2%~1.7% 증가하는 것으로 나타났다. 결정계수는 대부분의 모형에서 70% 내외에 이룸.

6) Campbell and Cocco(2007)에서는 기본모형에서 자산효과가 꽤 큰 값으로 나타났다. 그럼에도 여기에서 멈추지 않고, 확장모형을 설정하여 자산효과가 각 집단별로 차이가 있는지를 점검했음. 그 결과 자산효과가 고령층에서 더 강하게 나온 것을 확인했음. 그에 따라 영국에서는 자산효과가설이 더 설득력이 있다고 결론을 내렸음. 그러나 우리나라에서는 확장모형까지 나아가서 엄격하게 점검한 연구를 찾기 힘들.

Table 1 _ Previous Researches

Previous Researches	Method of Analysis	Time Period (year)	Independent Variables	Consumption Elasticity to Housing Price (Estimates)
Choi and Kim (2007)	Time Series Analysis	1988~2006	Disposable Income, Housing Price Index, Kospi, Unemployment, Corporate Bond Yield Rate	0.2~0.3
Kang, Choi and Kim (2009)	Panel Data Analysis	2002~2007	Housing Price, Income, Financial Asset, Gender of Household Head, Age of Household Head, Number of Households Members, School-Age Children, Educational Level of Household Head	0.10~0.11
Park and Lee (2011)	Cross-Section Analysis	2008	Income, Financial Asset, Housing Asset, Non-Housing Real Estate Assets, Number of Households Members, Education Year of Household Head, Age of Household Head	0.05
Kil, Kim and Park (2013)	Cross-Section Analysis	2010	Housing Asset, Income, Financial Asset, Debt, Number of Households Members, Gender of Household Head, Educational Level of Household Head, Age of Household Head	0.12
Choi (2013)	Time Series Analysis	1990~2012	Housing Price Index, Disposable Income, Kospi, Market Interest Rate	0.2~0.3
Huh and Joh (2013)	Time Series Analysis	1986~2013	Disposable Income, Housing Price Index, Kospi, Corporate Bond Yield Rate, Unemployment	-0.3~0.16
Lee and Yu (2015)	Cross-Section Analysis	2012	Financial Asset, Housing Asset, Non-Housing Real Estate Asset, Number of Households Members, Age of Household Head, Educational Level of Household Head	0.16
Lee and Yoon (2015)	Cross-Section Analysis	2012	Financial Asset, Housing Asset, Real Estate, Number of Households Members, Educational Level of Household Head, Age of Household Head	0.01

III. 실증분석

본 논문의 실증분석은 세 단계를 거쳐 진행했다. 1단계는 기본모형(Baseline Model)의 설정과 추정이다. 기본모형은 표현 그대로 가장 기본이 되는 모형이다. 선행연구에서 도출한 시사점에 근거하여 함수형태를 설정하고, 연구 목적에 적합한 자료와 표본을 이용하였으며, 변수누락에 따른 오차를 줄이고자 했다.

2단계는 집단별 더미변수와 주택가격 변화의 교차항(Interaction Term)을 기본모형에 추가한 확장모형(Extended Model)을 설정하고 추정하였다. 이러한 교차항을 이용하면 주택가격 변화가 집단별로 미치는 영향이 같은지, 다른지를 파악할 수 있다. 2단계에서는 소득별로 표본을 나누지 않고 추정했는데, 이는 주택가격 변화를 비롯한 다양한 독립변수들의 영향이 소득계층별로 다르지 않다는 가정을 밑바탕에 두고

있는 것이다.

그에 따라 3단계에서는 전체 표본을 저소득층, 중 소득층, 고소득층으로 나눠서, 각 소득계층별로 2단계의 확장모형을 따로 추정하였다. 소득계층에 따라 독립변수들의 효과가 다를 수 있기 때문이다. 2단계에서는 전체 표본을 대상으로 하되 교차항을 추가한 것이지만, 3단계에서는 표본 자체를 소득에 따라 세 집단으로 나누어 확장모형을 추정한 점이 다르다. 이렇게 세 단계에 걸쳐 추정했는데도 그 결과가 일관된다면 더욱 신뢰성과 객관성이 높은 결과라고 받아들일 수 있을 것이다.

1. 기본모형(Baseline Model)의 설정

<식 1>은 Campell and Cocco(2007)를 응용하여 설정한 기본모형이다. i 는 가구, t 는 연도를 뜻한다. 변수의 정의와 단위는 <Table 2>에, 기초 통계값은 부록에 정리되어 있다. 종속변수인 가구 소비 변화($\Delta c_{i,t}$)는 t 기의 가구 소비에서 $(t-1)$ 기의 가구 소비를 차분한 값이다. 탄력성 측정을 위해 자연로그로 변형하여 차분을 취했다(즉, $\Delta c_{i,t} = \ln(c_{i,t}) - \ln(c_{i,t-1})$). 소비는 비내구재의 소비액으로 측정했다. 식비, 외식비, 교육비, 차량유지비, 경조사비, 보건의료비,

Table 2_ Variables Used in Regression Analysis

Notation	Variables	Definition	
$\Delta c_{i,t}$	Consumption	Nondurables Consumption (unit: 10,000won)	Log Difference Variable ($\Delta c_{i,t} = \ln(C_{i,t}) - \ln(C_{i,t-1})$)
		Change in Consumption by Income Class	1-3 quantile: Low Income Class 4-7 quantile: Middle Income Class 8-10 quantile: High Income Class
$\Delta p_{i,t}$	Housing Price	Value of Dwellings (unit: 10,000won)	Log Difference Variable ($\Delta p_{i,t} = \ln(P_{i,t}) - \ln(P_{i,t-1})$)
$\Delta y_{i,t}$	Income	Total Salary Income (unit: 10,000won)	Log Difference Variable ($\Delta y_{i,t} = \ln(y_{i,t}) - \ln(y_{i,t-1})$)
$D_{i,t}$	Debt	Household without Debt: 0, Household with Debt: 1	
$A_{i,t}$	Multi-House Owners	Household Owning One House: 0, Household Owning More Than One House: 1	
$F_{i,t}$	Age of Household Head	Late Middle-Aged Households(Age1): 45 to 64 Years Old Elderly Households(Age2): over 65 Years Old	
$M_{i,t}$	Number of Households Members	Number of Household Members	
$C_{i,t-1}$	Lagged Consumption	Lagged Consumption in Period (t-1)(unit: 10,000won)	
$\Delta r_{i,t}$	Interest Rate	Average Yield of 3-year Government Bond(%)	Difference Variable($\Delta r_{i,t} = r_{i,t} - r_{i,t-1}$)
$\Delta g_{i,t}$	Rate of Economic Growth	Real GDP(Gross Domestic Product) Growth Rate(%)	Difference Variable($\Delta g_{i,t} = g_{i,t} - g_{i,t-1}$)

