

# 이원고정효과모형을 활용한 자산효과 및 소득효과 추정과 정책적 시사점

김대환\*

## <요약>

국내 가구 자산 중 대부분이 부동산 자산이라는 특성으로 인해 과거 정부는 경기침체 시 부동산 시장 활성화를 통해 경기를 개선하려는 경향이 강했다. 반면 소득 대비 주택가격이 과도하다고 판단하는 현 정부는 경기가 좋지 않은 상황에서도 주택가격을 안정시키려는 정책적 의지가 강하다. 이에 본 연구에서는 부동산 자산이 소비에 미치는 영향(자산효과)의 존재를 확인하는 동시에 이를 금융자산 및 소득이 소비에 미치는 영향과 비교해 보았다. 재정패널조사의 2008~2015년 자료를 이원고정효과모형으로 분석한 결과, 부동산 자산이 소비에 미치는 영향이 다른 금융자산이나 소득에 비해 월등히 컸다. 이는 불경기 상황에서의 주택가격 하락을 유인하는 부동산 정책이 오히려 소비 감소를 통해 경제상황을 더욱 악화시킬 수 있음을 시사한다.

핵심주제어: 자산효과, 부동산, 거시경제정책, 주택가격, 소비탄력성

\* 동아대학교 경제학과 부교수, email: kimdh@dau.ac.kr

## I. 서론 및 연구배경

생애주기 가설(Ando and Modigliani, 1963)과 항상소득가설(Friedman, 1957)에 따르면 경제주체는 전 생애의 소득 또는 자산을 고려하여 현재 소비를 결정하게 된다. 이렇듯 경제학 이론은 경제주체를 합리적인 의사결정을 내리는 것으로 가정하며, 합리적인 경제주체는 자산의 가격변화에 반응하여 소비액을 결정하게 된다. 보유하고 있는 자산의 실질가치가 높아지면 소비가 증가하게 되는데, 이러한 효과를 자산효과(wealth effect)라고 한다. 예를 들어, 보유하고 있는 자산의 가치가 상승하면 보유자산을 매각하여 현금화하지 않았더라도 본인이 부자가 된 것으로 느끼고 소비를 증가시키는 의사결정행태를 보이게 되는 것이다.

이러한 자산효과에 대한 연구는 가구 자산의 대부분이 부동산으로 구성되어 있는 한국의 상황에서 매우 중요하다. 통계청(2018)의 가계금융·복지조사 중 가장 최근 자료에 의하면 2018년 3월말을 기준으로 가구당 평균자산은 4억 1,573만원, 부채는 7,531만원으로 순자산 3억 4,042만원이며, 2017년 기준 가구당 평균소득은 5,705만원, 처분가능소득은 4,668만원으로 나타났다. 특히 가구의 총자산 4억 1,573만원 중 금융자산은 25.3%(1억 512만원)에 불과한 반면 실물자산은 74.7%(3억 1,061만원)로 대부분의 자산을 부동산 자산으로 보유하고 있으며, 이러한 자산 구성은 OECD 국가들에 비해 매우 극단적이라 할 수 있다. 무엇보다 실물자산 3억 1,061만원 중 93.9%(2억 9,177만원)에 달하는 비중이 부동산 자산으로 구성되어 있는 것 또한 극단적인 자산 구성이라 할 수 있다. 이러한 수치는 약 10년 이전과 비교해도 큰 차이가 없는 것으로 가구 자산 중 부동산의 높은 비중이 지속·유지되고 있다. 참고로, 2010년 2월말 우리나라 전체 가구의 가구당 평균자산은 2억 7,268만원이었으며, 이 중 부동산이 75.8%, 금융자산은 21.4%였다(통계청, 2010).

이렇듯 가구 자산 중 부동산 자산의 비중이 절대적으로 높다보니 자산효과를 고려한 부동산 정책이 거시경제정책으로 활용되어 온 것도 사실이다(김대환·이동현, 2018). 뿐만 아니라 부동산 자산에 대한 한국인의

선호도는 자연스레 건설산업의 규모와 관련 근로자 수의 확대로 연계되었다. 그러다 보니 정부 입장에서는 경기가 좋지 않을 경우 부동산시장의 활성화를 통해 전체 경기를 활성화하려는 유인이 강하게 작용할 수밖에 없는 구조가 고착화되었다.

하지만 부동산 정책에 대한 현재 정부의 의지는 과거 정부와 사뭇 다르다. 주택가격이 소득수준에 비해 높다고 판단한 정부는 부동산 시장의 안정에 대한 의지가 강하다. 물론 과거에도 주택 가격이 과도하게 높다고 판단한 정부는 시장 안정화정책을 추구하기는 하였지만, 현재처럼 경기가 좋지 않을 때는 오히려 부동산 시장의 활성화를 추구했던 것이 일반적이었다. 만약 현 정부의 의도대로 주택 가격이 하락할 경우 국내 소비지출은 어느 정도 감소하게 될지에 대한 실증연구는 매우 중요하다. 만약 주택 가격의 하락이 매우 큰 소비지출의 감소를 유인한다면 부동산 정책이 소비지출의 감소를 통해 추가적인 경기하강을 유발하는 악순환이 초래될 수 있기 때문이다.

이에 본 연구에서는 부동산 자산의 자산효과, 즉 보유하고 있는 부동산 자산의 가치의 변화와 소비지출 간 관계를 분석한다. 나아가 부동산 자산의 소비탄력성에 대한 크기를 가늠할 수 있도록 금융자산의 소비탄력성과 소득의 소비탄력성을 동시에 분석·비교하고 정책적 시사점을 제공한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 본 연구와 직간접적으로 관련된 선행연구를 살펴보고, 제III장에서는 실증분석에 필요한 모형과 자료를 설명한다. 제IV장에서는 실증분석 결과를 보여주고, 제V장은 결론 및 시사점을 기술한다.

