

주택가격변동이 국내은행의 수익성 및 재무건전성에 미치는 영향에 관한 연구*

A Study on the Relationship between Housing Price and Domestic Bank Profitability and Stability

이 상 준 (Lee, Sangjun)**
진 창 하 (Jin, Changha)***

< Abstract >

This study analyzes the impact of housing price and deviation on ROA(Return on Asset) and NPL(Non-Performing Loan) of domestic commercial banks by using quarterly financial data of domestic commercial banks, housing price, and macro variables. This study finds that, first, according to DOLS(Dynamic Ordinary Least Square) model estimations, there is a long-term correlation between housing price and household debt. Second, housing price has a positive effect on ROA of domestic banks while it has negative effect on NPL. Notably, the impact of housing price on ROA is consistently positive, meaning that household debt sensitively responds to housing price. Third, deviation has a positive effect on NPL. This result represents the negative effect on the financial stability of a bank increases when the deviation is greater. Therefore, the study suggests that domestic banks should carefully examine the change of housing price in the financial supervision and screening policy of loans.

주 제 어 : 은행수익성, 은행건전성, 주택가격변동, 가계대출변동, DOLS모형, 패널-GMM

Keyword : Banking Profitability, Banking Risk, Housing Prices, Households Loans, Dynamic-OLS, Panel-GMM

I. 서론

주택가격의 상승은 은행의 수익성과 건전성에도 영향을 미치고, 은행의 건전성은 한 국가가 거시경제를 안정적으로 운영하는 데 있어서도 중요한 요소이다(Kiyotaki and Moore, 1997). 최근 들어, 금융시장과 주택시장과의 상호 연계에 대한 신용경로(credit channel)의 역

할에 대한 관심이 증가하고 있다. 특히 2008년 글로벌 금융위기 이후 국내외의 주택 및 금융시장과의 연계 성과 관련된 연구가 진행되면서 금융의 경기순응성(financial pro-cyclicality)에 대한 관심도 증가하고 있다. 금융의 경기순응성이란 금융시스템이 실물부문과 상호작용하면서 이와 관련된 경기변동의 진폭이 확대되고 이에 따라 불균형 역시 확대되는 현상이다. 이러한 금융의 경기순응성은 다양한 형태로 분석이 가능

* 이 논문은 2015년도 한국부동산분석학회 추계학술대회에서 우수논문상을 수상한 이상준의 학위논문 중 일부를 수정 및 보완한 것임을 밝힙니다.

** NH농협금융지주 NH금융연구소 책임연구원, sjlee0703@nonghyup.com, 주저자

*** 한양대학교 경상대학 경제학부 부교수, cjin@hanyang.ac.kr, 교신저자

한데 특히 주택가격의 상승 또는 하락에 따른 은행의 경영성과(수익성 및 재무안정성)¹⁾에 미치는 영향은 금융가속기(financial accelerator)이론으로도 설명할 수 있다.²⁾ 즉, 거시경제적인 여건이 개선되면 기업은 투자를 위한 차입을 하게 되고 차입과정에서 은행은 기업에 대한 정보의 비대칭성의 위험을 감소시키고자 기업이 보유하고 있는 자산을 담보로 제공받게 되고 이는 담보가치 변동이 기업의 차입능력에도 영향을 미치게 있게 된다(Bernanke and Gertler, 1995; Kiyotaki and Moore, 1997). 이러한 담보효과(collateral effect)는 은행과 가계 사이에도 동일하게 적용될 수 있을 뿐만 아니라³⁾ Kiyotaki and Moore (1997)는 금융가속기이론에 따른 담보효과(collateral effect)는 주택시장에 미치는 파급효과가 상당할 뿐만 아니라 경제 내의 다른 부문으로도 그 효과가 전이될 수 있다고 주장하였다.

Bernanke and Gertler (1995)는 주택 및 금융시장과의 상호작용이 이루어지는 과정에서 외부로부터 특정한 충격이 가해지면 경제 내 경기변동의 진폭은 더욱 확대된다고 주장하였다. 특히 우리나라의 경우에는 은행이 가계부문에 제공하는 신용인 주택담보대출이 주택가격과 높은 상관성⁴⁾을 보이기 때문에 두 변수 간 인과관계의 파악은 경기순응성 분석에 있어서도 중요하게 다뤄져야 할 부분이다. 이러한 실증적 관점에서 일반적으로 주택가격과 은행대출(또는 주택담보대출) 간의 상관관계는 정(+)⁵⁾의 관계가 있는 것으로 나타나며, 특히 주택가격과 은행대출 간에는 상호 영향을 미치는 경우도 확인할 수 있다.⁵⁾ 그러나 박연우·방두완

(2012)과 Brissimis and Vlassopoulos (2009)가 지적한 것처럼 주택가격과 은행대출 간에는 그 시기별 또는 지역별 특성에 따라 인과관계는 명확하지 않거나 장기적인 균형관계가 불안정하게 나타날 수도 있다. 따라서 주택가격과 은행대출 간의 상호작용 및 인과관계와 관련된 신용경로(credit channel)에 대한 매우 복합적이거나 이를 통해 거시경제와 주택시장의 충격이 은행대출로 전이되고 그 충격이 은행의 수익성과 건전성에 미치는 영향을 관리할 수 있는 방안을 마련할 수 있다. 또한 주택과 금융시장 간의 전이되는 경로의 이해를 통해 장기적으로 경제성장에 있어서 주택시장의 역할과 중요성을 강조할 수 있다.

한편, Koetter and Poghosyan (2010)는 주택가격의 상승은 은행과 차입자의 도덕적해이(moral hazard)와 역선택(adverse selection)에 따른 위험을 가중시킬 수 있고(Bernanke and Gertler, 1995)은행의 경영성과를 악화시킬 수도 있다고 지적하였다. 일반적으로 주택가격 상승기에는 주택의 담보가치도 증가하기 때문에 은행은 주택담보대출의 심사, 감독과 관리 등과 관련한 규제가 소홀해질 수 있는 위험에 놓여 있다. 더군다나 공격적인 투자자(risk lover)들은 주택의 매매를 통한 자본이득을 추구하는 과정에서 주택담보대출을 활용하게 되는데, 차입자의 원리금 상환능력 및 소득 등에 관한 정보는 상대적으로 부족함에 따라 신용이 낮은 차입자의 부실대출 규모 역시 증가하게 된다. 결과적으로 은행과 차입자의 도덕적해이와 역선택의 문제가 은행의 경영성과를 악화(deviation effect)⁶⁾시킬 가능성을 높이게 되며, 주택가격 상승에 따른

1) 금융감독원의 금융통계시스템(<http://fisis.fss.or.kr>)에서 분류하는 기준에 따르면, 수익성을 평가하는 지표로는 세후당기순익, 총자산이익률(ROA), 자기자본순이익률(ROE), 원화에대금리차, 명목순이자마진 등이 있다. 또한, 여신건전성을 평가하는 지표로는 총여신금액과 이를 일정한 기준에 의해서 분류한 고정이자여신비율이 있고 자본건전성을 평가하는 지표로는 BIS기준 자기자본비율 등이 있다.

2) Bernanke and Gertler (1988, 1995), Kiyotaki and Moore (1997) 등은 금융가속기이론에 대한 규명을 통해서 실물-금융부문간의 상호연계성에 대한 이론적 기반을 마련하였다.

3) Iacoviello(2004)은 일반균형모형을 활용하여 부채가 있는 가계의 차입능력이 주택의 가치에 의존하게 되는 경우를 분석하였는데, 동 연구는 금융가속기효과에 따라 가계의 차입능력은 주택가격의 변화에 영향을 받고 이는 총수요에도 영향을 미칠 수 있음을 보였다.

4) 주택담보대출증가율과 주택가격상승률을 비교해보면 2006년1분기-2008년4분기까지의 상관관계는 0.64인 반면, 2009년1분기-2014년4분기까지의 상관관계는 0.28로 하락하였다. 이는 글로벌 금융위기 이후 국내주택시장의 성장은 둔화되고, 금융당국의 경기부양정책으로 인한 저금리조가 장기화되고 가계부채가 증가함에 따라 주택담보대출이 지속적으로 증가하면서 변수 간 상관관계는 약화되는 양상을 보인 것으로 분석된다.

5) Favara and Imbs (2015)는 미국의 지역별 미시자료를 활용하여 은행의 신규공급이 주택가격의 상승을 유발할 수 있을 뿐만 아니라 지역별로 서로 다른 은행규제정책도 주택가격에 유의한 영향을 미칠 수 있음을 보였다.

6) Koetter and Poghosyan (2010)는 낮은 신용등급의 차입자가 은행을 이용함에 따른 도덕적해이가 나타나는 현상을 Deviation effect로 정의하였다. 즉, 주택가격이 장기적인 균형에서 벗어날수록 이러한 효과는 더욱 강하게 나타나며 이는 은행의 재무건전성에도 부정적인 영향을 미칠 수 있다고 지적하였다. 아울러 은행의 재무건전성은 선행연구마다 서로 다르게 해석하고 있는데 Koetter and Poghosyan (2010)의 경우에는 건전성을 주택가격이 실질가치로부터 벗어난 수준(deviation)을 로지스틱스함수를 이용한 확률모형으로 추정된 값으로 정의하였다.

담보효과(collateral effect)는 은행의 재무건전성을 개선하는 한편 대출자의 신용정보의 비대칭성으로 인해 낮은 신용자의 부실대출 증가와 이에 따른 은행의 재무건전성의 악화(deviation effect)가 동시에 발생할 수 있다고 지적하였다(Koetter and Poghosyan, 2010).⁷⁾

Bernanke and Gertler(1995)와 Koetter and Poghosyan(2010)는 주택시장과 은행대출과의 관계에서 은행의 역할을 강조했다 점에서 공통점이 있으나 그 효과는 서로 상반된다. 이처럼 주택가격변동은 담보효과로 은행의 경영성과에 영향을 미칠 뿐만 아니라 도덕적 해이의 발생 가능성에 따라서도 경영성과에 상반되는 영향을 미칠 수 있다. 특히 글로벌 금융위기 이후 급격하게 변한 금융환경을 감안할 때 이러한 상반되는 두 가지 효과가 국내 은행대출과 경영성과에 어떠한 조건 하에서 나타나는지 여부와 그 크기에 대한 검토의 필요성이 제기된다.

글로벌 금융위기 이후 국내주택시장은 안정세를 보이고 있는 가운데 국내은행들은 가계대출의 급격한 증가와 더불어 장기적인 저금리 기조의 영향으로 수익성이 악화되고 있다. 그러나 주택 및 금융시장 간의 긴밀한 연관성이 각 시장에 영향을 미치고 있음에도 불구하고 국내에서는 주택시장과 은행 간의 상호 관계에 대한 미시적인 연구가 부족한 상황이다(박형근·이상진, 2006; 안종길·최창규, 2008; 최은영외, 2011). 따라서 본 연구는 주택가격변동과 주택가격으로부터 벗어난 수준(Deviation)⁸⁾이 은행의 수익성과 재무건전성에 미친 영향을 국내시장을 중심으로 분석하고 이에 대한 정책적 함의를 도출하고자 한다. 본 연구는 선행연구가 가지고 있는 연구의 한계점을 극복하고 주택과 금융시장의 연계성이 강화되고 있다는 점에 착안하여 다음과 같은 목적으로 연구를 진행한다. 첫째, 주택가격변동과 가계대출과의 관계를 분석한다. 이를 통해 글로벌 금융위기 전후의 국내은행산업의 변화를 분석하고 은행에 미친 영향을 검토한다.⁹⁾ 둘째, 주택가격변동이 은행의 수익성과 재무건전성에 미치는 영향을 분석한다. 특히 글로벌 금융위기 전후의 주택가격변동

이 은행의 수익성과 건전성에 비대칭적으로 영향을 미쳤는지 여부를 분석한다. 셋째, 주택가격이 장기적인 주택의 실질가치로부터 벗어날 경우(Deviation)에 은행의 수익성과 재무안정성에 어떠한 영향을 미치는지 검토한다. 이 분석을 통해 주택가격의 변동 자체의 영향과 비정상적인 주택가격의 변화(Deviation)에 따른 영향을 식별하고 이에 따른 은행의 대처방안도 달라져야 할 것을 보인다. 넷째, 2003년부터 시행된 총부채상환비율(debt to income, DTI)의 제도변화가 은행의 수익성과 재무건전성에 미치는 영향을 추가적으로 검토한다. 동 분석을 통해서 DTI의 대출정책이 은행경영성과에 미친 영향을 분석할 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 주택가격과 은행대출 그리고 은행수익성 및 건전성과의 관계에 대한 기존문헌을 살펴 제 3장에서는 실증분석모형을 소개하고 분석대상 자료에 대한 기초 검토를 실시한다. 제 4장에서는 실증분석모형의 추정결과를 해석하고 제 5장에서는 실증분석결과의 주요 결론과 연구의 한계를 지적한다.