교양오락비, 통신비, 피복비, 대중교통비, 생필품 구입비 등이 대표적인 비내구재 소비이다. 내구재는 사용 기간이 길고 고가 품목이 많아서 경기에 따라 소비 변화의 폭이 크기 때문에, 그 변동 가운데 주택가격 변화에 따른 부분을 통계적으로 추출하는 것이 쉽지 않다. 그에 따라 본 논문뿐 아니라, 많은 연구가 비내구재에 초점을 맞춰 분석했다(Campbell and Cocco, 2007; 강민규, 최막중, 김준형 2009; 박천규, 이영 2011; Cristini and Sevilla 2014; 이현정, 유종선 2015).

$$\Delta c_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta p_{i,t} + \beta_2 \Delta y_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} + \beta_4 A_{i,t} + \beta_5 F_{i,t} + \beta_6 M_{i,t} + \beta_7 c_{i,t-1} + \beta_8 \Delta r_{i,t} + \beta_9 \Delta g_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad <식 1>$$

우변에서 주택가격의 변화($\Delta p_{i,t}$)와 가구 소득의 변화($\Delta y_{i,t}$) 역시 가구소비의 변화($\Delta c_{i,t}$)처럼 t 기 값에서 $(t-1)$ 기 값을 자연로그 값으로 변환한 뒤, 차분을 취하였다. β_1 은 자산효과가설이 맞다면 1 내외의 값이 나올 것으로 예상된다. 계수값이 그보다 매우 작다면 자산효과가설이 맞는지, 공통요인가설이 맞는지를 선별리 판단하기 힘들기 때문에 자산효과의 크기를 집단별로 비교하는 것이 필요하다. β_1 이 아예 유의하지 않다면 공통요인가설이 더 타당하다고 볼 수 있다. 주택가격은 한국노동패널 자료에서 조사 대상 가구가 조사 당시 거주하는 주택의 시가(時價)로 측정했다. 강민규, 최막중, 김준형(2009)에서도 주택의 가치 변화는 주관적 판단이 작용하기 때문에 정부의 공시 가격보다는 각 가구가 평가한 보유주택의 시세를 주

택가격 변수로 보고 있다.

가구 소득이 증가하면 소비 여력이 높아지기 때문에 β_2 는 양수(+)가 나올 것으로 예상된다. 소득은 이 전소득, 사회보험, 기타소득, 근로소득, 금융소득, 부동산소득을 모두 반영한 총소득이다.

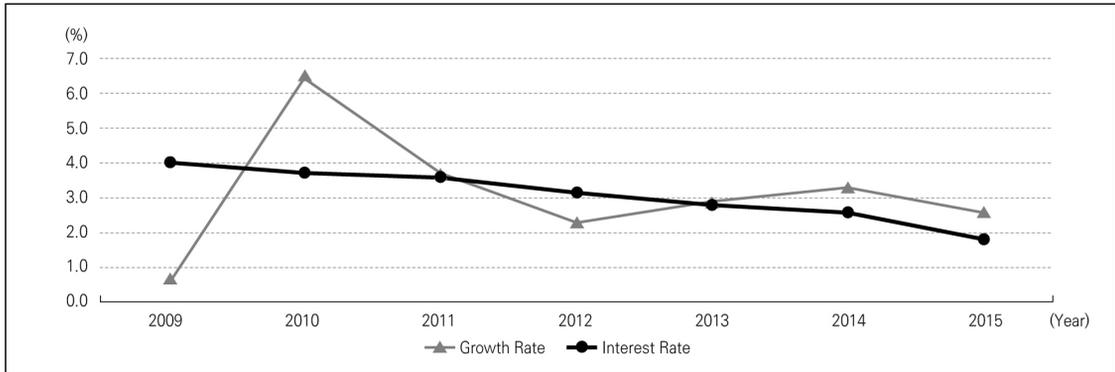
부채($D_{i,t}$)는 부채유무를 측정하는 더미변수(없음: 0, 있음: 1)이다⁷⁾. 원금과 이자상환이 부담되지 않는 규모라면 부채는 유용한 재원으로, 소비 여력을 증가시킬 수 있다. 반면에 미래의 원금 및 이자 상환 부담은 소비를 억제할 수 있기 때문에, 계수값이 양수일지, 음수일지는 분명하지 않다. 다주택 보유 여부($A_{i,t}$)도 더미변수이다(1주택 보유가구: 0, 다주택 보유가구: 1)⁸⁾. 다주택 보유자는 자산가치에 따른 경제력에 근거하여 1주택 보유 가구보다 소비가 많을 것으로 예상된다.

가구 특성을 측정하는 가구주 연령($F_{i,t}$)과 가구원수($M_{i,t}$)는 시간에 따라 크게 변하지 않기 때문에 차분하지 않았다. 가구주 연령은 표본의 평균 연령(본 논문에서는 57.4세임)보다 가구주 연령이 한 단위 상승할 때 소비에 미치는 영향을 파악하기 위한 변수이다. 고령 인구의 경제적 어려움을 고려하면 계수는 음수로 예상된다. 가구원수가 증가하면 가구소비는 증가할 가능성이 높다. $(t-1)$ 기 소비, 즉 $c_{i,t-1}$ 역시 t 기 소비에 영향을 미칠 수 있다. 계수인 β_7 은 음수와 양수가 모두 가능하다. 가구 소비가 지속적으로 증가하는 경향성이 있다면 양수가 되어야 한다. $(t-1)$ 기 소비가 일시적인 이유로 증가한 것이라면, t 기의 소비는 $(t-1)$ 기보다 감소할 것이다. 지난해 소비($c_{i,t-1}$)는 자연로그로 변환하여 탄력성을 측정하였다.

