

주택가격과 가계부채가 소비에 미치는 영향*

조갑제**

요약

본 연구에서는 2003-2015년 기간의 거시적 시계열 자료를 활용하여 주택가격과 가계부채가 복합적으로 가계소비에 미치는 장단기적 영향에 관하여 실증분석하였다. 이를 위해 공적분 분석과 벡터오차수정모형에 의한 Granger 인과관계, 충격반응함수 및 분산분해분석을 활용하였다. 분석결과, 가계부채가 소득 대비 높은 상황에서는 주택가격의 상승은 장단기적으로 가계소비의 증가를 위축시키는 작용을 하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 주택가격의 상승이 가계소비를 견인한다는 '부의 효과'가 가계부채가 높은 상황에서는 발견되지 않는다는 논거를 제공한다.

주제분류 : B030300, B030601

핵심 주제어 : 주택가격, 가계부채, 소비, 부의 효과

I. 서론

주택가격과 가계부채의 변동이 소비에 미치는 영향에 관한 분석은 거시경제정책면에서도 의의가 있을 것이다. 특히 부동산과 가계부채가 가계자산에서 높은 비중을 나타내고 있는 한국경제 상황에서 동 주제는 관련 경제정책에서 중요하게 고려되어야 할 것이다. 따라서 주택가격의 변동이 소비를 변화시키는 유의적인 작용을 하는지에 관한 연구에서 나아가 가계가 상당한 가계부채를 보유하고 있는 상황에서 주택가격의 변동은 소비에 어떠한 영향을 미치는지에 관한 연구의 필요성이 높다. 만약 어느 정도의 가계부채에도

* 이 논문은 2015년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2015S1A3A2046715).

** 계명대학교 경제금융학과 부교수, e-mail: gabjejo@kmu.ac.kr

불구하고 주택가격의 상승이 소비를 진작시키는 데 유의적인 작용을 한다면, 주택가격을 상승시키는 정책은 경기를 회복시키는 데 유의미한 경제정책 수단으로 고려될 수 있을 것이다.

주택가격이 소비에 미치는 영향에 관한 국내의 기존 연구는 여전히 일치된 결과를 제시하지 못하고 있다. 주택가격과 소비의 관계에 관한 기존의 전통적 견해는 “부(富)의 효과 가설 (wealth effect hypothesis)”과 “공통 요인 가설 (common factor hypothesis)”로 크게 구분할 수 있다.

“부의 효과 가설”에 의하면 주택가격이 상승할 경우 부가 상승했다는 가계의 인식 혹은 대출제약의 완화 요인에 의해 소비가 증가한다고 주장한다. 반면, “공통 요인 가설”에서는 주택가격의 변동이 소비에 직접적인 영향을 주는 것이 아니라 제3의 공통된 요인이 주택가격과 소비의 변동에 모두 영향을 미친다는 견해를 제기한다.

가계부채가 소비에 미치는 영향에 관한 기존의 연구도 가계부채에 대한 “긍정적(benign)” 견해와 “부정적(alarmist)” 견해 간에 혼재된 결과를 제기하고 있다. 가계부채에 대한 “긍정적” 견해에 의하면, 가계부채의 증대는 미래 소득의 기대상승에 기인하므로 가계부채와 소비는 함께 상승한다고 본다. 반면, 가계부채에 대한 “부정적” 견해에 의하면, 특히 2008년 글로벌 금융위기에 관한 연구들에서, 금융위기 이전의 주택담보대출 위주의 높은 가계부채 비율이 가계소비를 위축시키는 작용을 했다고 주장한다.

이러한 동 주제에 관한 기존의 연구결과는 가계가 처하고 있는 경제적 상황에 따라 결정요인 간에 상대적 중요성이 달라질 수 있음을 보여주고 있으며, 대체로 주택가격과 소비간의 관계에 관한 주제와 가계부채와 소비간의 관계에 관한 주제를 분리하여 접근하는 경향이 있다. 하지만, 가계가 처한 가계부채 변수와 주택가격 변수를 종합적으로 고려하여 두 변수가 복합적으로 소비에 미치는 영향에 관해 심층적으로 분석할 필요가 있다.

본 연구의 주된 목적은 가계가 부담하고 있는 가계부채의 정도에 따라 주택가격의 변동이 가계소비에 대해 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 데 있다. 본 연구의 의의는 동 주제에 관한 기존의 연구들에서는 가계부채와 주택가격을 종합적으로 고려한 접근이 미흡하다는 점에 있다. 그리고 거시적 시계열 분석 방법을 활용하여 변수들간 장단기적 관계를 분석함으로써 거시 경제정책적 시사점을 도출하는 데 적합하다는 점도 본 연구의 의의 중 하나

로 여겨진다.

전술한 연구목적하에서, 본 논문에서는 2003년 1사분기부터 2015년 4사분기까지 기간에 한국의 거시적 경제상황을 고려한 모형을 설정하고 실증적으로 분석하였다. 소비에 영향을 미칠 수 있는 주요 변수들 간의 장기적 균형관계(equilibrium)를 파악하기 위해 공적분 검정(cointegration test)을 활용하였으며 변수들간 단기적 관계를 추정하기 위하여 오차수정모형(error-correction modeling), 그랜저 인과관계 검정(Granger causality test), 충격반응함수(impulse response function) 및 분산분해분석(variance decomposition analysis)을 이용하였다.

저자는 조갑제(2015)에서 본 연구와 유사한 주제에 관하여 분석한 바 있다. 하지만 조갑제(2015)에서는 가계부채를 반영하는 데이터로써 '예금은행 주택자금 대출잔액' 자료를 활용하여 1991년 1사분기부터 2014년 3사분기까지 기간에 대하여 분석하였다. 하지만 본 연구에서는 가계부채를 보다 정확하게 반영하는 '가계신용' 데이터를 활용하여 최근의 기간에 대하여 분석하였다. 또한, 본 연구에서는 기존 연구와 상이하게 설정된 모형을 통해 분석하였으며, 가계부채와 주택가격이 소비에 미치는 상호작용 효과를 분석하기 위해 상호작용 변수를 추가하여 분석하였다는 점에서 상당한 차이가 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어있다. 제2장에서 소비와 주택가격의 관계 및 가계부채와 소비의 관한 선행연구를 고찰하였다. 제3장에서는 실증분석을 위해 설정된 추정모형과 시계열 분석방법에 대해 설명하였으며 제4장에서는 실증분석한 결과를 해석하였다. 끝으로 제5장에서 분석에 대한 결론을 제시하고 정책적 시사점을 논하였다. 그리고 부록에서는 한국의 가계부채, 주택가격 및 소비의 현황과 특징을 개관하였다.

II. 선행 연구 고찰

본 장에서는 동 주제와 관련된 선행연구 고찰내용을 세 가지 주제로 구분하여 정리하였다. 즉, 주택가격과 가계부채간의 관계에 관한 선행연구, 주택가격과 소비간의 관계를 분석한 선행연구 및 가계부채와 소비간의 관계를

다른 선행연구의 고찰로 구분하여 정리하였다.

주택가격과 가계부채간의 관계에 관한 선행연구는 두 변수가 서로 정(+)의 관계를 갖는다는 견해가 대부분이다. 즉, 주택가격의 상승은 주택담보대출 위주로 가계부채를 증대시키며, 가계부채의 증가는 주택수요의 증대 채널을 통해 주택가격을 상승시키는 ‘금융가속기(financial accelerator)’ 작용을 한다는 내용이다. 이론적으로 Kiyotaki and Moore(1997), Bernanke et al.(1996)에서는 주택가격 상승은 담보계약(collateral constraints)을 완화시킴으로써 가계부채를 증대시키고, 주택수요의 상승을 가져와 주택가격을 상승시킨다는 ‘금융가속기’ 모형을 제시하였다. 실증분석 연구의 경우, Hofmann(2004), Iacoviello(2005), Gerlach and Peng(2005)에서는 가계부채와 주택가격이 양(+)의 관계가 있음을 보였다.

주택가격과 소비간의 관계를 분석한 선행연구는 앞서 언급한 바와 같이 “부의 효과 가설”과 “공통 요인 가설”로 크게 구분할 수 있다. 항상소득가설과 생애주기 이론이 “부의 효과 가설”의 기초가 된다고 볼 수 있다. 항상소득가설에 의하면 항상소득이 가계소비를 결정하는 주된 요인이며, 항상소득은 현재 소득과 미래 기대소득을 모두 반영한다. 주택가격이 상승할 경우 주택의 현금화가 용이해지고, 이에 따른 소득증가가 기대됨에 따라 가계소비가 증가하게 된다(Friedman, 1957). 그리고 소비의 생애주기 이론(life-cycle theory)에 의하면, 가계는 기대되는 일생기간에 걸쳐서 소비를 평탄화(smoothing) 시킨다. 그리고 일생기간 동안 기대되는 노동소득 및 부(wealth)의 크기 즉, 금융자산 및 부동산자산의 가치가 현재의 소비를 결정하는 요인이다. 따라서 생애주기 이론은 주택가격이 상승할 경우 이에 따른 부의 증가가 소비를 증가시킨다는 “부의 효과 가설”을 뒷받침한다(Ando and Modigliani, 1963).