## II. 선행연구

### 1. 해외연구

자산효과는 영국의 경제학자 Arthur Cecil Pious로부터 언급되기 시작

했는데, 물가가 하락(deflation)하게 되면 자산의 실질가치가 확대되어 소비가 증가하게 되고, 이러한 자산효과는 결국 생산과 고용을 확대시키게 된다는 주장이었다(Patinkin, 1948). 반면 동일한 논리에 의해 물가인상률이 높은 경우에는 소비가 감소하는 자산효과로 인해 생산과 고용이 감소하게 된다. 이러한 경제주체의 연속적인 의사결정구조를 피구효과(Pigou Effect)라고 하는데, 그 중에서도 물가수준과 자산효과를 연계시키는 논리에 대해서는 많은 반론도 제기되어 왔다. 하지만 자산가치의 변화가 경제주체의 소비를 변화시키고 나아가 전반적인 거시경제로 연계될 수 있다는 논리에 대해서는 이견을 찾아보기 어렵다.

즉 피구효과 중 자산가치의 변화가 소비의 변화로 이어진다는 논리가 자산효과인데, 경제학 이론이 가정하는 합리적이고 이성적인 경제주체는 자산가치의 변화를 소비로 연계시키지 않는 것이 오히려 설득력이 높다. 예를 들어, 보유하고 있는 자산의 가치가 변했다라도 이를 현금화하기 이전에는 얼마든지 자산의 가치가 반대 방향으로 변할 수 있다. 이에 따라 자산의 가치가 변하더라도 경제주체는 소비의 변화를 보이지 않은 것이 이성적이고 합리적인 판단일 수 있다. 하지만 이론적 가정 또는 예측과 달리 자산의 가치가 변화할 때 실제 경제주체는 소비를 변화시키는 행태를 보임에 따라 자산효과는 주로 행태경제학 또는 실증연구를 통해 연구되어져 왔다. 물론 자산효과를 부정하는 주장이 제기되기도 한다. 예를 들어, Flavelle(2008)은 1990년대 미국 주식시장의 호황<sup>1)</sup>이 전반적인 소비 확대로 이어지지 못했으며, 심지어 주식시장 버블이 붕괴된 이후에도 소비가 크게 감소하지 않았다는 논리로 자산효과를 부정하였다.

그럼에도 불구하고 자산효과의 존재를 지지하는 연구가 일반적이다. Dean(2011)에 따르면 주택의 자산효과(housing wealth effect)는 명확히 존재한다고 주장했고, 실증분석을 통해 주택가격이 1달러 증가 시 소비는 6센트 증가한다는 것을 보였다. Bostic et al.(2009)는 미국 유주택자들의 1981~2001년 자료를 분석한 결과, 주택의 자산효과가 금융자산의 자산효과에 비해 무려 3배나 큰 것으로 나타났다. 또한 Bostic et

1) 일명 dot-com bubble

al.(2009)는 주택 가격의 하락은 경제 전반에 상당한 위험을 초래한다고 주장하였다. 해외의 경우 대부분의 선행연구에서 부동산의 자산효과와 금융자산의 자산효과를 분석하고 있으며, 대부분 부동산과 금융자산 모두 자산효과가 존재함을 주장하고 있다(Juster et al., 2006; Lettau and Ludvigson, 2004; Poterba and Samwick, 1995). Carroll et al.(2010)은 미국의 자료를 활용해 자산효과의 장단기 크기를 측정하였는데, 주택가격이 1달러 변화할 때 단기적으로 소비는 2센트 변화하지만 궁극적(장기적)으로 9센트 변화하는 것으로 추정하였다.

자산효과에 대한 연구는 꾸준히 진행되어 왔는데, 최근에 다시 수많은 경제학자들에 의해 연구되고 있다. 과거에는 횡단면자료(cross-sectional data) 또는 시계열자료(time-series data)를 활용한 자산효과 분석이 이루어졌다면, 최근에는 활용가능한 패널자료(panel data)가 확대되면서 패널분석이 이루어지고 있다. Kontana and Siokis(2018)은 자산효과의 분석에 있어 패널자료의 활용이 매우 중요하다고 주장하고, 패널모형을 활용해 자산효과를 분석한 결과 금융자산의 자산효과는 0.06, 주택자산의 자산효과는 0.045 정도라고 제시하였다.

자산효과에 대한 해외의 선행연구를 요약하자면 초기 연구는 주로 자산효과의 존재 여부를 확인하는 것에 한정되어 있다. 이후에는 자산효과가 존재하는 것 자체에는 대부분 동의한 상황에서 자산효과의 크기를 측정하는 것에 집중되어 있다. 이후 최근에는 패널자료 및 패널모형을 활용한 자산효과의 연구가 재조명되고 있다. 반면 자산효과에 대한 수많은 연구가 진행되었으나 이를 소득효과와 비교한 사례는 찾아보기 어렵다. 소득효과는 재화 및 서비스의 가격은 그대로인 상황에서 소득 변화에 따른 소비의 변화를 의미한다.

## 2. 국내연구

국내에서도 자산효과에 대해 많은 연구가 이루어졌다. 물론 자산효과가 존재하지 않는다는 주장도 있으나(이지훈, 2005), 국내연구도 대부분 자산효과가 존재한다는 결론을 제시하고 있다. 국내 소비 및 저축문화가

최근 크게 변했다는 점을 고려해 자산효과와 관련된 국내 선행연구를 비교적 최근 연구로 제한하여 살펴볼 필요가 있다.

최근 자산효과와 관련된 연구가 특정 지역 또는 계층별로 세분화되고 있다. 이현정(2018)은 분석 대상을 여성가구주로, 김선주·김행중(2018)은 고령자가구로, 김진우·김승희(2019)는 서울지역으로, 이현정(2017)은 한부모 가구로 한정하여 자산효과를 분석하였다.

