

국제금융위기 전·후 가계부채와 수도권 주택매매시장의 구조적 변화¹⁾

Structural Changes in Metropolitan Housing Markets and Household Debt before and after Global Financial Crisis

권현진 Kwon Hyunjin²⁾, 유정석 Yu Jungsuk³⁾

Abstract

There has been an ongoing debate on easing LTV and DTI in order to activate the metropolitan housing markets. Is deregulation a proper remedy to boost the housing market, or does it destabilize the household's financial structure? In this study, we measure the systematic size of household debt with the ratio of household debt to GDP and use the panel GMM model to analyze how our household debt size proxy and other debt financing variables affect the housing market. Our findings indicate that an increase in household debt has a negative relationship with housing price after the Global Financial Crisis. However, the increase in the systematic size of household debt has a positive impact on market liquidity. Meanwhile, M1 and other interest rates have an insignificant relation with the housing market. Our findings suggest that the Korean government should have a comprehensive and thorough review over its credit risk management plan and mortgage loan regulations.

Keywords: Household Debt, Housing Market, Panel GMM Model

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

외환위기 이후 2000년대로 들어서면서 저금리 기조와 금융기관의 대출영업 확대 등으로 가계대출 총액이 증가하였고, 국내 주택가격은 상승 추세로 회복하였다. 이후 2003년 신용카드사로부터 촉발된 위기

로 잠시 가계대출 규제가 강화되었고, 이로 인해서 수도권 주택가격도 다소 주춤하는 듯하였다. 그러나 2005년 이후 주택시장 안정화정책을 시행하였음에도 불구하고 수도권 지역을 중심으로 주택가격이 급등하는 현상이 나타났다. 이 시기에는 금융기관으로부터 주택담보를 통한 대출이 상대적으로 용이하였고, 대출을 통한 레버리지효과를 이용하여 자산의 확장수단으로 활용하였다. 그러나 2008년 국제금융위

1) 본 논문은 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2012S1A3A2033330).

2) 한국부동산연구원 책임연구원(제1저자) | Associate Research Fellow, Korea Real Estate Research Institute | Primary Author | realtystar@naver.com

3) 단국대학교 사회과학대학 도시계획부동산학부 조교수(교신저자) | Assistant Prof., School of Urban Planning & Real Estate Studies, Dankook Univ. | Corresponding Author | jsyu@dankook.ac.kr

기 이후 금융기관의 위험 관리 및 안정성의 확보 측면에서 주택담보대출시장에서도 기관의 영업행태 변화가 나타났다.⁴⁾ 또한 2011년 이후 수도권 주택매매 시장이 경색되고 주택가격이 하락하면서 주택의 담보 가치가 시장가치보다 높은 이른바 '깡통주택'에 대한 우려로 인해 금융기관들은 가계대출기준 및 심사를 강화하고 있다.

가계대출이 경기의 선순환을 일으키는가 아니면 불합리한 투기의 원인으로 악순환의 전조 현상을 불러일으키는가는 논란이 되어 왔다.⁵⁾ 미국 의회에 보고된 세계 각국 정부의 대출규제제도 검토에 의하면, 미국, 영국, 스페인은 가계대출 규제를 완화하여 경기의 선순환 구조를 일으키고자 하였고 독일, 호주, 캐나다는 이와 반대로 가계대출 규제를 그대로 유지하였다(Wachter, 2010: p4).

사실상 국제금융위기가 비우량 주택담보대출채권으로 촉발된 만큼 미국 내에서도 대출과 주택가격의 순환 구조에 대한 논의는 지속되었다. 국제금융위기 이전까지 미국은 2000년 초반 불황 극복을 위한 수단으로 낮은 대출금리 수준을 유지하였고, 경제성장을 밑거름으로 금융기관 및 모기지대출기관은 주택대출 기준

을 완화하는 방법으로 경쟁적으로 대출시장의 점유율을 확대하였다. 그러다가 결국 과도한 부채상환금액, 압류, 그리고 주택경기 하강으로 인한 주택가격의 하락은 시장의 총수요를 감소시켰으며, 가계뿐만 아니라 대출기관의 유동성과 신용구조의 품질도 악화되었고 세계적인 경제 위기를 불러일으킨 것이다.

