

은행대출과 주택가격 간의 상호작용

정준호*

The Interaction between Bank Lending and Housing Prices in Korea

Jun Ho Jeong*

요약 : 본 연구는 1990년대 초반과 2000년대 후반 기간 동안을 대상으로 공적분 장기 분석과 시계열 단기 회귀분석을 통해 은행대출과 주택가격 간의 인과성 패턴을 경험적으로 분석한다. 은행대출과 주택가격 간의 동시적인 상관관계가 크지만, 실증 분석 결과는 신용 증가와 은행대출 간의 강력한 상호작용은 주택가격의 변동에 따른 은행대출의 변화에 기인한다는 것을 보여주고 있다. 또한, 2000년대 초·중반에 도입된 LTV와 DTI와 같은 거시 건전성 규제는 금융시장과 부동산시장의 안정화에 크게 기여한 것으로 나타나고 있다.

주요어 : 공적분 분석, 은행대출, 주택가격, LTV·DTI, 인과 및 상관관계

Abstract : This paper empirically explores the pattern of causality between bank lending and housing prices in Korea over a period of the early 1990s to the end of 2000s by employing a long term cointegration and short-term time series regression analysis. Although the contemporaneous correlation between bank lending and housing prices is large, the analysis shows that the intense interaction between credit growth and bank lending to household arises from a growth in banking lending responding to an increase in housing prices. In addition, the regulatory change such as the introduction of financial constraints on bank loans such as LTV and DTI in the early and mid-2000s has played a significant role in stabilizing financial and real estate markets.

Key Words : cointegration analysis, bank lending, housing prices, LTV·DTI, causality and correlation

1. 서론

2008년 미국의 서브 프라임 대출로 인한 경제위기가 세계적인 차원에서 전개되면서 실물과 금융 부문 간의 관계에 대한 관심이 증폭되었다. 이러

한 위기에 직면한 국가에서는 가계채무가 증가하고 있었으며, 이는 주택부문에 집중되어 있었다. 우리나라도 가계자산의 약 2/3가 부동산으로 구성되어 있으며, 2000년대 수도권을 중심으로 주택가격의 급격한 상승을 경험하였다. 이처럼 주택가격과 신용(은행대출) 간에는 강력한 상호작용이

* 이 논문은 2011년도 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2011-332-B00663).

*강원대학교 부동산학과 부교수(Associate Professor, Department of Real Estate, Kangwon National University, jhj33@kangwon.ac.kr)

존재한다. 특히 미국의 경우 1990년대 이후 금융시장과 주택시장 간의 통합이 가속화되고 있으며, 우리나라도 외환위기 이후 금융자유화와 규제완화로 인해 금융시장과 주택시장 간의 연관관계가 심화되고 있다. 즉, 1990년대 중반 이후, 가계대출의 자유화, 금리의 하락, 주택 금융상품의 혁신, 규제완화에 따라 금융시장의 변동성은 심화되고 있으며, 이에 따라 자산시장의 변동성도 심화되고 있다(정준호, 2008; 이종아·정준호, 2010; 전해정, 2012).

하지만 Coleman *et al.* (2009)은 미국의 서브프라임 대출 사태에서 주택가격 상승이 주범이라는 향간의 인식에 대해 서브 프라임 대출이 주택가격 상승에 생각만큼 크게 영향을 미치지 않았다고 주장한다. 그렇지만 모기지 시장으로의 민간기업의 진입이 가격 상승을 촉진하는(price-boosting) 효과를 야기한 것은 사실이라고 지적한다. Goodman and Thibodeau(2008)는 주택가격 상승의 주범은 자가 소유주택의 비탄력적 공급이라고 주장한다.

주택가격과 은행대출 간의 상관관계는 널리 인정되고 있지만, 인과관계의 방향은 명확하지 않다. 환언하면, 은행대출과 주택가격 간의 상호작용에 대해 인식을 하고 있지만, 주택가격의 상승에 따른 담보효과가 은행대출의 변동을 야기하고 이것이 다시 주택가격의 상승을 유발했는지, 아니면 금융자유화에 의한 금융기관 간의 경쟁 심화가 풍부한 유동성을 낳고 주택가격의 상승을 야기했는지를 파악하는 것, 즉 서로 간의 인과관계를 확인하는 것은 흥미로운 작업이다.

다른 한편으로, 이러한 인과관계의 확인이 갖는 정책적 시사점도 무시할 수 없다. Gerlach and Peng(2005)은 홍콩의 주택시장이 1990년대 이후 주기적인 상승과 하락을 거듭했지만, 금융당국의 주택 담보대출에 관한 규제조건의 변화(예: LTV의 도입)로 인해 주택가격의 하락이 은행부문에 예상보다 크지 않은 부(-)의 영향을 미쳤다는 분

석 결과를 제시하면서 금융시장에 대한 적정 수준의 감독은 필수적이라고 주장한다. 이처럼 금융시스템의 변화를 깊이 인식할 필요가 있다. 규제완화, 주택 금융상품의 혁신, 저금리 기조, 대출의 자유화 등은 유동성을 풍부하게 하면서 은행대출과 주택가격 간의 상호작용의 방향에 중요한 영향을 미칠 수 있는 것이다. 따라서 이러한 레짐 변화(regime change)를 고려하면서 이들 변수 간의 인과관계를 분석하는 것은 중요한 의미를 갖는다.

이러한 배경을 염두에 두고, 본 연구는 은행대출과 주택가격 간의 동시적인 인과관계를 규명하기 위해 공적분(cointegration)에 기반한 벡터 오차수정모형(vector error correction model)을 사용하여 은행대출 증가가 주택가격의 상승에 의해 추동되었는지, 아니면 그 반대인지를 실증 분석한다. 또한, 은행대출과 주택가격 변동의 단기 결정요인에 대한 시계열 회귀분석을 수행한다. 이와 더불어 주택시장의 가격 안정화를 위해 도입된 LTV와 DTI와 같은 거시 건전성 규제가 은행대출의 단기 변동에 미친 효과를 실증적으로 검토한다.

2. 선행연구 검토

은행대출과 주택가격 간의 상호작용에 관한 연구는 이들 간의 인과적 경로에 대한 이론 연구와 이에 대한 실증 연구로 대별될 수 있다. 이론적 관점에서 보면, 양 방향에서의 인과관계가 성립한다. 첫째, 주택가격이 다양한 투자채널과 자산효과(wealth effects)를 통해 은행대출의 수요에 영향을 미친다. 이러한 관계를 논증한 Bernanke and Gertler(1989)에 의하면, 이러한 인과관계는 도덕적 해이와 역선택을 야기하는 신용시장의 정보비대칭성 때문에 발생한다. 은행대출의 담보로 흔히 사용되는 주택의 가격변동은 가계와 기업의 차입 능력과 신용수요에 영향을 미친다. 또한, 이는 은

행이 보유한 부동산 자산의 가치변동과 같은 직접적인 경로와 부실채권의 변화와 같은 간접적인 경로를 통해 은행의 자본 포지션과 대출능력에 영향을 미친다. 이러한 효과로 인해 은행대출이 경기순응적(procyclical)이 되고(Davis, 1993), 주택가격의 상승기에 채무불이행 위험이 과소평가되는 등의 금융 가속도(financial accelerator) 효과가 발생할 수 있다(Bernanke *et al.*, 1994).