하지만 이현정(2018)과 김선주·김행중(2018)은 횡단면 자료를 활용하였으며, 김진우·김승희(2019)는 회귀분석이 아닌 단순 기술통계 방식의 검증이라는 한계가 있다. 이 밖에도 한 부모 가구의 자산효과를 분석한 연구(이현정, 2018)도 존재하나 역시 횡단면 분석으로 접근하고 있다.

비교적 최근 연구인 서승환·김갑성(2017)은 국내 전반적인 자산효과를 분석하고는 있으나 이 역시 시계열자료를 활용하고 있다. 전술하였듯이 자산효과 분석에서 패널자료의 활용이 필수적이다(Kontana and Siokis, 2018). 패널자료의 경우 동일인을 장기적으로 추적하여 자산의 가치가 변함에 따라 소비의 변화를 매칭·분석할 수 있기 때문에 분석결과의 신뢰성이 높다. 반면 횡단면적 분석은 자산이 많은 그룹과 적은 그룹 간 소비의 차이를 비교한 것으로 인과관계(causality)를 밝혀내기가 어려울 뿐더러 내생성(endogeneity)을 통제하지 못한다. 패널자료를 활용한 최근 연구로 최성호 외(2015)가 있는데, 이들의 분석 대상은 실거주를 위한 주택과 주택담보대출을 동시에 보유하고 있는 사람으로 한정되어 있어 결과를 일반화하거나 거시경제적 차원의 시사점을 제공하기 어렵다.

본 연구는 국내 패널자료를 가장 최근의 자료를 활용해 패널모형으로 자산효과를 분석하였다. 특히 분석결과의 일반화를 위해 분석대상을 특정 계층 또는 지역으로 한정하지 않았으며, 모집단을 대표할 수 있는 장기의 패널자료를 활용하였다. 자산효과 크기를 산출한 이후 자산의 변화가 소비에 미치는 영향의 크기를 가늠할 수 있도록 자산의 대상을 부동산자산과 금융자산으로 구분하였다. 또한 소득이 소비에 미치는 영향도 분석하여, 한 연구에서 세 가지 효과(부동산의 자산효과, 금융자산의

자산효과, 소득효과)의 크기를 비교분석하고 정책적 시사점을 도출하는데 의의를 둔다.

### III. 실증분석 모형 및 자료

#### 1. 분석 모형

자산가치와 소득의 변화가 소비에 미치는 영향을 분석하기 위해 패널 모형(panel model)을 활용하였다. 횡단면 자료(cross-sectional data)에 기반을 둔 실증모형은 인과관계를 측정하는데 미흡하다(Cameron and Trivedi, 2005). 예를 들어, 소득수준이 소비에 미치는 영향을 횡단면 자료로 분석할 경우, 소득수준이 다른 그룹 간 소비 수준을 비교하는 것에 그친다. 반면 패널모형의 경우, 동일한 개인을 지속적으로 추적하면서 소득수준이 증가 또는 감소할 때 소비 수준이 어느 정도 변동하는지를 분석하는 방법으로 두 변수 간 인과관계를 산출하게 된다.

$$Consumption_{it} = \beta_1 Real_{it} + \beta_2 Finance_{it} + \beta_3 Income_{it} + X_{it}\beta_4 + u_{it} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

$i = 1, 2, \dots, N$  및  $t = 1, 2, \dots, T$

$\langle \text{식 1} \rangle$ 의  $Consumption_{it}$ 은 종속변수(dependent variable)로 개인  $i$ 가  $t$ 기에 지출한 소비액이다. 여기서  $i$ 는 각 개인의 식별번호이며, 분석대상은  $N$ 명이다. 또한  $T$ 는 패널조사를 실시한 횟수 또는 기간을 의미한다. 본 연구에서 주요 설명변수(explanatory variable)로 3가지 다른 변수를 활용하였다. 첫째,  $Real_{it}$ 로 부동산자산을 의미한다. 둘째,  $Finance_{it}$ 로 금융자산을 의미한다. 셋째,  $Income_{it}$ 로 소득수준을 의미한다.

그러므로  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  각각은 부동산자산, 금융자산, 소득수준이 소비에 미치는 영향을 산출하게 된다. 또한 소비, 부동산자산, 금융자산, 소득 모두 연속변수이기 때문에 로그값으로 전환하여 추정하는 것이 모형의 설

명력을 높이는 일반적인 방법이다(Wooldridge, 2010). 즉 추정계수  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  모두 탄력성(elasticity)으로 산출된다. 결과적으로  $\beta_1, \beta_2, \beta_3$  각각은 부동산 자산, 금융 자산, 소득이 1% 변함에 따라 소비가 몇 % 변하는지를 측정하게 된다.

$$\beta_1 = \text{탄력성(elasticity)} = \frac{\% \text{ change in Consumption}}{\% \text{ change in Real}} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

$X_{it}$ 는 소득과 자산 이외에 소비에 영향을 줄 수 있는 다른 변수들의 벡터(vector)이며,  $\beta_4$ 는  $X_{it}$ 의 추정계수 벡터이다. 마지막으로  $u_{it}$ 는 오차항이며, 개인고정효과(individual fixed effect)와 시간고정효과(time fixed effect)를 포함할 수 있다.

$$u_{it} = I_i \gamma + T_t \delta + \epsilon_{it} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

<식 3>에서  $I_i$ 는 개인  $i$ 별로는 다르지만 시간  $t$ 와는 무관한 것으로 주로 개인별로 내재되어 있는 성격 또는 성향 등이 포함된다. 예를 들어, 특정 개인은 매우 위험 회피적이어서 손실이 발생할 수 있는 투자를 꺼려하고 예·적금을 선호하여 부동산 자산보다는 금융자산이 상대적으로 많을 수 있다. 또한 이러한 성향을 지닌 사람은 만약을 위해 저축을 하는 습관으로 인해 지출액(종속변수)이 작을 수 있다. 이러한 개인의 내재적 성향은 연구자에게 관찰되지 않지만 이를 분석과정에 반영하지 않을 경우 마치 금융자산이 소비에 미치는 영향이 매우 작은 것처럼 추정된다.