7) 본 논문에서는 부채 총액과 부채 변화분으로도 연구를 했음. 그러나 부채 총액이나 부채 변화분을 이용하면 해당 변수뿐 아니라, 다른 변수들의 부호가 이론과 다른 경우가 발생하고, 유의성도 낮아졌음. 부채가 있다는 가구는 전체 표본의 48.1%였으므로, 더미 변수 사용에 문제가 없다고 판단함.

8) 한국노동패널자료로는 가구별로 주택을 몇 채 소유하고 있는지를 파악할 수 없음. 다만 현재의 부동산 자산 이외의 주택자산이 있는지의 유무만을 알 수 있을 뿐임.

Figure 1 _Growth Rate and Interest Rate Changes(2009~2015)



Source: The Bank of Korea 2016.

거시경제 변수로는 이자율의 변화($\Delta r_{i,t}$), 경제성장률의 변화($\Delta g_{i,t}$)를 통제했다. 이 두 변수는 t 기에서 ($t-1$)기를 차분한 값으로서, 변수 값이 비율로 측정되기 때문에 자연로그로 변환하지 않았다.⁹⁾ 일반적으로 다른 조건이 같다면 이자율 상승(하락)은 투자와 소비를 감소(증가)시키는 것으로 알려져 있다. 그에 따라 그 계수인 β_8 은 음수일 것으로 예상된다. 경제성장률이 상승하면, 가구는 향후 경기 회복과 임금 상승에 대한 낙관적 기대 아래 소비를 늘릴 수 있다. 그러나 많은 경제 주체들이 경제성장률 상승을 일시적이라고 생각한다면, 경기 침체에 대비하기 위해 소비를 줄일 수 있다. 그에 따라 β_9 는 양수와 음수 모두 가능하다.

본 논문에서 이자율과 경제성장률의 변화 값은 특정 연도에는 모든 표본이 똑같은 값을 갖는다. 연도마다 그 값이 달라질 뿐이다. <Figure 1>은 2009년부터 2015년까지 이자율과 실질GDP 성장률의 연도별 추이를 보여 준다. 금융위기 직후인 2010년과 2011년 잠깐 경제성장률이 회복된 이후 장기간에 걸쳐 경제

성장률이 침체된 양상이다. 이자율 역시 2011년에 잠깐 상승한 이후, 침체된 경제를 활성화하는 정책이 추진되면서 지속적으로 하락했다.

2. 확장모형(Extended Model)의 설정

기본모형에서는 주택가격 상승이 소비에 미치는 효과가 통계적으로는 유의하더라도, 계수값의 크기가 작다면, 자산효과가설과 공통요인가설 가운데 어느 것이 맞는지를 판단하기 힘들다. 그에 따라 Campell and Cocco(2007)과 Cristini and Sevilla(2014)을 변형한 확장모형을 <식 2>처럼 설정했다.

<식 1>에 다주택 보유 여부, 가구주 연령, 부채유무 여부와 주택가격 변화($\Delta p_{i,t}$)의 교차항을 추가하여 만든 <식 2>를 통해 주택가격 변화가 집단별 소비에 미치는 영향을 파악할 수 있다. $D\Delta p_{i,t}$ 는 부채 가구 더미와 주택가격의 교차항, $A\Delta p_{i,t}$ 은 다주택 보유 여부와 주택가격 교차항, $Age1\Delta p_{i,t}$, $Age2\Delta p_{i,t}$ 는 가구주 연령(Age)과 주택가격 교차항이다. 가구주의

9) 거시경제 변수로서, 본 논문은 이자율, 경제성장률 외에도 물가상승률, 환율의 요인도 고려하였음. 그러나 거시경제 변수들 간의 상관관계 분석결과, 이자율과 물가상승률의 상관계수는 0.95, 환율과 경제성장률의 상관계수는 -0.99로 매우 높게 나타났기 때문에 요인 간의 상관성이 큰 물가상승률, 환율은 분석에서 제외하였음.

연령에 따라 표본을 구분할 때에는, 표본의 수가 한쪽 집단으로 편중되지 않도록, Age0(45세 미만), Age1(45세 이상~64세 이하), Age2(65세 이상)의 세 집단으로 나누었다. 참고로 Campbell and Cocco(2007), Cristini and Sevilla(2014)는 40세를 기준으로 그 이상과 이하의 두 집단으로만 나누었다.

$$\begin{aligned} \Delta c_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta y_{i,t} + \beta_2 \Delta p_{i,t} + \beta_3 D_{i,t} + \\ & \beta_4 A_{i,t} + \beta_5 F_{i,t} + \beta_6 M_{i,t} + \beta_7 C_{i,t-1} + \\ & \beta_8 \Delta r_{i,t} + \beta_9 \Delta g_{i,t} + \beta_{10} D \Delta P_{i,t} + \\ & \beta_{11} A \Delta P_{i,t} + \beta_{12} \text{Age1} \Delta P_{i,t} + \\ & \beta_{13} \text{Age2} \Delta P_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{<식 2>}$$

본 논문에서는 우선 <식 2>를 먼저 전체 표본에 대해서 추정했다. 그 다음으로는 표본을 저소득층, 중소득층, 고소득층으로 구분하여 다시 추정했다. 표본을 소득에 따라 3개 집단으로 나눌 때에는 10개의 분위(1분위가 최저 소득계층)에서 3분위 이하는 저소득층, 4~7분위는 중소득층, 8분위에서 10분위까지는 고소득층으로 설정하였다.

3. 자료와 추정 방법

본 논문에서는 가구 단위의 비집계 자료로서 한국노동패널(KLIPS) 자료를 이용했다. 한국노동패널은 가구의 경제활동, 임금, 직업, 소득, 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 대해 조사한 방대한 자료이다. 동일 가구를 대상으로 해마다 반복 조사한 자료로서, 시계열과 횡단면 자료의 특성을 모두 포함하고 있기 때문에 가구 특성별로 분석하기가 수월하다.