II. 기존문헌 연구

Kiyotaki and Moore(1997)은 금융시장과 실물시장과의 관계에서 금융기관을 비롯한 은행의 역할에 대해서 강조를 하였다. 동 연구를 시작으로 금융부문과 실물부문 간의 거시경제에서의 상호관계에 대한 다양한 연구가 진행되기 시작하였다. Iacoviello (2005)은 주택의 담보효과를 통화정책과 신용채널의 영향에 따른 소비의 변화로 해석하는 연구를 실시하였고, 이어서 Iacoviello and Minetti(2008)은 경제 내의 신용채널(credit channel)에서 가장 큰 영향을 미치는 통화정책을 중심으로 은행대출과 부동산가격과의 관계를 분석하였다. Elbourne (2008)은 미국의 통화정책 변

7) Niinimaki (2009)는 주택담보대출을 위한 담보가치의 수준 및 그 변동의 예측가능성에 따라서 따라 담보가치에 따른 도덕적해이가 달리 발생할 수 있음을 이론적으로 증명하였다.

8) 본 연구에서는 Deviation을 실제 관측된 주택가격과 주택의 실질가치(fundamentals)로부터 벗어난 차이로 정의하며, 아울러 이에 대한 아울러 Deviation에 대한 이론적 접근 방식은 Koetter and Poghosyan (2010)가 제안한 Deviation의 개념을 국내은행 자료에 적용한 것임을 밝힌다. 이는 통계학에서 의미하는 일반적인 error correction term과는 다른 의미를 갖는다. 이러한 개념적 혼용에 대해서 지적해 주신 심사위원회께 감사의 말씀을 드린다.

9) 박형근·이상진(2006), 최은영외(2011), 김제현·정홍순(2012) 등에서 주택가격이 은행대출에만 영향을 미치는 것으로 분석된 반면, 박연우·방두완(2012)은 상호인과관계가 존재한다고 보고하는 등 분석방법, 분석기간과 자료의 특성에 따라서도 결과는 상이하다.

화에 따른 영국의 주택 및 소비시장에 미치는 요인을 SVAR모형으로 분석하였다. 동 연구에서는 미국의 Federal Funds Rate의 변화에 따른 영국의 총소비에 미치는 경로를 분석하였다. 동 연구의 결과에 따르면, 미국의 긴축적인 통화정책과 이에 따른 주택가격의 감소는 주택의 자산효과(housing wealth effect)에 의해서 영국 총소비 중 12~15%를 감소시키는 효과가 나타났다라고 주장하였다. McDonald and Stokes (2013)는 그랜저-인과관계(Granger causality)와 VAR모형을 활용하여 미국 10개 주요도시의 주택시장거품을 검정을 실시하기도 하였는데, Federal Funds Rate이 주택가격의 거품형성에 중요한 요인으로 작용하였다고 지적하였다.

국내에서도 통화정책에서 주택시장의 기능 및 역할과 관련된 연구들이 진행되고 있는 것을 알 수 있다. 손종철(2010)은 1991년부터 2008년까지 국내 분기별 자료를 활용하여 통화정책과 실물변수 그리고 주택가격과의 관계를 분석하였다. 동 연구에서는 주택가격은 CD금리의 영향은 약하게 받는 반면 실질소득과 소비 및 물가에는 큰 영향을 받는다고 분석하였다. 최희갑(2013)은 VEC모형을 활용하여 1999년 1분기부터 2013년 1분까지 해외의 경제충격에 따른 한국의 거시경제와 주택시장과의 관계를 설정하여 소규모 개방경제를 반영하여 보다 현실설명력을 높였다. 동 연구의 분석 결과에서는 한국의 주택가격은 장기적으로 이자율과 부(-)의 관계가 국내생산과는 정(+)의 관계가 있다는 것을 확인하였다.

주택가격과 은행대출 간의 상호작용과 관련된 실증적 연구들은 Bernanke and Gertler (1995)와 Bernanke et al. (1996)의 금융가속기이론에서 체계적으로 정립되면서 활발히 연구되기 시작하였다. 특히 주택가격과 은행대출과의 상호작용은 그 인과관계를 중심으로 다양한 연구가 진행된 것을 확인할 수 있다(Hofmann, 2003, 2004; Gerlach and Peng, 2005; Liang and Cao, 2007; Goodhart and Hofmann, 2008; Brissimis and Thomas, 2009; Davis and Zhu, 2011; Favara and Imbs, 2015). 이와 관련된 국내의 연구로는 한상섭(2011)이 국내의 가계대출, 주택가격, 금리 및 소득에 대한 장기적인 관계를 VECM 및 DAGs(directed acyclic graphs)기법을 활용하여 분석하였다. 동 연구에서는 주택가격과 가계대출은 상호 긴밀하게 연결되어 있으며 가계대출의 안정을 위해서는 주택가격의 안

정이 전제되어야 함을 밝혔다. 박연우·방두완(2012)이 1986년1분기부터 2010년 4분기까지의 국내 분기별 주택가격지수와 은행대출과의 장기적인 공적분관계를 분석하였다. 동 연구에서는 주택가격과 은행대출간의 상호연관성간의 인과관계를 추정한 결과 우리나라에서는 주택가격과 은행대출이 장기적으로 상호 영향을 미치고 있으나, 그 상호 인과관계는 각 지역에 따라 가변적이라고 지적하였다.

주택가격변동은 은행대출에 영향을 미칠 뿐만 아니라 은행의 수익성과 건전성에도 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. Hess et al. (2009)는 1980년부터 2005년까지 호주의 33개 시중은행의 재무정보와 거시경제변수를 설명변수로 활용하여 은행대출에 따른 손실의 결정요인을 분석하였다. 동 연구의 분석결과, 은행대출의 대손발생은 거시경제변수의 영향보다는 은행대출의 증가와 깊은 관계가 있으며 높은 대출증가율은 평균적으로 2년에서 4년의 시차를 두고 대손으로 이어질 수 있다고 주장하였다. Foos et al.(2010)은 1997년부터 2007년까지의 16,000여개의 국가별 연간은행 자료를 활용하여 은행대출과 은행자산건전성과의 관계를 분석하였다. 동 연구에서는 비정상적인 은행대출의 증가는 은행건전성에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 실증적으로 입증하였다. Koetter and Poghosyan (2010)은 독일 내의 은행을 중심으로 1995년부터 2004년까지의 은행별 연간자료를 활용하여 주택가격의 변동과 은행의 상환위험과의 상관성에 대해서 연구를 진행하였다. 동 연구는 PMG(Pooled Mean Group)방법을 활용하여 주택가격을 추정하고 이를 은행의 상환위험에 주요 설명변수로 활용하였는데 분석 결과, 주택가격이 실질가치로부터 벗어난 수준이 높을수록 은행의 상환위험을 증가시킨다고 주장하였다. 박형근·이상진(2006)은 주택가격변동은 은행의 대출금을 증가시키고, 자산건전성과 수익성 등의 경영성과를 개선한다고 주장하였다. 아울러 주택가격상승기와 하락기를 더미변수로 구분하여 분석한 결과, 주택가격의 상승기가 하락기보다 은행의 경영성과를 개선하는 효과가 크다고 보고하고 있다. 최은영 외(2011)은 우리 우리나라 부동산 시장의 가격하락이 일반은행에 미치는 영향에 관해서 분석하였다. 1999년부터 2009년까지 일반은행의 연간재무정보와 주택가격, 거시경제변수와 은행 규모를 고려하여 주택가격변동이 은행대출 및 은행총자산이익률(ROA) 그리고 부실대출비율(NPLR)에 미

치는 영향을 검증하였다. 분석 결과, 주택가격의 변동은 은행의 대출변동과 총자산이익률에 정(+)의 영향을 미치고 부실대출비율에는 부(-)의 유의한 영향을 미친다고 밝혔다. 아울러 부동산하락기의 주택가격변동은 그렇지 않은 시기의 주택가격변동보다 은행대출변동과 총자산이익률 그리고 부실대출비율에 보다 크게 영향을 미친다고 지적하였다. 박정수 외(2013)는 은행의 대출확대전략이 은행수익성과 위험성에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 동 연구에서는 BankscopeDB를 활용해서 1999년부터 2007년까지의 국제은행의 연간 데이터를 바탕으로 OECD 국가 중 19개국의 약 14,600개의 은행별 패널데이터를 구축하고 분석하였다. 동 연구에서는 은행대출을 일반적인 대출전략과 과도한 대출전략은 은행수익성과 위험성에 비대칭적으로 영향을 미칠 것이라는 가설을 분석하였다. 분석결과, 과도한 대출은 은행수익성과 위험성에 부정적인 영향을 미친다는 것을 밝혔을 뿐만 아니라 그 영향 또한 장기적이라고 주장하였다. 김재현·정흥순(2012)은 우리나라의 은행대출 결정요인을 분석하였다. 동 연구에서는 은행대출을 기업부문과 가계부문으로 구분하고, 기업부문은 대기업과 중소기업으로, 가계부문은 주택담보와 가계신용으로 각각 구별하고 부문별 대출 결정모형을 추정하였다. 불안정한 시계열과 설명변수간 내생성(endogeneity)을 통제하기 위해 동적최소자승법(DOLS: Dynamic Ordinary Least Squares)을 활용하여 수준변수(level variables) 사이의 장기적 관계를 추정하였다. 동 연구에서는 기업부문의 대출결정모형에서는 경기동행지수, 세계교역지수, 대출공급능력(은행수신) 등이 영향이 큰 것으로 분석되었고, 가계부문의 대출결정모형에서는 주택경기 및 은행수신이 유의한 영향을 미친다고 주장하였다.

III. 실증분석모형 및 자료 분석

1. DOLS (Dynamic Ordinary Least Squares) 모형

본 연구는 최근 금융당국에서도 높은 관심을 보이고 있는 주택가격과 가계대출 간의 장기적인 상호관계를 DOLS(Dynamic Ordinary Least Squares)모형을 이용하여 우선적으로 분석하였다. 국내 선행연구들의

결과들을 종합해 보면 2000년 이후부터 국내주택가격과 가계대출의 동조성이 나타나는 것을 확인할 수 있는데, 이는 국내은행이 총대출에서 가계대출의 비중을 늘리기 시작한 시점과 일치한다. 이와 같은 실물-금융부문의 상호연계성과 관련하여 선행연구(손종철, 2010; 신승우외, 2013)들이 수행되었으나 대부분의 선행 연구들은 가계대출과 주택가격과의 관계 분석에 목적을 두고 있지 않기 때문에 이 두 변수간의 미시적 관계에 영향을 미치는 요인을 검토하는 데에는 한계가 존재한다. 따라서 본 연구에서는 가계대출과 주택가격과의 관계를 분석하고 이를 토대로 주택가격이 실질가치로부터 벗어난 수준(Deviation)을 도출할 수 있는 DOLS모형을 소개하고 이를 적용하고자 하였다.

가계대출과 주택가격 간의 장기적 공적분관계를 설정하고 이를 오차수정모형(error correction model)으로 추정한다. 하지만 오차수정모형의 적용을 위해서는 변수를 차분하는 과정에서 발생하는 자유도의 상실과 변수 간 시차에 따른 정보를 적절하게 반영하지 못한다는 한계를 갖는다. 따라서 본 연구에서는 박연우·방두완(2012)이 제시한 오차분석모형을 바탕으로 가계대출과 주택가격의 관계를 Stock and Watson(1993)가 제안한 DOLS모형을 활용하였다. DOLS모형은 변수 간 내생성과 시계열상관의 문제를 통제하기 위해서 설명변수의 수준변수와 이것의 차분변수를 lead와 lag로 설정하여 회귀식에 포함한 형태로서 특히 가계대출과 같은 내생성의 문제가 발생할 가능성이 있는 모형에 적합한 것으로 알려져 있다(Hofmann, 2003; Egert and Mihajlek, 2007). 또한 DOLS모형을 이용한 가계대출과 주택가격 간의 장기적인 관계를 분석하는 과정에서 주택의 실질가치(fundamental value)를 추정하고 이를 토대로 Deviation을 도출하였다.

