

Lead Article

주택가격이 소비에 미치는 영향: 주택담보대출 차주의 미시패널데이터를 활용하여

최성호* · 송상윤** · 김영식***

본고에서는 2008년부터 2014년까지 실거주 목적의 주택과 주택담보대출을 동시에 보유하고 있는 13만 명의 미시패널데이터를 활용하여 주택가격의 변화가 실거주 목적 주택 보유자들의 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 소비의 동태적 속성을 감안하여 동적패널 분석(dynamic panel analysis)를 실시하였으며, 내생성의 통제를 위해 System GMM 기법을 활용하였다.

분석결과는 다음과 같다. 첫째, 평균적으로 주택가격 변화는 소비와 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 단, 그 효과의 크기는 소득 증가가 소비에 미치는 영향의 절반 수준에도 미치지 못하였다. 둘째, 주택가격 상승의 소비 진작 효과는 주택보유자의 소득수준, 상환부담, 연령 및 거주지역 등에 따라 다르게 나타났다. 주택보유자들의 소득수준이 높을수록, 소득 대비 부채수준이 낮을수록, 연령이 높을수록, 거주지역의 주택가격이 상승 추이에 있을수록 주택가격 변화에 대한 소비의 민감도가 상승하였다. 특히 소득 대비 부채수준이 높거나, 소득수준이 낮은 주택보유자들의 경우 주택가격 변화는 소비에 거의 영향을 미치지 못하였다. 셋째, 주택가격 상승의 ‘차입제한 완화’ 효과는 LTV 수준이 규제상한선에 근접해 있고, 소득수준이 낮으며, 상대적으로 소득이 불안정한 자영업자들에게 한해 나타났다.

이러한 연구결과는 주택가격 상승을 통한 소비 진작 효과는 특정 집단에서 제한적으로 나는 현상이며, 가계부채 증가로 인한 차주들의 상환부담 증가는 주택가격 상승이 소비로 이어지는 ‘부의 효과’ 경로에 걸림돌로 작용할 수 있음을 시사한다.

JEL Classification Number: System GMM, 주택가격, 소비, 부의 효과, 차입제한 완화 효과
핵심 주제어: C23, D12, E21

* 코리아크레딧뷰로 전문연구원(E-mail: mermer@koreacb.com, Tel: 02-708-6145)

** 서울대학교 경제학부 대학원 박사과정(E-mail: pily0591@hanmail.net)

*** 교신저자, 서울대학교 경제학부 교수(E-mail : kimy@snu.ac.kr, Tel: 02-880-6387)

논문 심사 과정에서 유익한 지적을 주신 익명의 심사위원 및 경제분석 편집위원회께 감사의 말씀을 드립니다. 본고에 남아 있을 수 있는 오류는 모두 저자의 책임임을 밝힙니다.

논문 투고일: 2015.3.18, 논문 수정일: 2015.5.4, 게재 확정일: 2015.5.29

I. 서론

자산가격과 소비의 관계에 대한 기존 연구결과에 따르면 주택과 같은 자산가격의 변화는 ‘부의 효과(wealth effect)’와 ‘차입제약 완화(relaxing borrowing constraint)’ 경로를 통해 가계소비에 영향을 미친다. 가계가 보유한 자산의 가격변화는 단기적으로 현금흐름을 수반하지는 않으나 가계의 평생소득에 영향을 미치며, 이러한 평생소득의 변화가 현재의 소비에 영향을 미친다는 것이 부의 효과의 핵심적인 아이디어다. 자산의 가격변화가 평생소득에 영향을 미치기 위해서는 그 변화의 속성이 영속적인 특성을 지녀야 하며, 때문에 부의 효과는 Friedman(1957)의 항상소득가설(permanent income hypothesis)과 Modigliani(1963)의 생애주기 가설(life-cycle hypothesis)에 기반을 두고 있다. 이는 동일한 자산가격의 변화가 발생하더라도 경제주체들이 그 변화를 영속적으로 인식하느냐, 혹은 일시적인 변화로 인식하느냐에 따라 소비에 미치는 영향이 서로 다를 수 있다는 것을 의미한다.

다음으로 차입제약 완화 경로는 보유자산의 담보가치 변화에 기반을 두고 있다. 가계가 보유한 자산가치의 변화는 해당 자산의 담보가치에 영향을 미치며, 이러한 담보가치의 변화에 따른 대출여력의 변화가 현재소비에 영향을 미칠 수 있다는 것이다(Campbell and Cocco, 2007; Iacoviello, 2004). 이러한 차입제약 완화 경로는 자신이 보유한 자산을 대출의 담보물건으로 최대한 활용하고 있는 한계차주들에게서 나타날 가능성이 높다.¹⁾

2014년 7월 정책당국은 주택경기 활성화를 위해 지역별, 금융업권별로 상이 하였던 LTV(loan to value) 및 DTI(debt to income) 규제를 완화하여 전 금융권 및 모든 지역에 동일하게 적용(LTV 70%, DTI 60%)하고 DTI 산정 시 미래예상소득의 인정범위를 확대하는 방안을 발표하였다. LTV 및 DTI 규제완화가 경기에 미치는 영향에 대한 국내 연구들에 따르면 전반적으로 그 효과가 크지는 않으나 긍정적인 영향을 미치는 것으로 보인다. 예컨대, 송인호(2013)는 일반균형모형을 활용하여 LTV 규제가 완화되면 주택가격 상승이 소비 증가에 미치는 효과가 더 커진다는 것을 보였으며, 서승환(2012)은 글로벌 금융위기

1) 주택담보대출을 예로 들어 설명하면, LTV(loan to value)가 규제 상한선에 근접해 있는 차주들의 경우 주택가격의 상승이 추가대출로 이어질 수 있는 반면, LTV가 낮은 차주들은 주택가격 상승 이전에도 대출여력이 충분하였으므로 ‘차입제약 완화’ 경로가 소비에 미치는 효과는 미미하다.

이후 담보효과를 중심으로 주택가격의 변화와 소비가 정(+)의 상관관계를 가진다고 분석하였다.

위와 같은 분석은 주택가격 상승이 소비에 미치는 효과에 초점을 맞추고 있다. 정책당국은 LTV 및 DTI 규제완화의 기대효과 중 하나로 차입제한 완화를 통한 주택구매여력 확대를 명시하고 있다(기획재정부 보도자료, 2014.7.24). 즉, 최근 금융당국의 주택금융 관련 규제완화 움직임은 주택시장 활성화를 목적으로 하고 있으며, 이는 암묵적으로 자산가격이 실물경제에 미치는 경로를 통해 최종적으로 경기활성화에 기여할 것을 기대하고 있는 것으로 판단된다. 따라서 주택가격 상승이 실제 소비와 어떤 관계를 가지고 있는지를 검토하는 것은 실물 및 금융시장에서 정책적으로도 중요한 의미를 가진다.

본 연구는 2008년 글로벌 금융위기 이후부터 2014년까지 주택가격과 주택보유자 소비 간의 관계가 주택보유자의 속성(소득수준, 연령, 보유 부채정도 등) 및 시기에 따라 상이할 수 있다는 점을 살펴보고자 한다. 송인호(2013), 서승환(2012) 등과 같이 총량적인 관점에서 주택가격의 변화가 소비채널을 통해 거시경제에 미치는 영향에 대한 연구는 다수 진행되어 온 반면, 미시적인 관점에서 주택 및 주택담보대출을 보유한 차주들의 개별속성에 따라 주택가격 변화와 소비 간의 관계를 분석한 국내연구는 많지 않다.²⁾ 미시적 관점에서 자가 거주자로 판단되는 주택담보대출 차주의 속성별로 주택가격과 소비 간의 관계를 실증적으로 파악하는 것은 보다 정교한 정책수행에 대한 실증적인 근거로서도 의미를 지닐 것이다.

구체적으로 실증분석에서는 주택담보대출을 보유한 차주들의 대출·주택가격·신용활동 및 인구통계학적 정보를 활용하여 미시패널분석을 수행하였다. 미시데이터의 가장 큰 장점은 주택보유자들을 인구통계학적 정보 및 보유대출의 속성별로 분류할 수 있다는 점이다. 본 연구에서는 이러한 미시데이터의 강점을 살려서 주택보유자들을 연령, 소득수준, DTI, LTV³⁾ 및 거주지역에 따라 세분화하였으며, 세분화된 각 집단별로 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향을 비교·분석하였다.

연령별 분석은 생애주기가설의 관점에서 볼 때 동일한 주택가격 상승에도 주택보유자의 연령에 따라 소비 민감도가 달라질 수 있다는 논리에 착안하였

2) Lehnert(2004), Campbell and Cocco(2007) 등 이에 대한 해외연구는 다수 존재한다. 그러나 분석방법과 시기에 따라 그 결과가 상이하였다. 국내연구로는 김용진 외(2013)와 최요철·김은영(2007)이 있으며, 김용진 외(2013)는 연령대별 분석을, 최요철·김은영(2007)은 소득계층별 분석을 수행하였다.