둘째, 신용조건은 주택자산의 가치에 영향을 미친다. 신용의 가용성과 접근성, 즉 유동성의 증가는 각각 장·단기적으로 주택의 공급과 수요를 진작시킨다. 금융자유화에 따른 은행 간의 경쟁구조와 제도적 여건의 변화가 은행대출의 가용성과 접근성에 영향을 미치고 이것이 다시 부동산시장에 영향을 미친다. 예를 들면, 금융자유화 이후 은행 간의 경쟁심화는 신용공급을 증가시켜 경제 전반의 유동성을 확대시키고(Pugh and Dehesh, 2001), 느슨한 금융감독은 경우에 따라 대출조건에 대한 금융기관의 도덕적 해이를 야기할 수도 있다(Collins and Senhadji, 2002). 양질의 잠재적 채무자들이 증권시장으로 향하거나 자기자본조달을 한다면, 은행대출이 부동산으로 몰릴 수도 있는 것이다(Hargraves *et al.*, 1993).

은행대출과 주택가격의 인과관계에 대한 최근의 해외 실증연구로는 Gerlach and Peng(2005), Brissiminis and Vlassopoulos(2009), Valverde and Fernández(2010) 등을 거론할 수 있다. 이들 연구는 각각 홍콩, 그리스, 스페인의 사례를 검토하고 있다. 이들 연구에서 나타난 은행대출과 주택가격 간의 인과관계는 국가마다 상이하다. 예를 들면, Gerlach and Peng(2005)은 은행대출과 주택가격 간의 공적분 VAR 모형을 사용하여 두 변수 간의 장기와 단기 관계를 검토한 결과, 주택가격의 상승은 장기의 주택 담보대출의 증가와 정(+)의 유의한 관계를 보여주고 있지만, 은행대출 증가는 통계적으로 유의하게 주택가격의 상승에 영향을 미치지 않았다고 결론짓고 있다.

이 분야의 국내의 최근 연구는 주로 주택가격의 결정요인에 집중하고 있으며, 은행대출과 주택가격 간의 인과관계를 직접적으로 다룬 연구는 드물다. 금융변수와 주택가격 간의 관계에 한정하면, 1990년대 말 이후 금리변화가 주택시장의 변동에 크게 영향을 미쳤다는 박준용 외(2003), 차문종(2004), 전해정(2012) 등의 연구결과가 있다. 또한 장병기·심성훈(2004), 차문종(2004), 전해정(2012)은 주택시장의 변동에서 경기변수보다 금리변수의 역할이 더욱더 부각되고 있다고 지적하고 있다. 금융기관 유동성의 변동이 자산시장에서 주택시장의 가격변동에 한정되어 나타나고 있는데, 이는 2000년대 이후 저금리에 따른 과잉유동성이 개인에 대한 주택 담보대출과 건설사의 PF 대출형태로 주택시장으로 일정부분 유입되었다는 것을 반영하고 있다고 볼 수 있을 것이다(정준호, 2008).

하지만 주택가격의 변동에 은행대출, 금리와 같은 금융변수도 중요하지만, 규제조건과 같은 레짐 변화를 일으키는 구조적 요인을 고려할 필요가 있다. 거시 경제변수들을 사용하는 기존 연구는, Cameron *et al.*(2006)이 지적한 바와 같이, 누락변수나 신용조건의 변화를 초래하는 요인들을 반영하지 못하는 연구의 한계를 가지고 있다. 이러한 문제점을 보완하려는 연구가 진행되고 있다. Glaser *et al.*(2005)은 은행대출 이외에 건축비용과 토지의 가용성과 규제와 같은 요인들이 최근 미국의 주택가격의 상승에 기여했다고 지적한다. 또한 Gerlach and Peng(2005)은 규제조건의 변동과 신용조건의 변화에 대해 상세하게 분석하고 있으며, Quigley(1999)도 경제적 기초여건들이 주택가격의 변동을 야기하지만, 주택가격의 역사적 요인도 무시할 수 없다고 지적하고 있다.

이처럼 경제 시스템상의 구조적 변화나 신용조건의 변동을 반영하기 위해서는 이들을 대리할 수 있는 새로운 변수들을 발굴하는 노력도 중요하지만, 이러한 변화들이 야기될 수밖에 없는 역사·

제도적인 분석이 충분히 보완될 필요가 있다. 특히 금융 자유화에 따라 시장이 합리적으로 작동한다면, 신용조건이 부동산가격에 미친 효과는 크지 않을 수도 있다. 왜냐하면 대출이 할당되기보다는 시장수요에 기반하고 있으며, 가격은 전향적인 방식으로 조정되기 때문이다. 하지만 최근의 서브프라임 경제위기는 이러한 사고에 문제를 제기하고 있다. 본 연구는 이러한 레짐 변화를 반영하기 위해 시계열적인 계량분석에 레짐 변화를 반영할 수 있는 터미변수를 추가하여 분석한다.

3. 1990년대 초반 이후 은행대출과 주택가격 및 금융환경의 변화

1) 은행대출과 주택가격 및 관련 경제변수의 변동

그림 1에서 보는 바와 같이, 실질 주택가격은 1993년과 1998년 사이에는 감소하였다. 그러나 그 이후 2006년 말까지 상승추세를 이어갔다. 실질 은행대출과 GDP¹⁾의 변동 추세는 실질 주택가격의 그것보다는 상대적으로 안정적이다. 실질 이자율²⁾은 1998년 외환위기를 제외하고 2005년 이후 다소 증가하기는 했지만 전반적으로 떨어지는

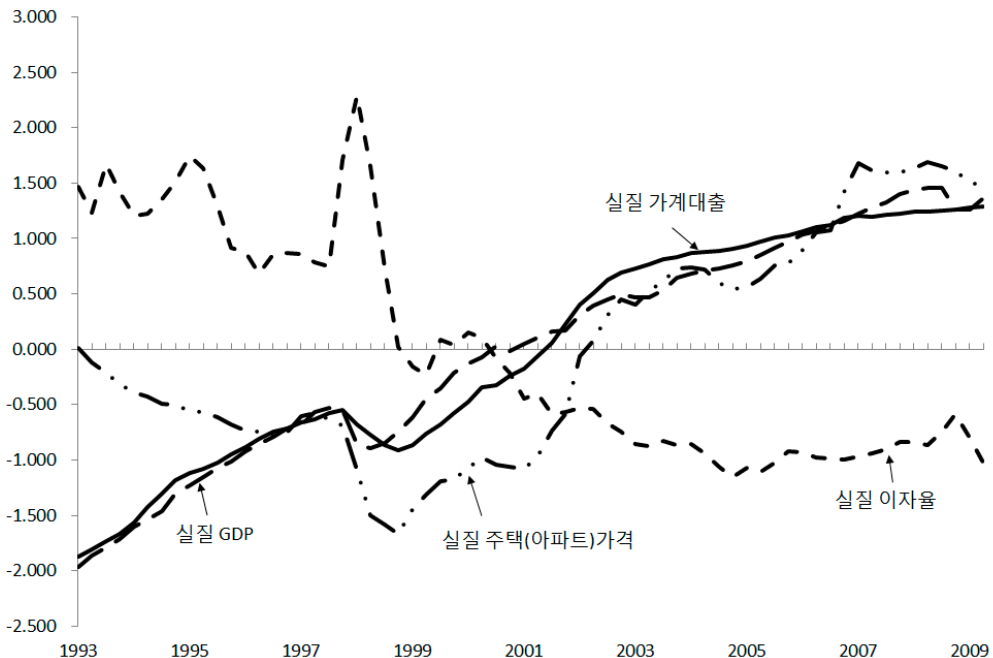


그림 1. 실질 주택가격, 가계대출, GDP 및 이자율의 변동 추이

주: 1) 정규화하여 나타낸 것임.