반대로  $T_t$ 는 시간  $t$ 별로는 차이가 있지만 개인  $i$ 별로는 무관한 변수이다. 예를 들어, 경제 위기 시에는 부동산 가치와 지출이 함께 감소할 수 있는 특정 시기의 영향 정도로 이해할 수 있다. 이 경우 부동산이 소비에 미치는 영향이 과도하게 산출될 수 있다.

결국 개인별 또는 시간별 고정효과들이 존재하는 동시에 설명변수들과

연계될 경우에는 편의된 추정계수(biased coefficient)가 산출된다. 이 경우, 이원고정효과모형(two-way fixed effect model)이 적합한데, 이원고정효과모형은 개별고정효과를 제거하는 반면 시간고정효과는 직접 통제하는 방식으로 고정효과로 인해 발생하는 문제를 해결한다(Wooldridge, 2010). 반대로 고정효과가 부재하거나, 존재하더라도 설명변수들과 상관관계가 없을 경우 확률효과모형(random effect model)이 적합하다(Cameron and Trivedi, 2005).

이에 본 연구에서는 고정효과가 존재하는 동시에 설명변수들과 상관관계를 지니는지를 확인하기 위해 Hausman 검증을 시도하였으며, 다음과 같은 모형들을 추정하였다. 첫째, Hausman 검증 결과와 무관하게 성(gender)처럼 연도에 따라 변동하지 않거나 학력수준처럼 변동성이 매우 낮은 변수는 고정효과모형에서 다룰 수 없으므로 이들 변수를 포함한 뒤 확률효과모형으로 추정하였다. 둘째, 시간고정효과모형을 통제하기 위한 연도더미변수를 통제하여 확률효과모형과 고정효과모형으로 추가 분석하였다.

## 2. 분석 자료

자산 및 소득에 따른 소비탄력성을 분석하기 위해 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit)의 2008~2015<sup>2)</sup>년 자료를 활용하였다. 재정패널자료는 조세정책과 행정을 연구·분석하는데 활용할 수 있는 실증적인 조사자료를 구축하고자 한국조세재정연구원이 면접타계식(face-to-face interview) 방식으로 매년 조사하고 있다<sup>3)</sup>.

재정패널조사는 종속변수에 해당하는 연간 소비액뿐만 아니라 부동산 자산의 규모, 금융자산의 규모, 그리고 소득수준까지 제공하고 있다. 또한 지출액에 영향을 줄 수 있는 다양한 정보까지 제공하고 있기 때문에 자산과 소득이 변함에 따른 소비탄력성을 측정하는데 적합한 패널자료라

2) 2015년은 2015년의 정보를 포함한 데이터로 현재는 2016년까지 가용하지만, 연구 당시 2015년이 가장 최근의 자료였다.

3) 재정패널조사에 대한 구체적인 정보를 홈페이지(<http://panel.kipf.re.kr/>)를 확인바란다.

판단된다.

재정패널조사는 부동산 자산에 대해 거주주택 이외에도 보유하고 있는 모든 부동산의 가치를 질문하고 있다. 본 연구에서는 보유하고 있는 모든 부동산 자산에 대한 주관적인 가격의 합을 활용하였다. 부동산 자산의 객관적인 가격은 알 수 없을뿐더러 소비에 영향을 주는 가치는 주관적으로 평가하는 가격이기 때문이다(Patinkin, 1948). 또한 재정패널조사는 금융자산에 대한 정보도 제공하고 있는데, 본 연구에서 은행 등 금융기관의 예금, 적금, 펀드, 채권, 주식, 보험(저축성 및 연금성 보험), 연금저축(연금신탁, 연금펀드, 연금저축보험) 등에 대한 정보를 제공하고 있으며 이들 수치를 모두 합하는 방법으로 금융자산의 규모를 파악하였다. 마지막으로 소비에 영향을 미치는 소득으로는 개인소득이 아닌 가구소득을 활용하였다.

<표 1>은 실증분석에 활용된 <식 1>의 변수들을 보여준다. 지출액(소비), 부동산자산, 금융자산, 소득 등 연속변수는 로그값으로 전환하였다. 통제변수로는 연령, 가족 수, 혼인 상태, 학력, 성별, 근로 여부, 그리고 연도 더미변수(dummy variable)를 활용하였다.

연령의 경우, 나이와 함께 제곱값도 통제하였는데, 생산성, 소득수준, 소비 등은 연령과 비선형관계이기 때문이다. 연도를 나타내는 더미변수는 <식 2>의  $T_t$ 는 시간고정효과를 통제하기 위함이다. 또한 본 연구의 주제가 부동산자산, 금융자산, 소득의 소비탄력성을 분석하는 것이기 때문에 분석대상을 20세 이상이면서 부동산을 소유한 사람으로 한정하였다.