3) DTI=월 원리금 상환액/월소득, LTV=주택담보대출 계좌의 대출잔액/해당계좌 담보주택의 가격

다. DTI 분석의 경우 주택가격의 변화는 단기적으로 현금흐름을 수반하지 않기 때문에 소비여력 정도에 따라 주택가격 변화에 대한 소비 민감도가 상이할 수 있다는 점을 주목하였다. LTV는 차입계약 완화 경로를 통해 주택가격 상승이 소비에 영향을 미칠 수 있다는 논리에 근거하였다. 또한 전체 표본을 주택가격이 상승한 지역과 하락한 지역으로 구분하여 주택가격 변화에 대한 소비 민감도를 추정하였다. 주택가격 추이별로 지역을 세분화 한 것은 분석기간(2008~2014) 중 주택가격이 지속적으로 상승한 지역(비수도권 5대 광역시)과 지속적으로 하락한 지역(수도권)의 주택가격에 대한 소비 민감도가 서로 상이할 수 있기 때문이다.

본 연구의 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 평균적으로 주택가격의 상승은 소비에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 그 영향의 정도는 소득 증가가 소비에 미치는 영향의 절반 수준에도 미치지 못하였다. 이는 소비를 통한 경기활성화를 위해서는 주택과 같은 자산가격 상승보다는 소득 증대가 더 효과적임을 시사한다. 연령별로 보면 연령이 올라갈수록 주택가격에 대한 소비 민감도가 상승한 반면, 결혼적령기의 주택보유자들은 예비적 동기의 저축 성향(precautionary saving)이 강해 주택가격과 소비가 음(-)의 관계를 보였다. 둘째, 소득구간별로 보면 주택가격 상승에 따른 소비 증가는 고소득층을 중심으로 나타났으며, 저소득층에서는 주택가격 상승이 소득 증가로 이어지는 부의 효과가 미미하였다. 저소득층의 경우 주택가격 상승보다는 소득 증대가 소비 증가에 더 큰 효과를 보이는 것으로 나타났다. 셋째, 소득 대비 부채상환액 수준(DTI)이 높은 주택담보대출 차주들의 경우 주택가격 상승이 소비 증가로 이어지는 부의 효과가 상대적으로 작게 나타났다. 이는 높은 부채상환 부담이 소비에 미치는 부정적 효과로 인해 주택가격 상승에 따른 부의 효과가 상쇄될 수 있음을 보여준다. 넷째, 주택가격 상승의 차입계약 완화 효과는 LTV 수준이 규제 상한선에 근접해 있고, 소득 수준이 낮은 자영업자에 한하여 나타났다. 이는 소득이 낮고 보유주택을 담보로 사업자금을 충당하고 있는 우리나라 자영업자들이 가계자금의 유동성 문제에 직면하고 있을 가능성이 크다는 것을 보여준다. 마지막으로 지역별로는 지속적으로 주택가격 상승을 경험한 지역에서 주택가격에 대한 소비 민감도가 크게 나타났으며, 시기별로는 2008 글로벌금융위기 여파가 줄어든 2012년에 들어서 주택가격 상승이 소비 증가로 이어진 것으로 나타났다. 이러한 지역 및 시기별 분석 결과는 주택보유자들의 기대심리

에 따라 주택가격 상승이 소비에 미치는 영향이 다를 수 있음을 시사한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II 장에서는 주택가격 변화가 소비에 미치는 영향에 대한 국내외 연구들을 소개한다. III 장은 실증분석 부분으로, 본 연구에 활용된 패널분석 방법론을 설명하고, 기본모형을 비롯하여 각 세분화 집단별 분석 결과를 제공한다. IV 장에서는 실증분석 결과를 요약하고 시사점을 도출하였다.

II. 기존연구

미시데이터를 활용하여 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향을 연구한 해외사례로는 Campbell and Cocco(2004), Browning, Gørtz and Leth-Petersen (2013) 및 Lehnert(2004) 등이 있다. Campbell and Cocco(2004)는 영국의 가계 미시데이터를 활용하여 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 이들에 따르면 예상하지 못한 주택가격과 소비는 정(+)¹의 관계를 가지며, 특히 연령(40대 이상)과 주택보유자가 거주하는 지역의 주택가격 변화가 소비에 큰 영향을 미친다고 분석하였다. 더불어 차입계약 완화 경로는 예상된 주택가격의 변화도 소비에 영향을 미칠 수 있다는 결론을 도출하였다.

Browning, Gørtz and Leth-Petersen(2013)은 덴마크 가계의 미시데이터를 활용하였으며, 가구 내 최고연령(40세 기준) 및 유동성을 기준으로 회귀분석을 실시하여 주택가격이 소비에 미치는 영향에 대한 시사점을 도출하였다. 이들은 주택가격과 소득을 AR(1) 과정을 활용하여 예상한 변화와 예상하지 못한 변화로 나누었으며, 보유한 자산 중 유동자산의 가치가 월가처분소득의 1.5배보다 작은 가구를 저유동성(low-liquidity) 가구로 정의하였다. 이들에 따르면 가구원의 최고연령이 40세 미만인 가구 중 유동성 제약이 있는 가구에 한해서 예상치 못한 주택가격 변화가 소비에 정(+)²의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Campbell and Cocco(2004)의 연구와는 달리 연령이 낮을수록 주택가격이 소비에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났는데, 이는 연령별 분석의 경우 국가별 상황에 따라 결과가 상이하게 나올 수 있음을 시사한다.

Lehnert(2004)는 1968년부터 1999년까지 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 데이터를 활용하여 연령대별 분석에 초점을 맞추어 주택가격 변화가 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 이들에 따르면 젊은 연령층일수록 소비가 주택가격 상승에 따른 자본이득에 민감하게 반응했으며, 고연령층보다 부채

수준이 높아 주택가격 상승의 차입제약 완화 효과도 더 크게 나타났다. 또한 은퇴 연령에 가까운 고연령층 역시 소규모 주택으로의 이주로 인하여 주택가격의 변화에 민감하게 반응한다는 결과를 도출하였다.

주택가격 변화가 소비에 미치는 영향에 대한 국내연구는 대부분 총량 데이터를 활용한 시계열 모형을 이용하여 주로 앞서 말한 부의 효과 경로를 추정하였는데, 그 결과는 시기에 따라 상이한 것으로 나타났다. 허문중·조정환(2013)은 1987년 4분기부터 2013년 1분기까지 분기별 주택가격과 소비 데이터를 활용하여 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 Johansen 공적분 검정을 통해 소비와 주택가격이 장기적으로 정(+)의 관계를 가짐을 보였다. 또한 이들은 본 연구와 유사하게 이동회귀분석(rolling regression)을 이용하여 시기별 단기소비함수를 추정하였는데 외환위기 이후 주택가격이 소비에 미치는 영향이 큰 폭으로 감소했음을 발견하였다.

이지훈(2005)은 1999년부터 2005년까지 분기자료를 활용하여 분석하였는데, 주택가격 1% 상승 시 민간소비는 0.1%p 상승하는 것으로 추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 허문중·조정환(2013)과 이지훈(2005)은 분석방법과 소비함수 추정에 쓰인 통제변수(실업률, 회사채수익률)가 유사함에도 불구하고 결과가 서로 다르다는 점에서 분석모형의 강건성(robustness)에 문제가 있는 것으로 판단된다.

송인호(2013)는 일반균형모형을 구성하여 LTV 수준별로 주택가격이 차입제약 완화 경로를 통해 민간소비에 미치는 영향이 상이할 수 있음을 보였다. LTV가 50%일 경우 주택가격 1% 상승 시 소비는 0.03% 증가하는 반면, LTV가 70%일 경우 동일한 주택가격 상승 시 소비는 0.2% 증가하는 것으로 추정되었다.

서승환(2012)은 거시계량모형을 이용하여 주택가격과 소비 간의 관계를 추정하였다. 이 거시계량모형에 따르면 민간소비지출은 주택가격 변화와 정(+)의 관계를 가지며, 글로벌 금융위기 이후 이러한 정(+)의 관계가 소폭 감소한 것으로 분석되었다.

본 논문의 분석과 유사하게 미시데이터를 활용하거나 분석집단을 세분화 한 국내연구는 최요철·김은영(2007)과 김용진 외(2013) 등이 있다. 최요철·김은영(2007)은 1988년 1분기부터 1999년 4분기까지 소득, 총자산, 주식자산, 주택자산의 시계열 데이터를 활용하여 주식과 주택가격 변화에 따른 한계소비성향을 추정한 결과, 주택자산의 한계소비성향이 0.02로 정(+)의 부의 효과가 있음을

보였다. 또한 이들은 소득계층을 나누어 실증분석을 실시하였는데, 주택가격이 10%p 상승할 때 고소득층 및 중소득층의 소비는 각각 2.1%p, 1.9%p 증가하는 반면 저소득층의 소비는 증가하지 않는 것으로 나타났다. 김용진 외(2013)는 2008년 노동패널자료를 활용하여 연령별 주택자산효과에 대하여 분석하였다. 이들에 따르면 소비의 주택가격 탄력성은 0.098로 정(+)의 관계를 보였으며, 특히 고연령층(55~65세, 65세 이상) 그룹의 소비의 주택가격 탄력성이 전 연령대보다 높게 추정되었다.

