

# 한국의 주택가격이 소비에 미치는 영향\*

조갑제\*\*  
계명대학교

---

본 연구에서는 한국의 주택가격 변동이 가계소비에 미치는 영향에 관해 주요 거시적 시계열자료를 활용하여 실증 분석하였다. 이를 위해 공적분 분석과 벡터오차수정모형에 의한 Granger 인과관계 및 충격반응함수 분석이 활용되었다. 실증분석 결과, 주택가격의 변화가 가계소비를 변화시키는 유의적인 효과를 보이지 않았으며, 경기변동이 가계소비의 경로를 통해 주택가격에 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 그리고 가계부채의 증가는 가계소비에 대해 통계적으로 비유의적인 음의 효과를 보였다.

**[주제어: 주택가격, 소비, 부(富)의 효과, 가계부채]**

---

---

\* 이 논문은 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2012-S1A3A2033963).

\*\* 계명대학교 경제금융학과 부교수 (gabjejo@kmu.ac.kr)

## I. 서론

주택가격이 소비에 유의적인 영향을 미치는지 그리고 주택가격이 소비에 영향을 미친다면 어떤 채널을 통해 영향을 주는지에 관한 연구는 거시경제정책면에서도 중요한 의의를 갖는 연구주제이다. 왜냐하면 주택가격이 소비에 유의적인 영향을 준다는 것이 사실이라면 주택시장을 활성화시키는 정책이 경기회복을 위한 중요한 거시경제정책 수단이 될 수 있을 것이기 때문이다. 특히 부동산이 가계자산에서 상대적으로 큰 비중을 차지하고 있는 한국의 경우 경제정책상의 중요한 고려사항이 된다.

동 주제에 관한 국내의 연구는 혼재된 결과를 보이고 있다. 동 주제에 관한 영향력있는 국제적 연구는 “부(富)의 효과 가설 (wealth effect hypothesis)”과 “공통 요인 가설 (common factor hypothesis)”의 두 가지 가설로 크게 나눌 수 있다. “부의 효과 가설”에 의하면 주택가격의 상승은 가계의 부가 상승했다는 인식에 영향을 줌으로써 소비를 촉진시킨다고 주장한다(Campbell and Cocco, 2007). 반면, “공통 요인 가설”에 따르면 주택가격과 소비는 경기변동과 같은 공통된 요인에 의해 두 변수가 모두 변동하는 것이므로 주택가격이 유의적으로 소비에 영향을 준다고 볼 수 없다고 주장한다(Attanasio, Blow, Hamilton, and Leicester, 2009).

동 주제에 관한 국내의 연구가 상이한 결과를 보이는 것은 이론적 문제라기보다는, 부의 효과에 따른 인과관계와 공통요인에 인한 동행관계 중에서 상대적으로 어떤 요인이 더 크게 작용하는 경제적 상황이나에 따라 달라질 수 있으므로 실증연구의 몫이 크다고 할 수 있다. 다시 말해, 가계가 처한 상이한 경제상황에서 주택가격변동에 대해 가계가 어떻게 인식하느냐에 따라 소비의 변동이 달라질 수 있으므로 심층적 실증분석이 요구된다. 특히, 가계가 직면하고 있는 경기변동과 가계부채 상황에 따라 주택가격의 상승이 가계소비의 변동에 대해 어떠한 영향을 주는지 분석하고자 하는 것이 본 연구의 주된 목적이다. 이러한 연구목적을 위해, 본 논문에서는 1991년 초부터 2014년 하반기까지 기간에 한국의 가계가 처한 거시적 경제상황을 반영하는 주요 변수를 고려한 모형을 활용하여 실증분석을 진행하였다.

동 주제에 관한 기존의 연구들에서는 가계부채와 경기변동을 고려한 접근이 미흡하다는 점에서 연구의 필요성이 있다고 본다. 그리고 기존의 연구들이 미시적 분석 위주로 진행됨에 따라 경제정책적 시사점을 도출하는 데 보다 적합하다고 볼 수 있는 거시적 시계열 분석이 여전히 미흡하다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다고 본다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서 주택가격과 소비의 관계에 관한 선행연구를 위에서 언급한 두 가지 가설을 위주로 논한다. 제3장에서는 실증분석을 위해 설정된 모형과 사용된 변수 및 데이터에 대해 설명한다. 제4장에서는 모형에 기초해 실증분석한 결과를 해석한다. 마지막으로 제 5장에서 연구에 대한 결론을 제시하며 최근 한국의 거시경제상황에 대한 정책적 시사점을 논한다.