시장이 허용할 수 있는 수준에서 완만한 대출의 증가는 수요 측면에서는 금융시장 및 부동산시장 간의 선순환을 일으키며, 투자와 소비지출의 확대를 일으킨다. 공급 측면에서는 주택가격 등 자산가격의 상승이 금융기관이 보유한 담보물의 평가금액 상승으로 이어지며, 가계의 차입능력을 증가시키는 정(+)의 상관관계로 이어지게 된다. 이때 부채의 크기와 시장 전체에서의 부채위험 회복능력에 대한 검토가 필요한데,⁶⁾ 경기 상승단계에서 부채증가 위험을 등한시 하면 대출로 인한 개인 소비와 투자의 과도한 증가를 건전한 상태로 오판할 수 있기 때문이다. 또한 경기 하락단계에서는 시장 위험을 지나칠 정도로 크게 판단한다면, 금융기관들은 위험관리 측면에서 대출을 회수하려 하므로 무리한 소비의 축소, 개인의 파산 및 신용 위기가 발생할 것이다. 이에 본 논문에서

4) 국제금융위기 이전에는 금융기관 자산의 유동화가 신용 위험을 분산시켜 금융 안전성을 제고시키고, 비이자수익의 확대가 수익의 변동성을 감소시켰음. 그러나 금융위기 이후 자산유동화는 역설적으로 개별 기관의 위험을 감소시키나 금융시장 전체의 위험은 증가시킬 수 있으며, 비이자수익의 비중이 높아질수록 은행수익의 변동성이 증가한다고 보았음(손진식·김수진, 2013: 1-4).

5) 금융안정위원회(Financial Stability Board: FSB)와 바젤은행감독위원회(Basel Committee on Banking Supervision: BCBS)는 은행의 경기순응적(pro-cyclical) 영업행태를 2008년 촉발된 국제금융위기의 주요 원인 중 하나로 파악하였고, 이에 대한 관리대책으로 경기대응완충자본제도를 도입하였음. 경기순응적 영업행태는 경기 호황기에는 금융기관이 대출을 확대하여 경기의 상승폭과 상승기간을 증가시키고, 불황기에는 대출을 줄이는 영업행태를 의미함. 이러한 영업행태는 금융기관이 호황기의 과도한 대출로 인한 손실 위험이 발생하면, 대출회수정책을 즉각적으로 펴으로써 실물경기를 더욱 악화시키는 결과를 초래하였음(유병학·조규환, 2012: 69-72).

6) 가계부채는 절대적인 규모보다는 보통 소득대비 부채, 자산대비 부채 등 상대적인 크기로 검토할 수 있으나, 이는 가계부채를 상환능력의 관점에서만 판단하는 것임. 국내 가계부채의 위험은 '현재의 압박부담'과 '향후의 상환능력'으로 구분할 수 있음. 박덕배(2013)의 분석 결과에 따르면, 국내 가계부채의 '압박부담'은 국제금융위기 직전 급격하게 상승하였고, '상환능력'은 국제금융위기 이후 나타나는 모습을 보였으나 최근 다시 불안정한 상태를 보이고 있었음(박덕배, 2013: 4-7).

7) 시장의 구조적 크기(systemic size)는 보통 개별금융기관의 규모를 시장 전체의 구조 차원에서 파악하는 것으로, Demirgüç-Kunt and Huizinga(2011)의 연구에서는 은행별 총부채의 합계를 국내총생산(GDP)으로 나누어 비율로써 파악하였음. 이는 개별 은행이나 은행 전체 부문의 자산이 부실화된다면, 국내 경제가 부담하여야 하는 총지출액을 비율로 측정한 것임. 본 논문에서는 주택담보대출액이 상당한 비중을 차지하고 있는 가계대출액의 합계를 GDP로 나누어 가계부채의 위험이 현실화되었을 때 국내 경제의 부담 크기를 검토하고자 가계부채의 구조적 크기로 보았음.