이러한 선행연구들을 볼 때 주택보유자들의 세부집단별로 주택가격과 소비 간의 관계를 분석한 국내연구는 많지 않으며, 세부집단도 소득수준·연령 등에 국한된 것으로 보인다. 본 논문은 국내연구의 이러한 한계점을 보완하여 주택보유자들을 다양한 집단별로 세분화하여 분석하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

Ⅲ. 실증분석

1. 자료

실증분석에는 2008년부터 2014년까지 7개년 동안 지속적으로 주택담보대출을 보유하고 있는 13만 주택담보대출 차주의 데이터(balanced panel)를 활용하였다. 각 연도의 데이터는 8월 말 기준⁴⁾이며, 13만 명은 분석기간 내에 주택담보대출 1건을 지속적으로 보유해 온 차주 중 담보물건이 아파트이고 부동산 114에서 주택가격의 확보가 가능한 차주⁵⁾의 수이다. 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향을 추정하기 위하여 해당 차주들의 소비, 소득, 주택가격, 원리금상환액, 연령, 지역, DTI, LTV 등이 주요 통제변수로 활용되었으며, 소비는 해당 차주의 신용카드 및 체크카드의 연간사용액 합계를 대리변수로 사용하였다. 소득은 주택담보대출 자격 심사에 활용되었던 연간 소득정보이며, 소득정보가 누락된 경우에는 KCB 추정소득⁶⁾을 활용하였다.

4) 본 실증분석을 실행한 시점에서 입수 가능한 최신 데이터는 2014년 8월이며, 이를 기준으로 매년 8월 데이터를 사용하여 분석하였다.

5) 분석대상을 주택담보대출 1건 보유자로 제한한 것은 주택을 투자목적이 아닌 거주목적으로 보유한 차주만을 대상으로 하기 위함이며, 담보물건을 아파트로 제한한 것은 아파트 외 기타주택의 주택가격을 입수하기 어려웠기 때문이다.

6) 주택담보대출의 경우 대출심사 시 소득증빙자료를 제출하도록 되어있기 때문에 대부분 연간소득정보가 존재한다. 일부 누락된 건에 대해 사용한 KCB 추정소득은 차주의 대출정보, 카드이용정보, 신청정보 등을 활용하여 추정한 것이다.

〈Table 1〉 Summary Statistics

(unit: ten thousand won, %)

variables	mean	5% Quantile	25% Quantile	50% Quantile	75% Quantile	95% Quantile
annual consumption	2,125	161	706	1,453	2,646	6,136
annual income	3,940	1,880	2,540	3,260	4,570	7,490
house price	32,164	8,220	15,500	24,100	36,900	81,100
annual repayment	933	76	215	413	769	2,065
LTV	29.4%	4.8%	14.0%	26.2%	41.0%	61.6%
DTI	23.9%	2.7%	8.1%	15.7%	29%	69%

<Table 1>은 실증분석에 사용된 변수들의 기초통계량이다. 연간소비액(카드 이용금액)의 평균값은 약 2,125만원이었으며, 분위별로 161만원에서 6,136만원 까지 넓게 분포되어 있다. 연간소득의 평균은 약 3,940만원이었으며, 5%분위의 경우 1,880만원, 95%분위의 경우 7,490만원으로 집계되었다. 연간원리금상환액의 평균은 933만원이며, 76만원에서 2,065만원까지 분포되어 있는 것으로 나타났다. LTV의 평균은 29.4%이며, 5분위는 4.8%, 95분위는 61.6%로 집계되었다. DTI의 평균은 23.9%이며, 5분위 2.7%에서 95분위 69%까지 분포되어 있다.

2. 분석 방법 및 기본 모형

주택가격 변화가 소비에 미치는 영향을 추정하기 위하여 동적패널모형(dynamic panel model)을 활용하였다. 소비의 경우 시계열 상에서 지속성이 매우 강하기 때문에 전기($t-1$) 및 2기전($t-2$)의 소비수준이 이번 기의 소비수준에 미치는 영향을 고려하여 동태적 특성(lag2)을 감안한 패널모형을 설정하였다. 또한 실증분석에 사용된 변수 중에서 소비, 소득, 원리금상환액, 주택가격의 경우 각각 소비자물가지수로 실질화하고 자연로그를 적용한 후 전체 평균에서 벗어난 정도를 나타내는 편차변수(로그차분)의 형태로 활용하였다. 본 실증분석의 기본모형은 다음과 같다.

$$\ln c_{i,t} = \alpha + \beta_0 \ln c_{i,t-1} + \beta_1 \ln c_{i,t-2} + \beta_2 \ln y_{i,t} + \beta_3 \ln r_{i,t} + \beta_4 \ln p_{i,t} \quad (1)$$

$$+ \beta_4 age_{i,t} + \beta_5 age_{i,t}^2 + u_i + e_{i,t}$$

$c_{i,t}$ = 차주 i 의 t 시점 실질연간소비액/ t 시점 실질연간소비액 평균

$y_{i,t}$ = 차주 i 의 t 시점 실질소득/ t 시점 실질소득 평균

$r_{i,t}$ = 차주 i 의 t 시점 실질원리금상환액/ t 시점 실질원리금상환액 평균

$p_{i,t}$ = 차주 i 의 t 시점 실질주택가격/ t 시점 실질주택가격 평균

$age_{i,t}$ = 차주 i 의 t 시점 연령

u_i = 연도와 관계없는 차주 i 의 고유효과

동적패널분석은 설명변수에 종속변수의 시차변수가 포함되어 있기 때문에 내생성에 대한 통제가 필요하다. 위와 같은 동적패널모형에서 일치추정량 (consistent estimator)을 얻기 위해서 오차항(u_i)를 제거하는 고정효과모형 혹은 1차 차분모형을 선택하고, 내생성 통제를 위해 도구변수를 활용해야 하는 것으로 알려져 있다. 오차항(u_i)을 고정효과로 가정하여 식(1)의 within 변환을 실시하면 $cov(c_{i,t-1} - \bar{c}_i, e_{i,t} - \bar{e}_i) \neq 0$ 때문에 within 추정량은 일치추정량이 될 수 없으며, 1차 차분모형에서는 $cov(c_{i,t-1}, e_{i,t-1}) \neq 0$ 때문에 1차 차분추정량 역시 일치추정량이 될 수 없다.7) 이 때문에 1차 차분모형에서는 $c_{i,t-3}$ 과 같은 시차변수를 도구변수로 활용해야 한다. Arellano and Bond(1991)는 이러한 변수간의 내생성 문제를 해결하기 위하여 차분 GMM(generalized method of moment) 기법을 제안하였다. 식(1)을 차분하면 식(2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln c_{i,t} - \ln c_{i,t-1} = \beta_0 (\ln c_{i,t-1} - \ln c_{i,t-2}) + \beta_1 (\ln c_{i,t-2} - \ln c_{i,t-3}) + \beta_2 (\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-1}) \quad (2)$$

$$+ \beta_3 (\ln r_{i,t} - \ln r_{i,t-1}) + \beta_4 (\ln p_{i,t} - \ln p_{i,t-1}) + \beta_4 (age_{i,t} - age_{i,t-1})$$

$$+ \beta_5 (age_{i,t}^2 - age_{i,t-1}^2) + (e_{i,t} - e_{i,t-1})$$

위의 차분 GMM 방법론에서는 도구변수로 시차 수준변수를 사용하는데, 본 실증분석에서 사용된 소득, 주택가격 등의 변수는 단위근을 가지는 무작위 행보(random walk) 시계열일 가능성이 높으며, 이 때는 수준변수가 도구변수로 적절하지 않을 수 있다. 따라서 본 논문에서는 식(1)과 식(2)를 동시에 사용하여 도구변수의 활용도를 높일 수 있는 Arellano and Bover(1995)의 System

7) 식(1)을 within 변환하면 오차항의 평균값(\bar{e}_i)은 전기($t-1$)와 2기전($t-2$)의 소비에 대한 정보를 가지고 있기 때문에 설명변수와 오차항 간의 공분산이 0이 될 수 없다. 마찬가지로 1차 차분모형(식(2))에서는 설명변수 $\ln c_{i,t-1}$ 과 오차항($e_{i,t-1}$)의 공분산이 0이 아니기 때문에 일치추정량이 될 수 없다.

GMM 기법을 이용하였다. 더불어 초기 가중치행렬(initial weighting matrix)을 사용하여 다시 목적함수를 최소화한 후 추정계수를 구하는 two-step 방식을 활용하였다. System GMM의 경우 종속변수의 시차 수준변수 뿐만 아니라 차분변수의 과거값을 추가적인 도구변수로 활용하기 때문에 더 효율적이며, two-step은 단순히 가중목적함수를 최소화하는 one-step 보다 점근적으로(asymptotically) 더 효율적이라고 알려져 있다.⁸⁾ 그런데 System GMM의 경우 도구변수의 적절성과 관련이 있는 오차항의 자기상관 문제를 고려해야 하기 때문에, 본 분석에서는 이를 검증할 수 있는 Arellano-Bond test 결과를 함께 제공한다.⁹⁾

3. 실증분석 결과

본 논문의 실증분석에서는 위에서 제시한 기본모형 뿐만 아니라 기본모형을 확장하여 연령별, 소득구간별, DTI 및 LTV 구간별, 지역별 및 시기별로 주택가격이 소비에 미치는 영향을 살펴보았다. 이는 생애주기에 따라 주택가격 상승이 소비에 미치는 영향이 상이한지(연령별), 가계의 소득 대비 상환부담 정도에 따라 주택가격 상승의 영향이 다를 수 있는지(DTI 구간별), 대출여력이 불충분한 차주들에게 차입제약 완화 효과가 존재하는지(LTV 구간별), 그리고 주택가격이 하락한 지역과 상승한 지역의 민감도가 서로 상이한지(지역별)를 알아보기 위함이다.