이자율은 한국은행이 발표하는 '시장금리 추이' 통계에서 국고채 3년 만기 연평균 자료를, 경제성장률은 한국은행 '국민소득' 통계에서 실질GDP 성장률 자료를 이용했다. 차가 가구를 분석 대상에서 제외하

고, 자가 가구 가운데 이사하지 않은 가구를 대상으로 하였다. 분석 기간은 금융위기가 발발한 직후인 2009년부터 2015년까지이다. 분석 기간이 길어지면 이사 가구가 급격히 늘어나서 연구가 쉽지 않다. 그에 따라 실제로 분석할 때에는 2009~2011년, 2011~2013년, 2013~2015년의 3개 연도씩 구분하여 추정하였다.

본 논문에서 활용하는 자료의 주축인 한국노동패널은 이름에서 시사하듯이 기본적으로 패널 자료이다. 패널 자료에 대한 다양한 추정 방법 가운데, 다음 세 단계를 거쳐 본 논문에 적합한 방법을 탐색하였다. 첫 번째는 합동모형(Pooled Model)과 고정효과모형(Fixed Effects Model)의 비교이다. 오차항에 개별특성과 시간특성의 이질성 효과가 없다고 가정하는 모형이 합동모형이며, 그 오차항에 이질성 효과(개체특성 효과와 시간특성 효과)를 고정된 상수로 가정하는 것이 고정효과모형이다. 어느 것이 바람직한지는 <식 3>의 Chow 검정(또는 Partial F test)을 활용할 수 있다(양오석 2013; 이희연, 노승철 2013). Chow 검정 결과, 모든 모형에서 p값이 0.01보다 작게 나타나, 합동모형이 바람직하다는 귀무가설이 기각되었다.

$$Chow = \frac{(RSS_{reduced} - RSS_{full}) / (N - 1)}{RSS_{full} / (NT - N - K)} \quad \text{<식 3>}$$

두 번째는 합동모형과 확률효과모형의 비교이다. 확률효과모형(Random Effects Model)은 설명되지 않고 남은 오차항 중에서 이질성 효과(개체특성 효과와 시간특성 효과)를 확률적이라고 가정하는 것이다. <식 4>의 Breusch-Pagan LM 검정방법을 이용하였다(양오석 2013; 이희연, 노승철 2013). 모든 모형에서 <식 4>의 검정통계량에 대한 p값이 0.01보다 작아서, 합동모형이 맞다는 귀무가설이 기각되었다.

$$\lambda_{LM} = \frac{NT}{2(T-1)} \frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T e)^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e^2} \quad <식 4>$$

세 번째는 고정효과모형과 확률효과모형의 비교이다. 이는 <식 5>의 Hausman 검정으로 판단했다. <식 3>의 Hausman 검정은 고정효과 모형과 확률효과 모형에 의해 추정된 회귀계수($\hat{\beta}_{FE}$, $\hat{\beta}_{RE}$) 차이를 검정하여, 두 계수 간 차이가 유의적으로 존재하면 고정효과 모형에 의해 추정된 계수를 신뢰하며, 그렇지 못한 경우에는 확률효과 모형에 의해 추정된 계수를 신뢰하는 것이다(양오석 2013; 이희연, 노승철 2013). 모든 모형에서 Hausman 검정 결과, p값이 0.01보다 작았기 때문에 확률효과모형이 적합하다는 귀무가설을 기각하였다. 따라서 본 논문에서는 고정효과모형을 통해 주택자산효과를 분석하였다. 본 고정효과모형 가운테에는 시간특성과 그룹특성을 동시에 고려한 이원(Two-Way)고정모형에서 다시점 패널 차분 모형이 설명력, 계수값과 부호가 이론에 가장 잘 부합했기 때문에 이에 근거하여 기본모형과 확장모형을 추정하였다.

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [Var(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \sim \chi^2_{k-1} \quad <식 5>$$

IV. 추정결과

1. 기본모형 분석 결과

<식 1>의 기본모형에 대한 추정결과는 <Table 3>과 같다. R²값은 약 20% 내외였다. R²값이 낮은 편이기는 하지만, 본 논문처럼 한국노동패널 자료를 활용한 강민규, 최막중, 김준형(2009)에서의 R²값이 5~6%

였음을 고려하면 본 논문의 R²값은 상당히 개선된 결과이다.

통제변수들의 계수값과 부호 역시 이론적 예측과 일치한다. 소득이 1% 상승하면, 소비는 대체로 0.1% 정도 증가하는 것으로 나타났다. 다른 조건이 동일하다면, 부채가 있는 가구의 소비가 부채가 없는 가구보다 2.3~3.5% 더 많은 것으로 나타났다. 다주택 보유 가구는 1주택 보유 가구보다 3.6~5.1% 더 소비액이 많은 것으로 나타났다. 기본적으로 다주택자의 소비는 1주택 보유 가구보다 크다는 것을 뜻한다. 예상한 것처럼 가구주 연령이 많을수록, 가구원수가 적을수록, 가구의 소비는 감소했다. (t-1)기 소비가 많으면 모든 분석 기간에서 t기 소비는 비슷하게 감소하는 것으로 나타났다.

이자율과 경제성장률의 영향은 기간별로 다르게 나타났다. 2009~2015년에는 일반적인 예상처럼 이자율의 계수값은 음수가 나왔다. 경제성장률이 좋아지면 2011~2013년, 2013~2015년에는 소비가 증가하는 것으로 나타났지만, 2009~2011년에는 경제성장률이 상승해도 소비가 감소하는 것으로 분석되었다. 경제 주체들이 경제위기 직후 이 기간의 경제 회복을 일시적인 현상으로 판단하고 있음을 짐작할 수 있다.

본 논문의 핵심 독립변수인 주택가격 변화의 계수값은 2009~2011년, 2011~2013년에 유의하지 않았다. 주택가격이 상승해도 가구의 소비에는 변함이 없었다는 것을 뜻한다. 2013~2015년에는 통계적으로 유의했지만, 계수값의 크기는 0.039로서 매우 작은 수준이다. 전반적으로 공통요인가설이 더 설득력이 있을 것으로 보이는 추정 결과이지만, 일부 기간에서 미약하나마 자산효과가 있기 때문에, 자산효과가설이 맞는지, 공통요인가설이 맞는지 판단하기 힘든 결과이다.