Campbell and Cocco(2007)는 미시적 데이터를 이용한 분석결과, 주택가격 상승에 의해 영국의 가계소비가 증가하는 “부의 효과”가 존재하며, “부의 효과”는 세입자보다는 자가 소유자들에게 상대적으로 크게 나타난다고 주장하였다. Carroll et al.(2006)은 미국의 주택가격 상승과 소비가 시차를 두고 양(+)의 관계를 가지며, 주식시장보다 주택시장에서 “부의 효과”가 크게 나타난다는 분석결과를 보였다. Muellbauer and Murphy(2008)는

주택가격의 상승은 담보계약(collateral constraint)을 완화시키고 모기지 대출을 증가시킴에 따라 가계소비를 증가시킨다고 주장하였다. 한편, Engelhardt(1996)는 “부의 효과”는 주택가격이 상승하는 경우에는 나타나지 않고, 주택가격이 하락하는 경우에만 “부의 효과”가 나타난다고 주장하였다.

반면, “공통 요인 가설”은 기대실질소득, 이자율, 생산성변화 등과 같은 제3의 공통요인이 주택가격과 가계소비에 대해 동시에 영향을 미친다고 주장한다. 다시 말해, 주택가격과 소비 간에 상관관계는 존재하지만 인과관계는 성립하지 않는다는 이론적 근거에 기초한다. 실물 경기순환이론(real business cycle theory)은 “공통요인 가설”을 뒷받침하고 있다. 실물 경기순환이론에 의하면, 가계소비와 주택 등에 대한 실질총투자는 생산성 변동에 따른 실질소득의 변동에 의해 결정되므로 소비와 주택가격은 인과관계가 존재하는 것이 아니라 경기변동 요인에 의해 동행한다는 것이다(Kydland and Prescott, 1982).

Attanasio, Blow, Hamilton, and Leicester(2009)은 미시적 데이터를 이용한 분석결과, 주택가격 변동이 영국 가계의 소비에 대해 유의적인 영향을 주지 않았고, 소비와 주택가격이 생산성변화에 의해 동행(co-movement)한다는 결과를 제시하였다. Cristini and Sevilla(2014)는 Campbell and Cocco(2007)과 Attanasio, Blow, Hamilton, and Leicester(2009)의 연구를 비교하여 다시 분석한 결과, “공통 요인 가설”을 뒷받침하는 결과를 제시하였다. Benito et al.(2006) 및 Muellbauer and Murphy(2008)도 주택가격의 상승이 소비지출을 증가시키는 “부의 효과”를 지지하기 어렵다고 주장하였다.

동 주제에 관한 국내 연구의 경우, 다수의 연구가 주택가격 변동이 소비에 영향을 주는 부의 효과가 존재한다는 결과를 보고하였다(윤성훈, 2002; 이항용, 2004; 송인호, 2014; 김영일, 2010). 이항용(2004)은 주택가격과 소비간에 유의적인 “부의 효과”가 존재한다고 보고하였다. 윤성훈(2002)은 1990년대 이후 내구재 소비가 자산가격의 급변동에 의해 유의적인 영향을 받는 “부의 효과”가 있음을 주장하였으며 특히 내구재 소비가 지가의 영향을 상대적으로 크게 받는다는 결과를 보였다. 김영일(2010)에서는 주택가격 변동이 민간소비에 미치는 영향이 주식가격이 소비에 미치는 영향보다

더 크게 나타나며, 자산가격이 민간소비에 미치는 단기적인 영향은 경기확장기보다 경기수축기에 더 크게 나타난다고 주장하였다. 송인호(2014)는 동태적 일반균형(DSGE) 분석 결과, 주택가격이 상승할 경우 소비도 증가한다는 결과를 보였으며, LTV 비율이 높을수록 주택가격 변동이 소비의 변동에 미치는 영향이 더 커진다고 주장하였다.

반면, 일부 연구에서는 부의 효과에 의해 주택가격 변동이 소비에 영향을 미치는 효과를 부인하거나 부분적으로 부의 효과를 인정하는 연구결과를 보고하였다. 정한영(2003)은 임시소비와 항상소비 모두 주택가격 변동에 따른 유의적인 영향을 받지 않는다고 주장하였다. 강민규, 최막중, 김준형(2009)은 미시적 자료의 분석결과, 주택가격이 하락한 경우에 유의적인 “부의 효과”가 추정되지만 주택가격이 상승한 경우에는 유의적인 “부의 효과”가 나타나지 않는다고 보고하였다. 김세완(2008)은 경기수축 시기에는 주택가격 상승이 소비를 감소시키는 유의적인 영향이 존재하며, 경기확장 시기에는 주택가격 상승이 소비 증가에 미치는 양(+)의 부의 효과가 나타난다는 연구결과를 보고하였다.

가계부채와 소비간의 관계를 다룬 선행연구의 경우, 전술한 바와 같이 가계부채에 대한 “긍정적(benign)” 견해와 “부정적(alarmist)” 견해로 구분할 수 있다. Maki(2002) 및 McCarthy(1997)는 미국에서의 가계부채의 증가는 소비지출과 유의적인 양(+)의 관계를 가지며, 그 이유는 미래 소득 증가에 대한 낙관적 기대에 기인하기 때문이라고 주장하였다. Antzoulatos(1996) 및 Bacchetta and Gerlach(1997)는 몇몇 OECD 국가에 대한 Panel 분석을 통해, 가계대출의 증가가 민간 소비의 증가를 예측하는 데 유의적인 영향을 미친다고 보고하였으며 그 원인은 금융발전에 따른 유동성 제약의 완화요인에 기인한다고 주장하였다. 국내에서도 황진영·이선호(2015)는 가계부채가 장기와 단기의 구분 없이 소비에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미친다는 분석결과를 보고하였다.

반면, 가계부채에 대한 “부정적” 견해의 예로써, Dynan(2012)은 2008년 금융위기 전후 미국 가계의 미시적 자료분석을 통해, 주택담보대출의 증가가 소비의 감소에 유의적인 영향을 미쳤다고 보고하였다. Mian et al.(2013)는 2006-2009년 기간의 미국 지역별 가계자료의 분석을 통해, 부채비율이 높은 가계일수록 금융충격에 대한 소비의 위축이 크다는 분석결과

를 제시하였다. 유경원·서은숙(2015)은 한국에서 외환위기 이후에는 가계부채 비율의 증가가 소비부문의 위축을 확대시켰다는 분석결과를 보고하였다.

이상에서 설명한 세 가지 주제에 관한 선행연구들을 검토해보면, 주택가격과 가계부채간의 관계의 경우 두 변수가 서로 정(+)의 관계를 갖는다는 견해에 대해 별다른 이견이 없는 것으로 파악되나, 주택가격과 가계부채가 소비에 미치는 영향에 관한 선행연구는 여전히 이견이 상당하며 주택가격과 가계부채의 소비에 대한 영향을 분리하여 접근하는 경향이 있다. 또한, 연구 자료의 시기에 따라 가계가 처한 경제상황이 달라짐으로써 결정요인 간에 상대적인 중요성이 달라질 수 있음을 알 수 있다. 따라서 최근 한국의 가계가 처한 경제적 상황을 반영한 자료를 활용하고 가계부채와 주택가격을 종합적으로 고려한 심층연구의 필요성이 높다고 사료된다.

Ⅲ. 추정 모형

가계가 직면하고 있는 가계부채 상황하에서, 주택가격의 변동이 가계소비의 변동에 대해 어떠한 영향을 미치는지에 관한 실증분석을 위해 우선 이론적 모형을 설정하였다. 본 연구에서는 Campbell and Mankiw(1989) 등에서 제기한 소비자의 효용극대화 및 예산제약 모형을 응용하여 다음과 같은 단순한 이론 모형을 설정하였다.

$$\left[\omega^{1/\epsilon} C_1^{(\epsilon-1)/\epsilon} + (1-\omega)^{1/\epsilon} C_2^{(\epsilon-1)/\epsilon} \right], \quad 0 < \omega < 1, \epsilon > 0 \quad (1)$$

$$C_1 + [p_2/p_1] C_2 = r + Y + H + DB \quad (2)$$

위에서 식 (1)은 전형적인 가계소비자의 효용함수이며 C_1 은 주택이외 소비(non-housing consumption)이며 C_2 는 주택 소비(housing consumption)를 나타낸다. 식 (2)는 예산제약식을 나타내며 소비효용의 극대화는 이자율(r), 소득수준(Y), 주택가격(H) 및 가계부채(DB)의 예산제약하에서 이루어진다는 것을 의미한다.