본 연구에서는 박연우·방두완(2012)에서 사용된 설명변수와 가계대출 및 주택가격의 관계를 고려하여 DOLS모형으로 적용하였으며, 식 (1)과 식(2)는 DOLS모형에서 종속변수를 가계대출과 주택가격으로 설정한 구체적인 추정식을 의미한다.

$$\begin{aligned} \text{Intotaldebt}_t = & \alpha_0 + \beta_1 \ln hp_t + \beta_2 \ln gni_t + \beta_3 \text{cdrate}_t + \\ & \sum_{j=-k}^k d_1 \Delta \ln hp_{t-j} + \sum_{j=-k}^k d_2 \Delta \ln gni_{t-j} + \\ & \sum_{j=-k}^k d_3 \Delta \text{cdrate}_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad \text{식 (1)}$$

$$\ln hp_t = \alpha_0 + \beta_1 \ln totaldebt_t + \beta_2 \ln gni_t + \beta_3 cdrate_t + \beta_4 \ln stock_t + \sum_{j=-k}^k d_1 \Delta \ln hp_{t-j} + \sum_{j=-k}^k d_2 \Delta \ln gni_{t-j} + \sum_{j=-k}^k d_3 \Delta cdrate_{t-j} + \sum_{j=-k}^k d_4 \Delta \ln stock_{t-j} + \varepsilon_t$$

식 (2)

Intotaldebt: 은행별 실질총가계대출
 lnhp: 실질아파트매매가격지수
 lngni: 실질국민총소득
 cdrate: CD금리(91일물)
 Instock: 주택건설착공량

전술한 바와 같이 DOLS모형은 설명변수의 수준변수(level variables)와 차분변수(difference variables)가 결합된 형태이다. 여기서, k는 분기별로 lead와 lag를 의미하고 본 연구에서는 lead와 lag를 최대 4분기로 설정하였다. DOLS모형에서 투입된 변수는 CD금리를 제외한 모든 변수를 실질변수로 전환하였고 자연 로그를 취하였다.¹⁰⁾ 가계대출(Indebt)과 주택건설착공량(Instock)은 X-12-ARIMA기법을 활용하여 계절 조정된 값을 분석모형에 활용하였다.

2 패널고정효과모형

식 (3)은 주택가격변동이 가계대출에 미치는 영향을 분석하고자 설정한 추정식이다. 일반적으로 주택가격의 상승은 가계대출 확대를 유도하고 본 연구에서는 이를 패널고정효과모형으로 분석한다. 은행특성변수는 박형근·이상진(2006), 최은영외(2011), 박정수외(2013), Demirguc-Kunt and Huizinga (2010), Bertay et al. (2013)을 참고하였다. 아울러 주택가격변동이 은행의 수익성과 재무건전성에 미치는 영향을 검토하기 위한

추정식은 식 (4)와 식 (5)로 나타낼 수 있는데, 기본모형으로는 패널고정효과모형이고 추가분석모형은 패널-GMM(panel-generalized method of moments)모형¹¹⁾을 활용한다.

$$\Delta \ln debt_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \ln asset_{i,t} + \beta_2 \ln asset_{i,t} + \beta_3 debtratio_{i,t} + \beta_4 equity_{i,t} + \beta_5 nim_{i,t} + \beta_6 \Delta \ln hp_{i,t} + \beta_7 \Delta \ln gni_{i,t} + \beta_8 cdrate_{i,t} + \beta_9 dummy_t + \beta_{10} dti_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

식 (3)

$$roa_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \ln asset_{i,t} + \beta_2 \ln asset_{i,t} + \beta_3 debtratio_{i,t} + \beta_4 equity_{i,t} + \beta_5 nim_{i,t} + \beta_6 \Delta \ln hp_{i,t} + \beta_7 \Delta \ln gni_{i,t} + \beta_8 cdrate_{i,t} + \beta_9 dummy_t + \beta_{10} dti_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

식 (4)

$$npl_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \ln asset_{i,t} + \beta_2 \ln asset_{i,t} + \beta_3 debtratio_{i,t} + \beta_4 equity_{i,t} + \beta_5 nim_{i,t} + \beta_6 \Delta \ln hp_{i,t} + \beta_7 \Delta \ln gni_{i,t} + \beta_8 cdrate_{i,t} + \beta_9 dummy_t + \beta_{10} dti_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}$$

식 (5)

Indebt: 은행별 가계대출
 roa: 은행별 총자산이익률(당기순이익/총자산)
 npl: 은행별 고정이하여신비율(고정이하여신/총여신)
 lnasset: 은행별 총자산
 debtratio: 은행별 원화대출비율(원화대출/총자산)
 equity: 은행별 자기자본비율(자기자본/총자산)
 nim: 은행별 순이자마진
 Δlnhp: 실질주택가격상승률
 Δlngin: 실질국민총소득성장률
 cdrate: CD금리(91일물)
 dummy: 주택가격하락더미(하락시=1, 그 외=0)
 dti: DTI규제강화더미(강화시=1, 그 외=0)

10) 본 연구에서는 실질아파트매매가격지수를 주택가격의 대리변수로 활용하였는데, 이는 국내은행의 주택담보대출 중에서 아파트담보대출이 일반주택을 담보로 하는 대출보다 높은 비중을 차지할 뿐만 아니라 집단대출 역시 대부분 아파트를 담보로 이루어지기 때문이다. 국민경제의 소득수준을 나타내는 지표로는 국민총소득(lngni)을 활용하였고, 시장금리로는 CD금리(cdrate)를 사용하였다. 2011년 말 국내 은행권 주택담보대출의 고정금리 대출 비중은 3.1%에서 2014년 말에는 23.6%로 7배 이상의 증가세를 보였는데, 본 연구의 분석대상기간(2000년1분기~2014년4분기)을 고려할 때 변동금리가 주택담보대출의 95%이상을 차지하는 기간이 포함돼 있으므로 모형의 현실 설명력을 높이고자 변동금리의 기준이 되는 CD금리(cdrate)를 설명변수에 포함시켰다.

11) 패널-GMM모형은 변수 간 내생성을 통제할 수 있고 도구변수를 설명변수의 시차변수를 활용하여 분석할 수 있는 특징이 있다. 또한 모형설정 시 외부변수를 추가적으로 고려할 수 있어서 이론모형에 따른 모형설정도 가능하게 됨에 따라 패널고정효과모형에서 반영할 수 없었던 변수 간의 특성을 고려할 수 있는 장점이 있다.

여기서 i 는 횡단면(일반은행), t 는 시계열(분기)이고 μ_i 는 시간의 변화와 관계없는 개별은행의 특성이고, $\varepsilon_{i,t}$ 는 교란항이다. 개별은행의 가계대출 및 수익성(ROA)과 재무건전성(NPL)에 미치는 요인은 개별은행의 특성변수와 거시경제변수로 구분할 수 있다. 개별은행의 총자산(lnasset)과 ROA 및 NPL과의 관계는 정형화된 실증적인 결과가 존재하지 않는다. 일반적으로 은행규모가 대형화될수록 은행 업무의 관리와 감독 체계 역시 개선됨에 따라 은행의 경영성과에는 긍정적인 영향이 미칠 것으로 기대할 수 있다(Clair, 1992). 또한, 원화대출비율(debratio)은 총자산에서 원화대출이 차지하는 비중으로 이는 은행이 대출위험으로부터 노출된 정도를 나타내는 지표인데 원화대출비율(debratio)이 높아질수록 은행의 대출여력은 감소될 것임으로 가계대출과 NPL에는 부(-)의 영향이, ROA에는 정(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 자기자본비율(equity)은 은행의 건전성을 나타내는 대표적인 지표로 자기자본이 높은 은행일수록 외부로부터 자금 조달비용이 낮아지고 이러한 효과는 대출여력의 증가로 이어질 수 있기 때문에 가계대출에는 정(+)의 효과가 나타날 것으로 예상할 수 있다. 순이자마진(nim)은 수익에서 조달비용을 차감하고 이를 총자산으로 나눈 값인데, 이 지표는 은행의 이익률을 나타낸다. 최근 들어 시장금리의 지속적이 하락에 따른 영향으로 국내은행의 수익성이 낮아지는 상황에서 국내은행은 기업대출보다 상대적으로 연체율이 낮은 가계대출을 증가시키려는 경향이 나타나고 있다. 따라서 이러한 영향은 가계대출과 NPL에는 부(-)의 영향을 미칠 것이고 ROA에는 정(+)의 영향을 미칠 것으로 예상된다.¹²⁾

가계대출변동(Δ Indebt)을 설명하는 거시경제변수 중에서 실질주택가격상승률(Δ lnhp)은 가계대출변동과 정(+)의 관계를 보일 것으로 예상된다. 왜냐하면 국내가계대출 중 70% 이상은 주택담보대출로 이루어져 있고 이에 따라 주택가격변동은 가계대출의 변동에 영향을 미치는 주요한 요인으로 작용할 가능성이 높기 때문이다. 실질국민총소득증가율(Δ lngni)은 국내경기변동을 반영하는 변수이다. 즉 국민총소득의 증가는 평균적인 가계소득의 증가를 의미하는데, 이는 금융가속기이론에 따라 대출을 받을 수 있는 여력 또한 증가한다는 것을 의미하기 때문에 가계대출변동(Δ

Indebt)에는 정(+)의 효과가 나타날 수 있다. CD금리(cdrate)는 사전적으로 가계대출에 미치는 영향을 파악할 수 없다(최은영외, 2011). 왜냐하면 CD금리의 상승은 차입자 입장에서는 조달비용의 증가로 이어지기 때문에 은행의 가계대출의 증가(Δ Indebt)에는 부(-)의 효과가 나타날 수 있으나 대부분 CD금리의 상승은 경기가 상승하는 시기에 나타난다는 것을 감안한다면 신용공급자인 은행 입장에서는 오히려 가계대출의 증가시킬 수 있는 유인으로도 작용할 수 있기 때문이다. 주택가격하락더미(dummy)는 주택가격상승률이 부(-)의 값을 가질 때를 1로 설정하고 그 외에는 0으로 설정하였고, DTI규제강화더미(dti)는 DTI가 강화되는 기간 동안은 1로 설정하고 그 외의 기간에는 0으로 설정하였다.

전술한 바와 같이 국내은행의 ROA와 NPL에 영향을 미치는 요인에는 주택가격상승률(Δ lnhp)이 중요한 위치를 차지하지만, Deviation 역시 그만큼 중요한 변수로 작용할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 Deviation을 활용한 분석을 위한 실증분석모형을 다음과 같이 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 roa_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 \lnasset_{i,t} + \beta_1 \lnasset_{i,t} + \\
 & \beta_2 \text{debratio}_{i,t} + \beta_3 \text{equity}_{i,t} + \beta_4 \text{nim}_{i,t} + \\
 & \beta_5 \text{Deviation}_{i,t} + \beta_6 \text{dummy}_t + \beta_7 \text{dti}_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

$$\begin{aligned}
 npl_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 \lnasset_{i,t} + \beta_1 \lnasset_{i,t} + \\
 & \beta_2 \text{debratio}_{i,t} + \beta_3 \text{equity}_{i,t} + \beta_4 \text{nim}_{i,t} + \\
 & \beta_5 \text{Deviation}_{i,t} + \beta_6 \text{dummy}_t + \beta_7 \text{dti}_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

- roa: 은행별 총자산이익률(당기순이익/총자산)
- npl: 은행별 고정이하여신비율(고정이하여신/총여신)
- lnasset: 은행별 총자산
- debratio: 은행별 원화대출비율(원화대출/총자산)
- equity: 은행별 자기자본비율(자기자본/총자산)
- nim: 은행별 순이자마진
- Deviation: 주택가격의 실질가치로부터 벗어난 수준
- dummy: 주택가격하락더미(하락시=1, 그 외=0)
- dti: DTI규제강화더미(강화시=1, 그 외=0)

12) 2014년 4분기 기준으로 국내은행의 기업대출 연체율은 0.77%인 반면, 가계대출의 연체율은 0.49%에 그친 것으로 나타났다.

여기서, i 는 횡단면(일반은행), t 는 시계열(분기)이고 μ_i 는 시간의 변화와 관계없는 개별은행의 특성변수이고, ε_{it} 는 교란항이다. 식 (6)과 식 (7)은 패널고정효과모형과 패널-GMM모형을 이용해서 주택가격의 Deviation이 국내은행의 수익성과 재무건전성에 미치는 영향을 분석하고, Deviation은 식 (2)의 DOLS모형을 활용하여 추정된 장기적인 주택의 실질가치로부터 도출된 값이다. 특히 주택가격의 상승기에 Deviation은 은행의 재무건전성에 부정적인 영향을 미칠 수 있는데, 주택시장이 호황기 때는 원금상환능력이 부족한 가계에도 담보효과에 따른 대출이 가능해지기 때문에 은행 전체의 총대출량은 증가할 수 있을 뿐만 아니라 이러한 잠재적인 상환위험에 노출돼 있는 가계에 대한 적절한 관리 및 감독이 이루어지지 않을 가능성도 동시에 증가하기 때문이다.