는 가계대출액과 국내총생산(GDP)의 비율을 시장에서 가계부채의 구조적 크기(systemic size)로 정의하고,⁷⁾ 이를 고려하여 주택시장과 실증분석을 실시하고자 한다.

이를 통해 최근 수도권 주택매매가격의 하락과 주택매매 거래량의 감소, 가계대출로 인한 신용위험의 증가에 대한 합리적 검토가 가능할 것이다. 또한 국제 금융위기 전·후 기간으로 구분하여 금융기관의 대출 영업행태 변화와 수도권 주택가격 하락기를 고려하고자 하였으며, 수도권 지역을 시·도 측면에서뿐만 아니라 시·군·구 수준의 패널자료를 이용하여 관찰되지 않는 변수의 이질적 특성을 모형에서 고려하였다.

2. 연구의 범위 및 방법

분석 자료는 수도권 주택유형의 큰 비중을 차지하는 아파트를 중심으로 시·군·구 수준의 매매가격과 매매거래량의 패널자료를 이용하였다. 대출 관련 금융경제현황을 반영하는 자료로는 CD 금리, M1 통화량 등 시계열 자료를 포함하였다.

또한 대출시장의 크기를 가늠하기 위하여 가계부채와 GDP를 이용한 대출시장의 구조적 크기 변수를 고려하였다. 이때 가계대출액은 주택담보대출과 기타대출로 구성되어 있다. 기타대출은 마이너스 통장 대출, 예·적금 담보 대출 등 주택담보로 인한 대출 이외의 가계대출을 의미한다.⁸⁾ 통제요인으로는 국제 금융위기 이전과 이후를 더미변수로 기간을 구분하여 분석함으로써 변화 추이를 검토하였고, 수도권 및

시·도별 분석과 함께 대출시장의 변화와 부동산경기 상황에 민감한 반응을 보일 것으로 예상되는 버블세븐지역으로 세분화하여 분석을 실시하였다.

분석 자료의 공간적 범위는 수도권 시·군·구이며,⁹⁾ 시간적 범위는 GDP 발표주기와 아파트 거래량 자료 제공시기를 고려하여 2006년 1분기부터 2013년 1분기까지의 분기별 자료를 이용하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 가계부채 및 주택가격에 대한 선행연구를 검토하였다. 3장에서는 가계대출시장의 크기 변화에 따라 수도권 주택시장의 매매가격 변동과 유동성의 변화를 분석하기 위하여 패널 분석모형 중 GMM 모형에 대하여 검토하였다. 4장에서는 자료의 안정성을 검토한 후 가계대출과 주택매매시장 간의 영향을 패널 GMM 모형으로 실증분석하였다. 5장에서는 연구 결과의 요약 및 정책적 시사점을 제시하였다.

II. 선행연구의 검토

2000년대 들어서면서 시작된 주택시장과 가계대출 간의 연구는 주로 가격과 대출 간의 동태적 상관관계가 대부분이었다(Hofmann, 2004; Davis and Zhu, 2004; Gerlach and Peng, 2005; Goodhart and Hofmann, 2008; Oikarinen, 2009; Kartashova and Tomlin, 2013).

Hofmann(2003)은 이론적 관점에서 가계대출은 유동성 효과로 인하여 주택가격에 영향을 주고, 주택가격은 다양한 부의 효과(wealth effect)로 인하여

8) 한국은행 경제통계국 금융통계팀에 문의한 결과 가계대출액에서 주택담보대출금액을 분리하여 통계를 작성하기 시작한 시기는 2007년 12월(4분기)부터이며, 이전 자료의 경우 조사 기준의 변경으로 인하여 구분·제시하지 않는다고 하였음. 만약 2007년 4분기 이후의 기간으로 주택담보대출액을 분석에 이용하게 된다면, 주택시장 하강기의 기간이 분석기간의 대부분을 차지하기 때문에 순환주기에 따른 변화를 감지할 수 없을 것임. 또한 2007년 이전 분기별 가계신용동향 보도자료를 살펴본 결과에서 주택담보대출의 비중이 전체 가계대출의 55~65% 수준을 차지하고 있어 본 논문에서는 가계대출 총액을 분석에서 활용하였음.