## II. 선행 연구 고찰

Friedman의 항상소득가설(Permanent Income Hypothesis)에 기초한 “부의 효과 가설”에 따르면 가계소비는 현재의 소득뿐만 아니라 미래 기대되는 소득에 의해서도 영향을 받으므로, 주택가격이 상승하면 주택의 현금화로 인해 소득의 증가가 기대됨에 따라 가계소비가 증가하게 된다. Campbell and Cocco(2007)는 영국의 미시적 데이터를 이용한 분석을 통해, 전반적으로 기대되는 주택가격상승에 대해 가계소비가 상승하는 “부의 효과”가 존재하며, 젊은층의 세입자보다는 중장년층의 자가 소유자들에게 “부의 효과”가 상대적으로 크게 나타난다는 실증연구결과를 보였다. Carroll et al. (2006)은 미국의 소비가 시차를 두고 주택가격변동에 대해 양(+)의 방향으로 유의적인 반응을 보였으며, 미국의 주택자산 상승에 대한 한계소비성향은 0.09정도를 나타냄으로써 주택시장이 주식시장보다 “부의 효과”가 크다는 실증분석결과를 보였다. Muellbauer and Murphy(2008)에서는 주택가격의 상승은 주택담보대출에 대한 담보제약(collateral constraint)을 완화시킴에 따라 모기지대출경로를 통해 가계소비를 증가시킨다고 주장하였다. 한편, 부의 효과가 주택가격이 상승하는 경우가 아닌 주택가격이 하락하는 경우에만 비대칭적으로 나타난다는 연구결과가 제기된 바 있다(Engelhardt 1996).

반면, “공통 요인 가설”은 주택가격의 상승이 가계소비를 상승시키는 원인으로 작용했다기 보다는 주택가격과 가계소비가 제3의 공통요인(예를 들어, 기대실질소득, 이자율, 생산성변화 등)에 의해 동시에 영향을 받는 것이므로 주택가격과 가계소비 간에 상관관계는 있으나 인과관계가 존재한다고 보기 어렵다는 이론적 근거에 기초한다. Attanasio, Blow, Hamilton, and Leicester(2009)은 영국 가계의 1978년 이래 연령별 미시적 데이터를 이용한 실증연구를 통해, 전 연령층의 샘플에 걸쳐서 주택가격의 변화가 소비의 변화에 대해 유의적인 영향을 주지 못했으며, 생산성변화에 의해 주택가격과 소비가 동행성(co-movement)을 보였다는 결과를 제시하였다. 최근, Cristini and Sevilla(2014)는 Attanasio, Blow, Hamilton, and Leicester(2009)와 Campbell and Cocco(2007)의 논문을 비교하여 재분석하였으며 “공통 요인 가설”을 지지하는 분석결과를 보고하였다. 영국 영란은행(Bank of England)의 Benito et al (2006)는 주택가격의 상승이 “부의 효과”로 인해 소비지출에 영향을 준다고 보기 어렵다고 주장하였다.<sup>1)</sup>

국내의 연구를 살펴보면, 동 주제와 관한 다수의 연구에서 주택가격 변동에 따른 부의 효과를 지지하는 결과를 보고하였다 (이항용 2004, 윤성훈 2002, 김영일 2010, 송인호 2014). 이항용(2004)은 주택가격이 소비에 미치는 유의적인 “부의 효과”가 있다고 주장하였다. 윤성훈(2002)은 1990년대 이후 자산가격(주가 및 지가)의 급변동이 내구재소비에 유의적인 “부의 효과”를 미쳤으며 특히 지가가 내구재소비에 미치는 탄력성을 높게 추정하였다. 김영일(2010)에서는 자산가격 변동이 민간소비에 미치는 영향은 주식가격보다는 주택가격이 상대적으로 더 크고 유의하게 관찰되며, 경기순환을 고려할 경우 자산가격의 변화에 대한 민간소비의 단기적인 반응은 경기수축기가 경기확장기보다 크게 추정됨을 보였

1) 영국 영란은행은 주택가격 변화에 의한 부의 효과를 부인하는 주장을 오랫동안 제기해왔다 (Muellbauer and Murphy, 2008).

다. 송인호(2014)는 동태적 일반균형(DSGE)모형을 활용한 시뮬레이션을 통해, 주택가격이 상승하면 소비가 증가하는 결과를 가져오며 LTV 비율이 높아질수록 주택가격 상승에 대한 소비의 반응은 더 커지는 것으로 추정하였다.

반면, 몇몇 연구에서는 주택가격변동이 소비에 미치는 부의 효과를 부인하거나 부분적으로 인정하는 분석결과를 보였다. 정한영(2003)은 주택가격변동이 임시소비와 항상소비 모두에게 직접적으로 유의적인 영향을 주지 않는다고 보고하였다. 강민규, 최막중, 김준형(2009)은 미시적 자료를 활용한 분석을 통해, 주택가격이 상승한 경우에는 유의적인 “부의 효과”가 없으나 하락한 경우에 유의적인 “부의 효과”가 존재한다는 분석결과를 제시하였다. 김세완(2008)은 경기순환을 고려하여 주택가격 변동으로 인한 “부의 효과”를 추정한 결과, 경기의 확장국면일 때는 주택가격 증가가 소비 증가에 미치는 양(+)의 부의 효과가 추정되었으나 경기수축국면에서는 주택가격상승과 소비증가간에 유의적인 음(-)의 관계가 있다는 분석결과를 보여주었다.