2) 실질 이자율의 경우, 시간에 따른 추세를 나타내기 위해 2010년을 100으로 한 실질 이자율 지수를 산정하고 나서, 이를 다시 정규화하였음.

자료: 한국은행(<http://www.bok.or.kr>), 국민은행(<http://www.kbstar.co.kr>), 통계청(<http://kosis.kr>).

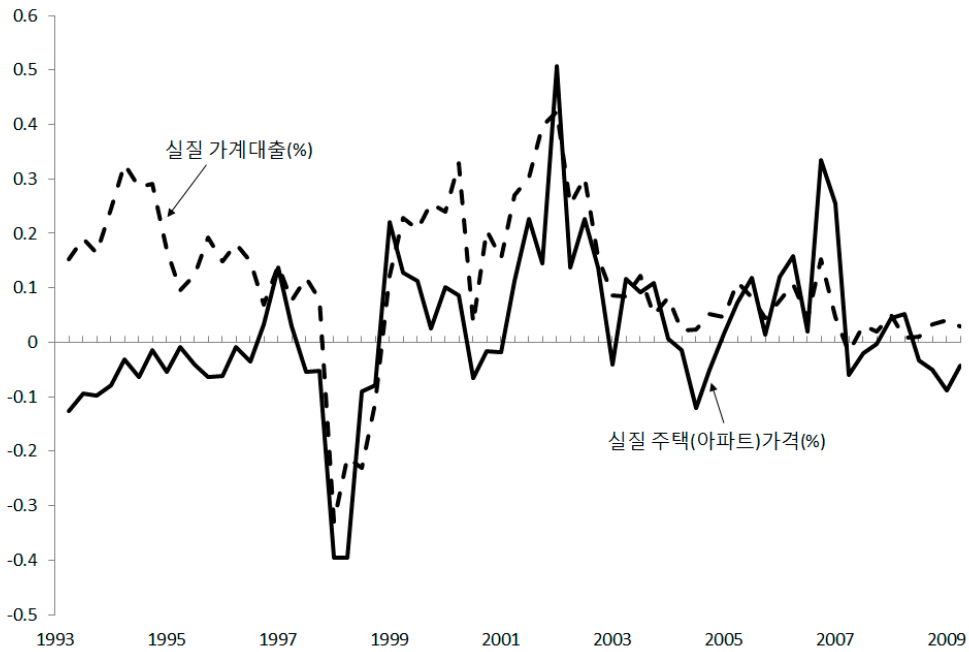


그림 2. 실질 주택가격과 은행 가계대출의 연평균 증가율 추이(%)

자료: 한국은행(<http://www.bok.or.kr>), 국민은행(<http://www.kbstar.co.kr>), 통계청(<http://kosis.kr>).

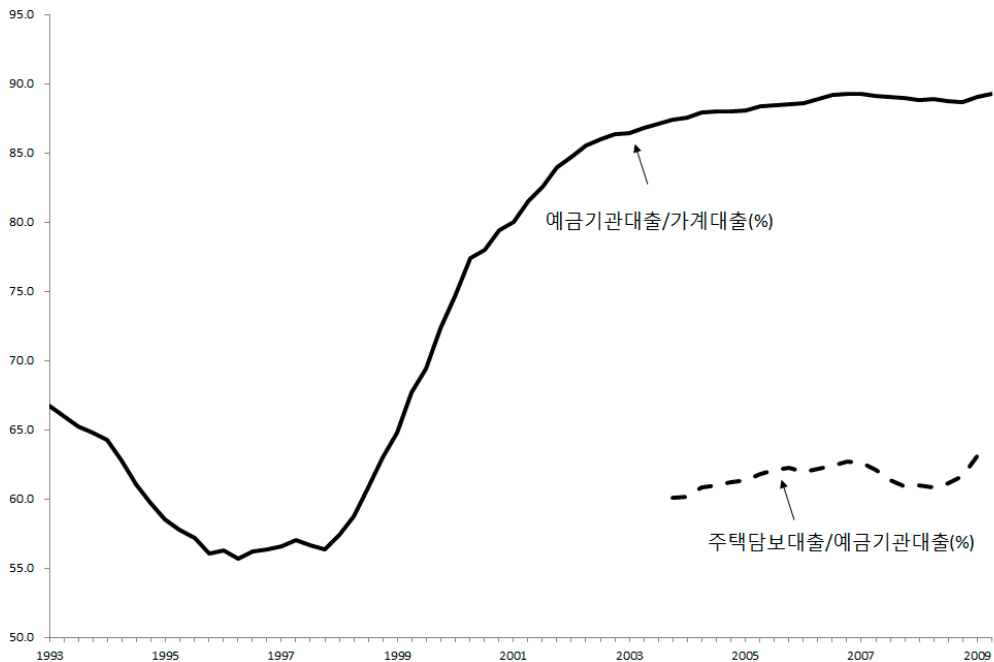


그림 3. 은행의 가계대출에서 주택 담보대출이 차지하는 비중 추이(%)

자료: 한국은행(<http://www.bok.or.kr>).

추세이다.

본 연구의 관심사인 실질 주택가격과 은행의 가계대출의 증가율을 보면, 1998년 외환위기 이후 실질 주택가격과 실질 은행대출의 변동 간에는 밀접한 관계를 가지고 있다는 것을 알 수 있다(그림 2). 이는 전술한 바와 같이 외환위기 이후 기업금융 위축에 따른 상대적인 가계금융의 활성화, 저금리 기조, 경기 활성화를 위한 부동산 부문의 규제완화 등에 일부분 기인한다(정준호, 2008).

그림 3에서 보는 바와 같이, 가계대출에서 예금기관 대출이 차지하는 비중이 외환위기 이후 증가하기 시작하여 2000년대 초반 이후 85% 이상을 넘어서고 있다. 따라서 2000년대 이후 가계대출은 예금기관, 즉 시중은행이 주도하고 있다는 것을 알 수 있다. 또한 시중은행의 가계대출에서 주택 담보대출이 차지하는 비중은 약 60-65%를 차지하고 있으며, 이는 안정적인이다. 따라서 은행의 가계대출에서 주택 담보대출은 매우 중요한 부분을 차지하고 있으며 우리나라 가계대출은 상당부분 이에 의존하고 있다고 볼 수 있다.

2) 외환위기 이후 금융환경의 변화

1990년대 초반 이후 주택시장과 금융시장은 통합되고 있으며, 이는 대출 자유화, 금융상품의 혁신, 규제완화, 이자율의 하락 등과 결부되어 있다(정준호, 2008). 계량분석을 통해서도 은행대출과 주택시장 간의 상호작용에 대해 온전히 파악하기가 힘든 것이 사실이다. 예를 들면, Cameron *et al.*(2006)은 거시 경제변수를 사용하는 최근의 주택가격 변동에 관한 연구들이 신용조건의 변화 등과 같은 구조적인 요인을 파악하지 못함으로써 연구의 한계를 갖고 있다고 지적하고 있다.

외환위기를 전후로 주택 금융제도에 엄청난 변화가 일어났다. 외환위기 이전에 부동산 개발과 투자 관련 부문은 신용통제 부문으로 지정되어 이 부문으로의 은행대출은 제한되어 있었다. 심지어

상위 10대 재벌도 정상적인 경영활동을 위한 부동산을 구입할 경우 가능한 많은 부분을 자체 재원으로 조달하도록 요구받았다. 100m²를 초과하는 주택을 구입하거나 건설하는 경우 가계대출은 사실상 금지되었다. 대부분의 자금이 기업부문으로 대출이 되었기 때문에 주택 담보대출은 매우 제한적이었다. 따라서 부동산시장은 공식적인 금융시장과 유리되어 있었다. 공식적인 주택 금융시장이 전체 주택금융에서 차지하는 부분은 약 38.4%에 불과하였다. 대부분의 주택금융은 사금융인 전세제도에 의존하고 있었다(손재영, 2008).