<표 1> 변수의 이름 및 정의

변수명	변수	정의
종속변수	ln(소비)	연간 지출액의 로그값(단위 : 만원)
주요설명변수	ln(부동산자산)	부동산 자산의 로그값(단위 : 만원)
	ln(가구소득)	연간 가구소득의 로그값(단위 : 만원)
	ln(금융자산)	금융자산의 로그값(단위 : 만원)
연령	연령	'조사시기-생년'으로 계산한 나이(단위 : 세)

변수명	변수	정의
	연령제공	연령의 제공값
가구 특성 및 혼인상태	가구원수	가구원의 수
	미혼	결혼을 한 적이 없으면 1, 있으면 0
	배우자	결혼을 하여 배우자와 거주하면 1, 아니면 0
	무배우자	결혼을 하였으나 배우자가 없으면 1, 아니면 0
학력	고졸미만	학력수준이 고등학교 미만이면 1, 아니면 0
	고졸	고등학교를 졸업하였으면 1, 아니면 0
	대졸	전문대학교 졸업 이상의 학력이면 1, 아니면 0
성별	여성	여성이면 1, 남성이면 0
	남성	남성이면 1, 여성이면 0
근로	근로	근로 중이면 1, 무직이면 0
	무직	무직이면 1, 근로 중이면 0
연도	2008년	분석자료가 2008년이면 1, 아니면 0
	2009년	분석자료가 2009년이면 1, 아니면 0
	2010년	분석자료가 2010년이면 1, 아니면 0
	2011년	분석자료가 2011년이면 1, 아니면 0
	2012년	분석자료가 2012년이면 1, 아니면 0
	2013년	분석자료가 2013년이면 1, 아니면 0
	2014년	분석자료가 2014년이면 1, 아니면 0
	2015년	분석자료가 2015년이면 1, 아니면 0

주 : 실증분석에서 그룹변수의 경우, 미혼, 고졸미만, 여성, 무직, 2008년이 준거그룹(reference group)로 활용됨.

#### IV. 분석 결과

##### 1. 기술통계와 다중공선성

<표 2>는 실증분석에 이용된 모든 변수들의 기술통계를 보여준다. 기술통계는 각 변수의 평균, 표준표차, 그리고 최솟값 및 최댓값을 보여준다. 또한 실증분석에서는 연속변수의 경우 로그값으로 전환·활용하였으나, 기술통계에 독자의 이해를 위해 로그값으로 전환하기 이전의 값도

함께 포함하였다. 연간 평균 소비액은 4,688만원이며, 부동산 자산은 평균 2억 4,930만원을 보유하고 있다. 또한 금융자산으로는 4,099만원을 보유하고 있으며 연간 소득은 2,759만원이다. 분석대상을 부동산을 보유한 20세 이상 성인으로 한정하였기 때문에 모두가 부동산 자산을 보유하고 있으나 최솟값이 18만원인 반면 최댓값은 60억 원을 상회할 정도로 편차는 매우 크다.

분석대상의 평균 연령은 52.3세(최소 20세, 최대 94세)이며, 평균 가구원수(최소 1명, 최대 9명)는 3.31명이다. 또한 20세 이상이면서 부동산을 소유하고 있는 사람이 분석대상인 관계로 샘플 중 기혼자가 95%에 달하며, 남성의 비중도 94%에 달한다. 고등학교 미만의 학력자는 27%, 고등학교 졸업자는 33%, 대학교 졸업 이상자는 40%로 분포되어 있다. 마지막으로 분석대상 중 근로자의 비중은 78%로 높다.

<표 2> 기술통계(Descriptive Statistics)

변수	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	최솟값 (Min)	최댓값 (Max)
ln(소비)	8.15	0.86	1.79	11.55
소비	4,688.61	3,666.70	6.00	103,440.60
ln(부동산자산)	9.64	1.04	2.89	13.31
부동산자산	24,929.56	28,934.60	18.00	602,000.00
ln(가구소득)	7.13	1.85	0.00	12.66
가구소득	2,758.78	3,401.77	0.00	315,640.00
ln(금융자산)	6.38	3.05	0.00	12.40
금융자산	4,098.49	8,673.64	0.00	242,812.00
연령	52.30	13.02	20.00	94.00
연령제곱	2,904.56	1427.92	400.00	8,836.00
가구원수	3.31	1.25	1.00	9.00
미혼	0.05	0.21	0.00	1.00
배우자	0.89	0.32	0.00	1.00
무배우자	0.07	0.25	0.00	1.00
고졸미만	0.27	0.44	0.00	1.00
고졸	0.33	0.47	0.00	1.00
대졸	0.40	0.49	0.00	1.00

변수	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	최솟값 (Min)	최댓값 (Max)
여성	0.06	0.23	0.00	1.00
남성	0.94	0.23	0.00	1.00
근로	0.78	0.41	0.00	1.00
무직	0.22	0.41	0.00	1.00
2008년	0.12	0.32	0.00	1.00
2009년	0.11	0.32	0.00	1.00
2010년	0.13	0.34	0.00	1.00
2011년	0.12	0.33	0.00	1.00
2012년	0.12	0.33	0.00	1.00
2013년	0.13	0.33	0.00	1.00
2014년	0.13	0.33	0.00	1.00
2015년	0.13	0.34	0.00	1.00
샘플 수	41,290			

<표 3>은 <식 1> 또는 <표 2>에서 활용된 설명변수들 간 다중공선성 검정 결과를 보여준다. 다중공선성은 설명변수들 간 완벽한 선형관계를 의미하는데 일반적으로 VIF(Variance Inflation Factor)의 수치로 검증된다. 만약 VIF의 값이 10보다 크면 다중공선성 문제가 발생하는 것으로 판별되는데, 이때 2차 함수 형태의 변수는 제외한다(Krishna, 1975). 예를 들어, 연령 및 연령제곱 변수의 경우(모형1) 거의 동일한 변수의 성격을 지니기 때문에 당연히 VIF 값이 높게 산출되기 때문이다. <표 3>의 검증 결과 중 모형2와 모형3의 VIF 값은 모든 변수 중 가장 높은 값을 보여주는 것이 배우자인데, 동 변수의 VIF 값도 2.69(모형2) 및 2.70(모형3)에 불과하다. 또한 전체 변수들의 VIF값의 평균도 모형2는 1.76, 모형3은 1.82로 다중공선성 문제가 없다고 결론 내릴 수 있다.