### III. 모형 설정

한국의 주택가격 변동이 소비의 변화에 미치는 영향을 실증분석하기 위해 Musso et al.(2010)의 모형을 응용하였다. 동 주제를 다루는 많은 기존연구들이 미시적 분석을 채택하고 있으나 Musso et al.(2010)의 모형은 본 논문의 연구방법과 마찬가지로 거시적 시계열분석을 위해 적합한 모형이기 때문이다. Musso et al.(2010)의 모형을 응용하여 본 논문의 모형에서는 경기변동을 반영하는 변수와 가계대출 변수를 추가하였다. 따라서 추정식은 다음과 같이 나타낼 수 있다:

$$C_t = \beta_1 r_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 H_t + \beta_4 D_t + e_t \quad (1)$$

식 (1)에서  $C_t$ 는 소비,  $r_t$ 는 실질금리, 그리고  $Y_t$ 는 국민소득을 각각 나타낸다. 그리고  $H_t$ 는 주택가격이며  $D_t$ 는 가계부채를 나타내며  $e_t$ 는 오차항이다. 각 변수를 반영하기 위해 사용된 데이터는, 소비의 경우 ‘가계 비내구재 최종소비지출’ 자료를 사용하였으며, 물가지수는 소비자물가지수(CPI)를 사용하였고, 실질금리는 ‘실질 CD유통수익률(91일)’을 사용하였다.<sup>2)</sup> 그리고 국민소득은 실질GDP를 사용하였으며, 주택가격은 ‘주택매매가격지수’를 사용하였고, 가계부채는 ‘예금은행 주택자금 대출(잔액)’ 자료이다. 식(1)에 포함된 모든 변수는 한국은행에서 발표하는 분기별 자료이며 계절조정된 값을 사용하였다. 위 식에서 실증분석기간은 1991년 1사분기부터 2014년 3사분기까지이다.

위 식(1)에 관하여 회귀분석시 각 변수의 안정성(stationarity)여부가 중요시된다. 왜냐하면 비안정적인 시계열 데이터를 이용하여 회귀분석을 진행할 경우에는 허구적(spurious) 결과에 봉착할 수 있기 때문이다(Granger and Newbold 1974). 따라서 각 시계열자료에 대하여 ADF (Augmented

2) 비내구재 소비가 “부의 효과(wealth effect)”를 더 정확하게 반영하므로 총소비지출이 아닌 비내구재 소비지출을 소비변수로 사용하였다 (Campbell and Cocco, 2007).

Dickey-Fuller) 검정을 실행하였다. 검정결과, <표 1>에 나타난 바와 같이, 모든 변수들은 비안정적인 것으로 나타났다.

<표 1> 단위근(unit root) 검정 결과

변수	귀무가설: 변수에 단위근(unit root)이 존재함
	Augmented Dickey-Fuller 검정의 t-통계량
$C_t$	-1.011(0.747)
$r_t$	-1.976 (0.297)
$Y_t$	-1.351 (0.999)
$H_t$	0.546 (0.988)
$D_t$	0.788 (0.993)

주: \* 5% 유의수준; \*\* 1% 유의수준을 의미한다. 괄호()안의 수치는 p-value를 나타낸다. Lag의 길이는 AIC 정보에 의해 선정되었다. 각 회귀분석에는 상수항과 시간 추세(time trend)가 포함되지 않았다.

비안정적인 변수들을 단순히 차분하여 OLS 혹은 VAR 모형으로 실증분석할 경우 각 변수들간에 존재하는 장기적으로 동태적인 정보가 유실될 수 있다. 따라서, 우선 이상의 비안정적 변수를 활용하여 공적분 검정(Cointegration test)을 시행하였다. 각 변수들간에 공적분 관계가 존재할 경우 추가적으로 오차수정모형(Error-correction modeling)을 활용하여 변수들간의 단기적 관계를 추정할 수 있다 (Engle and Granger 1987). 공적분분석을 통해 위 변수간의 장기적 균형관계(equilibrium)를 파악할 수 있다.

공적분 분석을 위해 Johansen(1995)에 기초한 공적분검정을 시행하였다. 공적분 분석을 통해 파악할 수 있는 장기적인 균형관계는 다음의 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다. 식 (2)에서  $y_t$ 는 식(1)에 포함된 5개의 변수로 구성된 벡터, 즉  $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ D_t]$ 를 의미한다.

$$\lambda y_t - x_t = 0 \quad (2)$$

벡터  $x_t$ 는 상수 및  $I(0)$ 의 외생변수를 포함한다. 패러미터 벡터인  $\lambda$ 는 공적분 벡터(cointegrating vector)를 나타내며, 변수들간 단기적인 관계는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\lambda y_t - x_t = \epsilon_t \quad (3)$$

위 식에서 균형오차(equilibrium error)인  $\epsilon_t$ 는 안정적(stationary)이며 시스템은 장기적 균형으로부터 단기적으로 이탈(deviation)하게 된다.