본 연구의 목적은 주택가격 변동에 따른 주택 이외의 소비를 실증분석하는 데 있으므로 상기의 이론적 모형을 기초로 다음과 같은 추정모형을 설정하였다.¹⁾ Campbell and Cocco(2007) 등에서 설정된 기존의 전통적 모형과 달리 본 모형에서는 가계부채와 주택가격이 소비에 미치는 상호작용 효과를 분석하기 위해 상호작용 변수(interaction variable)를 추가하였다.

$$C_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 H_t + \gamma H_t DB_t + e_t \quad (3)$$

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 H_t + \delta D_t DB_t + e_t \quad (4)$$

식 (3)에서 Y_t 는 실질 국민소득, C_t 는 소비, r_t 는 실질이자율 그리고 H_t 는 주택가격을 각각 나타낸다. 그리고 DB_t 는 가계부채가 높은 시기를 나타내는 더미변수이며 e_t 는 오차항이다. $H_t DB_t$ 는 상호작용 변수로 주택가격과 가계부채가 소비에 미치는 상호작용 효과를 파악하기 위해 포함되었다. 식 (4)는 식 (3)에 대한 강건성(robustness) 체크를 위해 설정된 모형으로, D_t 는 가계부채이며 $D_t DB_t$ 는 가계부채 수준이 높은 시기의 가계부채가 미치는 영향을 직접적으로 살펴보기 위해 포함되었다.

각 변수를 나타내는 데이터의 경우, '가계의 명목 최종소비지출'의 로그값을 소비의 데이터로 사용하였으며, 소비자물가지수(CPI)를 물가지수의 데이터로 사용하였고, '실질 CD유통수익률(91일)'을 실질금리의 데이터로 사용하였다. 그리고 실질 GDP의 로그값을 국민소득의 데이터로 사용하였으며, '주택매매가격지수'를 주택가격의 데이터로 사용하였고, '가계신용'의 로그값을 가계부채의 데이터로 사용하였다. 식 (3)과 식 (4)에 포함된 모든 데이터는 한국은행으로부터 입수된 데이터이며 계절조정된 분기별 자료이다. 위 식에서 실증분석기간은 분기별 '가계신용' 데이터가 입수 가능한 2003년 1사분기부터 2015년 4사분기까지이다. $H_t DB_t$ 는 상호작용 변수로써 $DB_t = 1$ 인 경우 가계부채가 가계소득 대비 높은 환경 하에서의 주택가격은 주택가격과 같은 값을 갖고 가계부채 수준이 높지 않은 환경에서는

1) Campbell and Cocco(2007), Musso et al.(2010) 등에서 유사한 모형으로 동주제를 분석하였다.

영이 된다. 가계부채가 높은 수준인 시기는 가계부채의 가치분소득 대비 비율이 2000년도 이후 OECD 국가의 평균수준인 120% 이상인 시기로 설정하였다.²⁾

우선 사용된 각 시계열 변수에 대한 안정성(stationarity) 검정을 실행하였다. 비안정적인 시계열 변수를 이용하여 회귀분석시 허구적(spurious) 결과가 나타날 수 있다(Granger and Newbold, 1974). <표 1>에 나타난 바와 같이, 각 시계열 데이터에 대하여 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정 및 Phillips-Perron 검정을 실행한 결과, 모든 변수들은 비안정적이며 $I(1)$ 과정인 것으로 나타났다.³⁾

<표 1> 단위근 검정 결과(Unit Root Test Result)

변수	귀무가설: 단위근(unit root)이 존재함	
	ADF 검정 통계량	Phillips-Perron 검정 통계량
C_t	0.009 (0.955)	-0.038 (0.950)
r_t	-2.051 (0.265)	-2.271 (0.185)
Y_t	-0.597 (0.862)	-0.595 (0.862)
H_t	-0.649 (0.850)	-0.670 (0.845)
D_t	1.838 (0.999)	3.955 (1.000)
H_tDB_t	0.202 (0.738)	0.201 (0.738)

주: * 는 5% 유의수준; ** 는 1% 유의수준을 의미한다. 괄호()안의 값은 p-value를 나타낸다. AIC 정보에 의해 Lag의 길이를 선정하였다. 상수항과 시간 추세(time trend)가 각 회귀분석식에 포함되지 않았다.

Notes: * indicates 5% significance level, ** indicates 1% significance level. The Numbers in () indicate p-value. Lag length was selected by AIC criteria. Each estimation does not include a constant term and a time trend.

비안정적인 변수들을 단순히 차분한 후 VAR 모형을 활용하여 실증분석할 경우, 각 변수들간의 장기적 관계에 관한 의미있는 정보가 유실될 수 있다. 따라서, 비안정적 변수들 간의 장기적 균형관계(equilibrium)를 분석하기 위해 공적분 검정을 실행하였다. 각 변수들 간에 장기적 공적분 관계를 분석한 후 오차수정모형을 활용하여 변수들 간의 단기적 관계를 추정하고자 한다(Engle and Granger, 1987).

2) OECD Economic Outlook, Volume 2013, 2014.

3) H_tDB_t 에 대한 단위근 검정결과는 $DB_t = 1$ 인 경우의 샘플에 대한 단위근 검정을 실행한 결과이다.

공적분 분석을 위해 Johansen(1995)이 제시한 공적분검정을 실행하였으며, 공적분 분석을 통해 파악할 수 있는 장기적인 균형관계는 다음의 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다. 식 (5)에서 y_t 는 식 (3) 및 식 (4)에 포함된 벡터로 5개의 변수로 구성된다. 즉 $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ H_t DB_t]$ 혹은 $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ D_t DB_t]$ 를 의미한다.

$$\lambda y_t - x_t = 0 \quad (5)$$

벡터 x_t 에는 $I(0)$ 의 외생변수 및 상수가 포함된다. λ 는 공적분 벡터 (cointegrating vector)를 나타내며 패러미터 벡터이다. 다음 식은 변수들 간 단기적인 관계를 나타낸다.

$$\lambda y_t - x_t = \epsilon_t \quad (6)$$

위 식에서 ϵ_t 는 균형오차(equilibrium error)를 나타내며 안정적(stationary)이다. 따라서 장기적 균형으로부터 시스템은 단기적으로 이탈(deviation)하게 된다.

〈표 2〉에 나타난 바와 같이, 공적분검정 결과, the maximum eigenvalue 통계량과 the trace 통계량 모두 귀무가설을 기각함을 보였다. 따라서 5개의 공적분관계식이 5% 유의수준에서 존재하는 것으로 나타났다.⁴⁾ 이러한 결과는 $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ H_t DB_t]$ 를 포함한 모형 (3)과 $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ D_t DB_t]$ 를 포함한 모형 (4)에서 모두 나타났다.⁵⁾

4) Johansen 공적분 검정의 경우 y_t 의 조건부 확률 분포가 정규분포임을 가정한다. 다만 본 연구에서 사용된 샘플, 특히 H*DB는 물리적으로 데이터 수가 한정적인 small sample을 사용할 수 밖에 없다. Johansen 공적분 검정에서 small sample인 경우에는 non-normality 인 경우에도 유용성이 있다는 연구결과들이 있다(Silvapulle and Podivinsky, 2000).

5) 이하의 공적분모형과 오차수정모형에서 $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ H_t DB_t]$ 를 포함한 모형을 모형 (1)이라 칭하고, $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ D_t DB_t]$ 를 포함한 모형을 모형 (2)라고 칭하기로 한다.

〈표 2〉 공적분 검정 결과(Cointegration Test Result)

귀무가설: number of cointegrating relations		Trace Statistic		Maximum Eigenvalue Statistic	
모형 (1)	모형 (2)	모형 (1)	모형 (2)	모형 (1)	모형 (2)
None*	None*	337.39	341.46	152.89	155.94
At most 1*	At most 1*	184.51	185.51	75.47	74.66
At most 2*	At most 2*	109.03	110.86	53.75	56.12
At most 3*	At most 3*	55.28	54.74	29.11	29.66
At most 4*	At most 4*	26.17	25.08	26.17	25.08

주: * 는 5% 유의수준을 나타낸다. 조정(adjustment)이후의 관측수(observations)는 45개(2004Q4-2015Q4)이다. AIC에 따라 6개의 래그가 선정되었으며, 시간추세(trend) 및 상수항이 포함되었다.