〈표 3〉 다중공선성(Multi-colinearity) 검정

구분	Variance Inflation Factor		
	모형1	모형2	모형3
ln(부동산자산)	1.40	1.37	1.37
ln(가구소득)	1.31	1.31	1.31
ln(금융자산)	1.13	1.12	1.12
연령	58.13		1.87
연령제곱	60.56		
가구원수	1.49	1.33	1.47
배우자	2.70	2.69	2.70
무배우자	2.55	2.53	2.54
2009년	1.75	1.75	1.75
2010년	1.89	1.89	1.89
2011년	1.83	1.83	1.83
2012년	1.83	1.82	1.83
2013년	1.88	1.87	1.88
2014년	1.88	1.87	1.88
2015년	1.92	1.90	1.92
근로	1.43	1.26	1.37
남성	1.46	1.45	1.46
고졸	1.95	1.76	1.95
대졸	2.66	2.20	2.64
평균 VIF	7.88	1.76	1.82

## 2. 자산 및 소득이 지출에 미치는 영향

〈표 4〉는 부동산 자산, 금융 자산, 그리고 소득이 변함에 따라 소비가 어느 정도 변하는지 분석한 결과를 보여준다. 모형1은 확률효과모형을 활용한 분석결과이며, 모형2는 고정효과모형을 활용한 결과이다. Hausman 검정으로 적정 모형을 선별한 결과 고정효과가 존재하는 동시에 설명변수와 상관관계가 있어( $p < 0.01$ ) 고정효과모형이 적합한 것으로 판별되었다.

그러므로 모형2의 추정계수를 고려할 때, 부동산 자산의 가치가 1% 상승할 때 소비는 0.09% 증가하고, 금융자산의 규모가 1% 증가할 때 소

비는 0.02% 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 소득이 1% 증가 시 소비는 0.04% 증가하는 것으로 분석되었다. 결과적으로 소비는 자산 및 소득에 신뢰수준 95%에서 통계적으로 유의하게 반응하는데, 특히 부동산 자산, 소득, 그리고 금융 자산 순으로 탄력성이 컸다. 자산 및 소득별 소비의 탄력성 순서는 확률고정효과모형에서도 동일하다.

다른 변수들도 대체적으로 소비에 유의한 영향을 미치고 있는데, 연령이 증가함에 따라 소비도 증가하다가 일정 연령 이후에는 감소하는 2차 함수 형태를 보인다. 가족 수가 많아질수록 지출액도 증가하는데, 추정계수에 따르면 가족 수가 한 명 증가 시 지출액은 15% 증가한다. 또한 미혼에 비해 기혼자가 될 때 지출액도 더 증가하는 것으로 나타났다. 다만 근로 여부는 지출에 큰 변화를 초래하지 않았는데, 이는 소득수준이나 재산 등을 이미 통제하였기 때문인 것으로 이해된다.

성별 및 교육수준에 따른 소비 변화는 확률효과모형으로만 분석이 가능한데, 추정 결과에 따르면 여성보다는 남성의 지출액이 많고, 고졸 미만자에 비해서는 고졸자가 27%, 대졸자 이상은 44% 더 많이 지출하는 것으로 분석된다.

<표 4> 수요탄력성 분석 : 시간고정효과 통제 이전

구분	모형1 : 확률효과모형		모형2 : 고정효과모형	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
ln(부동산자산)	0.17***	0.00	0.09***	0.00
ln(소득)	0.04***	0.00	0.04***	0.00
ln(금융자산)	0.03***	0.00	0.02***	0.00
연령	0.06***	0.00	0.04***	0.00
연령제곱	-0.00***	0.00	-0.00***	0.00
가구원 수	0.18***	0.00	0.15***	0.00
배우자	0.14***	0.02	0.10***	0.02
무배우자	0.23***	0.02	0.16***	0.02
근로	0.07***	0.01	-0.01	0.01
남성	0.35***	0.02		
고졸	0.27***	0.01		

구분	모형1 : 확률효과모형		모형2 : 고정효과모형	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
대출	0.44***	0.01		
_cons	3.42***	0.06	5.08***	0.08

주 : (1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의확률 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미

(2) 모형1과 모형2 모두 Prob > chi2=0.00

(3) Hausman test 결과 모형2가 바람직 : chi2(19)=2,616.44(p<0.01)

(4) 샘플 수는 41,290

<표 4>의 모형2(고정효과모형)는 개인별로 내재되어 있는 고정효과는 제거하였더라도 시기별 고정효과는 통제 또는 제거하기 이전의 결과이다. 반면 <표 5>의 모형1과 모형2는 <표 4>의 모형1과 모형2에 비해 각각 시간고정효과를 통제하여 분석한 결과를 보여준다. 특히 일반적인 고정효과모형에 시간고정효과모형을 포함시킨 <표 5>의 모형2를 이원고정효과모형이라고 한다.

Hausman 검정으로 <표 5>의 모형 중 적정 모형을 선별한 결과 모형2의 이원고정효과모형이 적합한 것으로 나타났다(p<0.01). 추정계수의 절대값은 <표 3>의 고정효과모형에 비해 작아졌지만 여전히 부동산자산, 금융자산, 소득 모두 소비액을 결정하는 유의한 변수로 밝혀졌다. 또한 수요탄력성 역시 부동산자산, 소득, 금융자산 순이었다. 추정계수에 따르면 부동산 자산의 가치가 1% 증가 시 소비는 0.06%, 금융자산의 규모가 1% 증가 시 소비는 0.03%, 그리고 소득이 1% 증가 시 소비는 0.01% 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 주택가격이 1달러 증가 시 소비가 6센트 증가한다는 Dean(2011)과 매우 유사하다. 또한 Bostic et al.(2009)는 주택의 자산효과가 금융자산의 자산효과에 비해 무려 3배나 크다고 하였는데, 본 연구의 분석결과는 부동산 자산의 소득효과가 금융자산의 소득효과보다 6배나 크고 소득탄력성보다는 2배 큰 것으로 분석되었다.