<표 2>는 공적분검정 결과를 나타낸다. <표 2>에 나타난 바와 같이, the trace 통계량과 the maximum eigenvalue 통계량 모두 공적분 벡터(cointegrating vector)가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각함에 따라, 5% 유의수준에서 1개의 공적분관계식이 존재하는 것으로 나타났다.

<표 2> 공적분 검정(cointegration test) 결과

귀무가설: number of cointegrating relations	Trace Statistic	Maximum Eigenvalue Statistic
None	74.80*	42.27*
At most 1	32.52	13.22
At most 2	19.30	11.91
At most 3	7.39	6.77
At most 4	0.62	0.62

주: \* 는 5% 유의수준에서 가설에 대한 기각을 나타낸다. 조정(adjustment)이후의 관측수(observations)는 91개 (1992Q1-2014Q3)이다. 모형설정(specification)에서 AIC에 따라 3개의 래그가 포함되었으며, 공적분 벡터(cointegrating vector) 와 (differenced)VAR에 상수항과 시간추세(trend)는 포함되지 않았다.

식 (2) 및 (3)에 나타난 공적분 관계식(cointegrating equation)의 계수(coefficients)의 예상부호는 다음과 같다. 장기적으로 실질GDP는 가계소비와 양의 관계가 있을 것으로 예상된다. 왜냐하면 실질GDP는 경기변동을 반영하는 변수이므로 가계소비지출과 장기적으로 양의 관계가 있을 것으로 본다. 실질이자율과 가계소비와의 장기적 관계는 각기 다른 이론들이 다른 결과를 제시하고 있는 연구주제이므로 예상부호는 모호하다. 실질이자율이 경기변동을 반영한다는 전통적인 이론에 의하면 실질이자율은 경기변동과 밀접한 가계소비와 비례관계를 나타낼 것으로 예상된다. 하지만, Neumeyer and Perri(2004)에 의하면 특히 신흥시장국의 경우 실질이자율은 단기적으로는 경기변동과 반비례하는 것으로 보고한 바 있다. 다음으로 주택가격은 가계소비와 장기적 비례관계를 나타낼 것으로 예상된다. 그리고 가계부채와 가계소비지출간의 장기적인 관계에 관한 예상부호는 모호하다. 왜냐하면 가계부채의 부담의 정도에 따라 차이가 있을 것으로 예상되기 때문이다.

공적분 관계가 존재한다는 결과가 도출되었으므로, 오차수정모형을 다음과 같이 설정하였다.

$$\Delta y_t = u + \delta \psi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \beta_i x_t + \epsilon_t \quad (4)$$

위 식에서  $y_t$ 는 5개의 변수로 구성된 벡터, 즉  $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ D_t]$ 이며,  $x_t$ 는 외생변수로 구성된 벡터이다.  $\Delta$ 는 변수의 증감을 의미하고  $\psi_t$ 는 오차수정항(error correction term)을 나타낸다. 장기균형에서 오차수정항 ( $\psi_t$ )는 제로이다. 그러나 시스템이 장기균형으로부터 이탈할 경우, 오차항은 제로가 아니며 벡터  $y_t$ 는 부분적으로 조정되면서 장기균형으로 돌아온다. 따라서 매개변수  $\delta$ 는 장기균형으로의 조정속도(speed of adjustment)를 나타낸다. 그리고  $u$ 는 상수항이며,  $\epsilon$ 는 백색잡음 잔차항(white-noise disturbance term)이다. 래그(lag length)의 선택은 AIC(Akaike Information Criterion)에 의하여 결정되었다.

이상에서 설정된 오차수정모형을 바탕으로 VEC 그랜저 인과관계(VEC Granger causality)분석, 충

격반응함수(Impulse response function) 및 분산분해분석(variance decomposition)을 실행하였다. 충격 반응함수분석은 VEC 모형내에서 각 변수에 1 표준편차 크기의 충격이 발생할 경우 다음 몇 분기동안에 각 변수가 한국의 가계소비 및 다른 내생변수에 미치는 단기적 효과를 분석할 수 있다. 또한 분산분해분석을 통해 각 변수의 충격이 가계소비 및 내생변수의 예측오차분산(forecasting error variance)에 미치는 상대적 기여도를 도출할 수 있다 (Kirchgassner and Wolters, 2007). 즉, 분산분해 분석을 시행함으로써 가계소비변동에 대한 각 변수의 상대적 중요성을 파악하고자 한다.

#### IV. 실증분석 결과

<표 3>은 식 (2)에 대한 공적분(cointegration) 추정결과를 보여준다. 공적분 분석 결과는 한국의 가계소비와 다른 내생변수간의 장기적 균형관계를 나타낸다. 공적분 벡터에 대한 LR 검정에 의하면 가계부채 변수를 제외하고 나머지 변수의 계수(coefficient)가 모두 유의적인 것으로 나타났다.