Table 3_ Results of Baseline Model
 (Dependent Variable: $\Delta c_{i,t} = \ln(C_{i,t}) - \ln(C_{i,t-1})$; Two-Way Fixed Effects Model in Multi-Period)

Variables	2009~2011		2011~2013		2013~2015	
	Estimates	p-value	Estimates	p-value	Estimates	p-value
$\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.012	0.292	0.001	0.964	0.039	0.072
$\ln(\Delta \text{Income}_{i,t})$	0.088	<0.0001	0.117	<0.0001	0.115	<0.0001
$\text{Debt}_{i,t}$	0.023	0.003	0.025	<0.0001	0.035	<0.0001
$\text{Multi-House Owners}_{i,t}$	0.051	<0.0001	0.036	<0.0001	0.036	<0.0001
$\text{Number of Households Members}_{i,t}$	0.079	<0.0001	0.077	<0.0001	0.064	<0.0001
$\text{Households Age}_{i,t}$	-0.005	<0.0001	-0.004	<0.0001	-0.004	<0.0001
$\ln(\text{Lagged Consumption})_{i,t-1}$	-0.272	<0.0001	-0.258	<0.0001	-0.237	<0.0001
$\Delta \text{Interest Rate}_{i,t}$	-8.022	<0.0001	-3.304	<0.0001	-2.856	<0.0001
$\Delta \text{Growth Rate}_{i,t}$	-0.209	<0.0001	0.242	<0.0001	1.538	<0.0001
R^2	0.204		0.200		0.197	
N	6,682		7,197		7,536	

2. 확장모형 추정 결과

주택가격 상승이 소비에 미치는 효과가 집단별로 차이가 있는지를 파악하기 위해 <식 2>의 확장모형을 추정했다. 그 결과는 <Table 4>에 정리되어 있다. 여기에서 주목해야 할 것은 네 가지이다. 첫째, 모든 기간에 걸쳐 주택가격 상승은 가구의 소비 증가에 영향을 미치지 못했다. p-value가 커서, 유의도가 매우 낮았다. p-value가 가장 작은 2013~2015년에도 0.483이었으며, 2009~2011년에는 0.99에 이른다. 주택가격 상승이 사실상 소비에 아무런 영향을 주지 못한다는 것을 뜻한다.

둘째, 부채 자체는 소비를 증가시키는 것으로 유의하게 나왔지만, 그 계수값의 크기는 미약했다. 게다가 부채유무와 주택가격 변화의 교차항은 모든 기간에 걸쳐 유의하지 않았다. 일반적인 부채는 소비 증가에 미약하게나마 유의하지만, 그렇다고 해서 부채가 있

는 가구가 주택가격의 영향을 받아 소비를 늘리지는 않는다는 것이다.

셋째, 모든 기간에 걸쳐 유의한 다주택 보유 여부와 달리 다주택 보유 여부 더미변수와 주택가격 변화의 교차항은 일관된 부호를 보이지 않았다. 2009년에서 2011년에는 유의하지 않았으며, 2011~2013년에는 오히려 음수로 나왔고, 2013~2015년에는 양수였다. 따라서 다주택 보유 가구의 소비가 주택가격이 상승할 때 증가한다고 말하기 힘들다. 이러한 현상은 다주택 보유 여부의 더미변수 그 자체는 기본모형을 비롯해서 확장모형에서 대체로 양수로 일관되게 유의한 것과 대비된다. 즉 다주택 보유 가구의 소비가 전반적으로 1주택 소유 가구보다 많지만, 주택가격이 상승한다고 해서 다주택 보유 가구의 소비가 더 증가한다고 말할 수 없다는 것이다.

넷째, 가구주 연령과 주택가격 변화의 교차항은 거의 대부분 유의하지 않았다. 다만 2011~2013년에만

Table 4 _ Results of Extended Model

(Dependent Variable: $\Delta C_{i,t} = \ln(C_{i,t}) - \ln(C_{i,t-1})$; Two-Way Fixed Effects Model in Multi-Period)

Variables	2009~2011		2011~2013		2013~2015	
	Estimates	p-value	Estimates	p-value	Estimates	p-value
$\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	-0.0004	0.990	0.027	0.572	0.041	0.483
$\ln(\Delta \text{Income}_{i,t})$	0.088	<0.0001	0.117	<0.0001	0.115	<0.0001
$\text{Debt}_{i,t}$	0.022	0.005	0.027	<0.0001	0.037	<0.0001
$\text{Multi-House Owners}_{i,t}$	0.052	<0.0001	0.039	<0.0001	0.032	<0.0001
$\text{Number of Households Members}_{i,t}$	0.080	<0.0001	0.077	<0.0001	0.064	<0.0001
$\text{Households Age}_{i,t}$	-0.005	<0.0001	-0.004	<0.0001	-0.004	<0.0001
$\ln(\text{Lagged Consumption})_{i,t-1}$	-0.273	<0.0001	-0.258	<0.0001	-0.237	<0.0001
$\text{Multi-House Owners} * \ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	-0.008	0.740	-0.087	0.012	0.105	0.060
$\text{Debt} * \ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.011	0.652	-0.062	0.100	-0.047	0.311
$\text{Age1} * \ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.033	0.270	0.078	0.044	0.009	0.877
$\text{Age2} * \ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	-0.008	0.816	0.015	0.800	-0.033	0.619
$\Delta \text{Interest Rate}_{i,t}$	-8.037	<0.0001	-3.313	<0.0001	-2.848	<0.0001
$\Delta \text{Growth Rate}_{i,t}$	-0.210	<0.0001	0.243	<0.0001	1.535	<0.0001
R ²	0.204		0.201		0.198	
N	6,682		7,197		7,536	

가구주 연령이 45~64세인 계층의 소비가 주택가격이 1% 증가할 때, 0.07% 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 다른 기간에서는 유의하지 않았다.

소득계층별로 나눠서 추정된 결과는 <Table 5~7>과 같다. 계수값의 구체적인 크기는 소득계층에 따라 다소 차이가 있었지만, 전반적인 경향은 <Table 4>와 매우 일관된다. 대부분의 교차항(Interaction Term)은 소득계층에 관계없이 유의하지 않았다.