주택가격의 비정상적인 증가에 따라 Deviation 또한 장기적인 주택가격으로부터 이탈의 정도가 심화된다면, 은행들은 담보가치하락이 나타날 수 있는 가능

성과 위험을 사전에 대비하기보다는 은행의 대출총량을 늘려서 수익성을 추구하는 근시안적인 영업전략을 추구할 가능성이 높아지는 도덕적해이가 발생될 수도 있다. 이러한 점에서 Deviation은 주택가격이 장기적인 균형으로부터 벗어났을 때 발생될 수 있는 은행의 잠재적인 대출상환위험을 간접적으로 측정할 수 있는 파라미터로 해석할 수 있고 Deviation과 관련돼 있는 부실한 담보대출의 지속적인 누적은 장기적으로 은행의 수익성과 재무건전성에도 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.¹³⁾ 아울러 주택가격하락더미(dummy)는 주택가격이 상승하는 시기보다 하락하는 시기에 은행의 수익성과 재무건전성에 미치는 영향이 더 민감하게 반응하는 비대칭적인 결과가 나타날 수 있다(박형근·이상진, 2006; 안종길·최창규, 2008; 최은영외, 2011).

3. 자료 분석

본 연구는 2000년 1분기부터 2014년 4분기까지 금

<표 1> 기초통계량

구분	변수명	Obs.	Mean	Std.	Min	Max
거시 경제 변수	hp (실질주택가격)	60	136	15.95	97.46	151.56
	Intotaldebt (실질총가계대출)	60	12.37	0.39	12.75	11.23
	lngni (실질국민총소득)	60	12.55	0.15	12.80	12.27
	cdrate (CD금리)	60	4.34	1.40	7.59	2.29
	Instock (주택건설착공량)	60	8.97	0.31	8.19	9.42
개별 은행 변수	Indebt (실질은행별가계대출)	1,200	19.32	0.48	17.96	19.88
	roa (총자산이익률)	830	0.14	0.30	-3.99	1.20
	npl (고정이하여신비율)	830	2.77	3.40	0.36	25.32
	Inasset (총자산)	830	17.35	1.31	13.97	19.42
	debratio (원화대출금비율)	830	55.51	10.21	26.98	76.21
	equity (자기자본비율)	830	5.92	1.76	0.08	12.74
	nim (명목순이자마진율)	830	2.68	0.58	0.45	5.1

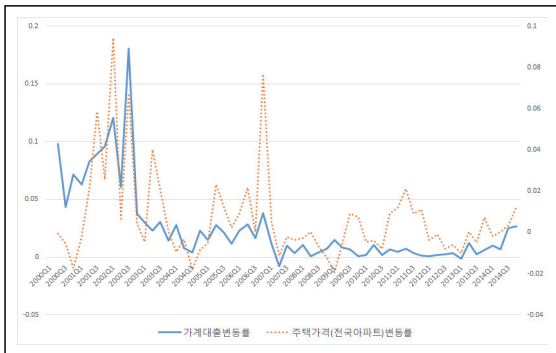
주) 분석기간은 2000년 1분기부터 2014년 4분기까지 총 60분임. 국내 일반은행은 시중은행과 지방은행을 포함하여 총 20개의 분기별 재무정보가 포함된 것이나, 분석기간 중 은행 간 통폐합이 이루어지는 경우가 발생됨에 따라 국내 일반은행자로는 불균형 패널형태로 구성되었음.

13) 금융당국은 국내주택시장이 과열될 때마다 LTV와 DTI의 규제를 통해서 가계대출을 간접적으로 통제하는 정책을 활용한다. 그러나 이러한 주택금융정책은 일반은행(시중은행과 지방은행)을 중심으로 이루어질 뿐 비은행기관을 비롯한 아파트 집단대출에는 적용되지 못하고 있는 것이 사실이다. 또한 국내 은행에서 이와 같은 담보가치 하락에 노출된 가계와 관련한 미시적인 조정장치가 부재한 상황이 때문에 국내 은행의 가지고 있는 구조적인 리스크가 은행에 누적되지 않도록 하는 정교한 금융정책의 수립이 필요하다.

용감독원에서 제공하는 국내일반은행¹⁴⁾의 분기별 재무제표와 한국은행 경제통계시스템에서 주요 경제변수들을 이용하였다. 분석에 활용된 변수와 기초통계량은 <표 1>과 같으며 분석에 활용된 변수는 거시경제변수와 개별은행변수로 구분할 수 있다.

<그림 1>은 국내가계대출변동률과 국내주택가격상승률을 나타낸 것이다.¹⁵⁾ 국내가계대출은 1997~98년 금융위기 이후 금융권의 구조조정이 이루어지는 과정에서 급격하게 증가하였고 주택가격은 아파트시장을 중심으로 2000년부터 글로벌 금융위기 직전인 2008년도까지는 높은 가격상승률을 보였다. <그림 1>에서 보는 바와 같이 가계대출과 주택가격은 높은 동조성을 보이고 있기 때문에 가계대출과 주택가격에 관한 상호관계를 분석할 필요가 있다.

<그림 1> 가계대출변동률과 주택가격상승률



국내가계대출과 주택담보대출은 계절성이 나타나기 때문에 X-12-ARIMA법을 이용하여 계절조정을 실시한 후 변수로 활용하였다. 아울러 가계대출과 주택담보대출 그리고 주택가격에 자연로그를 취한 후 단위근검정(unit root)을 실시한 결과, 각 수준변수(level variable)에서 모두 불안정한 시계열의 추세가 나타남에 따라 이를 1계차분하여 안정시계열(stationary time series)로 전환하고 그랜저-인과관계 검정을 실시하였다.

아울러 국내가계대출과 주택가격과의 관계를 분석

한 그랜저-인과관계로 검정하였다.¹⁶⁾ 국내가계대출은 1997~98년의 외환위기 이후 은행대출업무가 기업대출에서 주택담보대출 중심으로 개편되면서 높은 성장세를 보였다는 점에서 주택가격과 일정한 시차를 두고 동조적인 움직임이 나타나고 있는 것을 확인할 수 있다. 이처럼 가계대출과 주택가격 사이에는 인과관계가 나타나는데, 이는 박연우·방두완(2012)의 분석결과와 일치한다. 이는 주택가격이 상승하는 시기에서 가계의 자산효과(wealth effect)의 영향이 가계의 소비여력을 자극하고 또한 주택가치 상승에 따른 담보효과(collateral effect)의 영향으로 가계의 추가차입이 가능해지면서 가계대출의 증가로도 이어졌을 것으로 예상된다.

반면, <표 2>의 하단은 2005년 4분기부터 2014년 4분기까지의 주택담보대출과 주택가격과의 인과관계를 나타내는데 주택가격이 주택담보대출에 일방적인 인과관계를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 선행연구(박형근·이상진, 2006; 최은영외, 2011)에서도 확인되며 가계대출의 분석결과와는 다른 결과이다. 이와 같은 차이가 발생하는 주요 원인에는 우선적으로 주택담보대출과 관련한 정책적 측면에서 찾아볼 수 있다. 일반적으로 주택담보대출은 LTV 및 DTI와 같은 주택금융정책의 직접적인 규제를 받기 때문에 이러한 정책변수의 외생성은 주택담보대출과 주택가격 간에는 통계적으로 명확한 상호인과관계에서 통계적 잡음을 발생시킬 수 있다(Iacoviello and Minnetti, 2008). 또한 국내주택담보대출의 시계열이 가계대출보다 짧은 것에서 비롯되는 통계상의 편이가 발생할 가능성도 있다. 이러한 점에서 대부분의 선행연구에서는 주택가격이 주택담보대출에 선행한다는 보고하고 있다. 마지막으로 국가별 또는 분석시기별로 은행대출과 주택가격 간의 인과관계는 서로 상이하게 나타날 수 있고(Brissimis and Vlassopoulos, 2009), Favara and Imbs (2015)가 지적하였듯이 은행대출을 실증적인 계량모형에서 완전하게 외생변수로 취급할 수 없다는 한계 또한 이와 같은 분석결과가 나타난 원인이 될 수도 있다.

14) 본 연구에서의 일반은행이라는 개념은 금융감독원(www.fss.or.kr)의 금융통계정보시스템 상에서의 분류에 따른 것이다. 금융감독원에서의 일반은행계라고 분류하는 기준은 시중은행계와 지방은행계의 합으로 이루어져 있다. 그리고 이에 특수한 목적을 표방하는 은행(농협은행주식회사, 수산업협동조합중앙회, 중소기업은행, 한국산업은행)을 합치면 국내은행을 모두 포괄한다.

15) 가계대출은 주택담보대출, 신용대출 및 기타대출로 구분할 수 있는데 이 중 주택담보대출은 전체가계대출의 약 70% 수준을 차지한다.

16) 국내가계대출과 주택가격과의 그랜저-인과관계 검정결과는 <첨부 1>을 참고하기 바란다.

<표 2> DOLS모형을 활용한 주택가격과 가계대출과의 관계 분석

식 (1)				
종속변수: 실질가계대출(Intotaldebt)	k=1	k=2	k=3	k=4
Inhp (실질주택가격)	2.4380*** (-0.1404)	2.5817*** (-0.1824)	3.0944*** (-0.1733)	3.3508*** (-0.1357)
Ingni (실질국민총소득)	0.1080 (-0.1391)	0.0344 (-0.1427)	-0.1638 (-0.1101)	-0.1953** (-0.0819)
cdrate (CD금리)	-0.0446 (-0.0112)	-0.0444*** (-0.0114)	-0.0452*** (-0.0083)	-0.0377*** (-0.0066)
Constant	-0.7357 (-1.4125)	-0.5175 (-1.3704)	-0.5696 (-0.9316)	-1.4691** (-0.6180)
R ² -adjusted	0.990	0.992	0.996	0.999
D-W Statistics	0.648	0.744	1.339	1.637
식 (2)				
종속변수: 실질주택가격(Inhp)	k=1	k=2	k=3	k=4
Intotaldebt (실질총가계대출)	0.4302*** (0.0227)	0.4848*** (0.0425)	0.5140*** (0.0653)	0.3874*** (0.0371)
Ingni (실질국민총소득)	-0.0501 (0.0441)	-0.1052 (0.0674)	-0.1476* (0.0853)	-0.0239 (0.0542)
cdrate (CD금리)	-0.0272*** (0.0040)	-0.0322*** (0.0052)	-0.0368*** (0.0071)	-0.0220*** (0.0043)
Instock (주택건설착공량)	0.0500*** (0.0121)	0.0715*** (0.0169)	0.0874*** (0.0219)	0.0470*** (0.0135)
Constant	-0.3585 (0.4696)	-0.5650 (0.5596)	-0.5529 (0.5307)	-0.1007 (0.3743)
R ² -adjusted	0.9890	0.9908	0.9936	0.9957
D-W Statistics	1.1029	1.1270	1.3656	1.4947

주) k는 lead와 lag의 값을 의미하고 괄호는 표준편차를 의미하며 *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.

IV. 실증분석결과

1. DOLS 모형 추정

본 연구는 주택가격과 가계대출은 공적분관계가 존재할 수 있다는 이론적·실증적 결과를 토대로 DOLS

모형을 구축하였다. 전술한 바와 같이 DOLS모형의 구체적인 추정식에 해당되는 식 (1)과 식 (2)은 국내가계대출, 국내주택가격 그리고 거시경제변수와의 장기적인 공적분관계를 설정한 것이다. 가계대출과 주택가격을 결정하는 요인에는 자금의 수요자와 공급자 그리고 정책변수 등으로 구분하여 설정하는 과정에서 특정한 균형관계를 가정하였다.