9) 서울시, 인천시, 경기도의 59개 시·군·구로 분석하였으며, 인천시 강화군, 용진군과 경기도 포천시, 여주시, 양평군, 연천군, 가평군은 아파트 매매거래량 또는 아파트 매매가격지수의 부재로 공간적 범위에서 제외하였음.

주택담보대출과 가계신용에 영향을 준다고 보았다.

Chen and Wang(2007)은 부동산가격의 순환주기와 금융기관으로부터 토지담보대출가치와의 레버리지 효과를 검증하기 위하여 대출수요 및 공급을 연립방정식 모형으로 풀어 검증하였다. 분석 결과에 따르면 담보자산의 가치와 대출총량은 정(+)의 상관관계로 나타났으며, 담보자산의 레버리지효과는 부동산가격의 순환주기에 선순환 효과를 보임을 증명하였다.

대부분 세계 각국에서 실시된 다양한 실증 연구 결과에서 주택 등 부동산가격과 가계대출은 통계적으로 유의한 상관관계가 존재하였으며(Hofmann, 2004; Goodhart and Hofmann, 2008; Oikarinen, 2009; Gimeno and Martínez-Carrascal, 2010), 부동산가격의 증가가 대출의 증가 원인 또는 충격을 주었으나 대출의 증가로 인해 부동산가격이 증가하거나 충격반응이 크지는 않은 것으로 나타났다(Davis and Zhu, 2004; Gerlach and Peng, 2005; Adalid and Detken, 2007; Kartashova and Tomlim, 2013).

국내에서는 가계부채의 결정요인과 거시경제의 건전성 측면에서 자산가격과의 관계에 대한 연구가 진행되어 오다가 국제금융위기 이후 주택가격 간의 동태적 상관관계에 관한 연구로 확대되었다. 정규일(2006)은 가계대출, 주택가격, 주가와 공적분 검정을 통하여 대출과 주택가격 상호간의 정(+)의 관계가 존재함을 보였다.

김세완·김은미(2009)는 주택가격, 산업생산, 가계대출, 주가 간 공적분 검정을 실시하여 외환위기 이후 가계대출과 주택가격 간 장기적으로 정(+)의 관계가 있음을 보였다.

손종철(2010)은 베이지안 VAR 모형으로 가계대출과 주택가격 간에 단기적으로 정(+)의 영향이 존재함을 밝혔다.

최기의 외(2010)는 주택가격, 은행대출, 주택담보대출, GDP, 건축허가면적, 주택건축허가호수, 건설

공사비지수, 이자율을 변수로 VECM 모형으로 분석한 결과, 주택가격과 은행대출, GDP 간의 장기적인 공적분관계가 존재한다고 분석하였다.

한상섭(2011)은 가계대출, 주택가격, 금리, 실질소득을 변수로 VECM 모형을 이용하여 장·단기 동태적 상관성을 분석하였다. 그 결과 4개의 내생변수 간 장기적으로 강한 선형관계가 존재하였고, 주택가격의 상승은 지속적으로 가계의 담보가치를 증대시키거나 신용경로 효과로 인하여 가계대출을 증가시키는 것으로 나타났다.

박연우·방두완(2012)은 외환위기를 기준으로 순환주기를 1기와 2기로 구분하여 주택가격과 은행대출 간의 상관관계를 VECM 모형으로 분석하였다. 그 결과 장기적으로 모든 기간에 걸쳐서 두 변수 간에는 정(+)의 상관관계가 관측되었다.

전수민·이기성(2013)은 주택가격, 가계대출, 주택담보대출금리, 통화량, 주가의 변수와 DTI 및 LTV의 대출규제정책 더미변수를 이용하여 VECM 모형으로 영향관계를 검토하였다. 그 결과 주택가격과 가계대출 간에는 장기적으로 정(+)의 상관관계가 존재하였으나, 단기적으로 가계대출의 변동이 주택가격의 변동에 영향을 주지는 않았다. 반대로 주택가격의 변동은 가계대출의 증감에 상당한 영향요인으로 나타났으며, 대출규제정책은 지역별로 상이한 결과가 도출되었다.