외환위기 이후 이러한 주택 금융시장에서 커다란 변화가 일어났다. 부동산개발과 투자 관련 부문이 신용통제 부문의 지정에서 해제되었다. 그리고 가계에 대한 은행대출의 요건도 상당부분 완화되었다. 신탁법의 개정, ABS, MBS, REIT 등이 도입되어 부동산 금융시장의 제도적 환경이 급속도로 폐쇄체제에서 개방체제로 전환되었으며 금융시스템도 은행 중심에서 자본시장 중심으로 변동하고 있다. 금융기관의 경영전략도 기업금융 중심에서 소비자 금융 중심으로 이동하였다(정준호, 2008; 손재영, 2008; 박원석, 2013). 이는 외환위기가 재벌 대기업의 과도한 과잉투자에 기인한 바가 크고 이로 말미암아 많은 기업들이 구조조정을 경험하여 자금수요가 과거와 달리 매우 축소되었기 때문이다. 따라서 가계에 대한 은행대출의 신용계약은 공급측면에서 외환위기 이후 금융규제의 완화로 인해 느슨해졌다고 볼 수 있다.

2000년대 부동산 경기의 붐으로 인해 주택 담보대출에 대한 금융규제가 단행되었다. 소위 LTV와 DTI 등과 같은 거시 건전성 규제수단이 이자율 조절을 통한 통화정책 대신에 부동산 금융의 신용계약에 큰 영향을 미쳤다. 40-60%의 상한선을 가진 LTV와 40%의 DTI가 각각 2002년 9월과 2005년 8월에 - 지역사정에 따라 그 조건이 차별적이지만 - 도입되었다. LTV와 DTI에 의한 주택 금융시장의 안정성은 각각 주택가격의 쇼크와 소득

의 쇼크를 완화하는 것에 주안점을 두고 있었다. DTI는 경제적 상환능력을 초과하는 과잉대출을 억제하는 금융 소비자를 보호하는 사전적인 장치이지만, LTV는 금융기관의 사후적 손실을 감소시켜 주는 장치이다. 우리나라에서 2005년 이후 부동산 관련 금융규제는 LTV에서 DTI 중심으로 이동하였다고 볼 수 있다(허석균, 2008).

4. 실증 분석

1) 장기 분석

(1) 분석 방법

은행대출과 주택가격 간의 상호작용을 분석하기 위해서는 우선적으로 두 변수 간의 인과관계의 방향이 어떻게 되었는지를 검토해야 한다. 이를 위해 공적분에 기반한 VAR 모형을 이용한다. 이러한 모형의 분석을 통해 주택가격과 은행대출이 경제의 기초여건에 따른 가치와 어떠한 차이를 보여주고 있는지를 파악할 수 있다. 그리고 장기 균형에 의해 제시된 것과 비교하여 주택가격과 은행대출 간의 조정이 수반되었는지도 파악할 수 있다.

이러한 공적분 기반의 VAR 모형을 통해 은행대출과 주택가격 간의 인과관계 및 상호작용을 분석할 수 있다. 시계열에 대한 예비적인 분석으로 단위근과 공적분 검정을 수행한다. 예를 들면, 실질 은행대출, 실질 GDP, 실질 이자율, 실질 주택가격 간의 장기 관계는 Johansen(1991)이 제안한 다변량 공적분 검정을 통해 확인할 수 있다. 이를 위한 공적분 VAR 모형은 다음과 같다.

$$X_t = B_1 X_{t-1} + \dots + B_k X_{t-k} + \mu + \delta \tau_t + \varepsilon_t$$

여기서 X 는 거시변수들의 내생변수의 벡터, μ 는 상수의 벡터, τ 는 비확률(deterministic) 시간추세, ε 는 백색 잡음 오차항의 벡터이다.

이는 다시 벡터 오차수정(vector error correction) 모형으로 바꿀 수 있다.

$$\Delta X_t = C_1 \Delta X_{t-1} + \dots + C_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + C_0 X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t$$

이러한 Johansen 방법은 최우(maximum likelihood) 추정에 기반하여 내생변수 간의 장기 관계의 수를 나타내는 행렬 C_0 의 순위를 검정하는 것이다.

(2) 분석 결과

공적분 검정을 수행하기 전에 시계열의 안정성 여부를 판단해야 한다. 거시 경제자료는 흔히 시간 종속적인 평균이나 분산을 갖기 때문에 안정적이지 않다. 상이한 시계열에 대한 적분차수를 결정하기 위해 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정을 수행한다. 시계열은 계절조정을 한 1993년 1분기-2009년 2분기 자료이다. 표 1에서 보는 바와 같이, 건축허가동수를 제외한 모든 변수들이 I(1)에서 안정적인 시계열을 보여주고 있다. 특히 장기 공적분 분석에 사용될 실질 주택가격, 은행대출, 이자율, GDP는 모두 I(1)에서 안정적인 시계열을 보여주고 있다. 또한 표 1은 단기 분석에서 사용될 건축허가동수와 고용률과 같은 다른 변수들에 대한 단위근 검정 결과를 포함하고 있다.

공적분은 계량경제학적 의미에서 장기 균형이라는 경제적 관계를 나타낸다. 전술한 바와 같이, 적분차수 I(1)인 단위근을 갖는 둘 이상의 변수들 간의 비제약적인 VAR 모형 구축을 통해 이를 확인할 수 있다(Johansen, 1991). 여기에서 공적분 검정은 분산이 평균으로 회귀하거나 또는 어떤 시점에서 일정치 않은 확률적 추세가 시간에 따라 변하는 선형 시간추세(linear time trend)인 결정적

표 1. 단위근 검정 결과: ADF 검정

변수	수준	1차 차분
실질 GDP	-2.994 (T)	-5.401** (C)
실질 은행대출	-2.378 (T)	-2.984* (C)
실질 주택(아파트)가격	-2.224 (T)	-4.279** (C)
실질 이자율	-2.999 (T)	-5.161** (C)
건축허가동수	-3.108* (C)	-
고용률	-2.690 (C)	-4.647** (C)

주: 1) T는 시간추세와 상수가 모두 포함된 것을, 반면에 C는 상수만 포함된 것을 가리킨다.

2) *, **는 각각 5%와 1% 수준에서 유의함.

추세(deterministic trend)를 가정한다.

이러한 공적분 검정은 또한 충분한 시차를 필요로 한다. 표 2에서 보는 바와 같이, 시차 선정의 기준에 관한 통계량을 통해 적정 시차를 설정한다. LR, FPE, AIC, HQ 통계량을 보면 시차 3이 적정 시차이지만, SC의 경우 적정 시차는 2이다. 이들 통계량을 종합하여 볼 때 시차 3을 적정 시차로 선택할 수 있다.

전술한 바와 같이, 내생변수 간의 장기 관계의 수를 의미하는 행렬 C_0 의 순위의 검정은 두 가지 통계량(예: trace와 maximum eigenvalue test)을 통해 가능하다. 선형 결정론적 추세와 시차 3을 가정할 경우, 표 3에서 보는 바와 같이, 공적분(CI) 관계가 없다는 귀무가설은 5% 수준에서 기각될 수

있다. 이는 수준 변수에서 안정적이지 않은 변수들이 하나의 선형 결합을 형성하고 있다는 것을, 즉 장기 균형관계가 있다는 것을 시사한다. 이는 또한 행렬 C_0 가 $C_0 = \alpha\beta'$ 로 인수분해 가능하다는 것을 의미한다. 여기서 α 와 β 는 (4×1) 벡터이다. β 는 공적분 계수로 내생변수의 장기 관계를 나타내고, α 는 $\beta'x$ 가 주어진 경우 내생변수의 장기 균형에 대한 동태적인 조정을 가리킨다.