Notes: * indicates rejecting null hypothesis at 5% significance level. The observations after adjustment is 45(2004Q4-2015Q4). In model specification, 6 lag length was selected by AIC criteria. Also, a constant term and a time trend were not included in the model.

〈표 2〉에서 장기적 공적분 관계가 존재한다는 결과가 도출되었으므로, 변수 간 단기적 관계를 추정하기 위해 다음과 같은 오차수정모형을 설정하였다.

$$\Delta y_t = u + \delta\psi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta y_{t-i} + B_t x_t + \epsilon_t \quad (7)$$

위 식에서 y_t 벡터는 공적분 모형에서와 같이 5개의 변수로 구성된다. 즉 $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ H_t DB_t]$ 혹은 $y_t = [C_t \ r_t \ Y_t \ H_t \ D_t DB_t]$ 이다. Δ 는 변수의 증감을 의미하며 u 는 상수항이다. ψ_t 는 오차수정항(error correction term)을 의미하며 오차수정항의 랭크(rank)는 〈표 2〉의 결과와 자유도(degree of freedom)에 의해 4로 설정되었다. 오차수정항(ψ_t)은 장기균형에서 제로를 형성하지만, 시스템이 장기균형으로부터 이탈시 오차항은 제로가 아니다. 벡터 y_t 는 시간이 지나면서 부분적인 조정과정을 거치면서 장기균형으로 돌아온다. 그러므로 패러미터 δ 는 장기균형으로의 조정속도(speed of adjustment)를 의미한다. x_t 는 외생변수를 나타내는 벡터이며 ϵ_t 는 백색잡음(white-noise disturbance term)이다. 래그의 길이(lag length)는 AIC(Akaike Information Criterion) 기준에 의하여 선택되었다.

식 (6)의 공적분 관계식(cointegrating equation)과 식 (7)의 오차수

정모형에서 가계소비와 각 변수간 장단기적 관계는 다음과 같이 예상된다. 실질 GDP는 실질소득 수준을 반영하는 변수이므로 가계소비지출은 실질 GDP와 장단기적으로 양의 관계가 있을 것으로 기대된다. 실질이자율과 가계소비와의 관계는 이론에 따라 상이한 관계를 시사하므로 두 변수간 예상되는 장기적 관계는 모호하다. 실질이자율이 경기변동을 반영한다는 전통적인 이론을 반영할 경우 경기변동의 영향을 받는 가계소비와 실질이자율은 비례관계를 나타낼 것으로 예상되나, 다른 이론에서는 신흥시장국의 경우 실질이자율은 경기변동과 반비례하는 것으로 보고하고 있다(Neumeyer and Perri, 2004). 그리고 실질이자율의 상승이 가계부채의 상환 부담을 가중시키는 효과로 작용한다면 실질이자율은 가계소비와 반비례관계가 있을 것으로 기대된다.

주택가격과 가계소비 간에는 장기적으로 비례관계를 보일 것으로 예상된다. 하지만, 단기적으로는 주택가격과 가계소비 간에는 “부의 효과” 성립여부에 따라 예상부호는 모호하다. 그리고 주택가격과 가계부채간 상호작용 변수와 가계소비간의 장기적 및 단기적인 관계는 음(-)의 관계를 보일 것으로 예상된다. 왜냐하면, 가계의 가처분소득 대비 가계부채의 수준이 높은 상황은 가계소비지출에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상되기 때문이다. 따라서 높은 가계부채 수준을 반영하는 DtDBt 변수도 마찬가지로 가계소비와 반비례관계를 나타낼 것으로 기대된다.

다음으로 오차수정모형을 바탕으로 하는 VEC 그랜저 인과관계 검정(VEC Granger causality test)을 실행하였다. 그랜저 인과관계 검정은 한 시계열변수가 다른 시계열 변수를 예측하는 데 유용한지를 결정함으로써 두 변수간의 인과성을 검정한다. 활용된 VEC 그랜저 인과관계 검정은 식 (7)의 벡터 A에 대해 다음과 같은 제한(restrictions)을 두고 Wald-test를 실행한다:

$$A_{ij}(1) = A_{ij}(2) = A_{ij}(3) = \dots = 0, \quad (8)$$

위 식에서 $A_{ij}(L)$ 는 변수 j 래그값(lagged values)의 변수 i 에 대한 계수(coefficients)를 나타낸다. 만약, 식 (8)과 같이, $A_{ij}(L)$ 의 계수가 제로인 경우 변수 j 는 변수 i 를 Granger-cause 하지 않는다. 따라서 만약 그랜저

인과관계 검정 결과, 어떤 변수가 가계소비에 대해 Granger-cause 하는 결과가 도출된다면 그 변수의 현재 값은 가계소비의 현재값 및 미래 값에 대해 유의적인 설명력이 있음을 나타낸다.

추가적인 연구방법으로써 앞서 기술한 오차수정모형에 기초한 충격반응 함수(Impulse response function) 분석과 분산분해분석(variance decomposition)을 진행하였다. 충격반응함수 분석을 활용함으로써 오차수정모형내에서 각 변수에 1 표준편차 크기의 양(+)의 충격이 발생할 경우 그 충격이 다음 몇 분기동안에 가계소비에 미치는 단기적 효과를 분석할 수 있다. 그리고 분산분해분석의 활용을 통해 각 변수의 충격이 가계소비의 예측오차분산(forecasting error variance)에 미치는 각 변수의 상대적 기여도 혹은 상대적 중요성을 파악할 수 있다.

IV. 실증분석 결과

식 (5)의 공적분 관계식에 대한 각 변수의 계수(coefficient)의 추정 결과는 <표 3>에 나타난 바와 같다. 공적분 관계식의 추정결과는 다른 내생변수와 가계소비간의 장기적 균형관계를 나타낸다. <표 3>에 나타난 바와 같이, 공적분 벡터에 대하여 실행한 LR 검정에 의하면 4 변수의 계수가 모두 유의적인 것으로 나타났다.

한국의 가계소비는 실질GDP와 장기적으로 유의적인 비례관계가 존재하는 것으로 나타났다.⁶⁾ 이러한 결과는 실질GDP가 경기변동에 따른 실질소득을 반영하는 변수이므로 소득과 가계소비간에 장기적인 양(+)의 관계가 있는 것으로 해석된다. 가계소비는 실질이자율과는 장기적으로 유의적인 음(-)의 관계를 나타내었다. 이러한 결과는 Neumeyer and Perri(2004)에서 주장한 바와 같이 실질이자율의 변화가 경기변동에 역행하거나, 이자율 변화에 따른 가계부채의 상환 부담 효과가 작용한 것으로 해석된다. 다음으로 가계소비와 주택가격은 장기적으로 유의적인 비례관계가 있음을 보였다. 즉, 전반적으로 주택가격과 가계소비는 장기적으로 동행성을 갖는 것으로

6) 식 (5)의 우변은 제로이므로 <표 3>에서 계수의 부호가 양(+)인 경우 그 변수와 소비는 음(-)의 관계를 갖게된다.

해석된다. 하지만, 장기적 공적분 관계는 양 변수간 선행성이나 인과성을 의미하는 것은 아니므로 “부의 효과”를 단정할 수는 없다. 그리고 주택가격과 높은 가계부채간의 상호작용 변수는 가계소비와 장기적으로 유의적인 음(-)의 관계가 있음을 보였다. 이러한 결과는 가계의 소득 대비 가계부채의 부담이 높은 상황에서는 주택가격이 상승하더라도 소비는 감소하는 경향이 있음을 보여준다.⁷⁾

〈표 3〉 공적분모형의 추정결과(Estimation Result of Cointegration Model)

Cointegrating vector(ψ_{t-1})		Normalized($\beta_{11} = 1$) cointegrating coefficients	
모형 (1)	모형 (2)	모형 (1)	모형 (2)
C_t	C_t	1	1
r_t	r_t	0.043	0.036
Y_t	Y_t	-3.317	-3.069
H_t	H_t	-0.002	-0.002
H_tDB_t	D_tDB_t	0.002	0.007

LR tests on cointegrating vector			
Restriction		LR statistic(d.f.)	
모형 (1)	모형 (2)	모형 (1)	모형 (2)
$\beta_{12} = 0$	$\beta_{12} = 0$	73.74***(6)	66.88***(6)
$\beta_{13} = 0$	$\beta_{13} = 0$	68.11***(6)	69.90***(6)
$\beta_{14} = 0$	$\beta_{14} = 0$	4.00*(6)	4.22**(6)
$\beta_{15} = 0$	$\beta_{15} = 0$	66.53***(6)	61.90***(6)

주: *, ** 및 *** 는 10%, 5%, 및 1% 유의수준을 각각 의미한다.
 Notes: *, **, and *** indicates 10%, 5%, and 1% significance level respectively.