이상으로 선행연구들의 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 대부분의 선행연구에서는 가계대출과 주택가격 간 인과관계를 검토하였고, VAR 모형 또는 VECM 모형으로 충격반응의 형태와 장기적인 영향관계를 분석하였다. 둘째, 주택가격의 상승이 가계대출의 확대에 직접적인 영향요인으로 보인 반면, 가계대출의 증가로 인한 주택가격의 변동은 통계적으로 유의하지 않거나 미미한 수준으로 나타났다. 국내 선행연구들을 중심으로 한 실증분석은 가계대출과 주

택가격 간 동태적 분석에 치중하였고 거래량이라는 유동성 부분을 배제하였으며, 가계대출액, GDP를 각각의 변수로 검토하였다는 점¹⁰⁾이 한계로 남았다.

이에 본 논문에서는 가계대출의 확대가 주택시장하락기의 추세 전환을 일으킬 수 있는 요인이 될 수 있는지를 패널분석으로 주택가격 변동과 주택시장유동성으로 구분하여 분석하였다. 이때 GDP 대비 가계대출액의 비중을 가계부채의 구조적 크기로 명명하여 시장의 가계위험측정수단으로 보고, 이와 관련한 거시경제변수를 추가하여 주택가격 및 주택시장유동성 간의 관계를 실증분석하였다. 만약 GDP가 고정일 때 가계대출액이 증가(감소)하면, 가계부채의 구조적 크기는 과거보다 확대(축소)된다. 반대로 가계대출액이 고정일 때 GDP가 증가(감소)하면, 가계부채의 구조적 크기는 과거보다 축소(확대)된다. 이렇게 가계부채의 구조적 크기를 파악하여 현 수도권 주택매매시장과의 영향관계를 검토하였다. 또한 기존 연구 결과들에서 국내 주택매매가격 및 거래량은 과거 자신의 값에 상당한 영향을 받고 있었으므로 이를 고려하여 동태적 패널모형인 GMM 모형으로 실증분석을 실시하였다.

III. 분석 모형 및 자료

1. 패널 GMM 모형

분석에서 사용되는 종속변수는 일정기간 동안 수도권 시·군·구의 개별 아파트매매 가격지수와 거래량 자료를 관찰·기록한 패널 자료이며, 패널 분석은 관측되지 않거나 생략된 자료에 의한 편의를 통제할

수 있다. 패널 분석의 일종인 동태적 패널모형은 종속변수의 과거 시차변수가 현재 시점에서의 설명변수로 투입하여 분석하는 모형이다. 동태적 패널모형은 2단계 추정량(FD2SLS)과 GMM 추정량으로 구분할 수 있다. 이 중 GMM 추정량은 다시 Allerano-Bond의 GMM 추정(차분 GMM)과 시스템 GMM 추정으로 구분가능하다.

차분 GMM 추정은 종속변수의 과거 시차변수가 도구변수로 활용한다. 이 추정량은 패널 개체 수는 많으나, 시계열의 관측치는 상대적으로 많지 않을 때에도 효율적인 추정이 가능하다. 시스템 GMM 추정은 종속변수를 차분한 후 차분한 값의 과거 시차변수를 추가적으로 모형에 투입하여 사용하게 된다. 먼저 주택가격 및 주택거래량을 종속변수로 가계부채의 구조적 크기, 대출 관련 금융요인을 추가하여 수식으로 표현하면 <식 1>과 같다.

$$y_{it} = \alpha + \delta y_{it-1} + \beta_{xit} + r_{zt} + e_{it} \dots$$

$$i + 1, 2, \dots, n \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

위의 식에서 y_{it-1} 은 주택가격 및 주택거래량 즉, 종속변수의 1기 전 시차변수다. x_{it} 는 지역 특성과 관측기간에 따라 변화하고, z_t 는 전국적으로 공통으로 나타나는 금융 및 거시경제변수를 의미한다. 오차항(e_{it})은 개체의 특성과 시간에 따라 변화하는 오차항 e_{it} , 개체 특성에 의한 오차항 u_i 가 가정할 수 있다.