표 3은 실질 은행대출에 대해 정규화할 경우 CI 벡터 파라미터의 추정치를 보여주고 있다. 여기서 특기할만한 것은 실질 GDP에 대한 실질 은행대출의 장기 탄력성이 1보다 크다는 점이다. 즉 이는 시간의 흐름에 따라 실질 은행대출이 실질 GDP보다 더 많이 증가했다는 것을 나타내며, 외환위기

표 2. 적정 시차의 선택 기준

시차	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-6,249	-	1.64E-05	0.336	0.474	0.390
1	369,080	689,129	1.26E-10	-11,445	-10,753	-11,174
2	403,877	59,327	6.85E-11	-12,062	-10,816*	-11,573
3	431,268	43,107*	4.80E-11*	-12,435*	-10,636	-11,730*
4	439,853	12,384	6.33E-11	-12,192	-9,839	-11,270
5	452,221	16,221	7.55E-11	-12,073	-9,166	-10,934

주: 1) LR(sequential modified LR test), FPE(Final prediction error), AIC(Akaike information criterion), SC(Schwarz information criterion), HQ(Hannan-Quinn information criterion)

2) *는 5% 수준에서 유의함.

표 3. 공적분 분석 결과(1994:1-2009:2)

시차	Johansen trace 검정			
	r=0	r≤1	r≤2	r≤3
3	64,189 (0,001)	21,413 (0,332)	7,638 (0,505)	2,292 (0,130)
	Johansen maximum eigenvalue 검정			
	r=0	r≤1	r≤2	r≤3
	42,776 (0,000)	13,776 (0,384)	5,346 (0,698)	2,292 (0,130)
변수	β와 α벡터			
	β	(SE)	α	(SE)
실질 은행대출(L)	1,000	(0,000)	-0,204	(0,039)
실질 GDP(Y)	-1,401	(0,112)	-0,045	(0,034)
실질 이자율(RI)	0,066	(0,007)	-6,257	(2,693)
실질 주택가격(P)	-0,139	(0,070)	-0,084	(0,060)

주: 괄호 안의 수치는 p-value임.

이후 금융자유화의 결과에 기인한 것으로 보인다. 실질 이자율과 실질 주택가격에 대한 실질 은행대출의 장기 탄력성은 각각 0.07과 -0.14로서, 이는 장기적으로 실질 이자율과 주택가격이 10% 상승할 경우 실질 은행대출은 0.7% 감소하고, 실질 주택가격은 1.4% 상승한다는 것을 의미한다. 그리고 조정계수 α 의 표준오차를 보면, 실질 은행대출이 CI 관계에서 편차로 파악되는 불균형에 조정되고 있음을 알 수가 있다.

다른 한편으로, Gerlach and Peng(2005)과 같이, 실질 GDP와 실질 주택가격이 약한 외생변수 여부를 확인하기 위해 이들 변수들이 약한 외생 변수라는 제약을 가하고 LR 검정을 수행했는데, $\chi^2(2)=3.121(p\text{-value}=0.210)$ 로 나타나 이 제약은 기각될 수 없다. 따라서 실질 GDP와 주택가격이 약한 외생변수인 것으로 나타나 주택가격과 은행대출 간의 인과관계에서 보면, 주택가격이 은행대출에 영향을 주고 있다는 것을 시사한다.

요약하면, 공적분 분석은 1994년 1분기-2009년 2분기 기간 동안에 실질 은행대출, 실질 GDP,

실질 이자율, 실질 주택가격 간에 하나의 장기 균형관계가 성립하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 OECD 국가를 사례로 한 Hofmann(2004)과 홍콩을 대상으로 한 Gerlach and Peng(2005)의 연구결과와 일치한다.

2) 단기 분석

(1) 분석 방법

장기 균형 분석과 더불어 주택가격과 은행대출의 변동에 영향을 미치는 단기 요인들을 파악할 필요가 있다. 여기서는 공적분 관계의 분석에서 사용되지 않은 다른 거시변수들이 추가된다. 이는 은행대출과 주택가격의 단기 변화를 설명하는 데 중요한 변수로서 예를 들면, 오차 수정항, 수요와 공급요인을 반영하는 고용률, 주택공급실적 등이 부가된다. 이러한 분석을 통해 주택가격과 은행대출 간의 상호작용을 이해하는 데에 더욱더 다가갈 수 있다.

하지만 이러한 단기 관계를 분석하는 데 수반되는 계량경제학적인 문제가 있다. 은행대출과 주택가격의 변동 간에 상관관계가 매우 높기 때문에 발생하는 동시성의 편의(simultaneity bias) 문제가 있는 것이다. 이에 대처하기 위해 Davidson and MacKinnon(1989)이 제안한 Hausman 검정을 수행하고자 한다. 이는 다음과 같은 방법으로 진행된다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 Z + \beta_2 X_3 + e$$

여기서 Z는 내생 변수이다. X_1 와 X_2 가 Z에 대한 도구변수라고 한다면, 도구변수의 사용 여부에 대해 우선적으로 검토할 필요가 있다. 즉, OLS에 의해 얻어진 추정치가 일치성을 갖는지를 판단해야 한다.

모든 외생변수의 함수로서 각 내생변수의 잔차들을 포함하여 다음과 같이 회귀분석을 수행한다.

$$Z = \gamma_0 + \gamma_1 X_1 + \gamma_2 X_2 + \gamma_3 X_3 + \mu$$

그리고 잔차 Z-res를 포함하여 다음과 같은 회귀분석을 재차 수행한다.

$$Y = \delta_0 + \delta_1 Z + \delta_2 X_3 + \delta_3 (Z - \text{res}) + e$$

만약 δ_3 이 통계적으로 유의하게 0과 다르다면, OLS 추정결과는 일치성을 갖지 않는 추정량이라고 판단할 수 있다. 이 경우 2SLS, 즉 도구변수 추정을 해야 한다.

Gerlach and Peng(2005)과 같이, 회귀분석은 일반-특수(general-to-specific) 방법에 따라 시차를 조정하여 축약형(parsimonious) 모형을 도출한다. 예를 들면, 은행대출의 변동에 관한 단기 분석에서는 종속변수의 시차가 4이고 독립변수의 시차는 0과 4이고 CI(-1)인 일반적인 회귀 추정모형에서 출발한다. 일반-특수 방법은 t값에 따라 통계적으

로 가장 유의하지 않은 시차 변수들을 단계적으로 제거하는 방식이다. 이러한 과정을 거쳐 축약형 회귀모형이 최종적으로 도출된다. 단기 시계열 회귀분석은 각각 실질 은행대출과 주택가격 변동에 대해 수행되고, 그 다음에 규제 변화가 실질 은행대출의 변동에 미치는 효과를 검토한다.

(2) 분석 결과

① 은행대출의 변동

실질 은행대출 변동에 대한 단기 분석의 경우, 이에 영향을 미치는 변수들은 다양하고 많을 수 있지만, 여기서는 기존의 공적분 분석에 사용된 변수 이외에 공적분 분석이 시사하는 바와 같이 오차 수정항(CI(-1))이 추정식에 포함된다.