〈표 4〉와 〈표 5〉는 오차수정모형에 대한 추정 결과로 변수간 단기적인 관계를 파악할 수 있다. 〈표 4〉와 〈표 5〉에서는 통계적으로 유의적인 계수에 대해서만 그 추정값을 보여준다.

각 설명변수가 소비의 변화에 미치는 단기적 영향의 부호가 앞서 살펴본

7) 공적분 분석의 강건성을 확인하기 위해, 가계부채의 가처분소득 대비 비율이 130% 이상인 시기를 가계부채 수준이 높은 시기(H_tDB_t)로 설정하여 모형 (1)을 분석한 결과는 아래표와 같으며 계수의 부호가 〈표 3〉과 일치함을 보였다.

cointegrating vector	C_t	r_t	Y_t	Y_t	H_tDB_t
normalized cointegrating coefficients	1	0.000	-0.913	-0.006	0.001

공적분 분석의 결과와 동일한 변수는 주택가격과 높은 가계부채간의 상호작용 변수로 나타났다. 주택가격과 높은 가계부채간 상호작용 변수의 증가는 가계소비를 감소시키는 작용을 한 것으로 나타났다. 이는 공적분 분석의 결과와 마찬가지로, 가계부채가 소득 대비 높은 상황에서, 주택가격의 상승은 단기적으로 가계소비를 위축시키는 작용을 한다는 것을 의미한다.

주택가격의 변화는 단기적으로 가계소비의 변화에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 주택가격의 상승이 가계소비를 견인하는 '부의 효과'가 나타나지 않았다는 것을 의미한다. 그리고, 실질이자율과 실질GDP의 변화가 가계소비의 변화에 미치는 영향은 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 즉, 경기변동이나 이자비용의 변화는 단기적으로 가계소비에 별다른 영향을 미치지 못한 것으로 해석된다.

〈표 4〉 오차수정모형의 추정결과 (모형 1)(Estimation Result of Error Correction Model (Model 1))

설명 변수	ΔC_t
Ψ_{t1} (오차수정항)	-0.632 (-2.12)**
ΔC_{t-1}	0.713 (1.77)**
-2	0.966 (2.15)**
-3	1.166 (2.58)***
-4	0.907 (2.06)**
-5	0.780 (2.38)**
-6	0.475 (1.81)*
ΔH_{t-1}	-0.004 (-2.50)***
-3	-0.004 (-2.26)**
-5	-0.003 (-1.32)*
-6	0.004 (1.52)*
$\Delta H_{t-1}DB_{t-1}$	-0.001 (-1.85)**
-2	-0.001 (-1.91)**
-3	-0.001 (-3.18)***
-4	-0.001 (-1.69)*
Adjusted R^2	0.80
Standard error	0.004
F-test 통계량	6.14**
LM-test(7) 통계량	31.31
Jarque-Bera 통계량	6.24
Obs	45

주: 괄호안의 값은 t-통계량이다. *, **, *** 각각 10%, 5%, 및 1% 유의수준을 나타낸다.
Notes: Numbers in parentheses are t-statistics. *, **, and *** indicates 10%, 5%, and 1% significance level respectively.

〈표 5〉 오차수정모형의 추정결과 (모형 2)(Estimation Result of Error Correction Model (Model 2))

설명 변수	ΔC_t
Ψ_t (오차수정항)	-0.613 (-1.87)**
ΔC_{t-1}	0.730 (1.85)**
-2	0.938 (2.08)**
-3	1.113 (2.45)**
-4	0.837 (1.91)**
-5	0.729 (2.21)**
-6	0.427 (1.61)**
ΔH_{t-1}	-0.004 (-2.51)***
-3	-0.004 (-2.36)**
-4	-0.003 (-1.33)*
-5	-0.003 (-1.48)*
-6	0.004 (1.58)*
$\Delta D_{t-1}DB_{t-1}$	-0.005 (-1.78)**
-2	-0.004 (-1.73)**
-3	-0.007 (-3.01)***
-4	-0.004 (-1.50)*
C (상수항)	0.118 (2.57)**
Adjusted R^2	0.79
Standard error	0.005
F-test 통계량	5.78**
LM-test(7) 통계량	30.00
Jarque-Bera 통계량	7.06
Obs	45

주: 괄호안의 값은 t-통계량이다. *, **, *** 각각 10%, 5%, 및 1% 유의수준을 나타낸다.
Notes: Numbers in parentheses are t-statistics. *, **, and *** indicates 10%, 5%, and 1% significance level respectively.

VEC 그랜저 인과관계분석 결과는 〈표 6〉에 나타난 바와 같다. 주어진 변수간의 선행관계를 VEC 그랜저 인과관계 검정을 통해 분석할 수 있다. 모형 (1)의 그랜저 인과관계 검정 결과, 가계소비가 종속변수일 때, 주택가격과 높은 가계부채간 상호작용 변수만이 가계소비에 대해서 유의적인 그랜저 인과관계를 나타내었으며, 다른 변수들은 유의적인 그랜저 인과관계를 보이지 않았다. 모형 (2)의 그랜저 인과관계 검정 결과에서도, 가계소비가 종속변수일 때, 높은 가계부채 변수만이 가계소비에 대해서 유의적인 그랜저 인과관계를 보였다. 이러한 결과는 주택가격과 높은 가계부채가 상호작용하여 선행적으로 가계소비를 변동시키는 작용을 했음을 보여준다. 따라서 그랜저 인과관계분석 결과는, 오차수정모형에서 나타난 바와 같이, 주택가

결과 가계부채의 상승이 복합적으로 가계소비의 증가를 위축시키는 작용을 하며 주택가격 상승에 따른 '부의 효과'를 발견하기 어렵다는 함의를 제공한다.

〈표 6〉 VEC 그랜저 인과관계 검정 결과(VEC Granger Causality Test Result)

모형 (1): 종속 변수 ΔC_t				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
Δr_t	6.15	6	0.406	
ΔY_t	3.92	6	0.688	
ΔH_t	9.64	6	0.141	
$\Delta H_t DB_t$	84.31	6	0.000***	
모형 (2): 종속 변수 ΔY_t				
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	
Δr_t	6.07	6	0.416	
ΔY_t	3.88	6	0.692	
ΔH_t	9.70	6	0.138	
$\Delta D_t DB_t$	82.02	6	0.000***	

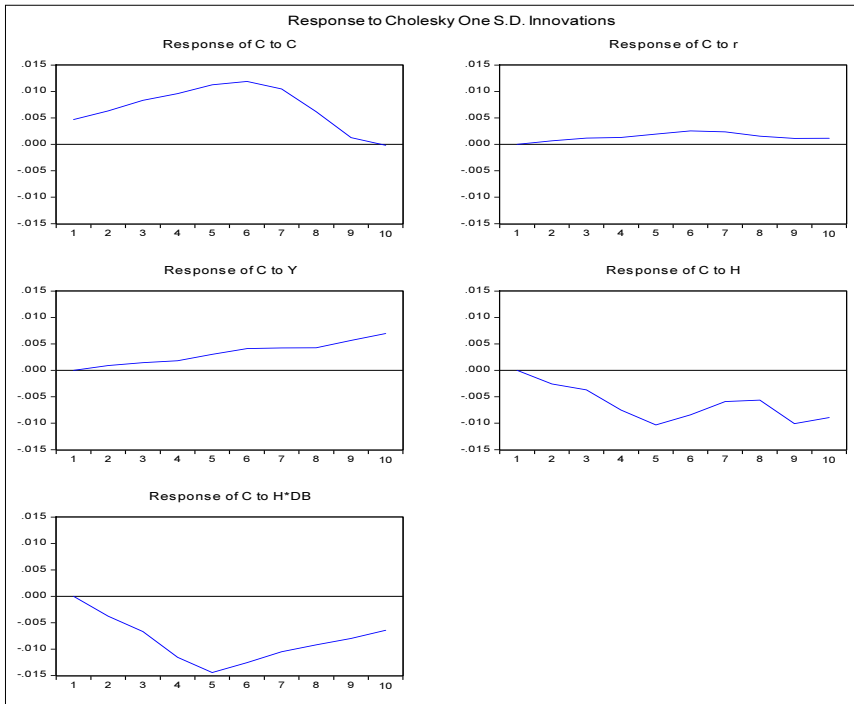
주: *, ** 은 각각 10%, 5% 유의수준을 나타냄.
 Notes: *, ** indicates 10%, 5% significance level respectively.