Allerano and Bond(1991)는 GMM 추정법에서 각 변수에 1차 차분을 취하여 모형 <식 2>와 같은 패널 모형으로 적용하였다.

10) 보통 우리가 주택을 구입할 때 각자 가용할 수 있는 금액과 소득에 대비하여 채무상환능력 내에서 대출 시 건전한 대출로 레버리지 효과까지 얻을 수 있음. 국가의 총 가계대출 크기도 해당 국가가 벌어들인 금액 즉, GDP와의 비교로 시장 전체에서 수용가능한 부채인지 여부를 파악할 수 있음. 그러므로 기존 연구에서 GDP, 가계대출액 등 각각의 변수로 검토되었던 가계신용위험을 두 변수의 비중으로 환산하여 검토한다면, 가계대출액의 구조적 크기에 대한 상대적인 비교가 가능할 것임.

$$\begin{aligned}
 (y_{it} - y_{it-1}) &= \delta(y_{it-1} - y_{it-2}) + \beta(X_{it} - X_{it-1}) \\
 &+ r(z_t - z_{t-1}) + (e_{it} - e_{it-1}) \dots \\
 \Delta y_{it} &= \delta \Delta y_{it-1} + \beta \Delta X_{it} + r \Delta z_t + \Delta e_{it} \\
 i &= 1, 2, \dots, n \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \text{〈식 2〉}
 \end{aligned}$$

차분된 <식 2>에서 오차항(Δe_{it})은 개별효과(u_i)가 제거되어 있어 주요 변수의 누락 문제를 완화할 수 있다. 이때 오차항의 시계열적 상관관계가 존재하지 않음을 가정하여야 한다. 그러므로 도구 변수의 선정과 타당성에 대한 검정을 실시하여야 한다. 과대식별 제약은 Sargan 검정과 Hansen 검정으로 도구변수와 잔차항 사이의 상관성 존재 여부를 검토할 수 있으며, 본 논문에서는 강건성(robust)을 고려한 분석을 실시하였으므로 Hansen 검정을 이용하였다. 또한 Allerano-Bond 검정으로 1계 및 2계 오차항의 자기상관 여부를 검토하였다.

2. 분석자료 및 기초분석

본 논문에서는 가계부채 위험에 대한 국내경제 시장 전체에서의 구조적 크기에 따른 변화를 고려하여 수도권 주택매매시장의 영향을 분석하고자 하였다. 수익적 측면에서는 로그차분한 아파트매매가격지수를 이용하였고, 유동성의 대리변수로는 자료의 안정성을 고려하여 아파트매매거래량의 로그변수를 활용하였다. 독립변수로는 가계부채의 구조적 크기를 판단하기 위하여 가계대출액의 변동을 국내 경제성장률을 고려하여 비중으로 표현하여 사용하였다. 이와 함께 상승·하락의 경기변동에 따라 유통시장의

표 1_ 변수의 선정

| 구분 | 변수 설명 | 자료 | 출처 |
|------|-------|-------------------------|---------|
| 종속변수 | HP | 로그차분 아파트매매가격지수 | 패널 |
| | HTV | 로그 아파트매매거래량(건) | |
| 독립변수 | SYS | 가계부채의 구조적 크기(가계대출액/GDP) | 시계열 |
| | M1 | 로그차분 M1 통화량 | |
| | CDR | 91물 CD금리 변동(%) | |
| | GFC | 국제금융위기(2008년 3분기 기준) | 더미 |
| | | | 국민은행 |
| | | | 온나라 부동산 |
| | | | 한국은행 |
| | | | - |

자금 추이를 알 수 있는 M1 통화량과 주택담보대출금리의 대응변수인 CD금리 변동을 분석에 포함하였다.