Gerlach and Peng(2005)이 지적한 바와 같이, 여기서 관심이 되는 것은 금기의 은행대출과 주택가격 간의 동시적인(contemporaneous) 인과관계를 규명하는 것이지, 두 변수 간의 과거와 미래값의 인과적 관계를 예상하는 Granger 인과 분석은 아니다. 은행대출과 주택가격 변동 간의 높은 상관관계로 인해 발생할 수 있는 동시성의 편의를 파악하기 위해 전술한 Hausman 검정을 수행했는데, 표 4에 보는 바와 같이, 잔차(Z-res)항이 통계적으로 유의하지 않아 0과 다르지 않기 때문에 ($p=0.265$), OLS 추정치가 일치성을 갖는다는 귀무가설은 기각될 수 없다. 따라서 OLS 추정으로 충분하지만 추가적으로 2SLS 추정을 수행하여 그 결과를 비교하면 OLS의 그것과 큰 차이가 거의 없다.

표 4에서 보는 바와 같이, 분석에 사용된 변수들은 5% 수준에서 통계적으로 모두 유의하다. 오차 수정항(CI(-1))은 1% 수준에서 통계적으로 유의하고 그 부호는 음(-)이다. 이는 과도한 은행대출의 증가가 다음기의 은행대출의 변동을 감소시켜 은행대출, GDP, 이자율, 주택가격 간의 안정적인 장기 관계를 유지하기 위해 시간에 따른 조정이

표 4. 은행대출 변동에 대한 단기 결정요인의 분석 결과(1994:2-2009:2)

ΔL_t	Hausman 검정			OLS-white			2SLS		
	계수	t값	p값	계수	t값	p값	계수	t값	p값
ΔL_{t-2}	0.360	6.547	0.000	0.363	6.860	0.000	0.360	5.950	0.000
ΔY_t	0.379	2.414	0.019	0.327	2.368	0.022	0.379	2.230	0.030
ΔP_t	0.253	3.060	0.004	0.312	6.610	0.000	0.253	2.877	0.006
ΔP_{t-3}	0.158	2.707	0.009	0.137	2.543	0.014	0.158	2.388	0.021
ΔRL_{t-1}	-0.007	-5.172	0.000	-0.007	-5.096	0.000	-0.007	-4.988	0.000
CI_{t-1}	-0.141	-10.877	0.000	-0.137	-10.622	0.000	-0.141	-9.545	0.000
C	0.009	3.541	0.001	0.010	3.734	0.001	0.009	3.185	0.002
Z -res	0.123	1.127	0.265	-	-	-	-	-	-
Adj-R ²	0.868			0.867			0.820		
D-W 통계량	1.940			1.930			1.985		

주: L: 은행대출; Y: GDP; P: 주택가격; RI: 이자율; CI: 오차 수정항; C: 상수; Z-res: 잔차.

이루어진다는 것을 시사한다. 실질 이자율의 변동은 1분기 시차를 두고서 은행대출의 변동과 음(-)의 관계를 유지하고 있기 때문에, 이자율의 상승이 다음기의 은행대출의 변동을 감소시킨다는 것을 의미한다. 또한 주택가격의 상승은 금기와 3분기 시차를 두고서 은행대출의 증가와 정(+)의 관계가 있다. GDP의 증가는 동시적으로 은행대출의 증가와 정(+)의 관계가 있다.

은행대출의 단기 변동에 대한 분석 결과를 요약하면, 1990년 초반-2000년대 후반 기간 동안에 주택가격의 상승은 은행대출의 증가와 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있다는 것을, 즉 주택가격의 상승이 은행대출의 증가에 중요한 역할을 했다는 것을 시사한다.

② 주택가격의 변동

은행대출의 변동에 대한 단기 시계열 회귀 분석과 마찬가지로 시차가 4인 종속변수와 독립변수로 설정된 일반적인 회귀모형에서 출발하여 전술한 일반-특수 방법에 따라서 적정 회귀모형을 도출한다(표 5 참조). 고용률의 증가가 미래 소득의 증가에 대한 불확실성의 감소를 의미하기 때문에 주

택 서비스와 투자수요에 영향을 미친다고 생각하여 이 변수를 단기 분석에 포함한다. 다른 한편으로, 주택가격 변동에 대한 공급측면의 요인을 파악하기 위해 건축허가 실적을 새로운 변수로 도입한다. 이외에도 주택가격의 변동에 영향을 미치는 중요한 요인으로 규제조건(Glaser *et al.*, 2005), 투기적 행태, 가구의 수, 주택스톡 등을 거론할 수 있다. 이처럼 경제적 기초여건이외에도 여러 가지 심리적, 제도적 요인들이 주택가격의 변동에 영향을 미친다. 여기서는 주택가격 변동의 결정요인을 분석하는 것이 주요 목적이 아니라 은행대출과 주택가격 변동 간의 인과관계의 패턴을 살펴보는 것이 더욱더 중요한 작업이기 때문에 거론한 변수들을 모두 반영하지 못한다. 하지만 규제조건의 변화는 주택가격의 변동에 중요한 영향을 미치기 때문에 이를 반영하기 위해 2002년 9월에 처음 도입된 LTV가 향후 DTI와 더불어 거시 건전성 규제 수단으로 중요한 역할을 수행한다는 점에서 그 이전과 이후를 0과 1로 구분하는 레짐(regime) 변화 더미변수를 부가한다.

앞의 분석과 마찬가지로 잠재적인 동시성 편의를 파악하기 위해서 Hausman 검정을 수행한다.

표 5에서 보는 바와 같이, 잔차(Z-res)항이 통계적으로 유의하여(p=0.023) OLS 추정치가 일치성을 갖는다는 귀무가설은 기각될 수 있다. 따라서 OLS 추정치는 일치성을 갖지 않기 때문에 2SLS, 즉 도구변수 추정을 해야 한다. 주택가격 변동에 대한 2SLS 추정모형에서 금기의 은행대출 변동이 통계적으로 유의하지 않아 이를 제거하고 다시 OLS 추정을 수행하였는데, 두 회귀모형의 추정 결과 사이에는 큰 차이가 없다.

표 5에서 보는 바와 같이, 전기의 이자율 변수는 통계적으로 유의하고 예상한 바와 같이 주택가격 변동과 음(-)의 관계이다. 이는 금기의 과도한 이자율 수준은 다음기의 주택가격의 변동에 부정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다. 하지만 건축허가와 고용률 변화는 일반 예상과는 다른 부호를 보여주고 있다. 주택공급과 관련된 첫 번째 변수에 대해서는 분석기간 동안에 주택시장이 일반 상품시장과는 달리 일반적인 수요와 공급의 법칙이 작동하지 않는 자산시장처럼 움직였다는 것을 보여주는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 반면에, 주

택수요와 관련된 고용률 변동에 대해서는 해석하기가 쉽지 않으며, 추후의 연구가 필요할 것으로 생각된다. 하지만 고용 증가가 일정 부분 비정규직의 증가에 의해 이루어지고 있는 상황에서 가계의 소비 여력이 충분치 않아 주택투자 수요가 감소한다고 볼 수 있을 것이다. 그런데 이러한 효과는 소득 분위별로 상이할 것으로 생각된다.