가. 기본 모형 및 연령별 차등효과 모형

<Table 2>는 기본모형의 추정 결과를 나타낸다. 본 실증분석의 핵심변수인 주택가격(house price)을 먼저 보면, 주택가격은 1% 유의수준 하에서 소비에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 소득(income)과 회귀계수의 크기를 비교해 보면 소득이 1% 증가할 때 소비는 0.141% 증가한 반면, 주택가격이 1% 상승할 때 소비는 0.0649% 증가하는 것으로 추정되었다. 즉, 소비의 소득 탄력성이 주택가격 탄력성보다 두 배 이상 더 크게 나타났다.

8) Two-step GMM은 추정치의 표준오차를 과소계산하고, 통계적 유의성을 과장할 수 있다. Windmeijer (2005)는 이 문제의 해결을 위하여 two-step GMM 추정량의 점근적 분산에 대한 표본 내 수정방법(finite sample correction)을 제시하였다. 본 논문에서는 Windmeijer(2005)에 따라 표준오차의 편의를 수정하는 방식으로 진행하였다. 실증분석 결과에 제공하지는 않았으나 본 분석에서는 one-step과 two-step의 결과가 크게 다르지 않았다.

9) System GMM 방법론에 대해서는 민인식, 최필선(2012a) 14장 참조

〈Table 2〉 Estimation Results for Basic Model

Dep. Var: consumption	Coeff.	S.E.	t-stat
consumption(lag1)	0.613***	(0.00969)	63.22
consumption(lag2)	0.0453***	(0.00536)	8.45
income	0.141***	(0.0136)	10.38
house price	0.0649***	(0.0235)	2.76
repayment	-0.0114**	(0.00469)	-2.42
age	0.0494***	(0.00842)	5.86
age squared	-0.000484***	(0.0000853)	-5.68
constant	-1.317***	(0.208)	-6.32

Notes: 1) This model is estimated by the system GMM method.

2) Arellano-Bond test p-value: order 1=0.0000, order 2=0.7659

3) ***, **, and * denote statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

주택가격 이외 기타 통제변수들의 결과를 보면, 소비의 시차변수(consumption(lag1), consumption(lag2))들은 모두 이번 기의 소비에 통계적으로 유의미한 정(+의) 관계를, 원리금상환액(repaiment)은 소비와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 추정되었다. 연령의 경우 월변수(age)에서는 연령이 상승할수록 소비는 증가하나, 연령제곱항(age squared)은 소비와 음(-)의 관계를 가져 연령과 연령제곱항의 계수 크기에 따라 일정 연령 이상에서는 소비수준이 감소할 수 있음을 보였다. 본 모형에서는 소비가 49세에서 정점에 달했으며, 50세 이후부터는 감소하는 것으로 나타났다. <Table 2> 하단에 제시된 Arellano-Bond test 결과에 따르면 차분방정식의 오차항은 2차 자기상관(order 2)을 가지고 있지 않았다. 이는 수준변수 오차항에 1차 자기상관이 없음을 의미하며 따라서 실증분석 모형에 사용된 도구변수들의 선택은 적절하다.

다음으로 <Table 3>의 연령별 모형은 연령의 영향을 통제한 상황에서 소비의 주택가격 탄력성이 연령에 따라 변화하는지를 검토하고 있다. 주택가격과 연령의 교차항(age*house price)은 1% 유의수준 하에서 소비와 정(+의) 관계를 가졌으며, 이는 연령별로 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향이 상이하다는 것을 의미한다. 주택가격을 제외한 다른 변수들의 영향력은 기본모형과 크게 다르지 않았다. <Figure 1>은 주택가격 회귀계수와 교차항의 회귀계수를 활용하여 연령대별로 주택가격 탄력성의 평균값을 나타낸 것이며, 연령이 상승할수록 소비는 주택가격 변화에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 이는 연령

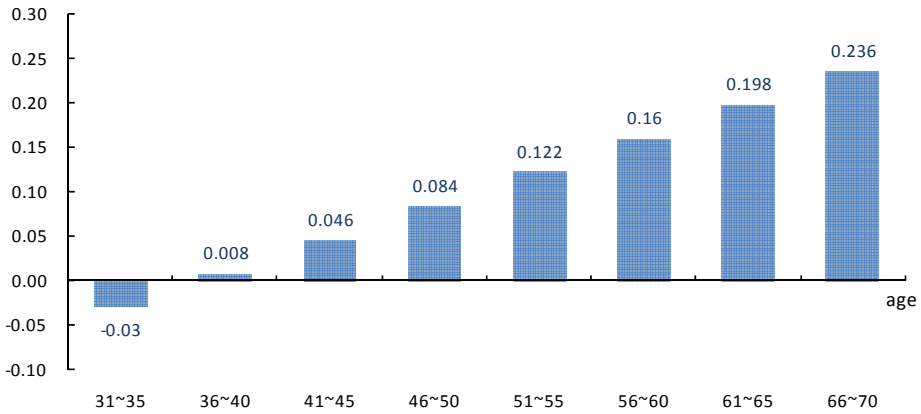
10) 이러한 결과는 노동패널자료를 활용한 김용진 외(2013)의 연구결과와 유사하다. 김용진 외(2013)에서는 55세 이상의 연령층에서 주택가격에 대한 소비의 탄력성이 상대적으로 높다는 것을 보였다.

〈Table 3〉 Estimation Results for Age Effect Model

Dep. Var: consumption	Coeff.	S.E.	t-stat
consumption(lag1)	0.615***	(0.00967)	63.57
consumption(lag2)	0.0462***	(0.00536)	8.62
income	0.141***	(0.0136)	10.37
house price	-0.281***	(0.107)	-2.63
repayment	-0.0112**	(0.00469)	-2.38
age	0.0583***	(0.00883)	6.60
age squared	-0.000563***	(0.0000886)	-6.36
age*house price	0.00761***	(0.00236)	3.22
constant	-1.557***	(0.220)	-7.01

Notes: 1) This model is estimated by the system GMM method.
 2) Arellano-Bond test p-value: order 1=0.0000, order 2=0.7168
 3) ***, **, and * denote statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

〈Figure 1〉 The Sensitivity of Consumption to House Prices by Age



이 상승할수록 주택가격 변화분을 항상소득으로 인식할 가능성이 높기 때문이다. 높은 연령대의 주택보유자의 경우 가족원 수의 감소 등으로 거주지를 이동하는 과정에서 주택가격 변화분이 실질적인 소득으로 실현될 수 있기 때문에 주택가격에 대해 소비가 상대적으로 민감하게 반응할 수 있다.

또한 본 연구의 실증분석 대상인 주택담보대출 차주 중 가장 낮은 연령대인 결혼적령기(31~35세) 주택보유자들의 경우 주택가격과 소비가 음(-)의 관계를

보여, 이 연령대의 주택보유자는 주택가격이 상승하더라도 소비가 오히려 줄어들 것으로 추정되었다. 젊은층에서 소비와 주택가격이 음(-)의 관계를 보이는 것은 미래에 예상되는 가족원 수 증가 등으로 소비보다는 예비적 동기(precautionary saving)의 저축으로 이어지기 때문인 것으로 볼 수 있다.¹¹⁾

나. 소득구간별 모형

<Table 4>는 소득구간별 추정 결과를 나타낸 것이다. 소득구간별 모형에서는 앞의 연령별 모형에 추가하여, 소득과 소득구간(income*income class), 주택가격과 소득구간 교차항(income class*house price)을 함께 고려하였다. 소득과 소득구간의 교차항을 보면 특히 소득이 3260만원 이상(소득구간 3 이상)인 주택보유자들의 회귀계수가 비교적 큰 음(-)의 값을 보였으며, 이를 소득의 회귀계수와 함께 고려하면 소득이 소비에 미치는 영향은 미미한 것으로 나타났다(소득구간 3: $0.029(=0.254-0.225)$, 소득구간 4: $0.056(=0.254-0.198)$). 이는 소득 증가에 따른 소비의 증가 정도가 고소득층 보다 저소득층에서 더 크게 나타나는 것을 의미한다. 반면, 주택가격 상승에 따른 소비의 증가는 고소득층에서 더 크게 나타나는 것으로 추정되었다.¹²⁾ 소득구간과 주택가격 교차항의 회귀계수는 소득이 증가할수록 증가하는 것으로 나타났으나, 소득이 가장 높은 소득구간 4에서만 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보였다.¹³⁾ 소득구간별 모형의 추정에 따르면 저소득층의 소비는 주택가격의 상승보다 소득의 증가에 더 큰 영향을 받는 것으로 보인다. 이는 저소득층의 소비 진작을 위해서는 주택경기의 활성화보다 소득 증대를 위한 정책이 더 유용함을 의미한다. 반면 주택가격의 상승은 상대적으로 고소득층의 소비에 큰 영향을 미치는 것으로 보인다. 즉, 소득 증가와 자산가격 상승은 주택보유자의 소득수준에 따라 소비에 다른 영향을 미치는데, 소득증가는 저소득층의 소비에, 주택가격 상승은 고소득층의 소비에 더 큰 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

11) Campbell and Cocco(2007)는 젊은층의 경우 주택교체에 대비하여 저축을 늘린다고 주장하고 있다.