〈그림 1〉은 충격반응함수(Impulse response function)분석 결과를 보여준다. 각 변수의 충격에 대한 가계 소비의 단기적인 반응을 살펴보면, 주택가격 변수(H) 그리고 주택가격과 높은 가계부채간의 상호작용 변수(H*DB)의 상승충격이 가계소비에 가장 큰 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다. 이들 변수의 상승충격에 대한 소비의 단기적인 반응부호를 살펴보면, 주택가격 변수(H) 그리고 주택가격과 높은 가계부채간의 상호작용 변수(H*DB)의 상승충격이 가계소비를 위축시키는 작용을 한다는 결과를 보였다. 이러한 결과는 앞에서 분석한 공적분 추정결과 및 오차수정모형 추정결과와 일치한다는 점을 알 수 있다.

〈표 7〉은 분산분해(variance decomposition) 분석결과를 나타낸다. 분산분해분석 결과, 가계 소비의 예측오차분산을 설명하는 데 있어서 가계소비 자체의 충격이 4분기 기간까지 가장 큰 비중을 차지하였다. 다음으로는 주택가격과 높은 가계부채간의 상호작용 변수(H*DB)가 소비의 변동에 대

해 상대적으로 큰 기여를 하였으며 4분기 이후에는 H*DB가 가장 큰 기여도를 보였다. 그리고 주택가격도 2분기-10분기 기간에 걸쳐 약 8%-23%의 높은 기여도를 나타내었다. 즉, 높은 가계부채 수준과 주택가격의 변화가 가계소비에 큰 영향을 준 것으로 나타났다. 실질금리 및 실질 국민소득은 가계 소비의 변동에 대해 2분기-10분기 기간에 걸쳐 약 1%-7%의 낮은 기여도를 나타내었다.

〈그림 1〉 충격반응함수 분석 결과(Impulse Response Function Analysis Result)



〈표 7〉 분산분해 분석 결과(Variance Decomposition Analysis Result)

C _t 의 분산분해					
기간	C _t	r _t	Y _t	H _t	H _t DB _t
2	73.64	0.58	1.02	7.86	16.90
3	61.11	0.88	1.36	9.35	27.30
4	44.59	0.71	1.25	15.19	38.25
7	37.01	1.20	3.12	17.70	40.97
10	29.56	1.13	6.89	23.04	39.37

V. 결 론

본 연구에서는 2003-2015년 기간의 거시적 시계열 자료를 활용하여 주택가격과 가계부채가 가계소비에 미치는 장단기적 영향에 관해 실증적으로 분석하였다. 특히 본 연구에서는 주택가격과 높은 가계부채의 상호작용 효과를 고려한 모형을 통해 가계소비에 미치는 영향을 실증분석하였다.

공적분 분석 결과, 장기적으로 주택가격은 가계소비와 동행성을 갖는 것으로 나타났다. 하지만 주택가격과 높은 가계부채간 상호작용 변수는 가계소비와 장기적으로 유의적인 음(-)의 관계가 있음을 보였다. 즉, 가계의 소득 대비 가계부채의 부담이 높은 상황에서는 주택가격이 상승하더라도 소비는 감소하는 경향이 있음을 보여준다.

변수간 단기적 영향을 파악하기 위한 오차수정모형에 대한 추정 결과, 주택가격과 높은 가계부채간 상호작용 변수의 증가는 가계소비를 위축시키는 작용을 한 것으로 나타났다. 이는 공적분 분석의 결과와 마찬가지로, 가계부채가 소득 대비 높은 상황에서, 주택가격의 상승은 단기적으로 가계소비를 감소시키는 작용을 한다는 것을 의미한다. 그리고 오차수정모형의 추정 결과, 주택가격의 변화는 단기적으로 가계소비와 음(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

다음으로 변수간 선행관계를 파악하기 위한 그랜저 인과관계 검정 결과, 주택가격과 높은 가계부채간 상호작용 변수만이 소비에 대해 유의적인 그랜저 인과관계를 보였다. 충격반응함수 분석 결과, 주택가격 그리고 주택가격과 높은 가계부채간 상호작용변수의 상승충격이 소비를 위축시키는 중요한 요인으로 작용한 것으로 나타났다. 분산분해분석 결과, 주택가격과 높은 가계부채간 상호작용변수는 소비의 변동에 대해 가장 큰 기여도를 나타내었다. 이는 앞서 오차수정모형에서 나타난 바와 같이, 주택가격과 가계부채의 상승이 복합적으로 가계소비의 증가를 위축시키는 작용을 하였음을 의미한다.

이상의 실증분석 결과는 주택가격의 상승이 가계소비를 견인한다는 '부의 효과'가 가계부채가 높은 상황에는 발견되지 않는다는 논거를 제공한다. 이러한 연구결과는 가계부채가 높은 상황에서는 주택가격을 상승시키는 방식으로 민간소비를 진작시키는 경제정책은 소기의 목적을 달성하기 어려우며

오히려 가계부실의 부작용이 있을 수 있으므로 그러한 경제정책에는 신중을 기할 필요가 있다는 정책적 함의를 제공한다.

투고 일자: 2016. 7. 22. 심사 및 수정 일자: 2016. 12. 3. 게재 확정 일자: 2016. 12. 12.

◆ 참고문헌 ◆

- 강민규 · 최막중 · 김준형 (2009), “주택의 자산효과에 의한 가계소비 변화: 자가 가구 미시자료를 이용한 실증분석”, 『국토계획』, 제44권 5호, 163-173.
- Kang, M., M. Choi, and J. Kim (2009), “Empirical Analyses of Housing Wealth Effect in Korea: Evidence from Home Owner Micro Data”, *Korea Planners Association*, 44(5), 163-173. (written in Korean)
- 김세완 (2008), “주택가격변동이 민간소비에 미치는 영향: 경기순환을 고려하여”, 『금융연구』, 제22권 1호, 27-51.
- Kim, S. (2008), “Housing Price’s Effect on Consumption in Korea: Considering the Business Cycle”, *Journal of Money and Finance*, 22(1), 27-51. (written in Korean).
- 윤성훈 (2002), “자산가격 급변동이 소비에 미친 영향”, 『금융경제연구』, 제131호, 한국은행.
- Yoon, S. (2002), “Asset Price Fluctuation and Its Impacts on Consumption”, *Review of Finance and Economy*, 131, The Bank of Korea. (written in Korean).
- 김영일 (2010), “자산가격변동과 민간소비의 통태적 반응”, 『한국개발연구』, 제32권 4호, 35-73.
- Kim, Y. (2010), “Asset Prices and Consumption Dynamics in Korea”, *Korea Development Studies*, 32(4), 35-73. (written in Korean).
- 송인호 (2014), “주택가격채널: 거시경제에 미치는 영향을 중심으로”, 『한국개발연구』, 제36권 4호, 171-205.
- Song, I. (2014), “Hou Price Channel: Effects of Household Prices on Macroeconomy”, *Korea Development Studies*, 36(4), 171-205. (written in Korean).
- 유경원 · 서은숙 (2015), “가계부채 확대가 실물부문 리스크에 미치는 영향”, 『한국경제의 분석』, 제21권 제1호, 65-134

- Yoo, K., and E. Seo (2015), "The Effects of Household Debt on the Real Economy Sector", *Journal of Korean Economic Analysis*, 21(1), 65-134. (written in Korean).
- 이항용 (2004), "주택가격변동과 부의 효과", 『금융경제연구』, 제181호, 한국은행.
- Lee, H. (2004), "House Price Dynamics and Wealth Effect", *Review of Finance and Economy*, 181, The Bank of Korea. (written in Korean).
- 정한영 (2003), "자산가격 버블이 민간소비에 미치는 영향", 『금융조사보고서』, 제2003-09호 한국금융연구원
- Jeong, H. (2003), "Impacts of Asset Price Bubble on Private Consumption", *Financial Review*, 2003-09, Korea Institute of Finance. (written in Korean).
- 조갑제 (2015), "한국의 주택가격이 소비에 미치는 영향", 『지역발전연구』, 제24권 1호, 163-182.
- Jo, G. (2015), "The Effects of House Price on Household Consumption in Korea", *Journal of Regional Studies and Development*, 24(1), 163-182. (written in Korean).
- 통계청 (2014), "최근 경기순환기의 기준순환일 설정", 보도참고자료.
- Statistics Korea (2014), "Turning Point of Recent Business Cycle", Press Releases. (written in Korean).
- 황진영 · 이선호 (2015), "가계부채의 소비와 소득에 대한 영향", 『재정정책논집』, 제17집 제2호, 127-153
- Hwang, J., and S. H. Lee (2015), "Household Debt and Its Impacts on Consumption and Income", *The Journal of Korean Public Policy*, 17(2), 127-153. (written in Korean).
- Attanasio, O. P., L. Blow, R. Hamilton, and A. Leicester (2009), "Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations", *Economica*, 76(301), 20-50.
- Antzoulatos, A. (1996), "Consumer Credit and Consumption Forecasts", *International Journal of Forecasting*, 12(4), 439-453.
- Bacchetta, P. and S. Gerlach (1997), "Consumption and Credit Constraints: International Evidence", *Journal of Monetary Economics*, 40(2), 207-238.
- Benito, A., J. Thompson, M. Waldron, and R. Wood (2006), "House