DOLS모형의 적용에 앞서 변수 간 장기적관계가 존재하는 여부를 점검하기 위해 본 연구에서는 요한슨(Johansen) 검정을 활용하여 공적분 검정을 실시하였다. 요한슨검정 결과, Trace검정에서 각각 5% 유의수준에서 1개의 공적분관계가 있다는 가설이 기각됨으로 2개의 공적분이 존재하고 있다는 것을 확인할 수 있었고 이는 DOLS 모형의 추정을 통해서 가계대출과 주택가격 간의 장기적인 관계가 설정될 수 있음을 의미한다.¹⁷⁾

DOLS모형은 식 (1)과 식 (2)를 추정하고 잔차의 안정성을 검정하는 단계로 진행하였으며, <표 2>는 식 (1)과 식 (2)를 DOLS모형으로 추정한 결과를 나타낸다. 식 (1)은 종속변수가 실질가계대출(Intotaldebt)로 설정하고, 설명변수는 실질주택가격(lnhp), 실질국민총소득(lngni), CD금리(cdrate)이다. 식 (1)의 DOLS모형 추정결과, 국내가계대출에 장기적으로 미치는 영향은 주택가격(lnhp)과 CD금리(cdrate)이고 이들 변수는 대부분의 lead와 lag에서 안정적인 계수값과 일관된 부(-)의 값을 보였다. 다만 국민총소득(lngni)은 통계적 유의성이 다소 떨어지는 것을 확인할 수 있었는데, 이는 2000년 1분기부터 2014년 4분기까지로 설정된 분석기간 동안 국내경제성장률은 하락안정세를 보인 반면 가계대출은 지속적으로 상승하는 추세에 따른 영향에 기인한 것으로 판단된다. 식 (2)는 실질주택가격(lnhp)을 종속변수로 설정하고 설명변수는 실질가계대출(Intotaldebt), 실질국민총소득(lngni), CD금리(cdrate) 및 주택건설착공량(lnstock)으로 하여 공적분관계를 DOLS모형으로 추정한 결과를 나타낸다. 국내실질주택가격(lnhp)에 영향을 미치는 요인으로는 국내가계대출이 정(+)의 영향을 CD금리는 부(-)의 영향을 미친 것으로 분석되었다. 이는 최근에 주택시장은 거시경제적인 변화에 따른 요인보다는 주택 및 금융시장의 변동과 보다 직접적인 연관성을 맺고 있다는 것을 의미한다(부상돈·이병록, 2014; Bates et. al., 2015). 마지막으로 주택건설착공량(lnstock) 역시 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 주택건설착공량(lnstock)은 주택가격의 예측하는 선행지표로 활용되는데 주택가격의 상승기에는 주택의 공급도 동시에 증가하는 경향이 있기 때문에 정(+)의 영향을 미친 것으로 판단된다.

2. 실증분석모형 추정결과

1) 주택가격변동과 가계대출과의 관계

<표 3>은 식 (3)을 패널고정효과모형으로 추정한 결과를 나타낸다. 분석기간은 글로벌 금융위기를 전후로 구분하였으며, 주택가격상승률($\Delta \ln hp$)은 가계대출에 유의한 정(+)의 관계를 미치는 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 전후를 기준으로 비교했을 때에도 계수값은 안정적인 변화(0.09-0.235)를 보였다. 국민총소득 증가율($\Delta \ln gni$)은 글로벌 금융위기 이후에 가계대출에 유의한 정(+)의 영향이 나타난 것을 확인할 수 있다. 이는 글로벌 금융위기 이전까지 가계대출의 증가 요인은 국내의 경기회복에 따른 증가보다는 1997~98년 외환위기 직후 정부의 가계대출완화정책 기조에 따른 영향으로 주택가격의 급격한 상승에 따른 것으로 분석된다(서근우, 2011). 이러한 관점은 CD금리(cdrate)가 가계대출에 영향을 미친 결과로도 알 수 있는데, 글로벌 금융위기 이전에는 CD금리가 가계대출에 정(+)의 영향을 미친 반면 금융위기 이후에는 부(-)의 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 이는 최은영외(2011)에서도 밝혔듯이 시장금리의 변화는 대출수요자와 공급자 간에 상대적인 영향을 동시에 미치기 때문에 나타난 결과로 해석된다. 또한, 2000년 초반 7.5%였던 CD금리가 2004년 3.59%를 저점으로 2008년 4분기에는 7.11%까지 상승하였는데 이는 글로벌 금융위기 이전 CD금리의 증감이 있었던 시기였음에도 불구하고, 동 기간 동안 주택가격은 지속적으로 상승하였는데 차입자 측면에서는 조달비용의 증가보다는 주택가격 상승에 따른 미래의 자본이득의 효용이 보다 컸기 때문에 시장금리의 상승에도 불구하고 단기적으로 가계대출의 증가가 더욱 크게 나타난 것으로 판단된다. 아울러 글로벌 금융위기 이전에는 주택시장의 과열로 DTI규제¹⁸⁾가 강화되었음에도 불구하고, 가계대출의 증가에는 유의한 영향을 미치지 못한 반면 금융위기 이후에는 DTI규제가 가계대출에 부(-)의 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다.

17) 국내가계대출과 주택가격과의 요한슨공적분 검정결과는 <첨부 2>를 참고하기 바란다.

18) DTI의 강화(=1)는 2006년4분기~2008년3분기, 2009년4분기~2010년3분기, 2011년2분기~2012년2분기로 구분하였다.

<표 3> 주택가격변동이 가계대출에 미치는 영향 분석 (패널고정효과모형)

종속변수: 실질가계대출증가율	2000Q1~2014Q4		2000Q1~2008Q4		2009Q1~2014Q4	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnasset	-0.260*** (0.0241)	-0.174*** (0.0250)	-0.359*** (0.0386)	-0.371*** (0.0412)	-0.0658** (0.0301)	0.00167 (0.0273)
debratio	-0.00488*** (0.000998)	-0.00301*** (0.000971)	-0.00878*** (0.00143)	-0.000873 (0.00151)	0.00108 (0.00104)	0.00128 (0.000926)
equity	-0.00427 (0.00435)	0.00867** (0.00436)	-0.00623 (0.00885)	-0.00259 (0.00806)	-0.00638* (0.00364)	-0.00779** (0.00331)
nim	-0.00580*** (0.00127)	-0.00584*** (0.00122)	-0.00393* (0.00224)	-0.00274 (0.00202)	-0.00505*** (0.00117)	0.00140 (0.00130)
△lnhp	0.199*** (0.0101)	0.238*** (0.0135)	0.188*** (0.0121)	0.235*** (0.0159)	0.188*** (0.0140)	0.0899*** (0.0274)
△lngni		0.106** (0.0431)		-0.0400 (0.0640)		0.103*** (0.0229)
cdrate		0.0453* (0.00523)		0.0726*** (0.00786)		-0.0419*** (0.00752)
dummy		-0.00979 (0.0108)		-0.0328** (0.0161)		-0.0356*** (0.00841)
△lnhp× dummy		-0.0306*** (0.00441)		-0.0292*** (0.00516)		0.00848 (0.00594)
dti		-0.0600*** (0.0117)		-0.0232 (0.0233)		-0.0105* (0.00585)
Constant	5.123*** (0.394)	3.266*** (0.426)	6.974*** (0.640)	6.354*** (0.702)	1.327** (0.529)	0.114 (0.480)
Observations	813	813	501	501	312	312
No. of banks	20	20	20	20	13	13
R ² -adjusted	0.607	0.664	0.612	0.696	0.421	0.567

주) 모형식별을 위해 하우스만검정(Hauman test)을 실시하였으며, 종속변수는 개별은행의 실질가계대출증가율(△lndebt)이고, 설명변수는 총자산(lnasset), 총자산대비원화대출비율(debratio), 자기자본비율(equity), 순이자마진(nim)이며, 실질주택가격상승률(△lnhp), 실질국민총소득증가율(△lngni), CD금리(cdrate)가 사용되었음. dummy는 주택가격변동을 하락 시 1 그 외에는 0으로 처리되었고, dti는 DTI규제가 강화될 경우 1 그 외에는 0으로 설정되었음. 괄호안의 값은 표준편차를 의미하고 *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.

2) 주택가격변동과 은행의 수익성 및 재무건전성과의 관계

<표 4>와 <표 5>는 주택가격변동이 총자산이익률(ROA)에 미치는 영향을 패널고정효과모형과 패널-GMM모형으로 각각 적용하여 분석한 결과를 나타낸다. <표 6>에서 주택가격상승률(△lnhp)은 ROA를 개선하는 효과가 존재하는데 글로벌 금융위기 전후로 비교했을 때에도 통계적으로 정(+)의 관계가 있고 이 결과

는 선행연구(박형근·이상진, 2006; 안종길·최창규, 2008; 최은영외, 2011)와도 일치한다. CD금리(cdrate)는 ROA에 미치는 영향이 시기별로 달랐는데, 글로벌 금융위기 이전에는 CD금리의 상승이 ROA에 부(-)의 영향을 미친 반면 금융위기 이후에는 CD금리 하락이 ROA에 정(+)의 영향을 미친 것을 알 수 있다. 특히 글로벌 금융위기 이후 저금리 기조가 지속된 상황에서 가계대출이 증가했는데, 이러한 영향이 은행의 ROA를 개선하는데 일정부분 긍정적인 영향을 미쳤을 것으로 보인다.¹⁹⁾ DTI규제(dti)는 가계대출의 변화에는 유

19) CD금리 추이는 7.11%(2008년)→2.98%(2009년)→2.83%(2010년)→3.71%(2011년)→3.0%(2012년)→2.78%(2013년)→2.29%(2014년)로 지속적인 하락세를 나타냈다.

<표 4> 주택가격변동이 ROA에 미치는 영향 분석1 (패널고정효과모형)

종속변수: ROA	2000Q1~2014Q4		2000Q1~2008Q4		2009Q1~2014Q4	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Inasset	0.0573 (0.0533)	0.00289 (0.0591)	0.0446 (0.0899)	0.0823 (0.103)	0.0529 (0.0741)	-0.000414 (0.0749)
debratio	0.00602*** (0.00221)	0.00455** (0.00230)	0.00626* (0.00332)	-0.00534 (0.00378)	-0.000582 (0.00256)	0.000415 (0.00254)
equity	0.0287*** (0.00964)	0.0216** (0.0103)	0.105*** (0.0206)	0.113*** (0.0202)	0.00400 (0.00898)	0.00962 (0.00910)
nim	0.00185*** (0.000282)	0.00178*** (0.000289)	0.000869* (0.000521)	0.000331 (0.000506)	0.00141*** (0.000288)	0.000905** (0.000357)
△lnhp	0.0681*** (0.0224)	0.0645** (0.0318)	0.0827*** (0.0283)	0.0809** (0.0399)	0.0776** (0.0344)	0.222*** (0.0752)
△lngni		0.0131 (0.102)		0.0262 (0.161)		0.179*** (0.0628)
cdrate (CD금리)		-0.0289** (0.0124)		-0.101*** (0.0197)		0.0396* (0.0206)
dummy		-0.0355 (0.0257)		-0.00892 (0.0404)		0.0496** (0.0231)
△lnhp× dummy		-0.0319*** (0.0104)		-0.0439*** (0.0129)		-0.00123 (0.0163)
dti		0.0637** (0.0277)		0.0353 (0.0584)		0.00220 (0.0161)
Constant	-1.871** (0.872)	-0.652 (1.009)	-1.752 (1.489)	-1.152 (1.761)	-1.136 (1.305)	-0.333 (1.318)
Observations	813	813	501	501	312	312
No. of banks	20	20	20	20	13	13
R ² -adjusted	0.127	0.149	0.187	0.261	0.145	0.206

주) 종속변수는 국내 개별은행의 총자산이익률(ROA)이고 개별은행의 특성을 나타내는 설명변수는 총자산(Inasset), 총자산대비율대출 비율(debratio), 자기자본비율(equity), 순이자마진(nim), 실질주택가격상승률(△lnhp), 실질국민총소득증가율(△lngni) 및 CD금리(cdrate)가 사용되었음. dummy는 주택가격변동을 하락 시 1 그 외에는 0으로 처리되었고, dti는 DTI규제가 강화될 경우 1 그 외에는 0으로 설정되었음. 괄호안의 값은 표준편차를 의미하고 *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.

의한 효과가 존재(표 3참조)한 반면 ROA에는 유의한 효과가 나타나지 않았다. 이는 DTI와 같은 대출규제는 거시적 감독규제 차원의 정책목표로 설정돼 있기 때문에 해석된다. 주택가격상승률과 주택가격변동률 하락더미의 상호교차항(△lnhp×dummy)은 금융위기 이전에는 -0.044의 유의성을 보였는데 이는 주택가격이 상승하는 경우보다 하락할 경우에 ROA를 악화시킬 수 있다는 것을 의미한다(Davis and Zhu, 2005).

<표 5>는 패널-GMM모형을 이용한 분석을 실시한 결과이다. 패널-GMM모형을 추가적으로 적용한 이유는 변수 간 내생성과 시계열상관 등의 추정 상의 문제가 발생할 수 있기 때문에 모형의 강건성(robustness)

을 확보하기 위해서이다. 본 패널-GMM모형에는 주택 가격에 영향을 미치는 요인(국민총소득, CD금리)을 패널-GMM모형에서는 외생변수로 취급하여 패널-GMM모형을 추정한 결과, 대부분의 패널고정효과모형(표4)과 유사한 결과가 도출되었다. 추정된 결과의 자기상관문제를 검정하는 AR(1)과 AR(2)의 통계적 유의성과 도구변수 사용의 적절성을 검정하는 Hansen 통계량 역시 추정결과의 적절성을 보여주고 있다.