다른 변수들의 추정계수는 <표 4>와 대동소이하여 세부 논의는 생략한다. 다만 연도별 더미변수를 고려할 때, 소비액은 2008년도 이후에 증가하는 경향을 보였다. 2008년도의 경우 글로벌 금융위기 시기였고 본

연구에서 2008년이 준거그룹(reference group)이기 때문에 당연한 결과로 이해된다. 다만, 2008년을 기준으로 2013년까지 소비가 지속적으로 증가하다가 2014년도에 감소한 뒤에 2015년에는 다시 증가하기 시작한 추이를 보인다.

<표 5> 수요탄력성 분석 : 시간고정효과 통제 이후

구분	모형1 : 확률효과모형		모형2 : 이원고정효과모형	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
ln(부동산자산)	0.15***	0.00	0.06***	0.00
ln(소득)	0.04***	0.00	0.03***	0.00
ln(금융자산)	0.02***	0.00	0.01***	0.00
연령	0.06***	0.00	0.04***	0.00
연령제곱	-0.00***	0.00	-0.00***	0.00
가구원 수	0.18***	0.00	0.17***	0.00
배우자	0.19***	0.01	0.15***	0.02
무배우자	0.19***	0.02	0.14***	0.02
근로	0.07***	0.01	0.01	0.01
2009년	0.07***	0.01	0.08***	0.01
2010년	0.13***	0.01	0.13***	0.01
2011년	0.14***	0.01	0.15***	0.01
2012년	0.23***	0.01	0.25***	0.01
2013년	0.27***	0.01	0.28***	0.01
2014년	0.21***	0.01	0.22***	0.01
2015년	0.23***	0.01	0.24***	0.01
남성	0.30***	0.02		
고졸	0.21***	0.01		
대졸	0.36***	0.01		
_cons	3.84***	0.06	5.73***	0.08

주 : (1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의확률 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미

(2) 모형1과 모형2 모두 Prob > chi2=0.00

(3) Hausman test 결과 모형2가 바람직 : chi2(19)=1,898.19(p<0.01)

(4) 샘플 수는 41,290

## V. 결론 및 시사점

과거 정부별로 부동산시장에 대한 정책은 당시 주택 가격, 경제상황 등에 따라 달랐다. 물론 경제상황이 좋지 않을 경우 부동산시장 활성화를 통해 전체 경기의 흐름을 전환하려는 시도는 가장 일반적인 시도였다. 특히 전체 가구 자산 중 75% 정도가 부동산 자산으로 구성된 한국의 상황에서 부동산 정책을 거시경제정책의 도구로써 활용하고자 했던 유혹을 뿌리치는 것이 쉽지 않았을 것이다. 이러한 접근은 자산효과에 근간을 둔 것이다. 즉 보유하고 있는 자산의 가치가 상승했을 경우, 동자산을 현금화하지 않았더라도 본인 스스로 부자가 된 것으로 인식하여 소비를 확대하고, 소비 확대는 기업의 투자 확대로, 다시 투자 확대는 고용의 확대로 연계되는 선순환구조를 염두에 둔 것이다.

반면 현 정부의 부동산 정책은 사뭇 다르다. 경기가 좋지 않은 상황에서라도 주택가격 안정화를 위한 부동산 정책에 대한 의지가 강하다. 이러한 정부의 정책 방향은 소득 대비 과도하게 높다고 판단한 주택가격 때문인 것으로 이해된다. 소득 대비 주택가격의 수준을 의미하는 HPR(House Price to Income Ratio) 지수에 따르면 2019년을 기준으로 서울은 20.71(2019년 중반 기준)인데, 이는 전 세계 328개의 주요 도시 중 25위에 달한다<sup>4)</sup>. 서울의 HPR은 캐나다 토론토의 13.85(72위), 일본 도쿄의 13.83(73위), 호주 시드니의 11.35(121위), 미국 뉴욕의 11.08(130위)를 크게 상회하는 수준이다.

소득 대비 주택가격은 분명 부담스러운 것이 사실이나, 경제적 상황도 고려할 필요가 있다. 주택가격 하락은 자산효과에 의해 경기를 더욱 악화시킬 수 있다. 주택가격이 하락하면 소비가 감소하고, 소비의 감소는 투자 및 고용감소, 그리고 추가적인 소비 감소라는 악순환의 마중물이 될 수 있다.

이에 본 연구에서는 과연 국내 경제에 자산효과가 존재하는지 실증적으로 확인하였다. 이러한 자산효과 존재는 이미 많은 선행연구에서 확

4) <https://www.numbeo.com/property-investment/rankings.jsp>

인된 것으로 본 연구는 이에 더해 국내 자산효과를 다른 종류의 자산과 소득효과와의 규모와 비교하였다.

이원고정효과모형을 활용한 실증분석 결과 부동산의 가치가 1% 증가 시 소비가 0.06% 정도 증가하는 것으로 분석되었으며, 통계적으로 95% 신뢰수준에서 유의하였다. 뿐만 아니라 금융자산이 1% 증가 시 소비는 0.01% 증가하고, 소득이 1% 증가 시 소비는 0.03% 증가하였다. 결과적으로 소비에 영향을 미치는 강도는 부동산자산, 소득, 금융자산 순이었으며, 추정계수의 크기를 고려할 때 부동산 자산이 소비에 미치는 영향이 금융자산이 소비에 미치는 영향의 6배, 그리고 소득이 소비에 미치는 영향의 2배에 달할 정도였다. 앞에서 언급하였듯이 국내 가구의 자산이 대부분 부동산 자산으로 구성되어 있고 그 규모가 평균 2억 5,000만 원 정도에 달하기 때문에 부동산의 가격 변화에 대해 국내 소비자들이 매우 민감하게 반응하는 것으로 이해된다.