한 가지 흥미로운 것은 중소득층을 대상으로 한 <Table 6>에서 가구주 연령과 주택가격 변화의 교차항을 보면 중소득층은 2011~2013년의 경우에 Age2 집단(가구주가 65세 이상)에서 음수로 유의했다는 점이다. 가구주가 65세 이상인 집단이 참조집단인 가구주가 44세 이하인 가구보다 주택가격 상승 시에 소비가 상대

적으로 적다는 것을 뜻한다. 이를 제외하면 모든 소득계층에서 가구주 연령과 주택가격의 교차항은 유의하지 않았다. 공통요인가설을 강력하게 지지하는 결과이다.

고소득층의 경우 <Table 7>을 보면, 2009~2011년의 경우에 Age1 집단(가구주가 45세 이상~64세 이하)의 터미변수와 주택가격 변화분의 교차항은 계수값이 양수로 유의했다. 결국 장년층 가구에서 주택가격이 상승할 때 소비가 오히려 더 많다는 것을 뜻한다. 이는 앞에서 논의한 것처럼 일반적으로 공통요인가설을 강하게 지지하는 결과이다. 다주택 보유 여부와 주택가격 변화의 교차항 역시 일관된 부호를 보이지 않고 있으며, 일부 구간에서는 음수로 보이기도 한다. 이러한 결과를 종합하면 주택가격의 변화가 가구 소비에 미치는 영향은 유의하지 않다고 말할 수 있다.

Table 5 _ Results of the Extended Model for Low-Income Household
 (Dependent Variable: $\Delta c_{i,t} = \ln(C_{i,t}) - \ln(C_{i,t-1})$); Two-Way Fixed Effects Model in Multi-Period)

Variables	2009~2011		2011~2013		2013~2015	
	Estimates	p-value	Estimates	p-value	Estimates	p-value
$\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	-0.032	0.762	0.387	0.201	-0.017	0.947
$\ln(\Delta \text{Income}_{i,t})$	0.047	<0.0001	0.094	<0.0001	0.078	<0.0001
$\text{Debt}_{i,t}$	0.066	<0.0001	0.034	0.026	0.074	<0.0001
Multi-House Owners $_{i,t}$	0.043	0.008	0.059	<0.0001	0.001	0.928
Number of Households Members $_{i,t}$	0.082	<0.0001	0.114	<0.0001	0.090	<0.0001
Households Age $_{i,t}$	-0.004	<0.0001	-0.006	<0.0001	-0.004	<0.0001
$\ln(\text{Lagged Consumption})_{i,t-1}$	-0.368	<0.0001	-0.367	<0.0001	-0.348	<0.0001
Multi-House Owners* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.041	0.306	-0.149	0.080	-0.014	0.876
$\text{Debt} * \ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	-0.048	0.310	-0.071	0.440	-0.028	0.796
Age1* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.059	0.590	-0.204	0.494	0.061	0.813
Age2* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.011	0.919	-0.268	0.346	0.066	0.796
$\Delta \text{Interest Rate}_{i,t}$	-9.422	<0.0001	-4.390	<0.0001	-3.674	<0.0001
$\Delta \text{Growth Rate}_{i,t}$	-0.246	<0.0001	0.322	<0.0001	1.953	<0.0001
R ²	0.248		0.283		0.262	
N	1,873		2,007		2,079	

Table 6 _ Results of the Extended Model for Middle-Income Household
 (Dependent Variable: $\Delta c_{i,t} = \ln(C_{i,t}) - \ln(C_{i,t-1})$); Two-Way Fixed Effects Model in Multi-Period)

Variables	2009~2011		2011~2013		2013~2015	
	Estimates	p-value	Estimates	p-value	Estimates	p-value
$\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.010	0.824	0.087	0.170	0.124	0.222
$\ln(\Delta \text{Income}_{i,t})$	0.049	<0.0001	0.055	<0.0001	0.078	<0.0001
$\text{Debt}_{i,t}$	0.007	0.536	0.026	0.014	0.013	0.138
Multi-House Owners $_{i,t}$	0.023	0.097	0.003	0.844	0.004	0.745
Number of Households Members $_{i,t}$	0.078	<0.0001	0.070	<0.0001	0.051	<0.0001
Households Age $_{i,t}$	-0.004	<0.0001	-0.003	<0.0001	-0.002	<0.0001
$\ln(\text{Lagged Consumption})_{i,t-1}$	-0.474	<0.0001	-0.450	<0.0001	-0.378	<0.0001
Multi-House Owners* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	-0.044	0.222	-0.080	0.163	0.099	0.227
$\text{Debt} * \ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.027	0.431	-0.055	0.319	-0.006	0.920
Age1* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	-0.023	0.596	-0.004	0.938	-0.167	0.180
Age2* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.001	0.978	-0.145	0.082	-0.179	0.138
$\Delta \text{Interest Rate}_{i,t}$	-13.463	<0.0001	-5.623	<0.0001	-4.479	<0.0001
$\Delta \text{Growth Rate}_{i,t}$	-0.348	<0.0001	0.425	<0.0001	2.422	<0.0001
R ²	0.323		0.283		0.277	
N	2,489		2,683		2,790	

Table 7_ Results of the Extended Model for High-Income Household
 (Dependent Variable: $\Delta c_{i,t} = \ln(C_{i,t}) - \ln(C_{i,t-1})$; Two-Way Fixed Effects Model in Multi-Period)

Variables	2009~2011		2011~2013		2013~2015	
	Estimates	p-value	Estimates	p-value	Estimates	p-value
$\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.002	0.966	-0.015	0.824	0.020	0.806
$\ln(\Delta \text{Income}_{i,t})$	0.023	0.091	0.055	0.003	0.044	0.005
$\text{Debt}_{i,t}$	-0.005	0.683	0.008	0.473	0.022	0.023
Multi-House Owners $_{i,t}$	0.057	<0.0001	0.020	0.087	0.055	<0.0001
Number of Households Members $_{i,t}$	0.069	<0.0001	0.057	<0.0001	0.053	<0.0001
Households Age $_{i,t}$	-0.004	<0.0001	-0.002	<0.0001	-0.003	<0.0001
$\ln(\text{Lagged Consumption})_{i,t-1}$	-0.339	<0.0001	-0.332	<0.0001	-0.300	<0.0001
Multi-House Owners* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	-0.058	0.172	-0.050	0.352	0.113	0.147
Debt* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.026	0.585	-0.068	0.247	-0.072	0.405
Age1* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.073	0.072	0.080	0.140	0.045	0.343
Age2* $\ln(\Delta \text{Housing Price}_{i,t})$	0.014	0.804	0.116	0.292	0.107	0.308
$\Delta \text{Interest Rate}_{i,t}$	-10.549	<0.0001	-4.490	<0.0001	-3.862	<0.0001
$\Delta \text{Growth Rate}_{i,t}$	-0.274	<0.0001	0.327	<0.0001	2.109	<0.0001
R ²	0.232		0.220		0.214	
N	2,320		2,507		2,667	

V. 결론

주택가격이 소비에 미치는 영향에 관해 학계에서는 자산효과가설과 공통요인가설이 대립해 왔다. 자산효과가설에 따르면 주택가격 상승은 가구의 소비를 증가시키는 효과가 있고, 공통요인가설에 따르면 주택가격과 가구의 소비 사이에는 아무런 인과관계가 없다. 주택가격과 소비는 거시경제라는 공통요인의 결과물일 따름이다.