<표 6>과 <표 7>은 주택가격변동이 NPL에 미치는 영향에 대해 패널고정효과모형과 패널-GMM모형을 각각 적용한 결과를 나타낸다. <표 6>은 패널고정효과모형으로 분석한 결과인데, 총자산(lnasset)은 NPL에

<표 5> 주택가격변동이 ROA에 미치는 영향 분석2 (패널-GMM모형)

종속변수: ROA	2000Q1-2014Q4		2000Q1-2008Q4		2009Q1-2014Q4	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnasset	0.125 (0.0951)	0.111 (0.100)	0.120 (0.162)	0.0874 (0.171)	0.0299 (0.113)	-0.0102 (0.113)
debratio	0.00993** (0.00398)	0.00942** (0.00398)	0.00784 (0.00567)	0.00772 (0.00564)	-0.00725 (0.00620)	-0.00738 (0.00635)
equity	0.00116 (0.0190)	0.00121 (0.0195)	0.0600 (0.0414)	0.0786* (0.0430)	0.0313 (0.0201)	0.0238 (0.0203)
nim	0.00328*** (0.000479)	0.00312*** (0.000522)	0.00292*** (0.00109)	0.00195* (0.00113)	0.00125*** (0.000421)	0.000565 (0.000510)
△lnhp	0.0479*** (0.0228)	0.0676** (0.0296)	0.0516* (0.0308)	0.0828** (0.0413)	0.0935** (0.0380)	0.227*** (0.0764)
dummy		-0.0282 (0.0240)		-0.0462 (0.0395)		0.0623** (0.0243)
△lnhp× dummy		-0.0316*** (0.00981)		-0.0397*** (0.0129)		0.00884 (0.0138)
dti		0.0108 (0.0268)		-0.0173 (0.0559)		0.0186 (0.0171)
Observations	792	792	480	480	312	312
No. of banks	20	20	20	20	13	13
Instruments	116	116	68	68	48	48
AR(1) prob.>z	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2) prob.>z	0.290	0.366	0.354	0.468	0.239	0.079
Hansen test: prob.>chi2	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000

주) AR(1)과 AR(2)는 오차의 자기상관성을 검정하기 위한 것이고, Hansen검정은 도구변수의 적절성을 판단하는 위한 검정임. 패널-GMM모형의 내생변수(endogenous variables)인 GMM-style의 도구변수는 debratio를 활용하였으며, 외생변수(exogenous variables)는 실질주택가격상승률(△lnhp)의 결정요인으로 실질국민총소득증가율(△lngni)과 CD금리(cdtrate)의 시차변수가 사용되었고 괄호안의 값은 표준편차를 의미하며 *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.

부(-)의 영향을 미치는 것으로 분석되었고 이는 은행의 규모의 대형화될수록 위험이 분산되는 효과가 나타나는 것으로 해석된다. 분석기간 전체로 볼 때에도 주택가격상승률(△lnhp)은 NPL에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 주택가격이 상승하던 시기(2000~08년)에는 주택거래량과 가계대출이 동시에 증가하는 양상을 보이는데, 이는 주택의 담보효과가 나타나면서 가계의 대출여력과 주택가격이 지속적으로 상승하고 이에 따라 담보가치하락에 따른 담보대출의 부실가능성이 상대적으로 낮아지기 때문으로 판단된다. 하지만 글로벌 금융위기 이후에는 주택가격상승률(△lnhp)이 NPL을 증가시키는 요인(계수값 0.545)으로 작용될 수 있는 것으로 판단된다. 이는 주택가격이

상승하는 시기에 증가하였던 담보대출 중 부실로 이어질 가능성이 높았던 대출이 주택가격이 하향세를 보이면서 일부 부실화로 나타났음을 의미한다. 다만 글로벌 금융위기 이전의 계수값 -0.818 보다는 계수값이 낮아서 그 효과는 제한적일 것으로 판단된다. 이처럼 글로벌 금융위기를 전후로 하여 주택가격상승률(△lnhp)이 NPL에 미치는 영향이 다르게 나타나는 데에는 국내금융시장의 구조적인 변화가 있었다는 것을 의미하는데, 장기화되는 경기둔화에 따른 영향으로 은행의 ROA가 낮아지고, 은행감독기관의 상시적인 은행의 감독기능이 강화되면서 부실채권에 대한 관리도 동시에 이루어지는 것에 기인한 것으로 해석된다. 주택가격하락더미(dummy)는 전체 분석기간과 글로벌 금

<표 6> 주택가격변동이 NPL에 미치는 영향 분석3 (패널고정효과모형)

종속변수: NPL	2000Q1-2014Q4		2000Q1-2008Q4		2009Q1-2014Q4	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnasset	-3.835*** (0.385)	-2.667*** (0.409)	-6.441*** (0.537)	-6.154*** (0.538)	0.258 (0.260)	0.378 (0.265)
debratio	-0.143*** (0.0160)	-0.109*** (0.0159)	-0.230*** (0.0199)	-0.0947*** (0.0197)	-0.0288*** (0.00901)	-0.0303*** (0.00901)
equity	0.0449 (0.0697)	0.229*** (0.0715)	-0.0626 (0.123)	-0.0675 (0.105)	0.0268 (0.0315)	0.00455 (0.0322)
nim	-0.0149*** (0.00204)	-0.0142*** (0.00200)	-0.0139*** (0.00311)	-0.00892*** (0.00263)	-0.000957 (0.00101)	0.000579 (0.00127)
△lnhp	-0.948*** (0.162)	-0.639*** (0.220)	-1.224*** (0.169)	-0.818*** (0.208)	0.0949 (0.121)	0.545** (0.267)
△lngni		2.624*** (0.706)		2.755*** (0.836)		-0.164 (0.222)
cdrate		0.667*** (0.0857)		1.238*** (0.103)		-0.0511 (0.0732)
dummy		0.565*** (0.178)		0.702*** (0.210)		0.0964 (0.0818)
△lnhp× dummy		0.167** (0.0723)		0.266*** (0.0674)		-0.0987* (0.0578)
dti		-1.092*** (0.192)		-0.873*** (0.304)		-0.128** (0.0570)
Constant	81.04*** (6.303)	54.40*** (6.985)	130.4*** (8.896)	110.1*** (9.163)	-1.337 (4.585)	-3.411 (4.671)
Observations	813	813	501	501	312	312
No. of banks	20	20	20	20	13	13
R ² -adjusted	0.440	0.498	0.639	0.750	0.036	0.090

주) 종속변수는 국내 개별은행의 고정이하여신비율(NPL)이고 개별은행의 특성을 나타내는 설명변수는 총자산(lnasset), 총자산대비원화 대출비율(debratio), 자기자본비율(equity), 순이자마진(nim), 실질주택가격상승률(△lnhp), 실질국민총소득증가율(△lngni) 및 CD금리(cdrate)가 사용되었음. dummy는 주택가격변동을 하락 시 1 그 외에는 0으로 처리되었고, dti는 DTI규제가 강화될 경우 1 그 외에는 0으로 설정되었음. 괄호안의 값은 표준편차를 의미하고 *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.

융위기 이전에서 0.565, 0.702를 보였다. 주택가격 상승률과 하락더미의 상호교차항(△lnhp×dummy)은 글로벌 금융위기 이전에는 0.266의 유의한 정(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 주택가격 상승기에는 개별은행들이 경쟁적으로 대출을 증가시키기 때문에 수익성의 개선효과가 크지 않으나, 주택가격이 하락기에는 부실한 대출이 은행의 재무건전성을 악화시킬 수 있다는 것을 의미한다. DTI규제(dti)는 국내개별은행의 ROA를 개선하는 데는 효과가 나타나지 않았으나, 상대적으로 NPL을 개선하는 효과가 있다는 것을 의미한다. 이는 DTI규제가 거시경제 차원에서 은행의 건전

성을 확보하기 위한 정책목표가 있기 때문에 ROA보다는 NPL에 보다 직접적으로 영향을 미친 것으로 판단된다.

<표 7>은 주택가격변동이 NPL에 미치는 영향을 패널-GMM모형을 이용하여 분석한 결과를 나타낸다. 패널-GMM모형에 의해 추정된 결과의 자기상관성을 검정하기 위해 AR(1)과 AR(2)를 활용한 검정을 실시하였는데, AR(1)은 자기상관이 존재한다는 귀무가설을 기각할 경우 그리고 AR(2)는 귀무가설을 기각하지 못할 경우 자기상관과 관련된 추정 상의 문제는 발생되지 않았다는 것을 의미한다. 또한, 분석에서 활용된

<표 7> 주택가격변동이 NPL에 미치는 영향 분석4 (패널-GMM모형)

종속변수: NPL	2000Q1-2014Q4		2000Q1-2008Q4		2009Q1-2014Q4	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnasset	-4.920*** (0.479)	-5.656*** (0.517)	-4.460*** (0.810)	-4.703*** (0.852)	1.261** (0.511)	1.587*** (0.563)
debratio	-0.352 (0.019)	-0.341*** (0.019)	-0.315*** (0.030)	-0.314*** (0.028)	-0.081*** (0.018)	-0.107*** (0.021)
equity	0.865 (0.107)	1.018*** (0.112)	-0.214 (0.226)	-0.038*** (0.230)	0.204*** (0.068)	0.241*** (0.077)
nim	-0.042 (0.002)	-0.043*** (0.002)	-0.055*** (0.005)	-0.050 (0.005)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
△lnhp	-0.526*** (0.093)	-0.409** (0.118)	-0.341** (0.138)	-0.211 (0.172)	0.222** (0.096)	0.715*** (0.204)
dummy		0.389*** (0.095)		0.686*** (0.165)		0.021 (0.061)
△lnhp× dummy		0.097** (0.039)		0.147*** (0.052)		-0.186*** (0.035)
dti		0.224** (0.107)		-0.213 (0.234)		-0.102** (0.044)
Observations	792	792	480	480	312	312
No. of banks	20	20	20	20	13	13
Instruments	116	116	68	68	48	48
AR(1) prob.>z	0.000	0.000	0.000	0.000	0.035	0.001
AR(2) prob.>z	0.051	0.072	0.822	0.888	0.460	0.833
Hansen test: prob.>chi2	0.961	0.890	0.861	0.974	0.424	0.439

주) AR(1)과 AR(2)는 오차의 자기상관성을 검정하기 위한 것이고, Hansen검정은 도구변수의 적절성을 판단하는 위한 검정임. 패널-GMM모형의 내생변수(endogenous variables)인 GMM-style의 도구변수는 debratio를 활용하였으며, 외생변수(exogenous variables)는 실질주택가격상승률(△lnhp)의 결정요인으로 실질국민총소득증가율(△lngni)과 CD금리(cdrate)의 시차변수가 사용되었고 괄호안의 값은 표준편차를 의미하며 *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.

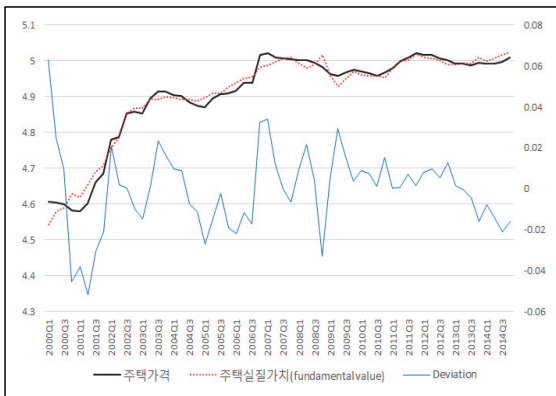
국내은행의 개수가 20개인 반면 시계열은 최대 60분기까지 존재함에 따라 도구변수가 과도하게 사용될 수 있는 여지가 있어 이를 검정하기 위해 Hansen 검정을 추가로 실시하였다. Hansen 검정의 귀무가설은 과대 식별이 존재한다는 것이고 이 귀무가설을 기각하지 못할 경우에는 도구변수의 선택이 적절하다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 모든 Hansen 검정값이 각 모형에서 귀무가설을 기각하지 못한 것으로 나타났다. 아울러 <표 7>의 설명변수의 유의성과 부호는 <표 6>에서 도출된 결과와 대부분 일치한다. 주택가격상승률(△lnhp)은 패널고정효과모형에서 분석한 결과와 동일한 통계적 유의성을 보였고, 특히 금융위기 이후

0.715의 계수값을 보이며 NPL에 정(+)의 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이러한 NPL에 미치는 영향은 두 가지 분석모형(패널고정효과모형, 패널-GMM 모형) 모두에서 추정결과가 도출되었으며 이는 국내은행대출에서 주택시장과 연관된 대출의 부실화 가능성이 있다는 것을 시사한다. 같은 관점에서 상호교차항(△lnhp×dummy)의 경우 금융위기 이전에 0.147의 유의한 정(+)의 값을 보였는데 이는 주택가격이 하락하는 시기에는 담보가치의 하락에 따른 대출의 부실화로 NPL이 증가할 수 있음을 의미한다고 볼 수 있다.