③ 규제 변화가 은행대출의 변동에 미친 효과

참여정부는 주택가격의 안정화를 위해 거의 모든 정책수단을 동원하였다. 특히 이전 부동산 정책과의 차이는 LTV, DTI와 같은 거시 건전성 규제를 도입했다는 점이다(정준호, 2008). LTV와 DTI는 각각 2002년 9월과 2005년 8월에 주택 담보대출에 대한 건전성 규제를 강화하기 위해 도입되었다. 이는 참여정부 동안 규제 정도에 따라 크게 세 시기로 구분할 수 있을 것이다. 첫째는 LTV 규제의 도입 시점부터 2003년 10.29대책 발표 직전까지 은행권의 LTV 규제비율이 대체로 60%인 시기이다(2002년 10월-2003년 10월). 둘째는 투

표 5. 주택(아파트)가격 변동에 대한 단기 결정요인의 분석 결과(1994:2-2009:2)

ΔP_t	Hausman 검정			2SLS			OLS-white		
	계수	t값	p값	계수	t값	p값	계수	t값	p값
ΔP_{t-1}	0.361	3.589	0.001	0.349	3.402	0.001	0.376	3.440	0.001
ΔY_t	0.613	3.911	0.000	0.725	4.313	0.000	0.714	6.245	0.000
ΔL_t	0.225	1.251	0.217	-0.027	-0.122	0.903	-	-	-
ΔL_{t-3}	0.143	2.038	0.047	0.147	2.124	0.038	0.179	2.288	0.026
RI_{t-1}	-0.005	-2.553	0.014	-0.008	-3.714	0.001	-0.007	-5.328	0.000
ΔEmp_{t-2}	-1.512	-4.128	0.000	-1.110	-2.316	0.025	-1.189	-3.608	0.001
$\Delta Unit_{t-2}$	0.047	3.333	0.002	0.056	3.678	0.001	0.050	3.614	0.001
레짐 더미	-0.007	-0.503	0.617	-0.028	-1.830	0.073	-0.024	-2.652	0.011
C	0.014	0.778	0.440	0.043	2.109	0.040	0.037	3.615	0.001
Z-res	0.657	2.347	0.023	-	-	-	-	-	-
Adj-R ²	0.727			0.618			0.618		
D-W 통계량	2.144			2.333			2.366		

주: Emp: 고용률; Unit: 건축허가동수.

기지역 아파트에 대한 LTV 규제비율이 40%로 강화되는 가운데, 제2금융권에 대한 LTV 규제가 강화되는 시기이다(2003년 11월-2005년 6월). 셋째는 LTV 규제비율이 더욱 강화되는 가운데, DTI 규제가 도입되는 시기이다(2005년 7월 이후). 여기서 DTI 규제는 결과적으로 주택 금융대출에 대한 거시 건전성 규제에서 가장 효과적인 영향력을

발휘하였다(허석균, 2008).

LTV가 도입된 2002년 3분기를 전후로 주택 금융규제의 레짐 변화를 파악하기 위해 더미변수를 사용하여(표 6), 이러한 규제 변화가 은행대출의 증가에 미친 영향을 추정한다. 전술한 바와 같이, LTV와 같은 거시 건전성 규제 도입이 레짐 변화를 시사하기 때문에 이를 반영하기 위해 레짐 더

표 6. 규제 변화가 은행대출의 변동에 미친 효과(1994:2-2009:2)

ΔL_t	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
ΔL_{t-2}	0.360 (6.905)	0.305 (5.803)	0.350 (6.487)	0.360 (6.233)	0.314 (5.554)
ΔY_t	0.342 (2.437)	0.323 (2.612)	0.329 (2.513)	0.314 (2.285)	0.322 (2.556)
ΔP_t	0.317 (6.887)	0.343 (5.716)	0.308 (6.180)	0.338 (5.938)	0.340 (5.612)
ΔP_{t-3}	0.148 (2.682)	0.282 (4.633)	0.214 (3.912)	0.133 (1.860)	0.278 (4.503)
ΔRI_{t-1}	-0.007 (-5.050)	-0.007 (-5.577)	-0.008 (-5.362)	-0.007 (-4.910)	-0.008 (-5.424)
CI_{t-1}	-0.132 (-8.819)	-0.137 (-10.819)	-0.141 (-11.157)	-0.133 (-9.965)	-0.138 (-10.753)
C	0.010 (3.890)	0.013 (5.207)	0.010 (4.225)	0.010 (3.753)	0.012 (4.911)
레짐 $\times CI_{t-1}$	-0.027 (-0.778)	-	-	-	-
레짐 $\times \Delta P_t$	-	-0.109 (-1.198)	-	-	-
레짐 $\times \Delta P_{t-3}$	-	-0.226 (-3.732)	-	-	-
정책1 $\times \Delta P_t$	-	-	-0.101 (-0.887)	-	-0.139 (-1.114)
정책1 $\times \Delta P_{t-3}$	-	-	-0.184 (-2.854)	-	-0.249 (-3.634)
정책2 $\times \Delta P_t$	-	-	-	-0.092 (-0.918)	-0.103 (-0.999)
정책2 $\times \Delta P_{t-3}$	-	-	-	-0.005 (-0.065)	-0.164 (-2.166)
Adj-R ²	0.866	0.878	0.873	0.864	0.874
D-W 통계량	1.946	2.061	1.951	1.955	2.048

주: OLS-white로 추정된 것이고, 괄호 안의 수치는 t값임.

미변수를 도입한다. 그리고 주택 금융시장에 대한 정부의 개입 강도에 따라 두 개의 더미변수를 부가한다. 정책 1은 LTV의 도입기(20002:4-2005:2)이고, 정책 2는 LTV와 DTI 규제수단이 동시에 활용되는 시기(2005:3-2009:2)를 반영한다.

모형 1은 공적분 관계에서 구조적인 전환점이 존재하는지를 확인하기 위해 레짐×오차 수정항 더미변수를 부가한 것이다. 그러나 이 변수는 통계적으로 유의하지 않다. 2모형은 레짐 변화에 따른 주택가격의 변동이 은행대출 증가에 미친 효과를 검토하기 위해 상호작용항 레짐× ΔP_t 와 레짐× ΔP_{t-3} 을 도입한 회귀모형으로 후자는 통계적으로 유의하다. 이는 규제 도입의 효과가 3분기 시차를 두고서 주택가격의 변동과 그에 따른 은행대출의 증가에 부정적인 영향을 미치고 있다는 것을 보여준다.

3모형, 4모형, 5모형은 규제조건의 강화에 따른 효과를 확인하기 위한 회귀모형이다. 모형 5를 기준으로 보면 LTV 규제가 점차로 강화되는 정책 1과 LTV와 DTI 규제가 모두 사용되는 정책 2 모두에서 3분기 시차를 두고 주택가격의 변동과 그에 따른 은행대출의 증가에 통계적으로 유의한 부정적인 영향을 미치고 있다. 이는 모형 2의 결과와 동일하다. 3분기 시차 때문에 규제조건이 강화된 모형 4의 경우 더미변수가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 보인다. 그러나 모형 5에서 두 가지 더미변수 모두를 포함할 경우 두 더미변수 모두 3분기 시차를 두고서 주택가격의 변동과 그에 따른 은행대출의 증가에 부정적인 영향을 미치고 있다.

5. 요약과 결론

1990년대 초반-2000년대 후반 기간을 대상으로 장기 공적분 분석과 시계열 단기 회귀분석을 수행하여 얻어진 연구결과를 요약하면 다음과 같

다. 첫째, 공적분 분석은 주택가격 변수가 약한 외생성을 가지고 있다는 것을 보여주었다. 이는 은행대출과 주택가격 간의 인과성의 패턴이 주택가격 상승→은행대출 증가로 이어진다는 것을 시사한다. 또한 단기 시계열 분석은 은행대출과 주택가격 변동 간의 동시적인 인과관계의 방향이 후자에서 전자로 향하고 있다는 것을 보여주었다. 하지만 3분기 시차를 두고서 은행대출 변동이 주택가격의 변화에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 2000년대 초·중반에 각각 도입된 LTV와 DTI와 같은 거시 건전성 규제는 대출에 대한 신용기준을 강화토록 함으로써 주택가격 변동에 대한 신용 증가의 탄력성을 떨어뜨리는 데에 기여한 것으로 나타났다. 이와 같은 규제의 변화는 부동산과 금융시장의 안정화에 크게 기여하였다.