공통요인가설은 우리나라 학계에서는 그동안 주목 받지 못했다. 우리나라의 기존 논문들은 거의 전부 자산가치가설의 시각에서 연구했다. 그러나 기존의 연구들과 달리 본 논문에서는 금융위기 이후 우리나라에는 공통요인가설이 더 적절한 이론인 것으로 확인되었다.

그렇다면 일부 다른 나라에서 확인된 주택자산효과가 왜 금융위기 이후 우리나라에서는 나타나지 않는가? 주택자산효과가 실제로 나타나기 위해 가장 중요한 원동력은 경제주체들이 장기적으로 주택가격이 상승할 것이라는 확고한 믿음을 공유하는 것이다. 아마도 금융위기 이후에는 이러한 믿음이 유지되지 않은 것으로 짐작된다.

이러한 결과에 따르면, 그동안 주택자산효과를 기대하고 추진된 다양한 정책들이 기대했던 소비 증가의 효과는 얻지 못한 채, 주택 구매를 장려하는 과정에서 가계 부채만을 증가시켰을 가능성이 높다. 정책이 추구하는 편익은 얻지 못한 채, 미래의 사회적 비용만을 초래할 가능성이 높다. 주택시장을 자극해서 경제를 활성화시키는 정책은 신중해야 한다는 것을 의미한다. 경제 활성화를 위해서는 다른 근본적인 처

방과 개혁이 추진되어야 한다는 뜻도 된다.

이와 관련해서 후속 연구에서 점검해야 할 한 가지 사안은, 본 논문에서 확인한 결과가 우리나라에서 금융위기 이후에만 일시적으로 나타난 현상인가라는 점이다. 지나간 과거로 거슬러 올라가서 더 오랜 기간에 걸쳐 우리나라에서 주택자산효과가 실제로 있었는지, 만약 있었다면 언제 어떠한 조건에서 있었는지를 검토하는 작업이다. 만약 이에 대한 충분한 연구가 진행된다면, 한국적 상황에서 주택자산효과의 진실을 이해하고, 앞으로의 올바른 정책을 모색하는 데 큰 도움이 될 수 있을 것이다.

참고문헌 •••••

1. 강민규, 최막중, 김준형. 2009. 주택의 자산효과에 의한 가계 소비 변화: 자가가구 미시자료를 이용한 실증분석. 국토계획 44권, 5호: 163-173.
Kang Mingyu, Choi Mackjoong and Kim Junhyung. 2009. Empirical analyses of housing wealth effect in Korea: Evidence from homeowner micro data. *Journal of Korea Planning Association* 44, no.5: 163-173.
2. 길혜민, 김광석, 박혁서. 2013. 주택가격이 소비와 저축에 미치는 효과: 연령별 소비탄력성과 저축탄력성의 차이를 중심으로. 부동산학보 54권: 258-271.
Kil Hyemin, Kim Kwangseok and Park Hyeokseo. 2013. The effect of Housing price on consumption and savings: Focused on the difference between consumption elasticity and saving elasticity by age. *Korea Real Estate Academy Review* 54: 258-271.
3. 박천규, 이영. 2011. 횡단면 자료를 이용한 주택자산효과 분석: 자산유형별 비교분석을 중심으로. 국토연구 68권: 133-153.
Park Chungyu and Lee Young. 2011. An analysis of housing wealth effect from micro data. *The Korea Spatial Planning Review* 68: 133-153.
4. 송태정. 2007. 자산가격 상승이 소비에 미치는 영향. *LG Business Insight*, 11월 7일, 1-19.
Song Taejung. 2007. The Effects of wealth rising on

- consumption. *LG Business Insight*, 7 November, 1-19.
5. 양오석. 2013. 첫눈에 반한 STATA. 서울: 지필미디어.
Yang Ohseok. 2013. *At First Sight STATA*. Seoul: Jiphil Media.
6. 이영성. 2004. 사회간접자본확충을 위한 지방정부의 재정수단선택과 지역경제 효율성에 관한 실증연구. 국토계획 39권, 4호: 105-118.
Lee Youngsung. 2004. An empirical study on local financial instruments for infrastructure and regional economic efficiency: The case of development impact fees in the U.S.A. *Journal of Korea Planners Association* 39, no.4: 105-118.
7. 이현정, 유종선. 2015. 중·장·노년층 자가소유 가구의 자산효과 차이 분석. 국토연구 84권: 111-129.
Lee Hyunjeong and Yu Jongsun. 2015. Wealth effects of early middle-aged, late middle-aged and elderly households. *The Korea Spatial Planning Review* 84: 111-129.
8. 이현정, 윤정득. 2015. 수도권 거주 자가소유 베이비부머의 주택자산효과 변화 분석. 한국주거학회논문집 26권, 3호: 45-54.
Lee Hyunjeong and Yoon Jungduck. 2015. Changing housing wealth effects of home-owning baby-boomers in the Seoul metropolitan area. *Journal of Korean Housing Association* 26, no.3: 45-54.
9. 이희연, 노승철. 2013. 고급통계분석론. 고양: 문우사.
Lee Heeyeon and Noh Seungcheol. 2013. *Advanced Statistical Analysis Theory*. Goyang: Moonwoosa.
10. 최요철, 김은영. 2007. 가계소비의 자산효과 분석과 시사점. 조사통계월보 61권, 10호: 23-53.
Choi Yochul and Kim Eunyoung. 2007. An analysis of housing wealth effect on domestic household's consumption. *Monthly bulletin* 61, no.10: 23-53.
11. 최차순. 2013. 가계소비에 대한 주택의 자산효과 분석. 감정평가학논집 12권, 1호: 143-154.
Choi Chasoon. 2013. An analysis of housing wealth effect on domestic household's consumption. *Appraisal Studies* 12, no.1: 143-154.
12. 한국노동연구원. 2015. 노동패널 종단면 자료 구축 User's Guide. 세종: 한국노동연구원.
Korea Labor Institute. 2015. *Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS) User's Guide*. Sejong: Korea Labor Institute.
13. 허문중, 조정환. 2013. 주택가격 변동의 소비에 대한 자산효