- Prices and Consumer Spending”, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Summer, 142-54.
- Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist (1996), “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.
- Bunn, P. and M. Rostom (2014), “Household Debt and Spending”, *Bank of England Quarterly Bulletin*, 54(3), 304-15.
- Campbell, J. Y. and J. F. Cocco (2007), “How do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, 54, 591-621.
- Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw (1989), “Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence”, *Macroeconomics Annual*, edited by Olivier Jean Blanchard and Stanley Fischer, Cambridge, MA: MIT Press, 1989, pp.185-216.
- Carroll, C. D., M. Otsuka and J. Slacalek (2006), “How Large is the Housing Wealth Effect? a New Approach”, *NBER Working Paper* no. w12746
- Cristini, A. and A. Sevilla (2014), “Do House Prices Affect Consumption? A Re-assessment of the Wealth Hypothesis”, *Economica*, 81(324), 601-625.
- Dynan, K. (2012), “Is a Household Debt Overhang Holding Back Consumption?”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2012.
- Engelhardt, G. (1996), “House Prices and Home Owner Saving Behavior”, *Regional Science and Urban Economics*, 26(3-4), 313-336.
- Engle, R. and C. Granger (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 35, 251-276.
- Gerlach, S. and W. Peng (2005), “Bank Lending and Property Prices in Hong Kong”, *Journal of Banking and Finance*, 29, 461-481.
- Granger, C. and P. Newbold (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120
- Hofmann, B. (2004), “The Determinants of Bank Credit in Industria-

- lized Countries: Do Property Prices Matter?", *International Finance*, 7, 203-234.
- Iacoviello, M. (2005), "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*, 95, 739-764.
- Johansen, S. (1995), *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford: Oxford University Press.
- Kirchgassner, G. and J. Wolters (2007), *Introduction to Modern Time Series Analysis*, Leipzig: Springer.
- Kiyotaki, N. and J. Moore (1997), "Credit cycles", *Journal of Political Economy*, 105(2), 211-48.
- Maki, D. (2002), "The Growth of Consumer Credit and the Household Debt Service Burden", in T. Durkin and M. Staten, eds, *The Impact of Public Policy on Consumer Credit*, Springer Science Business Media New York, 43-68.
- McCarthy, J. (1997), "Debt, Delinquencies, and Consumer Spending", *Current Issues in Economics and Finance*, 3(Feb).
- Mian, A., K. Rao and A. Sufi (2013), "Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump", *Quarterly Journal of Economics*, 128, 1687-1726.
- Muellbauer, J. and A. Murphy (2008), "Housing Markets and the Economy: The Assessment", *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 1-33.
- Musso, A., S. Neri and L. Stracca (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. and F. Perri (2004), "Business Cycle in Emerging Economies: The Role of Interest Rates", *NBER Working Paper* No. 10387.
- OECD (2014), *OECD Economic Outlook*, Volume 2014.
- Silvapulle, P. S. and J. Podivinsky (2000), "The Effect of Non-normal Disturbances and Conditional Heteroskedasticity on Multiple Cointegration Tests", *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 65, 173-189.

〈부록: 한국의 가계부채, 주택가격 및 소비 현황〉

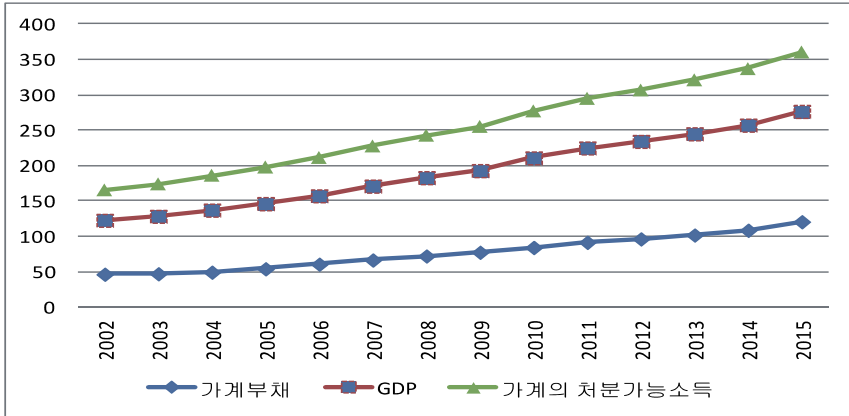
우선 우리나라의 가계부채 현황을 살펴보았다. 본 연구에서는 가계부채에 관한 거시적 자료로 한국은행에서 집계하는 가계신용을 사용하였다. 가계신용 이외에 가계부채와 관련된 대표적 거시적 자료로 자금순환표상 개인부문의 금융부채가 있으나 자금순환표의 개인부문에는 가계 이외에 개인기업과 비영리단체를 포함하고 있다. 따라서 순수 가계의 부채를 파악하고자 하는 본 연구의 취지에 따라 가계신용을 가계부채를 반영하는 지표로 사용하였다. 가계신용의 연도별 자료는 2002년부터 집계되어 제공되고 있으며, 예금취급기관 및 기타금융기관으로 부터의 가계대출 및 카드사와 할부금융사로 부터의 외상판매를 의미하는 판매신용을 포함한다.

〈그림 2〉은 2002년~2015년 가계부채 추이와 함께 명목 GDP 및 가계의 처분가능소득 추이를 나타낸다. 최근 10년간 가계부채는 8.3%의 높은 증가율을 보이며 꾸준히 증가하여 2015년말 약 1,207조 원에 달한다. 명목 GDP와 가계의 처분가능소득의 최근 10년간 증가율이 각각 5.4%, 5.0%를 보인 점을 감안하면 가계부채 규모는 빠르게 증가했음을 알 수 있다. 가계부채의 증가율이 10%이상의 높은 수준을 보인 시기는 2006년과 2015년으로 각각 11.8% 및 11.2%를 나타내었다. 이와 같이 가계부채가 높은 증가율을 보인 시기는 부동산경기 활성화 정책과 가계대출규제완화에 의해 주택담보대출의 증가율도 가장 높은 수준을 나타낸 시기인 것으로 파악되었다.

〈그림 3〉은 가계의 부채상환 능력을 반영하는 명목 GDP 대비 가계부채 비율의 추이 및 가계의 처분가능소득 대비 가계부채 비율의 추이를 보여준다. 명목 GDP는 가계 이외의 기업에게 분배된 소득을 포함하므로, 엄격한 의미에서 가계의 처분가능소득 대비 가계부채 비율이 명목 GDP 대비 가계부채 비율에 비해 가계의 부채상환 능력을 더 정확히 반영한다고 볼 수 있다. 그림에서 보는 바와 같이 명목 GDP 대비 가계부채 비율의 추이 및 가계의 처분가능소득 대비 가계부채 비율은 지난 10여 년간 꾸준히 상승해왔음을 알 수 있다. 특히 가계의 처분가능소득 대비 가계부채 비율이 명목 GDP 대비 가계부채 비율보다 더욱 높은 증가세를 보였다. 2015년도 기준 명목 GDP 대비 가계부채 비율은 77.4%, 가계의 처분가능소득 대비 가계부채 비율은 144.2%에 이르고 있다.