3) Deviation과 은행의 수익성 및 재무건전성과의 관계분석

본 연구에서 DOLS모형은 주택가격과 가계대출간의 장기적 관계를 식 (2)를 통하여 도출하고 이 과정에서 Deviation을 도출하는데 활용되었다. 주택가격의 실질가치(fundamental value)에 영향을 미치는 중요한 설명변수가 누락될 경우에는 Deviation에는 특정한 불안정시계열을 보일 가능성이 높기 때문에 Deviation의 안정성을 검토할 필요가 있다. 따라서 DOLS모형 식 (2)의 추정 결과를 Deviation을 도출하고 Deviation이 통계적으로 적합하지 여부를 검정하기 위해 단위근 검정(ADF)을 실시한 결과에서 단위근(unit root)이 존재한다는 귀무가설을 기각(t-통계량, -4.579)함에 따라 Deviation의 안정성을 확보하였다.

<그림 2> 주택가격, 실질가치 및 Deviation 추이



<그림 2>는 주택가격과 DOLS모형을 통해 추정된 주택의 실질가치와 Deviation의 추이를 2006년부터 2008년까지 LTV와 DTI가 강화되던 시기에도 실제 주택가격은 실질가치를 넘어서는 양상을 보였고, 또한 Deviation 역시 0 이상의 값이 지속적으로 나타나고 있다는 것을 보여주고 있다.

식 (6)와 식 (7)은 Deviation이 은행의 ROA과 NPL에 미치는 영향을 패널고정효과모형과 패널-GMM모

형을 적용하여 분석한 결과가 <표 8>과 <표 9>에서 나타나 있다. 개별은행의 특성을 통제하기 위한 변수의 유의성과 부호는 앞서 분석한 결과들과 대부분 유사한 것을 알 수 있다(표 4-7 참조). Deviation이 ROA에 미치는 영향을 분석한 <표 8>을 살펴보면, Deviation은 패널고정효과모형에서는 통계적으로 유의하지 않았으나 패널-GMM모형에서는 글로벌 금융위기 이전에 -0.051의 부(-)의 유의성이 나타났다. Deviation이 ROA에 일부 부(-)의 영향을 미친다는 결과는 주택가격상승률($\Delta \ln hp$)이 금융위기 전후와 분석모형에 관계없이 ROA에 일정한 정(+)의 영향을 미친 것과 비교했을 때 Deviation이 ROA에 미치는 부정적인 효과는 크지 않을 것으로 판단된다.

<표 9>은 Deviation이 NPL에 미치는 영향분석에 대한 결과를 나타내고 있다. 앞서 분석한 결과에 따르면, 주택가격상승률($\Delta \ln hp$)은 NPL에 부(-)의 영향을 미치고(표8, 9 참조), Deviation은 NPL에 정(+)의 영향을 미친 것을 확인할 수 있다. 특히 글로벌 금융위기 이전에는 주택가격의 상승과 함께 주택담보대출을 포함한 가계대출 역시 증가세를 보였던²⁰⁾ 시기에 국내은행들은 주택담보대출을 증가시키면서 대출과 관련된 감독 및 관리가 부실해졌을 가능성이 존재한다. 실제로 2000년 초까지만 해도 국내의 일반은행은 개인 차입자의 신용정보를 분석하였던 경험이 없었고, 개인신용을 취급하는 신용평가회사의 신용정보를 본격적으로 가계대출에 이용하기 시작했던 것도 2007년부터였다는 사실을 감안한다면, 이전에 대출관련 은행시스템의 취약성이 차입자의 원리금 상환능력보다는 단순한 주택의 담보가치에 의존하는 대출관행을 형성되었고, 이러한 과정에서 은행의 도덕적해이가 발생하였을 가능성이 존재한다고 볼 수 있다. 아울러, 글로벌 금융위기 이후의 Deviation은 NPL에 부(-)의 영향을 미치는 것을 확인할 수 있는데, 앞서 언급했던 금융위기 이전의 Deviation이 NPL에 정(+)을 미친 것과는 그 결과가 다른 것을 확인할 수 있는데, 글로벌 금융위기를 전후하여 Deviation의 영향이 이처럼 다르게 나타나는 것은 이 시기에 주택시장의 구조적인 변화가 있었다고 추정할 수 있다. 다시 말해 주택가격이 장기적은 주택가격으로부터 벗어난 수준을 나타내는 Deviation의 변동성이 글로벌 금융위기 이전에는 정(+)의 관계였으

20) 일반은행의 전년동기대비 가계대출증가율(가계신용통계기준)은 14.3%(2003년)→8.9%(2004년)→10.6%(2005년)→13.3%(2006년)→5.0%(2007년)→6.8%(2008년)를 기록하였으며, 금융위기 이후에는 그 증가폭이 감소하여 5.4%(2009년)→5.4%(2010년)→5.7%(2011년)→2.5%(2012년)→3.0%(2013년), 2014년에는 8.0% 2015년에는 8.5%로 그 증가폭이 다시 확대되었다.

나, 금융위기 이후에는 부(-)의 관계라는 사실을 추론할 수 있다. 이는 2000년부터 금융위기 이전까지는 주택가격이 상승하는 시기였고 거시경제변수의 상승폭에 미치지 못하는 구간에서(Deviation이 대부분 0에 미치지 못함) Deviation은 장기균형에 근접하면서(즉 Deviation이 줄어들며) NPL이 증가하는 양상을 보인 반면 금융위기 이후에는 부(-)의 관계를 나타내고 있는 데서도 확인할 수 있다. 아울러 금융위기 이후의 Deviation의 변동성은 글로벌 금융위기 이전보다 작아졌으며 그 계수값 역시 금융위기 이전 0.59에 비해 약해진 -0.19를 보였다. 또한 <그림 2>에서도 확인할

수 있듯이 Deviation의 흐름이 전반적으로 약해졌지만, 2013~14년에 부(-)의 변동을 보여주고 있다. 이 시기는 국내주택가격이 대부분 하향세를 기록했던 시기였고 거시경제변수의 변동치보다 주택가격이 하회하는 부(-)의 Deviation이 나타난 시기이기도 하다. 따라서 이와 같은 시기에서의 Deviation에 따른 NPL에 미치는 효과는 작아졌을 것으로 해석할 수 있다.

<표 8> Deviation이 ROA에 미치는 영향 분석 (DOLS모형)

종속변수: ROA	panel-fixed model			panel-GMM model		
	(1) 2000Q1- 2014Q4	(2) 2000Q1- 2008Q4	(3) 2009Q1- 2014Q4	(1) 2000Q1- 2014Q4	(2) 2000Q1- 2008Q4	(3) 2009Q1- 2014Q4
lnasset	0.0332 (0.0560)	0.147 (0.0986)	-0.0680* (0.0349)	0.0977 (0.135)	-0.0607 (0.216)	-0.0618 (0.231)
debratio	0.00478** (0.00216)	0.00255 (0.00318)	0.000906 (0.00144)	0.0120** (0.00517)	0.0168** (0.00813)	-0.0223** (0.00912)
equity	0.0280*** (0.00954)	0.106*** (0.0197)	0.0158*** (0.00582)	0.00568 (0.0303)	0.0517 (0.0636)	0.0890*** (0.0341)
nim	0.00176*** (0.000276)	0.000799* (0.000471)	0.00103*** (0.000191)	0.00424*** (0.000595)	0.00485*** (0.00121)	0.000579 (0.000583)
deviation	0.00543 (0.00971)	0.00806 (0.0131)	-0.00661 (0.00825)	-0.0346*** (0.0116)	-0.0509*** (0.0195)	0.00325 (0.0119)
dummy	-0.0672*** (0.0200)	-0.101*** (0.0313)	-0.00135 (0.0123)	-0.0247 (0.0215)	-0.0450 (0.0383)	-0.0128 (0.0140)
dti	0.0240 (0.0261)	-0.102* (0.0551)	0.0341** (0.0153)	0.00159 (0.0281)	0.0977 (0.0677)	0.0213 (0.0174)
Constant	-1.316 (0.914)	-3.212** (1.620)	0.920 (0.592)			
Observations	830	518	312	792	480	312
No. of banks	20	20	13	20	20	13
R ² -adjusted	0.116	0.181	0.154			
Instruments				116	36	48
AR(1) prob.>z				0.000	0.000	0.000
AR(2) prob.>z				0.219	0.332	0.274
Hansen test: prob.>chi2				0.139	0.196	0.809

주) AR(1)과 AR(2)는 오차의 자기상관성을 검정하기 위한 것이고, Hansen검정은 도구변수의 적절성을 판단하는 위한 검정임. 패널-GMM모형의 내생변수(endogenous variables)인 GMM-style의 도구변수는 debratio를 활용하였으며, 외생변수(exogenous variables)는 실질주택가격상승률($\Delta \ln hp$)의 결정요인으로 실질국민총소득증가율($\Delta \ln gni$)과 CD금리($cdrate$)의 시차변수가 사용되었고 괄호안의 값은 표준편차를 의미하며 *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.

<표 9> Deviation이 NPL에 미치는 영향 분석 (DOLS모형)

종속변수: NPL	panel-fixed model			panel-GMM model		
	(1) 2000Q1- 2014Q4	(2) 2000Q1- 2008Q4	(3) 2009Q1- 2014Q4	(1) 2000Q1- 2014Q4	(2) 2000Q1- 2008Q4	(3) 2009Q1- 2014Q4
lnasset	-3.639*** (0.440)	-6.632*** (0.622)	0.223 (0.258)	-6.375*** (0.517)	-4.997*** (0.856)	1.222** (0.503)
debratio	-0.180*** (0.0170)	-0.27*** (0.0201)	-0.0271*** (0.00872)	-0.375*** (0.0198)	-0.447*** (0.0323)	-0.0601*** (0.0198)
equity	0.107 (0.0750)	0.0922 (0.124)	-0.0457 (0.0348)	1.308*** (0.116)	1.109*** (0.252)	0.204*** (0.0741)
nim	-0.0163*** (0.00217)	-0.0159*** (0.00297)	0.00222* (0.00120)	-0.0457*** (0.00227)	-0.0562*** (0.00482)	0.00239* (0.00127)
deviation	0.427*** (0.0764)	0.591*** (0.0829)	-0.191*** (0.0511)	0.444*** (0.0445)	0.770*** (0.0775)	0.0258 (0.0259)
dummy	0.814*** (0.157)	1.613*** (0.198)	0.0419 (0.0436)	0.552*** (0.0820)	1.091*** (0.152)	-0.0524* (0.0304)
dti	-0.781*** (0.205)	-0.234 (0.348)	-0.161*** (0.0515)	0.0340 (0.107)	-1.533*** (0.269)	-0.135*** (0.0377)
Constant	79.51*** (7.191)	135.0*** (10.23)	-0.974 (4.570)			
Observations	830	518	312	792	480	312
No. of banks	20	20	13	20	20	13
R ² -adjusted	0.467	0.646	0.102			
Instruments				60	36	26
AR(1) prob.>z				0.000	0.000	0.063
AR(2) prob.>z				0.207	0.557	0.920
Hansen test: prob.>chi2				0.504	0.559	0.456

주) AR(1)과 AR(2)는 오차의 자기상관성을 검정하기 위한 것이고, Hansen검정은 도구변수의 적절성을 판단하는 위한 검정임. 패널-GMM모형의 내생변수(endogenous variables)인 GMM-style의 도구변수는 debratio를 활용하였으며, 외생변수(exogenous variables)는 실질주택가격상승률($\Delta \ln hp$)의 결정요인으로 실질국민총소득증가율($\Delta \ln gni$)과 CD금리($cdrate$)의 시차변수가 사용되었고 괄호안의 값은 표준편차를 의미하며 *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.

V. 결론

본 연구는 국내 주택가격변동과 Deviation이 국내 개별은행의 수익성과 재무건전성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석기간은 2000년 1분기부터 2014년 4분기까지이고 개별은행의 분기별 재무정보와 주택가격 및 거시경제변수를 활용하여 실증분석을 실시하였다.