이러한 경험적인 분석 결과는 홍콩을 사례로 한 Gerlach and Peng(2005)의 연구 결과와 일치한다. 하지만 우리나라의 경우 3분기 시차를 두고서 은행대출 증가가 주택가격의 상승을 야기했다. 따라서 은행대출과 주택가격 사이에는 시차를 두고서 상호작용이 존재한다. 그럼에도 불구하고 본고의 경험적 연구 결과는 과도한 은행대출이 동시적으로 주택시장의 활황을 야기했다는 논리를 일단 유보하게 만든다.

그 대신에 경제 전반 또는 부동산 부문에 대한 미래 기대의 변화에 따른 2000년대 초·중반의 주택시장의 활황이 - 부동산 시장의 본래적인 비탄력적인 공급을 감안하면 - 주택가격의 변동을 야기하고 이에 따라 주택 담보가치와 대출수요가 증가함으로써 결과적으로 은행대출이 증가했다는 논리가 더 부합된다고 할 수 있을 것이다.

하지만 이러한 설명이 보다 적실성을 갖기 위해서는 금융 접근성의 확대를 가능케 한 금융부문의 규제완화 없이는 이것이 가능하지 않았다는 점을 염두에 두어야 한다. 따라서 외환위기 이후 금융규제의 완화가 부동산 시장의 활황을 설명하는 데 중요한 전제조건이 된다.

또한, 규제가 대폭 완화된 금융시장에서 LTV·DTI와 같은 거시 건전성 규제는 매우 중요한 역할을 수행한다는 점이다. 이러한 규제는 금융부문의 주택시장에 대한 위험을 관리하고 감소시켜 은행시스템의 안정화에 기여할 수 있다. 특히 금융시장과 부동산시장이 점점 더 통합되는 현재의 시장 환경에서 이러한 거시 건전성 규제는 더욱더 중요하다고 평가할 수 있을 것이다.

주

- 1) 본고에서 분석기간이 1993-2009년에 한정되는 것은 가계에 대한 은행대출 자료의 가용성 때문이다. 분석에 사용되는 은행대출에 대한 1993-2009년 시계열 자료를 한국은행에서 입수하였다. 하지만 최근에는 이에 대한 새로운 시계열 자료가 제공되고 있다. 여기서 사용되는 모든 명목변수는 소비자물가지수를 사용하여 실질변수로 전환한다.
- 2) 이자율은 회사채(장외3년, AA- 등급) 수익률이다 실질이자율을 산정하는 과정에서 사용되는 명목 물가상승률은 전년 동기대비 물가상승률이다.

참고문헌

- 박원석, 2013, “주거복지 확충을 위한 리츠의 활용방안”, 한국경제지리학회지 16(2), pp.275-292.
- 박준용·이우현·남창우, 2003, “서울 아파트 시장의 가격 결정요인”, 계량경제학보 14(1), pp.77-103.
- 손재영, 2008, “우리나라 부동산 금융의 현황과 과제”, 손재영 편, 한국의 부동산 금융, 서울 : 건국대학교 출판부, pp.15-43.
- 이종아·정준호, 2010, “주택 자본자산 가격결정(Capital Asset Pricing Model)을 활용한 위험과 수익분석: 서울 강남 3개구 아파트 시장의 경우”, 한국경제지리학회지 13(2), pp.234-252.
- 장병기·심성훈, 2004, “주택시장에서 기초경제여건의 영향력에 관한 연구: 구조 변화를 고려하며”, 국토연구 41, pp.83-100.
- 전해정, 2012, “유동성 변수가 주택가격에 미치는 영향 및 정책적 시사점에 관한 연구”, 한국경제지리학회지 15(4), pp.585-600.
- 정준호, 2008, “참여정부의 부동산정책 평가: 주택시장의 가격안정화 정책을 중심으로”, 동향과 전망 74호, pp.113-156.
- 차문종, 2004, “주택가격의 결정요인과 정책적 시사점에 대한 연구”, 차문종 편, 주택시장 분석과 정책과제 연구, 서울 : 한국개발연구원, pp.85-148.
- 허석균, 2008, “DTI 규제의 금융시스템 안정화 기능”, KDI 정책포럼 제207호, 서울 : KDI, pp.1-10.
- Bernanke, B. and Gertler, M., 1989, “Agency costs, net worth and business fluctuations”, *American Economic Review* 79, pp.14-31.
- Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S., 1994, “The financial accelerator and the flight to quality”, *Review of Economics and Statistics* 78, pp.1-15.
- Brissiminis, S. N. and Vlassopoulos, T., 2009, “The Interaction between Mortgage Financing and House prices in Greece”, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 39(2), pp.146-164.
- Cameron, G., Murphy, A. and J. Muellbauer, 2006, “Housing Market Dynamics and Regional Migration in Britain”, CEPR Discussion Paper 5832, September.
- Coleman, M., LaCour-Little, M. and Vande, K. D., 2009, “Subprime lending and the housing bubble: Tail wags dog?”, *Journal of Housing Economics* 17, pp.272-290.
- Collins, C. and Senhadji, A., 2002, “Lending booms, real estate bubbles and the Asian crisis”, IMF Working Paper, WP/02/20.
- Davidson, R. and MacKinnon, J. G., 1989, “Testing for consistency using artificial regressions”, *Econometric Theory* 5, pp.363-384.
- Davis, E. P., 1993, “Bank credit risk”, Bank of England Working Paper Series, No 8, April, London.
- Gerlach, S. and Peng, W., 2005, “Bank lending and property prices in Hong Kong”, *Journal of Banking and Finance* 29, pp.461-481.

- Glaeser, E. L., Gyourko, J. and Saks, R. E., 2005, "Why have house prices gone up?", *American Economic Review* 95(2), pp.329-333.
- Goodman, A. C. and Thibodeau, T. G., 2008, "Where are the speculative bubbles in the US housing markets?", *Journal of Housing Economics* 17, pp.117-137.
- Hargraves, M, Schinasi, G. and Weisbrod, S., 1993, "Asset price inflation in the 1980s - a flow of funds perspective", IMF Working Paper, WP/93/77.
- Hofmann, B., 2004, "The Determinants of Bank Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?", *International Finance* 7(2), pp.203-234.
- Johansen, S., 1991, "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models", *Econometrica* 59, pp.1551-1581.
- Pugh, C. and Dehesh, A., 2001, "Theory and explanation in international property cycles since 1980", *Property Management* 19(4), pp.265-297.
- Quigley, J. M., 1999, "Real estate prices and economic cycles", *International Real Estate Review* 2(1), pp.1-20.
- Valverde, S. C. and Fernández, F. R., 2010, "The Relationship between mortgage markets and house prices: does financial instability make the difference?", CenFIS Working Paper 10-02, February.
- 교신: 정준호, 200-701, 강원도 춘천시 효자 2동 192-1, 강원대학교 사회과학대학 부동산학과, 전화: 033-250-6838, 이메일: jhj33@kangwon.ac.kr
- Correspondence: Jun Ho Jeong, Department of Real Estate, Kangwon National University, 192-1, Hyoja-2dong, Chuncheon, Kangwon-do, 200-701, Korea, Tel: +82-33-250-6838, E-mail: jhj33@kangwon.ac.kr.

최초투고일 2013년 10월 10일
수정일 2013년 11월 24일
최종접수일 2013년 11월 26일