〈그림 2〉 가계부채, 명목 GDP 및 가계의 처분가능소득 추이(Trend of Household Debt, Nominal GDP and Household Disposable Income)

(단위: 10조원)

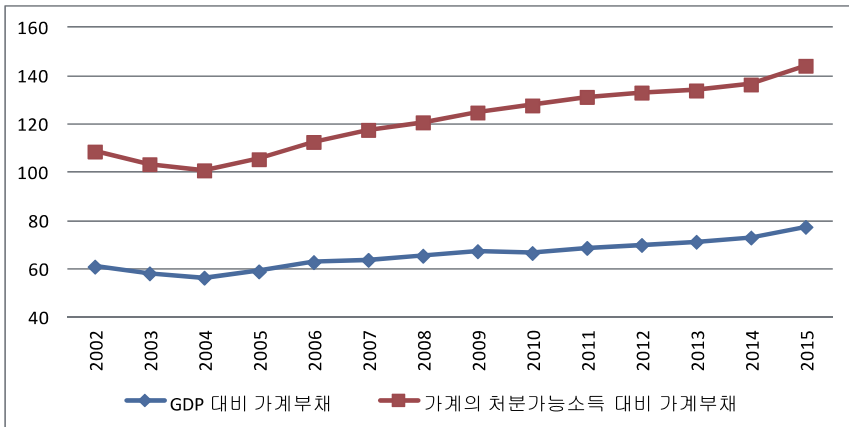


자료: 경제통계시스템, 한국은행.

Source: Economic Statistics System, The Bank of Korea.

〈그림 3〉 GDP 대비 가계부채 비율 및 처분가능소득 대비 가계부채 비율(The Ratio of Household Debt to GDP and the Ratio of Household Debt to Disposable Income)

(단위: %)



자료: 경제통계시스템, 한국은행.

Source: Economic Statistics System, The Bank of Korea.

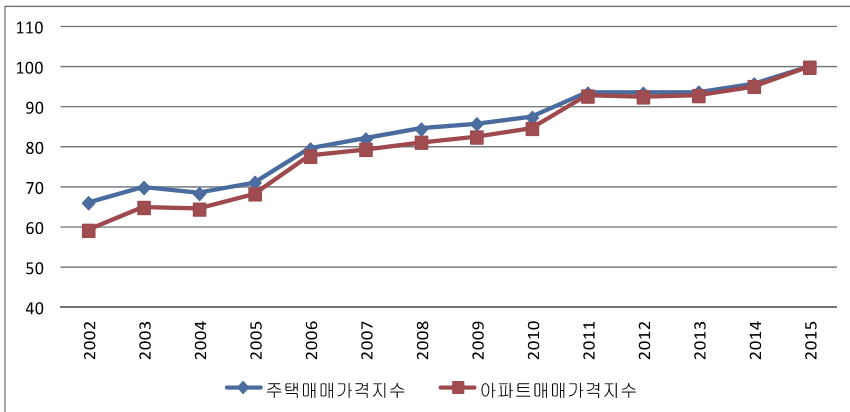
다음으로 주택가격의 추이를 살펴보았다. 〈그림 4〉은 우리나라의 주택매매 가격지수 및 아파트매매 가격지수의 추이를 나타낸다. 주택가격 및 아파트가격은 2000년대 중반부터 글로벌 금융위기 이전까지 높은 증가세를 보

인 후 금융위기 이후에 증가세가 주춤하였으나 최근 다시 높은 증가율을 보였다. 주택가격과 아파트가격의 상승률이 가장 높았던 시기는 2006년(11.6%, 13.7%), 2011년(6.9%, 9.6%), 2015년(5.1%, 4.4%)이며, 이 시기는 가계부채의 증가율도 각각 2006년(11.8%), 2011년(8.7%), 2015년(11.2%)로 가장 높았던 시기에 해당되는 것으로 파악되었다. 이는 주택 및 아파트 가격과 가계부채가 연관성이 높다는 점을 시사한다.

〈그림 5〉는 예금취급기관의 가계부채 중 주택담보대출이 차지하는 비중 추이를 보여주고 있다. 그 추이를 보면 2000년대 중반 이후 60~62%의 높은 수준에서 안정적인 모습을 보임으로써 가계부채의 상승과 비례하여 주택담보대출이 꾸준히 증가했음을 알 수 있다. 이러한 사실은 가계부채가 주택가격과 연관성이 높음을 암시한다.

〈그림 6〉는 가계의 최종소비지출 증가율, 명목 GDP 증가율 및 가계의 처분가능소득 대비 가계부채 비율의 추이를 보여준다. 그림에서 나타난 바와 같이, 가계의 소비지출 변화는 경기변동(GDP 증가율)과 장기적으로 동행하는 관계가 상당부분 존재하는 것으로 보인다. 그리고 가계의 소비지출은 가계의 처분가능소득 대비 가계부채 비율이 높은 2000년대 후반 이후 시기에는 전반적으로 상승률이 위축되는 모습을 나타낸다.

〈그림 4〉 주택매매 가격지수 및 아파트매매 가격지수(House Sale Price Index and Apartment Sale Price Index)



주: 매매가격(2015.12=100).

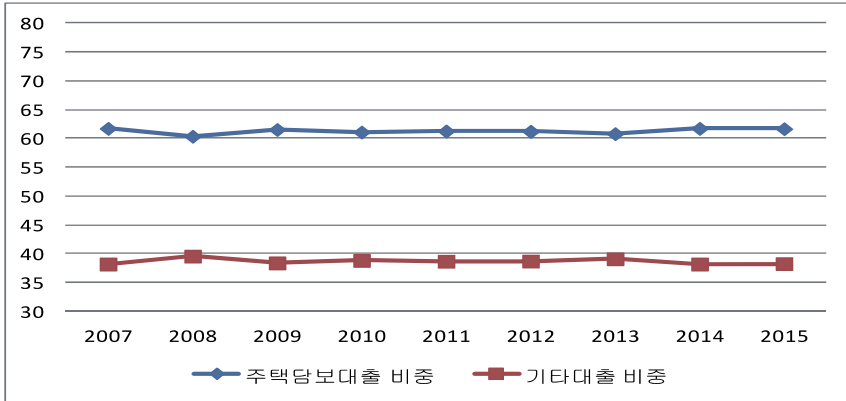
자료: 경제통계시스템, 한국은행.

Notes: Sale Price(2015.12=100).

Source: Economic Statistics System, The Bank of Korea.

〈그림 5〉 가계부채 중 주택담보대출 및 기타대출의 비중(The Proportion of Mortgage Loan and Other Loan to Household Debt)

(단위: %)



자료: 경제통계시스템, 한국은행.

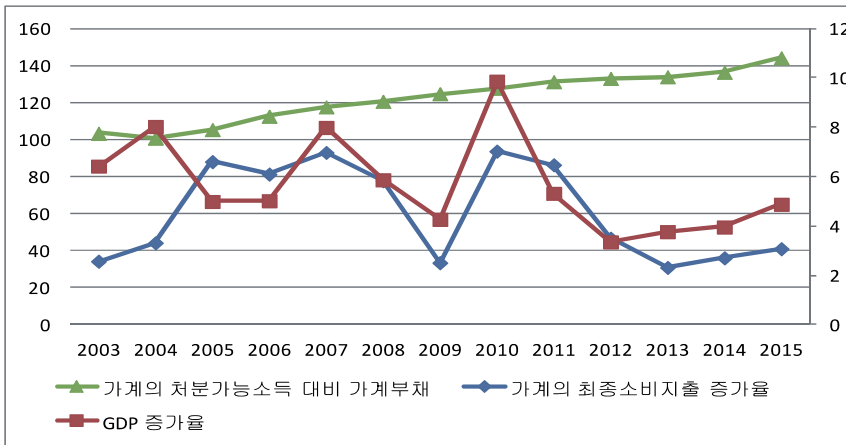
주: 주택담보대출 비중은 예금취급기관(예금은행+비은행예금취급기관)의 가계대출 중 주택담보대출의 비중을 나타내며 2007년부터 자료가 제공됨.

Source: Economic Statistics System, The Bank of Korea

Notes: The proportion of mortgage loan indicates the proportion of mortgage loan to depository financial institution's consumer loan, which is available from year 2007.

〈그림 5〉 가계의 소비지출 증가율, 명목 GDP 증가율 및 가계의 처분가능소득 대비 가계부채 비율(Household Consumption Growth Rate, Nominal GDP Growth Rate and Ratio of Disposable Income to Household Debt)

(단위: %)



자료: 경제통계시스템, 한국은행.

Source: Economic Statistics System, The Bank of Korea.

The Effects of House Price and Household Debt on Consumption

Gab-Je Jo*

Abstract

This paper empirically investigates the effects of interaction between house price and household debt on household consumption in Korea, using macroeconomic data for 2003-2015. I have utilized the cointegration test, the vector error correction analysis, the Granger causality test, the impulse response function and the variance decomposition test. The estimation results showed that, in the situation of high household debt, there was significant negative effect of house price on consumption. These results suggest that 'wealth effect', which means the rise in house price lift household consumption, is not found when the ratio of household debt to income is high.

KRF Classification : B030300, B030601

Key Words : house price, household consumption, wealth effect, household debt

* Associate Professor, School of Social Science, Keimyung University,
e-mail: gabjejo@kmu.ac.kr