12) 이러한 결과는 최요철·김은영(2007)의 연구결과와 유사하다. 이들은 주택자산에 대한 한계소비성향은 정(+)의 값을 나타내는데, 이는 고소득층과 중소득층에서만 나타나는 현상이라고 주장한 바 있다.

13) 주택가격이 소비에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 연령과 주택가격의 교차항 계수를 함께 고려하여야 한다. 예를 들어 소득이 4570만원을 초과하는 주택보유자들의 경우 주택가격과 소비의 관계는 $(-0.276+\text{연령}*0.00726+0.0521)$ 로 계산 가능하다. 앞의 연령별 모형에서는 31~35세가 음(-)의 평균치를 보인 반면(Figure1 참조), 본 모형에서는 소득이 높은 주택보유자의 경우 모든 연령대에서 회귀계수가 정(+)의 관계를 보였다.

<Table 4> Estimation Results for Model by Income Classes

Dep. Var: consumption	Coeff.	S.E.	t-stat
consumption(lag1)	0.615***	(0.00965)	63.72
consumption(lag2)	0.0462***	(0.00536)	8.63
income	0.254***	(0.0240)	10.59
house price	-0.276**	(0.108)	-2.55
repayment	-0.0112**	(0.00469)	-2.40
age	0.0580**	(0.00882)	6.57
age squared	-0.000543***	(0.0000886)	-6.13
age*house prices	0.00726***	(0.00237)	3.06
income class 2*income	-0.108***	(0.0347)	-3.11
income class 3*income	-0.225***	(0.0706)	-3.19
income class 4*income	-0.198***	(0.0346)	-5.72
income class 2*house price	-0.0163	(0.0176)	-0.93
income class 3*house price	0.00456	(0.0191)	0.24
income class 4*house price	0.0521**	(0.0226)	2.31
constant	-1.568***	(0.220)	-7.13

Notes: 1) This model is estimated by the system GMM method.

2) income class 2: 2540~3260, 3: 3260~4570, 4: over 4570 (unit: ten thousand won)

3) Arellano-Bond test p-value: order 1=0.0000, order 2=0.6919

4) ***, **, and * denote statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

다. DTI 구간별 모형

<Table 5>는 DTI 구간별 추정 결과를 나타낸 것이다. DTI 구간별로 주택가격이 소비에 미치는 영향을 검증하기 위하여 DTI 구간별 터미변수와 주택가격의 교차항(DTI level*house price)을 고려하였다. DTI 구간 2는 25~50%, 구간 3은 50~75%, 구간 4는 75% 이상을 나타낸다.

추정 결과 모든 DTI 구간에서 DTI 터미변수와 주택가격 교차항의 회귀계수는 유의수준 1% 이내에서 유의하였으며, DTI가 상승할수록 주택가격 상승에 따른 소비 증가 효과가 미미해지는 것으로 나타났다. DTI가 25% 미만인 차주인 경우 주택가격이 1% 상승할 때 소비는 0.083% 상승하는 반면, DTI가 25~50%인 차주는 0.0416% (=0.083%-0.0414%), 50~75%인 차주는 0.0011% (=0.083%-0.0819%) 증가하는 데에 그쳤으며, 75% 이상인 차주는 주택가격 상

〈Table 5〉 Estimation Results for Model by DTI Levels

Dep. Var: consumption	Coeff.	S.E.	t-stat
consumption(lag1)	0.612 ^{***}	(0.00969)	63.15
consumption(lag2)	0.0451 ^{***}	(0.00535)	8.43
income	0.141 ^{***}	(0.0136)	10.37
house price	0.0830 ^{***}	(0.0239)	3.47
repayment	-0.0109 ^{**}	(0.00470)	-2.32
age	0.0486 ^{***}	(0.00843)	5.77
age squared	-0.000481 ^{***}	(0.0000853)	-5.64
DTI level 2*house price	-0.0414 ^{***}	(0.0138)	-3.00
DTI level 3*house price	-0.0819 ^{***}	(0.0234)	-3.50
DTI level 4*house price	-0.0882 ^{***}	(0.0276)	-3.19
constant	-1.285 ^{***}	(0.209)	-6.16

Notes: 1) This model is estimated by the system GMM method.

2) DTI level 2: 25~50%, DTI level 3: 50~75%, DTI level 4: over 75%

3) Arellano-Bond test p-value: order 1=0.0000, order 2=0.7682

4) ***, **, and * denote statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

승이 소비를 오히려 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 주택가격 상승으로 인하여 가계 대차대조표의 자본 부문이 강화된다고 할지라도, 소득 대비 부채상환액 수준이 높은 차주는 현금흐름의 관점에서 소비를 늘릴 여력이 없기 때문으로 이해된다. 즉, 차주들의 부채상환 부담이 과도하게 높아질 경우 자산가격 상승이 소비에 긍정적인 영향을 미치는 부의 효과가 부채상환 부담이 소비에 미치는 부정적 효과에 의해 상쇄되거나 압도될 수 있음을 시사한다.

라. LTV와 ‘차입제약 완화’ 효과

<Table 6>은 LTV를 활용한 차입제약 완화 효과의 추정 결과이다. LTV는 제1금융권의 LTV 규제 상한선인 60%를 기준으로 한 더미변수(LTV 60% 이상=1)를 활용하였다. 모형1(model 1)은 LTV 60% 이상 더미변수와 주택가격 간의 교차항(LTV 60%*house price)을 고려한 모형이며, 이 교차항의 회귀계수가 정(+)의 값을 가져 주택가격에 대한 소비 민감도가 상승하지만 통계적으로 유의하지 않았다. 모형2(model 2)는 LTV 60% 이상 더미변수, 소득수준 하위 5%

〈Table 6〉 Estimation Results for Model by LTV Levels

Dep. Var: consumption	Model 1	Model 2	Model 3
consumption(lag1)	0.613 ^{***}	0.613 ^{***}	0.613 ^{***}
S.E.	(0.00969)	(0.00969)	(0.00969)
t-stat.	63.24	63.23	63.25
consumption(lag2)	0.0454 ^{***}	0.0453 ^{***}	0.0453 ^{***}
S.E.	(0.00536)	(0.00536)	(0.00536)
t-stat.	8.46	8.45	8.46
income	0.141 ^{***}	0.140 ^{***}	0.141 ^{***}
S.E.	(0.0136)	(0.0136)	(0.0136)
t-stat.	10.37	10.36	10.38
house price	0.0600 ^{**}	0.0637 ^{***}	0.0639 ^{***}
S.E.	(0.0241)	(0.0235)	(0.0235)
t-stat.	2.49	2.71	2.73
repayment	-0.0114 ^{**}	-0.0114 ^{**}	-0.0114 ^{**}
S.E.	(0.00469)	(0.00469)	(0.00469)
t-stat.	-2.43	-2.42	-2.42
age	0.0493 ^{***}	0.0493 ^{***}	0.0493 ^{***}
S.E.	(0.00842)	(0.00842)	(0.00842)
t-stat.	5.86	5.86	5.85
age squared	-0.000484 ^{***}	-0.000484 ^{***}	-0.000483 ^{***}
S.E.	(0.0000853)	(0.0000853)	(0.0000853)
t-stat.	-5.68	-5.67	-5.67
LTV 60%*house price ^{a)}	0.0272		
S.E.	(0.0290)		
t-stat.	0.94		
LTV 60%*low income*house price ^{b)}		0.155	
S.E.		(0.0955)	
t-stat.		1.62	
LTV 60%*low income* self employed*house price ^{c)}			0.340 ^{***}
S.E.			(0.120)
t-stat.			2.84
constant	-1.315 ^{***}	-1.315 ^{***}	-1.313 ^{***}
S.E.	(0.208)	(0.208)	(0.208)
t-stat.	-6.31	-6.31	-6.30

Notes: 1) All models are estimated by the system GMM method.

2) a): dummy for LTV 60% over*house price

b): dummy for LTV 60% over*dummy for the bottom 5% in income level*house price

c): dummy for LTV 60% over*dummy for the bottom 5% in income level*dummy for the self-employed*house price

3) Arellano-Bond test p-value: order 1=0.0000, order 2=0.7641(model 1)

4) ***, **, and * denote statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

더미변수 및 주택가격의 교차항(LTV 60%*low income*house price)을 고려한 것이다. 주택가격 상승이 추가 대출로 이어지는 차주들의 경우 가계 자금의 유동성 문제에 직면해 있을 가능성이 높으며, 소득수준이 낮을수록 자금의 유동성 문제가 더 심각해질 것으로 보았다. 모형2에서 고려한 교차항은 모형1의 LTV 더미만을 고려한 교차항보다 계수값이 크게 나타났으나, 통계적으로는 유의하지 않았다.