이러한 분석 결과는 현 정부의 주택가격 안정화 정책이 성공할 경우 오히려 소비가 크게 감소하며, 그 영향이 금융자산이나 소득의 감소보다 더 클 수 있음을 의미한다. 물론 한국의 경우 소득 대비 주택 가격이 다른 주요 도시에 비해 높은 것은 분명하며, 주택 가격 안정화가 장기적인 경제안정화 측면에서 중요하다라는 것은 부인할 수 없다. 하지만 경기가 좋지 않을 때는 부동산 시장도 침체되는 것이 일반적이다. 그러므로 굳이 정책적으로 주택가격 하락을 유인하지 않더라도 주택 가격은 하락할 가능성이 높고, 무엇보다 경기가 좋지 않을 경우 주택 가격의 하락은 소비를 크게 위축시켜 더 심각한 경기 악화를 초래할 수 있겠다. Bostic et al.(2009)도 주택 가격의 하락이 경제 전반에 상당한 위험을 초래할 수 있다고 경고하였다. 그러므로 경기가 좋지 않은 현재 상황에서 정책적으로 또는 단기간에 주택 가격의 하락을 과도하게 추진하기 보다는 당분간 현재의 가격을 유지하거나 또는 향후 경기가 좋을 때로 잠시 미루는 방법도 고려할 필요가 있겠다.

논문접수일	2019.10.11.
논문심사일	2019.11.01.
게재확정일	2019.11.11.

## 참고문헌

- 김대환·이동현, 2019, “부동산의 가격변화가 노후준비에 미치는 영향: 사적연금을 중심으로”, **부동산연구** 28집 3호, pp. 53-64.
- 김선주·김행중, 2018, “고령자가구의 자산구조와 자산효과”, **주거환경** 16권 3호, pp. 151-162.
- 김진우·김승희, 2019, “서울시 주택자가가구의 소비지출 및 주택자산 효과에 관한 연구 - 주택가격 변동시기 횡단면분석 중심으로 -”, **대한부동산학회지** 37권 2호, pp. 59-78.
- 서승환·김갑성, 2017, “우리나라 소비의 주택자산 효과에 관한 실증분석”, **대한부동산학회지** 35권 1호, pp. 253-271.
- 이지훈, 2005, 주택가격과 소비, **SERI 경제포커스** 67, 삼성경제연구소.
- 이현정, 2017, “한부모 가구의 사회경제적 특성 및 주택자산효과”, **부동산학보** 70권, pp. 221-235.
- 이현정, 2018, “여성가구주 가구의 사회경제적 특성 및 주택자산효과 분석”, **서울도시연구** 19권 1호, pp. 1-20.
- 최성호·송상윤·김영식, 2015, “주택가격이 소비에 미치는 영향: 주택 담보대출 차주의 미시패널데이터를 활용하여”, **경제분석** 21권 2호, pp. 1-27.
- Ando, A. and F. Modigliani, 1963, “The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implication and Tests”, **American Economic Review** 53(1), pp. 55-84.
- Bostic, R., S. Gabriel, and G. Painter, 2009, “Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data”, **Regional Science and Urban Economics** 39(1), pp. 79-89.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K., 2005, **Microeconometrics : Methods and Applications**, Cambridge Press.
- Wooldridge, J. M., 1999, **Introductory Econometrics: A Modern Approach**, South-Western College Publishing.

- 통계청, 2018.12.20. “2018년 가계금융·복지조사 결과”, [http://kostat.go.kr/portal/korea/kor\\_nw/1/1/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=372146&pageNo=3&rowNum=10&navCount=10&currPg=&searchInfo=srch&sTarget=title&sTxt=%EA%B0%80%EA%B3%84%EA%B8%88%EC%9C%B5](http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=372146&pageNo=3&rowNum=10&navCount=10&currPg=&searchInfo=srch&sTarget=title&sTxt=%EA%B0%80%EA%B3%84%EA%B8%88%EC%9C%B5)
- 통계청, 2010.12.30. “2010년 가계금융조사 결과”, [http://kostat.go.kr/portal/korea/kor\\_nw/1/1/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=244662&pageNo=3&rowNum=10&navCount=10&currPg=&searchInfo=srch&sTarget=title&sTxt=%EA%B0%80%EA%B3%84%EA%B8%88%EC%9C%B5](http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=244662&pageNo=3&rowNum=10&navCount=10&currPg=&searchInfo=srch&sTarget=title&sTxt=%EA%B0%80%EA%B3%84%EA%B8%88%EC%9C%B5)

# Estimation of Wealth and Income Effect Utilizing Two-Way Fixed Effect Model and Policy Implications

DaeHwan Kim\*

## <Abstract>

Due to the fact that most of domestic household assets are real estate assets, the government tended to boost the economy by activating the real estate market in the past. On the other hand, the current government, which believes that housing prices are excessively relative to income, has a strong policy will to stabilize housing prices even in a bad economy. Therefore, this study aims to investigate the existence of wealth effect and compares it with the effects of financial assets and income on consumption. As a result of analyzing the 2008-2015 data of the National Survey of Tax and Benefit using the two-way fixed effect model, the effect of real estate assets on consumption was much greater than that of financial assets or income. This suggests that a decline in housing prices in a recession may exacerbate the economic situation by reducing consumption.

Keywords: wealth effect, real estate, macroeconomic policy, housing price, elasticity of demand

---

\* Dong-A University, Department of Economics, Associate Professor, email: kimdh@dau.ac.kr