한국의 가계소비지출은 실질이자율 및 실질GDP와 각각 장기적으로 유의적인 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 앞서 언급한 바와 같이, 실질이자율과 실질GDP가 경기변동을 반영하는 변수이므로 경기변동과 가계소비가 장기적인 비례관계가 있는 것으로 해석된다. 다음으로 주택가격은 가계 소비와 장기적으로 유의적인 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 주택가격과 가계소비는 장기적으로 동일한 방향으로 변화함으로써 소비가 상승(하강)국면인 경우 주택가격도 상승(하강)국면을 보이는 것으로 해석된다. 하지만, 공적분 분석결과는 주택가격과 가계소비간의 선행성과 인과성을 나타내지는 않기 때문에, 주택가격이 소비에 미치는 “부의 효과” 유무를 나타내는 것은 아니다. 그리고 가계부채는 가계소비와 장기적으로 음(-)의 관계가 있음을 보였으나 통계적으로 유의한 결과를 나타내지는 않았다. 즉, 장기적으로 가계부채가 증가할수록 가계의 소비는 감소하는 경향이 있는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 3> 공적분(cointegration) 추정치(estimated)

Cointegrating vector( $\psi_{t-1}$ )	Normalized( $\beta_{11}=1$ ) cointegrating coefficients
$C_t$	1
$r_t$	-0.031
$Y_t$	-0.811
$H_t$	-0.486
$D_t$	0.179
LR tests on cointegrating vector (based on normalized cointegrating vector)	
Restriction	LR statistic (d.f.)
$\beta_{12} = 0$	7.168*** (3)
$\beta_{13} = 0$	4.185*** (3)

$\beta_{14} = 0$	8.722*** (3)
$\beta_{15} = 0$	1.935 (3)

주: \*, \*\* 및 \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 및 1% 유의수준을 의미한다.

<표 4>는 VEC 그랜저 인과관계(Granger causality)분석 결과를 보여준다. VEC 그랜저 인과관계 검정 결과를 통해 주어진 변수간의 선행관계를 파악할 수 있다. VEC 그랜저 인과관계 검정 결과, 한국의 가계소비가 종속변수일 때, 실질GDP와 실질이자율은 가계소비의 변화에 대해 유의적인 그랜저 인과관계를 보였으며, 주택가격과 가계부채는 소비에 대해 유의적인 그랜저 인과관계를 나타내지 않았다. 이러한 결과는 경기변동요인이 선행적으로 가계소비를 변동시키는 작용을 했으며, 주택가격의 변동은 가계소비에 대해 선행적인 역할을 하지 않았다는 점을 보여준다. 그리고 실질GDP가 종속변수일 때에는 주택가격을 비롯한 모든 변수가 실질GDP에 대해 유의적인 그랜저 인과관계를 나타내지 않았다. 이는 주택가격 변화가 경기변동에 대해 선행적인 작용을 하지 않았음을 보여주는 결과이다. 다음으로 주택가격이 종속변수 일 때에는 가계소비 변수만 유의적인 그랜저 인과관계를 보였으며 나머지 변수들은 주택가격 변화에 대해 유의적인 그랜저 인과관계를 나타내지 않았다. 이러한 결과는 가계소비의 변화가 주택가격의 변화에 대해 선행적으로 작용했음을 보여준다.

이상의 그랜저 인과관계 결과를 종합하면, 경기변동이 선행적으로 가계소비에 영향을 주고 가계소비는 또한 주택가격에 대해 선행적으로 영향을 주었다고 볼 수 있다. 하지만, 역방향의 경우 주택가격은 가계소비 및 경기변동에 대해 선행적인 작용을 하지 않았다고 볼 수 있다. 이러한 그랜저 인과관계 분석 결과는, 앞서 공적분 분석에서 가계소비와 주택가격이 장기적인 비례관계를 보였음에도 불구하고, 주택가격의 변화가 가계소비를 변화시키는 “부의 효과” 주장을 지지하기는 어렵다는 논거를 제시한다. 오히려 이상의 그랜저 인과관계분석 결과는 경기변동에 따라 주택가격과 가계소비가 모두 변화한다는 결과이므로 “공통 요인 가설”을 확인시켜준다.

<표 4> VEC Granger Causality 검정(Wald Test) 결과

종속 변수(Dependent variable): $\Delta C_t$			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
$\Delta r_t$	6.155	3	0.100
$\Delta Y_t$	29.473	3	0.000***
$\Delta H_t$	3.038	3	0.386
$\Delta D_t$	0.591	3	0.899
종속 변수(Dependent variable): $\Delta Y_t$			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
$\Delta C_t$	4.520	3	0.210
$\Delta r_t$	2.302	3	0.512
$\Delta H_t$	3.940	3	0.268
$\Delta D_t$	1.902	3	0.593



종속 변수(Dependent variable): $\Delta H_t$			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
$\Delta C_t$	6.574	3	0.087*
$\Delta r_t$	3.341	3	0.342
$\Delta Y_t$	4.998	3	0.172
$\Delta D_t$	0.904	3	0.825

주: \*, \*\* 은 각각 10%, 5% 유의수준을 나타냄.