모형3에서는 LTV 60% 이상 더미변수, 소득수준 하위 5% 더미변수, 자영업 더미 및 주택가격의 교차항(LTV 60%*low income*self employed*house price)을 고려하였다. 자영업 더미를 추가한 것은 자영업자가 급여소득자 보다 상대적으로 소득이 불안정하여 유동성 문제에 취약하며, 이 때문에 주택을 담보로 생활안정자금 또는 사업자금을 추가적으로 대출할 가능성이 높기 때문이다. 회귀계수를 보면 주택가격이 1% 상승할 때 소비는 0.4039%(=0.34%+0.0639%) 상승하는 것으로 추정되었으며, 소득증가보다 주택가격 상승이 소비에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

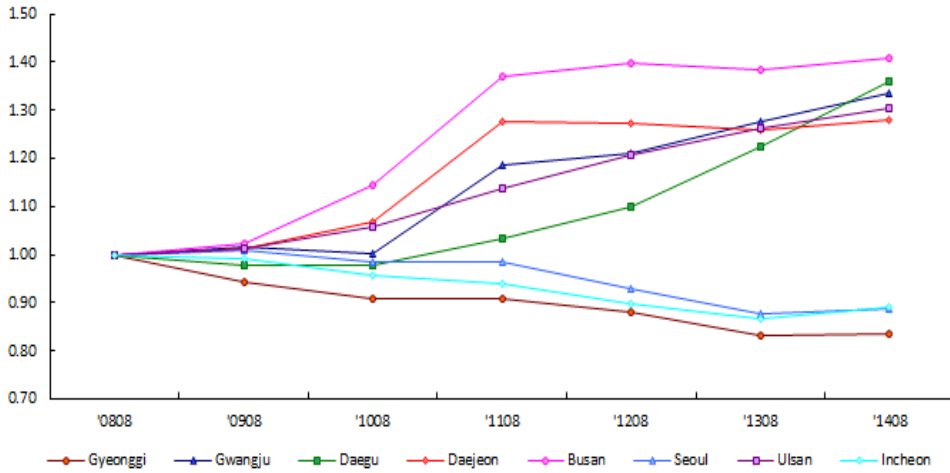
이러한 추정 결과는 차입제한 완화 효과가 유동성 문제에 직면한 주택보유자를 중심으로 나타났음을¹⁴⁾ 의미한다. 소득이 낮고 불안정하며 주택을 담보로 LTV 규제 상한선까지 대출을 보유하고 있는 차주들에 한해서 ‘주택가격 상승 → 추가대출 여력 확대 → 소비증가’의 경로가 작동한 것으로 보인다. 이러한 추정 결과는 최근 우리나라 자영업자들이 보유주택을 담보로 생활안정자금 및 사업자금을 확보하는 현실을 반영하는 것이며, 특히 소득이 낮은 자영업자들이 가계 자금의 유동성 문제에 직면하고 있을 가능성이 크다는 것을 보여준다.

마. 지역별 차등효과

<Figure 2>는 분석기간(2008~2014) 내 주택담보대출을 보유한 13만 차주의 지역별(수도권(서울, 경기, 인천) 및 비수도권 5대 광역시) 주택가격 추이를 표준화(2008년 8월=1)하여 나타낸 것이다. 동 기간 내에 비수도권 5대 광역시의 주택가격은 큰 폭 상승한 반면, 수도권 지역의 주택가격은 하락하였다. 특히 비수도권 5대 광역시의 주택가격 상승은 2008년 8월 대비 2014년 8월에 각각 40.8%, 36% 상승한 부산과 대구가 주도하였으며, 수도권에서는 경기지역(인천

14) 이는 Browning, Gørtz and Leth-Petersen(2013)의 결과와 유사한 함의를 가진다. Browning, Gørtz and Leth-Petersen(2013)은 유동자산과 가처분소득을 활용하여 저유동성(low-liquidity) 가구를 정의한 반면, 본 논문에서는 LTV를 활용한 차입제한 정도, 소득, 직업을 사용하여 저유동성(low-liquidity) 주택보유자를 정의하였다.

(Figure 2) Trends of the House Prices for Major Cities('0808=1)



제외)이 동 기간 내에 약 16.5%의 큰 하락폭을 보였다.¹⁵⁾ 지역별 모형을 추정하는 것은 분석기간 내에 주택가격이 상승한 지역과 하락한 지역의 주택가격에 대한 소비 민감도가 서로 상이한지를 알아보기 위해서이다. 이는 주택가격과 소비가 기본모형의 결과와 같이 정(+의 관계를 가진다고 할지라도, 주택가격 상승 및 하락 정도에 따라 소비 민감도가 서로 상이할 수 있다는 점에 근거하였다.¹⁶⁾

이러한 효과를 검증하기 위하여 본 분석에서는 두 가지 모형을 구성하였다. <Table 7>의 모형1(model 1)은 주택가격이 상승한 비수도권 5대 광역시 더미변수와 주택가격 간의 교차항(Dummy for non-capital 5 cities*house price)을 고려한 것이며, 모형2(model 2)는 주택가격이 가장 크게 상승한 지역(부산, 대구) 및 가장 크게 하락한 지역(경기)의 더미변수와 주택가격 간의 교차항(Dummy for Busan and Daegu*house price, Dummy for Gyeonggi*house price)을 각각 고려한 것이다.

15) 비수도권 5대 광역시의 주택가격 상승은 입주물량 부족, 지역개발 호재 등의 영향을 받은 것으로 보인다. 특히 주택가격 상승폭이 큰 부산 지역의 경우 사상-김해 경전철 개통, 금융단지 조성 등이 호재가 되었다. 수도권 지역의 주택가격 하락은 경기침체에 대한 불안감, 가구 수 감소, 불확실성 증대 등에 의한 부정적 기대에 큰 영향을 받았다.(‘최근 지방경제동향’, 한국은행, 2011년 5월 및 ‘부동산 시장 동향분석 및 정책현황 요약’, KDI, 2012, 5월 참조)

16) Engelhardt(1996)는 주택가격 증감에 따라 저축성향이 비대칭적으로 달라진다고 논하고 있다.

<Table 7> Estimation Results for Model by Region

Dep. Var: consumption	Model 1	Model 2
consumption(lag1)	0.612 ^{***}	0.613 ^{***}
S.E.	(0.00970)	(0.00970)
t-stat.	63.12	63.16
consumption(lag2)	0.0453 ^{***}	0.0451 ^{***}
S.E.	(0.00536)	(0.00536)
t-stat.	8.45	8.40
income	0.141 ^{***}	0.141 ^{***}
S.E.	(0.0135)	(0.0135)
t-stat.	10.38	10.38
house price	0.0445 [*]	0.0503 ^{**}
S.E.	(0.0261)	(0.0254)
t-stat.	1.70	1.98
repayment	-0.0114 ^{**}	-0.0114 ^{**}
S.E.	(0.00469)	(0.00469)
t-stat.	-2.43	-2.44
age	0.0488 ^{***}	0.0493 ^{***}
S.E.	(0.00843)	(0.00842)
t-stat.	5.78	5.86
age squared	-0.000485 ^{***}	-0.000491 ^{***}
S.E.	(0.0000853)	(0.0000854)
t-stat.	-5.69	-5.75
(Dummy for non-capital 5 cities)* house price	0.0713 [*]	
S.E.	(0.0414)	
t-stat.	1.72	
(Dummy for Busan and Daegu)* house price		0.129 ^{**}
S.E.		(0.0632)
t-stat.		2.05
(Dummy for Gyeonggi)*house price		-0.00907
S.E.		(0.0370)
t-stat.		-0.25
constant	-1.280 ^{***}	-1.297 ^{***}
S.E.	(0.209)	(0.208)
t-stat.	-6.11	-6.22

Notes: 1) All models are estimated by the system GMM method.
 2) Non-capital 5 cities: Busan, Daegu, Ulsan, Daejeon, Gwangju
 3) Arellano-Bond test p-value: order 1=0.0000, order 2=0.77(model 1)
 4) ***, **, and * denote statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

분석 결과 전반적으로 주택가격이 상승한 지역에서 주택가격에 대한 소비민감도가 더 큰 것으로 나타났다. 모형1의 결과를 보면 비수도권 광역시를 제외한 지역은 주택가격이 1% 상승할 때 소비는 0.0445% 증가하는 반면, 주택가격이 큰 폭으로 상승한 비수도권 광역시는 0.1158%(0.0445%+0.0713%) 증가하

는 것(10% 유의수준 下)으로 나타났다. 또한 모형2의 결과에 따르면 주택가격의 상승 정도에 따라 주택가격에 대한 소비 민감도가 차이를 보였다. 모형1에서 주택가격이 상승한 지역의 교차항 회귀계수는 0.0713인 반면, 모형2에서 부산과 대구지역의 교차항 회귀계수는 0.129로 더 크게 나타났다. 반대로 주택가격이 가장 크게 하락한 경기지역의 교차항은 음(-)의 값을 보였으나, 통계적으로 유의하지 않았다.

이와 같이 주택가격이 상승한 지역에서 주택가격에 대한 소비 민감도가 상대적으로 크다는 것은 주택가격이 상승(하락)한 주택담보대출 차주의 소비가 큰 폭으로 상승(하락)한다는 것을 의미한다. 주택가격 상승을 경험한 차주는 향후 해당 지역의 주택가격이 더 상승할 것이라는 기대를 형성할 수 있으며, 특히 부산-대구지역과 같이 큰 폭의 주택가격 상승을 경험한 경우 주택가격의 변화가 일시적 변동이 아닌 지속적인 변화로 인식할 가능성이 높다. 이러한 주택보유자들의 인식이 자산가격의 변화에 대한 소비 민감도를 더 크게 증폭시키는 역할을 했을 것이다.