- 과 추정 및 시사점. 서울: 우리금융경영연구소.
- Huh Moonjong and Joh Jeonghwan. 2013. *An Analysis of Housing Wealth Effect on Consumption of the Housing Price Fluctuation*. Seoul: Woori finance research institute.
14. Attanasio, O. P., Blow, L., Hamilton, R. and Leicester, A. 2009. Booms and busts: Consumption, house prices and expectations. *Economica* 76, no.301: 20-50.
15. Campbell, J. and Cocco, J. 2007. How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of the Monetary Economics* 54, no.3: 591-621.
16. Chang Chongwon, Kim Eunyong and Noh Hyungjung. 2009. Panel data analysis: A study on quality of life in low income. *Annals of Statistical Research* 6, no.1: 1-25.
17. Cristini, A. and Sevilla, A. 2014. Do house prices affect consumption? A re-assessment of the wealth hypothesis. *Economica* 81, no.324: 601-625.
18. 통계청. 가계동향조사, 인구주택총조사. <http://www.kostat.go.kr>. Statistics Korea. Household Income and Expenditure Survey. Population and Housing Census. <http://www.kostat.go.kr>.
19. 한국노동연구원. 2016. 한국노동패널조사. <http://www.kli.re.kr/klips/index.do>.
- Korea Labor Institute. 2016. Korean Labor & Income Panel Study. <http://www.kli.re.kr/klips/index.do>.
20. 한국은행. 2016. 2015년 국민계정. <http://ecos.bok.or.kr>. Bank of Korea, 2016. 2015 National Account. <http://ecos.bok.or.kr>.
21. _____. 2016. 경제통계시스템. <http://ecos.bok.or.kr>. Bank of Korea. 2016. Economic Statics System. <http://ecos.bok.or.kr>.

-
- 논문 접수일: 2016. 10. 10
 - 심사 시작일: 2016. 10. 20
 - 심사 완료일: 2016. 11. 28

요약

주제어: 주택자산효과, 자산효과가설, 공통요인가설, 주택가격, 소득계층, 자가 가구

주택가격이 소비에 미치는 영향에 관해 학계에서는 그동안 자산효과가설과 공통요인가설이 대립해왔다. 본 논문은 두 가설 가운데 어느 것이 금융위기 이후 우리나라에서 더 적합한지를 검토하고 실증적으로 확인해 보았다. 분석 결과, 첫째 모든 기간에 걸쳐 주택가격 상승은 가구의 소비 증가에 유의미한 영향을 미치지 못했다. 둘째, 부채 자체는 소비를 증가시키는 것으로 유의하게 나왔지만 주택가격 변화에 대해 부채 가구의 소비는 유의하지 않았다. 셋째, 주택가격 변화가 다주택 보유 가구의 소비에 미치는 영향은 일관된 결과로 나타나지 않았다. 본 논문은 이러한

결과를 더욱 면밀히 확인하기 위해 소득계층별로 다시 추정해 보았지만 모든 기간에 걸쳐 주택가격의 변화가 소득계층별 가구 소비에 미치는 영향은 유의하지 않았다. 즉 기존의 논문들과 달리 공통요인가설이 금융위기 이후 우리나라에 더 적절한 이론인 것으로 확인된 것이다. 그동안 주택자산효과를 기대하고 추진된 다양한 정책은 소비 증가의 편익 효과는 얻지 못한 채, 미래의 사회적 비용만을 초래했을 가능성이 높다. 따라서 주택시장을 자극해서 경제를 활성화시키는 정책은 신중할 필요가 있는 것이다.

Table 1 _ Descriptive Statistics

Variables		Average	Standard Deviation	Minimum	Maximum
2009~2011	Housing Price(10,000won)	19213.61	22710.03	55.0	600000.0
	Nondurables Consumption(10,000won)	156.17	99.80	6.0	1693.0
	Income(10,000won)	3850.49	3834.37	5.0	110000.0
	Number of Households Members(persons)	2.98	1.28	1.0	10.0
	Households Age(age)	56.76	14.19	19.0	94.0
	Interest Rate(%)	3.79	0.18	3.62	4.04
	Growth Rate(%)	3.66	2.36	0.70	6.5
	Nondurables Consumption _{t-1} (10,000won)	154.02	99.32	6.0	1693.0
2011~2013	Housing Price(10,000won)	20515.47	22244.22	150.0	600000.0
	Nondurables Consumption(10,000won)	164.64	102.11	7.40	1166.0
	Income(10,000won)	4203.73	3772.76	15.0	105666.0
	Number of Households Members(persons)	2.93	1.26	1.00	10.0
	Households Age(age)	57.32	14.48	23.0	95.0
	Interest Rate(%)	3.17	0.34	2.79	3.62
	Growth Rate(%)	2.96	0.57	2.30	3.70
	Nondurables Consumption _{t-1} (10,000won)	163.16	101.51	7.40	1166.0
2013~2015	Housing Price(10,000won)	21264.92	21384.79	300.0	600000.0
	Nondurables Consumption(10,000won)	170.93	104.96	9.0	1496.0
	Income(10,000won)	4590.20	4163.79	20.0	105666.0
	Number of Households Members(persons)	2.90	1.26	1.00	10.0
	Households Age(age)	58.03	14.56	22.0	95.0
	Interest Rate(%)	2.38	0.43	1.79	2.79
	Growth Rate(%)	2.93	0.29	2.60	3.30
	Nondurables Consumption _{t-1} (10,000won)	169.34	104.97	9.0	1496.0