<그림 1>은 충격반응함수(Impulse response function) 분석결과를 보여준다. <그림 1>에서는 분석의 취지 및 지면관계상 가계소비와 주택가격의 반응도만 나타내었다. 각 변수의 충격에 대한 한국의 가계소비의 단기적인 반응도를 살펴보면, 반응도를 가장 크게 유발시키는 변수는 실질GDP로 나타났다. 즉, 경기변동을 반영하는 실질GDP가 가계소비에 미치는 단기적 영향이 가장 큰 변수이며, 실질GDP가 상승할 때 가계소비도 상승한다는 점을 알 수 있다. 다음으로는 실질이자율 변동충격에 대해 가계소비의 단기적인 반응도가 상대적으로 크게 나타났다. 그리고 주택가격과 가계부채의 상승충격에 대한 가계소비의 단기적 반응도는 작게 나타났다. 이는 주택가격과 가계부채의 변화가 가계소비에 미치는 영향이 크지 않다는 점을 보여준다.

각 변수의 충격에 대한 가계소비의 단기적인 반응부호를 살펴보면 실질이자율을 제외하고 공적분 분석의 결과와 동일하게 나타났다. 공적분 분석의 결과와 마찬가지로 실질GDP는 한국의 가계소비를 상승시키는 작용을 한 반면, 가계부채는 가계소비를 하락시키는 작용을 한 것으로 나타났다. 실질이자율의 경우, 공적분 분석의 결과와 달리 단기적으로는 실질이자율의 상승충격이 가계소비를 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 Neumeyer and Perri(2004)의 결과와 마찬가지로 단기적으로는 실질이자율이 경기변동에 역행하는 것으로 해석된다. 주택가격의 경우 2분기까지는 가계소비와 비례관계를 보였으나 그 이후부터는 반비례관계를 나타내었다.

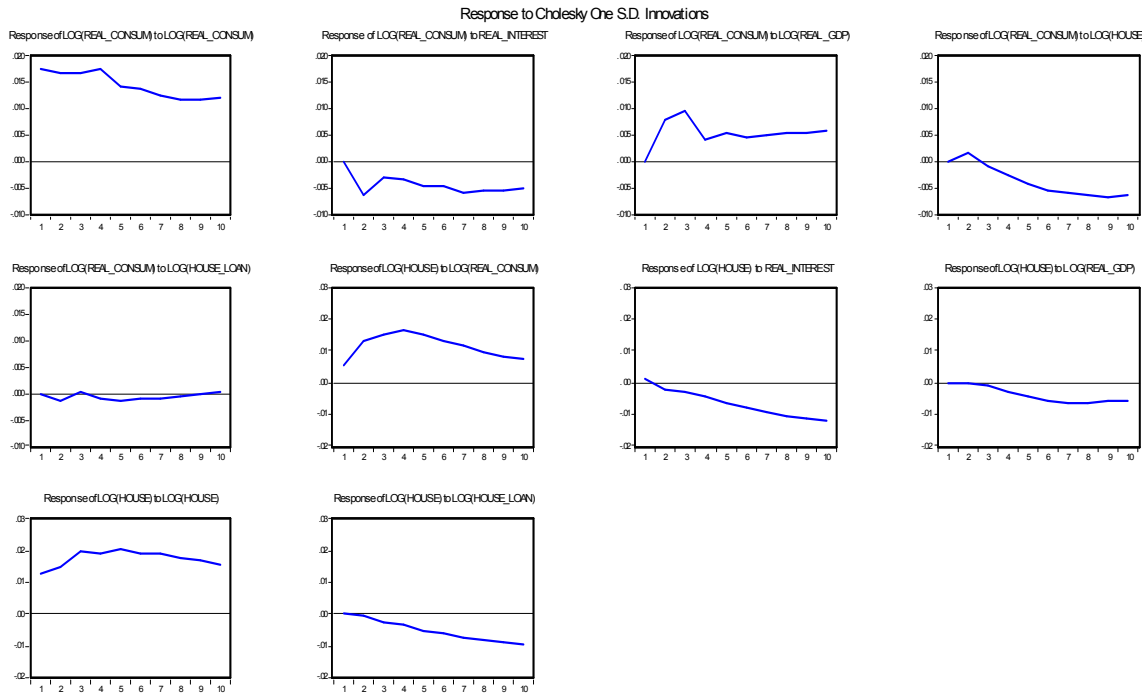
각 변수의 충격에 대한 주택가격의 단기적인 반응도를 살펴보면, 반응도를 가장 크게 유발시키는 변수는 가계소비임을 알 수 있다. 즉 가계소비의 증가 충격이 주택가격을 증가시키는 데 상대적으로 가장 큰 영향을 미친다고 볼 수 있다. 그 외 변수들의 충격에 대해서는 2-3분기까지의 단기적 영향은 낮은 것으로 나타났다.