바. 시기별 모형

<Table 8>과 <Figure 3>은 시기별 모형의 추정 결과이다. <Table 8>의 회귀계수 추이를 보면 2011년 이후 평균적으로 소득이 소비에 미치는 영향은 줄어들고 있는 반면, 주택가격이 소비에 미치는 영향은 커지고 있음을 알 수 있다. 단, 소득의 경우 모든 시점에서 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있으나 주택과 무관하지 않아 보인다. <Table 7>에서 보았듯이 이 시기에 비수도권의 주

(Table 8) Estimation Results for Model by Period

Dep. Var: consumption	'10~'11	'11~'12	'12~'13	'13~'14
consumption(lag1)	0.602 ^{***}	0.602 ^{***}	0.615 ^{***}	0.596 ^{***}
S.E.	(0.0205)	(0.0138)	(0.0112)	(0.0102)
t-stat.	29.37	43.69	54.91	58.64
consumption(lag2)	0.0206 ^{**}	0.0353 ^{***}	0.0449 ^{***}	0.0435 ^{***}
S.E.	(0.00948)	(0.00676)	(0.00583)	(0.00530)
t-stat.	2.18	5.22	7.70	8.21
income	0.132 ^{***}	0.162 ^{***}	0.143 ^{***}	0.140 ^{***}
S.E.	(0.0316)	(0.0207)	(0.0166)	(0.0135)
t-stat.	4.17	7.81	8.65	10.39
house price	0.0454	0.0484	0.0587 ^{**}	0.0720 ^{***}
S.E.	(0.0408)	(0.0311)	(0.0259)	(0.0234)
t-stat.	1.11	1.55	2.26	3.08
repayment	-0.0113	-0.0135	-0.0139 ^{**}	-0.0117 ^{**}
S.E.	(0.00999)	(0.00779)	(0.00582)	(0.00465)
t-stat.	-1.13	-1.73	-2.39	-2.52
age	-0.0188	0.0441 ^{***}	0.0478 ^{***}	0.0464 ^{***}
S.E.	(0.0364)	(0.0166)	(0.0112)	(0.00851)
t-stat.	-0.52	2.65	4.25	5.45
age squared	0.000395	-0.000386 ^{**}	-0.000473 ^{***}	-0.000458 ^{***}
S.E.	(0.000391)	(0.000172)	(0.000115)	(0.0000862)
t-stat.	1.01	-2.24	-4.11	-5.31
constant	-0.145	-1.302 ^{***}	-1.262 ^{***}	-1.243 ^{***}
S.E.	(0.844)	(0.402)	(0.274)	(0.210)
t-stat.	-0.17	-3.24	-4.60	-5.91

Notes: 1) All models are estimated by the system GMM method.

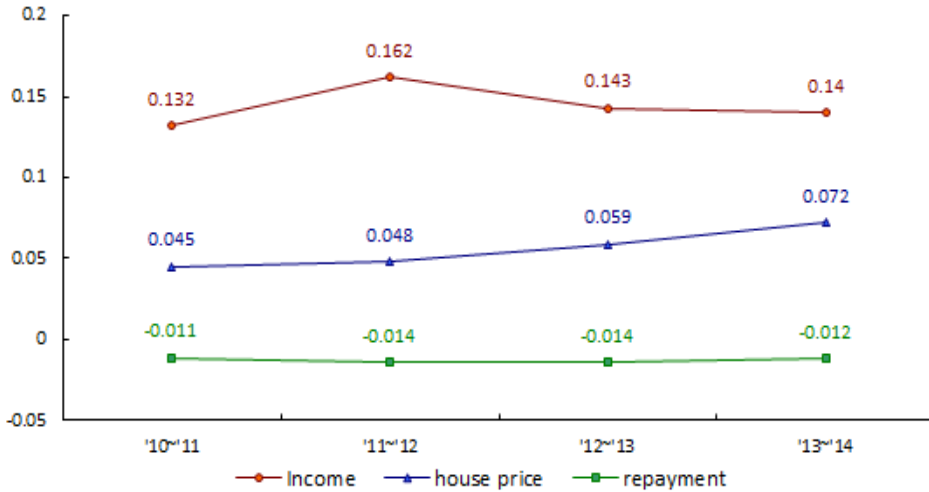
3) ***, **, and * denote statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

가격의 경우는 2010년과 2011년에는 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 다음과 같이 해석 가능할 것으로 보인다.

첫째, 주택가격에 대한 소비 민감도 상승은 앞서 살펴 본 지역별 모형의 주택가격이 큰 폭으로 상승하였으며, 주택가격이 상승한 지역에서 주택가격에 대한 소비 민감도가 상대적으로 더 크게 나타났다. 이렇게 주택가격이 상승한 지역의 주택보유자들이 주택가격 상승분을 항상소득의 증가로 인식하면서 소비 수준을 비교적 큰 폭으로 증가시켰을 것이다.

둘째, 2010~2012년 사이에 소비의 주택가격 탄력성이 통계적으로 유의하지 않았는데, 이는 글로벌 금융위기 여파에 의한 주택시장 불황 및 경제 전반에 대한 불확실성이 주택보유자들의 소비심리에 미친 부정적 영향에 기인하는 것으로 보인다. 2011~2012년의 경우 주택가격 탄력성은 통계적으로 유의하지 않았으나, 2012~2013년은 통계적으로 유의한 것으로 보아 2011~2012년의 결과

〈Figure 3〉 Trends of the Coefficients for Income, House Price and Repayment



는 2011년에 영향을 받았을 수 있으며, 글로벌 금융위기의 여파가 줄어든 2012년에 들어서야 경기에 대한 기대심리 회복과 함께 주택가격 상승이 소비의 증가로 이어졌을 것으로 추측된다.¹⁷⁾ 이러한 결과는 동일한 주택가격 상승에 대해서도 주택보유자들의 경제 전반에 대한 기대심리에 따라 주택가격이 소비에 미치는 영향이 상이할 수 있음을 시사한다.

IV. 요약 및 시사점

본 연구에서는 2008년부터 2014년까지 실거주 목적의 주택 및 주택담보대출을 동시에 보유하고 있는 13만 명의 미시패널데이터를 구성하여, 주택가격의 변화가 이들의 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 이 분석은 지금까지의 연구들과는 다르게 미시데이터를 활용하여 주택보유자들의 속성을 다양하게 세분화하였다는 점, 소비에 큰 영향을 미칠 수 있는 주택보유자들의 부채수준까지 고려하여 소비함수를 추정하였다는 점에서 큰 의의가 있다고 하겠다.

17) 최영걸·이창무·최막중(2004)은 주택가격 급등의 원인을 가격기대심리 작동기제 측면에서 파악하고자 하였는데, 이들에 따르면 주택가격은 경제주체들의 적응적 기대 큰 영향을 받는다.

단, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다. 먼저 본 연구는 분석 대상이 실거주 목적의 주택보유자만으로 한정되어 있다. 주택가격의 변화는 실거주 목적의 주택 보유자 뿐 아니라 주택 미보유자 및 다주택 보유자의 소비에도 영향을 미칠 것이다. 이러한 한계점은 분석 데이터 수집 및 식별의 어려움에 기인하므로 향후 연구들에서 보완될 필요가 있는 사항이다. 다음으로 본 분석은 가구 단위의 분석이 아닌 차주 단위의 분석이다. 주택보유자의 소비와 해당 가구의 소비는 상관관계가 높을 것이기 때문에 본 연구에서는 차주 단위 분석의 측정 오차를 체계적 오차로 간주하고 분석을 진행하였다. 단, 가구 단위로 분석을 하는 것이 측정오차(measurement error)를 줄일 수 있는 방법이므로 향후 연구에서 고려해야 할 사항이다. 아래에서 제시하는 연구 결과 및 정책 시사점은 이러한 한계점을 감안하고 해석해야 할 것이다. 본 연구의 결과 및 정책 시사점은 다음과 같다.

첫째, 전반적으로 주택가격의 변화와 실거주 목적 주택보유자의 소비는 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 주택가격의 상승이 부의 효과와 차입제한 완화 경로를 통해 실거주 목적 주택보유자들의 소비 증가에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 것을 의미한다. 단, 이러한 두 가지 경로는 주택보유자들의 상환부담, 대출여력, 소득수준 및 기타 인구통계학적 속성에 따라 그 효과의 정도는 상이하다. 특히 차입제한 완화 효과는 LTV가 규제상한선에 근접해 있는 주택담보대출 차주 중 소득이 낮고, 직업 특성 상 소득의 흐름이 불안정한 자영업자들에 한 해 나타났다. 이는 차입제한 완화 효과의 경우 가계자금의 유동성과 큰 관련이 있다는 선행연구들과 일치하는 결과다.