본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 주택가격과 가계대출 간에는 장기적인 상관관계

가 존재하며 두 변수는 상호 영향을 미친다. DOLS모형을 이용하여 추정한 결과에 따르면 주택가격에 영향을 미치는 요인에는 가계대출과 시장금리 그리고 주택재고량이 있고, 이를 통해 주택가격과 가계대출 간에는 상호유기적인 관계가 있다는 것을 확인하였다. 둘째, 주택가격상승률이 가계대출에 미치는 영향을 분석한 결과, 주택가격상승률은 가계대출에 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것이 확인되었고, 주택가격의 상승기보다 하락기에 가계대출의 감소가 비대칭적으로 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 셋째, 주택가격상승률은

은행의 ROA와 NPL을 개선하는 효과가 있다는 것을 확인하였다. 특히 주택가격상승률은 일관되게 ROA에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었는데, 이는 가계대출과 주택가격이 밀접한 연관성을 갖고 있으며 이러한 상관관계가 은행의 수익성에 영향을 미치기 때문으로 판단된다. 넷째, Deviation이 은행의 ROA와 NPL에 미치는 영향은 각기 다르게 나타났다. 우선 Deviation이 은행의 ROA에 미치는 효과는 일부분에서만 부(-)의 영향이 나타난 반면 NPL에 미치는 영향은 전반적으로 정(+)의 영향을 미쳤다. 다만, 글로벌 금융위기 이후의 NPL은 부(-)의 영향을 미친 것으로 분석되었는데 이는 금융위기 이후 시장금리의 하락과 금융감독정책의 강화에 따른 영향이며, 주택가격 하락기에 Deviation은 주택의 실질가치보다도 낮아질 수 있고 이는 결과적으로 Deviation이 부(-)의 값을 보이기 때문에 나타나는 현상이다.

본 연구의 의의는 주택가격 상승기라고 할 수 있는 2000년부터 글로벌 금융위기 이후인 2014년까지의 주택시장의 변화와 이에 따른 가계부채 그리고 은행의 경영성과를 동태적으로 분석했다는 것이다. 대부분의 국내 선행연구들은 주택가격의 변동과 가계대출과의 관계를 분석하는데 있어 거시적 차원에서 접근하는 연구가 주류를 이루었으나, 본 연구는 가계대출 특히 주택담보대출이 중심에 있는 국내 가계대출시장의 특성을 고려하여 주택시장의 변화에 개별은행의 경영성과를 미시적 차원에서 다양한 실증분석모형으로 분석했다는데서 그 의의를 찾을 수 있다. 아울러 주택가격이 실질가치로부터 벗어난 수준(Deviation)를 추정하고 이를 통한 은행의 경영성과에 미치는 영향을 분석함으로써 단순한 주택가격의 변동에 따른 은행의 경영성과만을 판단하는 것이 아니라, 주택가격의 변동과 그에 따른 역선택과 도덕적 해이의 문제 그리고 은행의 감독기능에도 정책적 함의를 동시에 제공한다고 할 수 있겠다.

이와 같은 본 연구의 성과에 있음에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계도 존재한다. 우선은 분석대상에서 보험·증권사, 상호금융 및 저축은행 등 비금융은행에 대해서는 분석의 범위에 포함시키지 못했다. 주택담보대출 중에서 이들 기관이 차지하는 비중은 20.6%(95조원, 2014년 4분기)를 차지함에도 불구하고

고 이와 같은 기관들이 주택가격변동에 노출된 위험을 분석에 반영하지 못하였다. 또한 활용 가능한 시계열 자료의 제약으로 주택담보대출의 경로와 특성을 반영하지 못했다. 일반적으로 주택가격이 상승하면 가계의 주택의 담보효과로 차입능력이 증가하고 경제 내의 대출총량도 증가하게 돼 이는 다시 은행의 수익성과 재무건전성에 영향을 미치게 된다. 따라서 이러한 대출 경로를 구조화하고 각 단계에서 영향을 미칠 수 있는 변수들에 대한 보다 심도 있는 연구가 진행된다면, 주택가격변동과 은행경영성과 간에 발생할 수 있는 위험 요인들을 사전에 감지하고 대처할 수 있는 정책 수립도 가능할 것으로 판단된다. 아울러 주택담보대출의 특성을 모형에 반영하지 못한 점도 한계로 남아있다. 최근의 가계대출의 위험성이 강조되고 있는 가운데,²¹⁾ 가계대출 중 70% 이상이 주택담보대출로 구성되어 있고 이 밖에도 집단대출과 안심전환대출도 존재하지만 본 연구에서는 이러한 대출정보의 부재로 다양한 종류의 주택담보대출의 특성을 모형에서 고려하지 못했다. 마지막으로 금리선택의 문제이다. 2011년까지만 해도 주택담보대출의 95% 이상이 변동금리로 이루어진 대출금융 상품이었지만 정부주도로 장기고정금리 상품이 증가하면서 2014년 말 고정금리 대출금융 상품은 약 30% 수준에 이르렀다. 따라서 변동금리상품과 고정금리상품 간의 차이는 개별은행의 여신전략의 차이로 이어지고 이는 주택가격변동에 노출된 대출 역시 달라질 수 있음을 의미한다.

논문접수일 : 2017년 2월 22일
 논문심사일 : 2017년 3월 18일
 게재확정일 : 2017년 4월 5일

21) 처분가능소득 대비 가계부채비율(가계신용통계기준)은 129.6%(2011년4분기)→133.1%(2012년4분기)→134.3%(2013년4분기)→137.9%(2013년4분기)로 지속적으로 상승하는 추세에 있다. 또한 자금순환통계기준 계산한 처분가능 소득 대비 가계부채비율은 2012년4분기 기준으로 159.4%(164.2%, 2014년4분기)로 OECD회원국의 평균(132.5%, 2012년4분기)을 큰 폭으로 상회하는 것으로 나타났다.

참고문헌

- 김제현 · 정흥순, “우리나라의 은행대출 결정요인 분석”, 「한국은행 조사통계월보」, 2012.8, pp. 45-69
- 박연우 · 방두완, “주택가격과 은행대출의 상관관계에 관한 연구”, 금융연구, 제26권 제1호, 금융연구원, 2012, pp. 107-141
- 박정수 · 서정호 · 박보경, “은행의 대출확대가 은행수익성과 위험성에 미치는 영향: Bankscope자료를 중심으로”, 「국제경제연구」, 제19권 제1호, 2013, pp. 51-73
- 박형근 · 이상진, “부동산가격 변동과 은행 경영성과 간 관계 분석”, 「한국은행 조사통계월보」, 2006.2, pp. 22-53
- 부상돈 · 이병록, “경기변동과 대출 및 주택가격 변동의 관계”, 「한국은행 조사통계월보」, 2014.7, pp. 16-38
- 서근우, “은행의 가계대출 급증: 행태론적 원인 분석”, 「금융연구」, 제25권 제1호, 금융연구원, 2011, pp.99-128
- 손종철, “통화정책 및 실물 · 금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석”, 「경제학연구」, 제58권 제2호, 한국경제학회, 2010, pp. 179-219
- 신승우 · 유선종 · 박유미, “한국은행은 부동산시장을 고려하는가?”, 「주택연구」, 제21권 제4호, 2010, pp. 27-46
- 안종길 · 최창규, “부동산가격 변동과 상호저축은행의 수익성”, 「금융연구」, 제22권 제3호, 금융연구원, 2008, pp. 143-74
- 최은영 · 고성수 · 황해두, “국내 부동산가격변동이 은행권에 미치는 영향분석”, 「주택연구」, 제19권 제3호, 한국주택학회, 2011, pp. 101-121
- 최희갑, “주택가격과 거시경제: 구조적 VEC모형”, 「국토연구」, 제79권, 국토연구원, 2013, pp. 91-109
- 한상섭, “가계대출과 주택가격의 동태적 연관성” No. 2011-16, KIF Working Paper, 2011
- Bates, L. J., Giaccotto, C., & Santerre, R. E., “Is the real estate sector more responsive to economy-wide or housing market conditions? An Exploratory Analysis” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.51(4), 2015, pp. 541-554
- Bernanke, B., Gertler, M., & Gilchrist, S., “The financial accelerator and the flight to quality” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.78(1), 1996, pp. 1-15.
- Bernanke, B. S., & Blinder, A. S., “Credit, money, and aggregate demand”, *American Economic Review*, Vol. 78(2), 1988, pp. 435-439
- Bernanke, B. S., & Gertler, M., “Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9(4), 1995, pp. 27-48
- Bertay, A. C., Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H., “Do we need big banks? Evidence on performance, strategy and market discipline”, *Journal of Financial Intermediation*, Vol.22(4), 2013, pp. 532-558
- Brissimis, S. N., & Vlassopoulos, T., “The interaction between mortgage financing and housing prices in Greece”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.39(2), 2009, pp. 146-164
- Clair, R. T., “Loan growth and loan quality: some preliminary evidence from Texas banks”, *Economic and Financial Policy Review*, Vol.9(3), 1992, pp. 9-22
- Davis, E. P., & Zhu, H., “Bank lending and commercial property cycles: some cross-country evidence”, *Journal of International Money and Finance*, Vol.30, 2011, pp. 1-21
- Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H., “Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns”, *Journal of Financial Economics*, Vol.98(3), 2010, pp. 626-650
- Egert, B., & Mihaljek, D., “Determinants of house prices in central eastern Europe”, BIS Working Papers No.236, 2007
- Elbourne, A., “The UK housing market and the monetary policy transmission mechanism: An SVAR approach”, *Journal of Housing Economics*, Vol.17(1), 2008, pp. 65-87
- Favara, G., & Imbs, J., “Credit supply and the price of housing”, *American Economic Review*, Vol.105(3), 2015, pp. 958-992
- Foos, D. Norden, L. & Weber, M., “Loan growth and riskiness of banks”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.34(12), 2010, pp. 2929-2940
- Gerlach, S., & Peng, W., “Bank lending and property prices in Hong Kong”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.29(2), 2005, pp. 461-481
- Goodhard, C., & Hofmann, B., “House prices, money, credit, and the macroeconomy”, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.24(1), 2008, pp. 180-205
- Hess, K., Grimes, A. & Holmes, M., “Credit losses in Australasian banking”, *Economic Record*, 85(3), 2009, pp. 331-343
- Hofmann, B., “Bank lending and property prices: Some international evidence”, Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper No. 22/2003, 2003
- Hofmann, B., “The determinants of bank credit in industrialized countries: Do property prices matter?” *International Finance*, Vol.7(2), 2004, pp. 203-234
- Iacoviello, M., “Consumption, house prices and collateral constraints: a structural econometric analysis”, *Journal of Housing economics*, Vol.13, 2004, pp. 304-320
- Iacoviello, M., & Minetti, R., “The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market”, *Journal of Macroeconomics*, Vol.30(1), 2008, pp. 69-96
- Kiyotaki, N., & Moore, J., “Credit Cycles”, *Journal of Political Economy*, Vol.105(2), 1997, pp. 211-248
- Koetter, M., & Poghossyan, T., “Real estate prices and

- bank stability”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.34(6), 2010, pp. 1129-1138
35. Liang, Q., & Cao, H., “Property price and bank lending in China”, *Journal of Asian Economics*, 18, 2007, pp. 63-75
36. McDonald, J. F., & Stokes, H. H., “Monetary policy and the housing bubble”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.46(3), 2013, pp. 437-451
37. Mishkin, F. S., “Housing and the monetary transmission mechanism”, NBER Working Paper No.13518, 2006
38. Niinimäki, J. P., “Does collateral fuel moral hazard in banking?”, *Journal of Banking & Finance*, Vol.33(3), 2009, pp. 514-521
39. Stock, J. H., & Watson M. W., “A simple estimator of cointegrating vectors in higher order intergrated systems”, *Econometrica*, Vol.61(4), 1993, pp. 783-820

첨부

<첨부 1> 국내가계대출, 주택담보대출 및 주택가격의 그랜저-인과관계 분석 결과

Ho	lag1 (F-statistics)	lag2 (F-statistics)	lag3 (F-statistics)	lag4 (F-statistics)
가계대출 → 주택가격	4.11431**	2.32367	4.91350***	5.28608***
주택가격 → 가계대출	2.85613*	2.53177*	3.28995**	3.18737**
주택담보대출 → 주택가격	0.02263	2.24419	0.71007	1.4096
주택가격 → 주택담보대출	13.705***	4.8614**	2.1492	1.74251

주) 그랜저-인과관계 검정은 시차(lag)는 분기를 나타내며. *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.

<첨부 2> 요한슨(Johansen) 공적분 검정 결과

Trace Test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None*	0.433041	86.50062	69.81889	0.0013
At most 1*	0.382605	53.58743	47.85613	0.0132
At most 2	0.248737	25.61713	29.79707	0.1405
At most 3	0.14416	9.029197	15.49471	0.3627
At most 4	0.00000423	0.000245	3.841466	0.9893

주) 요한슨공적분검정에 포함된 변수는 실질가계대출(Indebt), 실질아파트매가격지수(lnhp), 실질국민총소득(lngni), CD금리(cdtrate), 주택건설착공량(lnstock)이며 *, **, ***는 통계적으로 10%, 5%, 1%의 유의확률을 의미함.