<표 5>는 분산분해(variance decomposition) 분석결과를 보여준다. 충격반응함수에서와 같이 본 연구의 취지에 따라 가계소비와 주택가격 두 변수에 대해서만 분산분해분석 결과를 나타내었다. 분석 결과, 한국의 가계소비의 예측오차분산을 설명하는 데 있어서 가계소비 자체의 충격 다음으로는 실질GDP가 전기간에 걸쳐 10%이상의 기여도를 보임으로써 상대적으로 가장 큰 기여를 한 것으로 나타났다. 그 다음으로는 실질이자율이 5% 이상의 기여도를 보였으며 주택가격은 6분기 이후까지 3% 미만의 낮은 기여도를 보였고 가계부채는 전 기간에 걸쳐 1% 미만의 미미한 기여도를 나타내었다. 주택가격의 예측오차분산을 설명하는 데 있어서는 주택가격 자체의 충격 다음으로는 가계소비가 7분기까지 35%의 상대적으로 가장 큰 기여도를 보였다. 그 외 변수들은 5분기까지 5%미만의 낮은 기여도를 보였다. 이상의 분산분해결과는 경기변동 및 실질소득을 반영하는 실질GDP의 변동이 가계소비에 상대적으로 큰 영향을 미쳤으며, 주택가격 변동에 대해서는 가계소비가 가장 큰 영향을 준 것으로 해석된다.

충격반응함수 및 분산분해 결과는 VEC 그래저 인과관계분석과 일관된 결과를 확인시켜준다. 즉,

주택가격의 변화가 가계소비를 변화시키는 “부의 효과” 주장을 지지하기는 어렵다는 논거를 제시한다. 오히려 이상의 분석결과는 경기변동이 가계소비를 변화시키는 경로를 통해 주택가격에 영향을 미친다는 내용이므로 “공통 요인 가설”을 확인시켜준다.

<그림 1> 충격반응함수(Impulse response function) 분석결과



<표 5> 분산분해(variance decomposition) 분석결과

C <sub>t</sub> 의 분산분해					
기간	C <sub>t</sub>	r <sub>t</sub>	Y <sub>t</sub>	H <sub>t</sub>	D <sub>t</sub>
2	84.72	5.35	9.23	0.42	0.27
4	82.97	4.14	11.91	0.76	0.22
7	78.29	6.19	10.98	4.21	0.33
10	73.35	7.51	11.45	7.42	0.27
H <sub>t</sub> 의 분산분해					
기간	C <sub>t</sub>	r <sub>t</sub>	Y <sub>t</sub>	H <sub>t</sub>	D <sub>t</sub>
2	35.24	0.98	0.02	63.70	0.07
4	37.60	1.79	0.51	59.10	0.01
7	31.63	5.58	2.60	56.61	3.59
10	25.42	10.54	3.65	53.65	6.74

## V. 결론

본 연구에서는 한국의 최근까지 거시적 시계열 자료를 활용하여 주택가격의 변동이 가계소비에 미치는 영향에 관해 실증적으로 분석하였다. 특히 본 연구에서는 한국의 가계가 처한 경기변동과 가계부채를 고려한 모형을 설정하여 실증분석을 진행하였다.

공적분 분석 결과, 한국의 가계소비는 경기변동을 반영하는 실질GDP 및 실질이자율과 장기적으로 유의적인 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 가계소비는 주택가격과도 장기적으로 유의적인 비례관계를 보였다. 반면, 가계소비는 가계부채와는 장기적으로 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났으나, 통계적인 유의성을 보이지 않았다.

VEC 그랜저 인과관계 검정 결과, 한국의 가계소비에 대해, 경기변동요인이 선행적으로 가계소비를 변동시키는 작용을 했으나, 주택가격의 변동은 가계소비에 대해 선행적인 역할을 하지 않은 것으로 나타났다. 그리고 주택가격에 대해서는 가계소비 변수만 유의적인 그랜저 인과관계를 보임으로써 가계소비의 변화가 주택가격의 변화에 대해 선행적으로 작용한 것으로 나타났다.

다음으로 충격반응함수 분석 결과, 한국의 가계소비에 대한 단기적인 영향이 가장 큰 변수는 실질GDP로 나타남으로써 국민소득이 상승할 때 가계소비도 상승한다는 점을 알 수 있다. 반면, 주택가격과 가계부채의 변화가 가계소비에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 나타났다. 그리고 주택가격을 증가시키는 데 가장 큰 영향을 미치는 변수는 가계소비의 증가인 것으로 나타났다. 분산분해분석 결과, 가계소비의 예측오차분산을 설명하는 데 있어서 실질GDP가 상대적으로 가장 큰 기여를 한 것으로 나타났으며, 주택가격의 예측오차분산을 설명하는 데 있어서는 가계소비가 상대적으로 가장 큰 기여도를 보였다.