둘째, 평균적인 주택가격의 변화와 소비의 관계는 인구구조에 영향을 받을 수 있다. 전반적으로 연령이 높을수록 주택가격 변화에 민감하게 반응하는 것으로 나타났는데, 이는 향후 우리나라의 인구구조가 고령화되면 주택가격의 변화가 소비에 더 큰 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 단, 젊은 연령층에서는 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향이 크지 않았는데, 연령이 낮은 주택보유자의 경우 향후 추가적인 주택구입자금, 가족원 수 증가로 인한 거주지 이동 등을 고려하여 소비보다는 저축을 선호하기 때문으로 판단된다.

셋째, 주택가격 상승에 따른 소비 진작 효과는 상대적으로 소득이 높은 주택보유자가 더 크며, 저소득 주택보유자들은 주택가격보다 소득 증가에 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 주택가격 상승은 단기적으로 가계의 현금흐름에는

영향을 미치지 않기 때문에 현재 소비여력이 충분한 고소득자들이 주택가격의 변화에 민감하게 반응하였다. 반대로 저소득자들의 경우 보유한 주택의 가격이 상승한다고 할지라도 가계의 현금흐름이 소비를 즉각적으로 증가시킬 만큼 유동적이지 않기 때문에 그 효과는 제한적인 것으로 이해된다. 이와 같은 결과는 자산가격 상승이 소비에 미치는 영향은 유동성의 확보에 따라 달라질 수 있다는 점을 시사한다.

넷째, 소득 대비 부채상환부담 수준이 높을수록 주택가격의 상승이 소비로 이어지는 부의 효과 경로의 효과는 미미해진다. 이러한 결과는 우리나라의 가계부채시장 상황과 연결된다. 분석결과에 의하면 글로벌금융위기 이후 지속적으로 증가한 우리나라 가계부채는 차주들의 부채상환 부담을 높여왔고 이는 결국 자산가격 상승을 통한 소비 진작 정책에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 주택가격의 상승이 경기활성화로 이어지기 위해서는 주택보유자들의 충분한 소비여력이 필요하며, 이러한 관점에서 볼 때 DTI 및 LTV 규제의 완화로 인한 부채상환 부담의 상승은 주택가격 상승에 따른 소비 진작 효과를 상쇄시킬 가능성이 있다.

다섯째, 주택가격이 상승한 지역과 하락한 지역의 주택가격 변화에 대한 소비의 민감도는 서로 상이하다. 주택가격이 상승한 지역의 주택보유자들이 주택가격의 변화에 더 민감하게 반응하였다. 이는 주택보유자들의 주택가격 기대심리가 반영된 것으로 판단된다. 비수도권 5대 광역시처럼 주택가격이 지속적으로 상승한 지역은 향후 주택가격이 지속적으로 상승할 수 있다는 기대로 인해 소비 증가폭도 큰 것으로 판단된다. 반면, 주택가격이 하락한 지역은 주택가격 상승기대가 줄어들면서 향후 예상 자본차익이 감소하고 이에 따라서 소비에 대한 주택가격 탄력성도 감소한 것으로 해석된다.

본 연구의 실증분석 결과의 정책적 시사점은 다음과 같다. 넓은 관점에서 보면 전반적으로 주택가격이 소비에 미치는 영향은 주택가격의 추이 및 시기별로 주택보유자들의 기대심리에 따라 크게 달라질 수 있다. 때문에 ‘주택가격 상승→소비 진작→경기활성화’ 경로는 시기와 지역별 특성에 따라 상이할 수 있음을 인지해야 한다. 또한 평균적으로 소비의 진작은 자산가격 상승 보다 소득 증가에 더 민감하게 반응하며, 소득계층별로도 소득과 주택가격의 변화가 소비에 미치는 영향이 상이하므로 정책효과가 특정 계층에 편중되는 현상이 나타나지 않는지 점검할 필요가 있다. 더불어 현재 우리나라의 높은 가계부채

수준 및 상환부담은 이러한 주택가격 상승에 따른 경기활성화 경로에 있어서 걸림돌로 작용할 수 있다. 최근 이루어진 주택금융시장에서의 규제 완화 정책이 주택경기부양 뿐만 아니라 소비 진작을 통한 경기활성화로 이어지기 위해서는 해당 정책이 영향을 주는 계층 혹은 그룹을 구체적으로 식별해 보는 과정이 필요할 것이다.

〈참고문헌〉

- 기획재정부 보도자료, “새 경제팀의 경제정책 방향,” 2014. 7. 24
- 김세완 (2008), “주택가격변동이 민간소비에 미치는 영향: 경기순환을 고려하여,” 『금융연구』 22(1), pp. 27-51.
- 김용진·이석희·홍애령·윤나리·유선중 (2013), “연령 그룹별 주택자산효과 차이에 관한 연구,” 『도시행정학보』 제26집 제2호, 19-41.
- 김우철·이영·이철·전영준·황성현·표학길 (2007), “법인세 부담이 기업의 투자활동에 미치는 효과 분석/논평/토론,” 『한국경제의 분석』 13(2), 51-112.
- 민인식·최필선 (2013), 『패널 데이터 분석』, 한국 STATA 학회
- 손종칠 (2010), “소득불평등과 경제성장의 관계: Cross-country 비교분석,” 『금융경제연구』, Working paper 제425호, 한국은행 경제연구원
- 서승환 (2012), “글로벌 금융위기와 부동산과 거시경제 연계성의 변화,” 조만·차문중편 (2012) 상권, 35-99.
- 송인호 (2013), “주택가격과 거시경제 변수 간 상호 영향에 관한 고찰,” 『부동산포커스』, 2013년 9월 Vol.64, KDI
- 심성훈 (2006), “주택자산가치 변동과 부(富)의 효과: ARDL·한계검정법을 이용하여,” 『주택연구』, 제14권 3호, 133-158.
- 이지훈 (2005), “주택가격과 소비,” 『SERI 경제포커스』 제67호, 삼성경제연구소
- 장병기 (2009), “주식 및 부동산 가격의 가계소비에 대한 부의 효과,” 『산업경제연구』 22(3), pp. 1111-1132.
- 최영걸·이창무·최막중 (2004), “서울시 주택시장에서 작동되는 가격기대심리에 대한 실증연구-적응적 기대 와 합리적 기대를 중심으로,” 『국토계획』 제39권 제2호, 131-141.
- 최요철·김은영 (2007), “가계소비의 자산효과 분석과 시사점,” Monthly Bulletin 2007년 10월, 한국은행, 23-53.
- 허문중·조정환 (2013), “주택가격 변동의 소비에 대한 자산효과 추정 및 시사점,” 『경제연구』 2013-03호, 우리금융경영연구소
- 한국개발연구원, “부동산 시장 동향분석,” 2012. 5. 1
- 한국은행 보도자료, “최근의 지방경제동향,” 2011. 5. 27
- Bostic, Raphael, Stuart Gabriel, and Gary Painter (2009), “Housing Wealth, Financial

- Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 39, pp. 79-89.
- Browning, Martin, Mette Gørtz, and Søren Leth-Petersen (2013), “Housing Wealth and Consumption: a Micro Panel Study,” *The Economic Journal*, Vol. 123, pp. 401-428.
- Campbell, John Y., and Joao F. Cocco (2007), “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data,” *Journal of Monetary Economics* Vol. 54, pp. 591-621.
- Engelhardt, Gary V. (1996), “House Prices and Home Owner Saving Behavior,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, pp. 313-336.
- Iacoviello, Matteo (2004), “Consumption, House Prices, and Collateral Constraints: a Structural Econometric Analysis,” *Journal of Housing Economics*, Vol. 13, pp. 304-320.
- Lehnert, Andreas (2004), “Housing, Consumption and Credit Constraints,” *Finance and Economics Discussion Series*, No. 2004-63, FRB Washington D.C.
- Windmeijer (2005), “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators,” *Journal of Econometrics*, Vol. 126, pp. 25-51.

The Effect of House Prices on Consumption: Evidence from Micro Panel Data on Mortgage Borrowers

Sungho Choi^{*}, SangYoon Song^{**}, Youngsik Kim^{***}

This paper examines the response of household consumption to house prices using South Korea household-level micro data that contain comprehensive information on homeowner's income, expenditure, debt repayments and demographic factors in the 2008-2014 waves. The dynamic panel method is used to consider the dynamic characteristics of consumption, and the system GMM method is applied to control the endogeneity problem.

The main results are as follows. First, the house prices are significantly and positively related to consumption. The magnitude of the effect, however, is smaller than that of the change in income level. Second, the sensitivity of consumption to housing wealth is relatively high in groups with higher income, lower DTI, older age or having experienced the increasing-trend of house prices. Especially, the changes of house prices hardly affect consumption in groups with relatively higher DTI or lower income. Third, the effect of relaxing borrowing constraints by rising house prices is positively correlated with consumption, particularly for households that are more likely to be borrowing constrained owing to relatively higher LTV close to regulatory cap, lower income, and being the self-employed.

JEL Classification Number: C23, D12, E21

Key Word: System GMM, House prices, Wealth effect, Consumption, Borrowing constraint

* Korea Credit Bureau Research Center (E-mail: mermer@koreacb.com, Tel: +82)-2-708-6145)

** Department of Economics, Seoul National University (E-mail: pily0591@hanmail.net)

*** Corresponding author, Department of Economics, Seoul National University

(E-mail: kimy@snu.ac.kr, Tel: +82)-2-880-5132)

Received: 18 March 2015; Received in revised form: 4 May 2015; Accepted: 29 May 2015