이상의 실증분석 결과는, 주택가격의 변화가 가계소비를 변화시키는 “부의 효과” 주장을 지지하기는 어렵다는 논거를 제시하며 오히려 경기변동에 따라 주택가격과 가계소비가 모두 변화한다는 결과이므로 “공통 요인 가설”을 확인시켜준다. 그리고 가계부채의 증가는 가계소비에 대해 통계적으로 비유의적인 음의 효과를 보였다.

이러한 연구결과는 한국의 민간소비 및 내수활성화를 꾀하기 위해 주택가격을 상승시키는 방식으로 경제정책이 운영될 경우 소기의 목적을 달성하기 어려우므로 주택가격상승에 의한 “부의 효과”에 의존하는 경제정책은 신중을 기할 필요가 있다는 정책적 함의를 제공한다. 다만, 가계부채가 미치는 효과가 경기수축기와 경기팽창기에 다르게 나타날 수 있는 가능성에 대한 연구는 본 논문에서 분석하지 못한 한계이므로 후속연구과제로 남겨두고자 한다.

## 참 고 문 헌

- 강민규 최막중 김준형. (2009). 주택의 자산효과에 의한 가계소비 변화 : 자가가구 미시자료를 이용한 실증분석. 「국토계획」, 44(5): 163-173.
- 김세완. (2008). 주택가격변동이 민간소비에 미치는 영향 : 경기순환을 고려하여. 「금융연구」, 22(1): 27-51.
- 윤성훈. (2002). 자산가격 급변동이 소비에 미친 영향. 「금융경제연구」, 제131호, 한국은행.
- 김영일. (2010). 자산가격변동과 민간소비의 통태적 반응. 「한국개발연구」, 32(4): 35-73.
- 송인호. (2014). 주택가격채널: 거시경제에 미치는 영향을 중심으로. 「한국개발연구」, 36(4): 171-205.
- 이향용. (2004). 주택가격변동과 부의 효과. 「금융경제연구」, 제181호, 한국은행.
- 정한영. (2003). 자산가격 버블이 민간소비에 미치는 영향. 「금융조사보고서」 2003-09, 한국금융연구원
- 통계청. (2014). 최근 경기순환기의 기준순환일 설정. 보도자료, Attanasio, O. P., Blow, L., Hamilton, R., & Leicester, A. (2009). Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations. *Economica*, 76(301): 20-50.
- Benito, A., Thompson, J., Waldron, M., & Wood, R. (2006). 'House Prices and Consumer Spending', *Bank of England Quarterly Bulletin*, Summer, 142-54.
- Campbell, J. Y., & Cocco, J. F. (2007). How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. *Journal of Monetary Economics*, 54: 591-621.
- Carroll, C. D., Otsuka, M., & Slacalek, J. (2006). How Large is the Housing Wealth Effect? a New Approach. *NBER Working Paper* No. w12746
- Cristini, A., & Sevilla, A. (2014). Do House Prices Affect Consumption? A Re-assessment of the Wealth Hypothesis. *Economica*, 81(324): 601-625,
- Engelhardt, G. (1996). House Prices and Home Owner Saving Behavior. *Regional Science and Urban Economics*, 26(3-4): 313-336.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 35: 251-276.
- Granger, C., & Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2: 111-120
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- Kirchgassner, G., & Wolters, J. (2007). *Introduction to Modern Time Series Analysis*. Leipzig: Springer
- Muellbauer, J., & Murphy, A. (2008). Housing markets and the economy: the assessment. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1): 1-33.
- Musso, A., Neri, S., & Stracca, L. (2010). Housing, Consumption and Monetary Policy: How Different Are the US and Euro Area?. *ECB Working Paper Series* No 1161, February 2010, European Central Bank.
- Neumeyer, P. A., & Perri, F. (2004). Business Cycle in Emerging Economies: The Role of Interest Rates. *NBER Working Paper* No. 10387.

## The Effects of House Price on Household Consumption in Korea

Jo, Gab-Je

Keimyung University

---

This paper empirically investigates the effects of house price on household consumption in Korea, considering business cycle and household debt. For the purpose, time series analyses such as the cointegration test and the vector error correction model were utilized in the paper for the macroeconomic data series. The estimation results showed that there was no significant effect of house price on consumption, and that business cycle had a significant impact on consumption which affected house price. Also, household debt had an insignificant negative impact on consumption.

**[Key Words: House price, Household Consumption, Wealth effect, Household debt]**

---

제1저자: 조갑제

소속 및 직위: 계명대학교 경제금융학과 부교수

주소: 대구광역시 달서구 신당동 사회과학대학 경제금융학과

전화번호: (053) 580-5407

이메일: gabjejo@kmu.ac.kr