<표 2>는 변수의 기초통계치를 정리한 결과다. 거시경제시계열 중 기존 연구에 근거하여 계절성이 의

표 2_ 분석 자료의 기술통계

| 구분 | 아파트매매가격지수(HP) | | | | |
|------|----------------|-------------|--------------|--------|--------|
| | 수도권 | 서울시 | 인천시 | 경기도 | 버블세븐지역 |
| 관측개수 | 1,652 | 700 | 224 | 728 | 196 |
| 평균 | 0.007 | 0.007 | 0.007 | 0.008 | 0.003 |
| 최대 | 0.215 | 0.139 | 0.094 | 0.215 | 0.139 |
| 최소 | -0.059 | -0.048 | -0.026 | -0.059 | -0.053 |
| 표준편차 | 0.028 | 0.025 | 0.022 | 0.032 | 0.029 |
| 구분 | 아파트매매거래량(HTV) | | | | |
| | 수도권 | 서울시 | 인천시 | 경기도 | 버블세븐지역 |
| 관측개수 | 1,710 | 725 | 232 | 753 | 203 |
| 평균 | 6,550 | 6,253 | 6,629 | 6,812 | 7,092 |
| 최대 | 9,398 | 9,212 | 8,364 | 9,398 | 9,090 |
| 최소 | 1,386 | 3,829 | 4,466 | 1,386 | 5,598 |
| 표준편차 | 9,212 | 0,793 | 0,867 | 0,968 | 0,663 |
| 구분 | 가계대출시장 크기(SYS) | 통화량 변동률(M1) | CD금리 변동(CDR) | | |
| 관측개수 | 1,171 | 1,652 | 1,652 | | |
| 평균 | 5.828 | 1.299 | -0.050 | | |
| 최대 | 6.141 | 5.926 | 0.407 | | |
| 최소 | 5.300 | -13.399 | -2.653 | | |
| 표준편차 | 0.224 | 1.299 | 0.548 | | |

심되는 가계대출액, M1 통화량은 계절 조정을 실시하였다.¹¹⁾ 분석기간 동안 평균 아파트매매 가격변동은 경기도가 가장 높았으며, 버블세븐지역이 가장 낮게 나타났다. 아파트매매거래량은 버블세븐지역이 평균적으로 많았고, 서울시가 타 지역에 비해 평균적으로 적게 거래되었다. 가계대출 관련 변수들은 시계열자료로 분석기간 동안 평균 가계대출시장의 구조적 크기는 5.83이었으며, CD 금리 변동은 $\Delta 0.05\%$ 로 나타났다. 평균 통화량 변동은 1.30이었다.

IV. 실증분석 결과

1. 패널 단위근 검정

본 논문의 자료는 패널 및 시계열 자료를 기반으로 하므로 정상적(定常的) 자료인지를 확인하여야 한다. 분석을 실시하기 전 단위근 검정으로 변수의 안정성을 검토하였다. 패널 단위근 검정방법 중 하나인 LLC 검정과 IPS 검정을 토대로 상수항과 추세가 없는 경우, 상수항만 고려한 경우, 상수항과 추세가 모두 존

재하는 경우로 구분하여 검정을 실시하였다. 아파트매매거래량(HTV)은 지역에 따라 거래량이 없는 시점이 포함되어 있어서 LLC 검정은 수행할 수 없었다.

〈표 3〉의 패널 단위근 검정 결과를 살펴보면 가계대출시장의 구조적 크기(SYS)만 상수항과 추세를 모두 배제한 LLC 검정에서 단위근이 존재하였으며, 이를 제외한 모든 변수는 단위근이 존재하지 않았다.

선택한 독립변수가 모형에 적합한 변수인지를 검토하기 위하여 변수들 간 다중공선성 문제를 확인하였다. 변수 간 상관관계가 강한 변수가 모형에 포함되면, 추정계수의 표준오차가 증가하여 추정치의 유의성에 영향을 줄 수 있다. 아파트매매가격변동률과 아파트매매거래량을 종속변수로 상관분석을 실시한 결과 모든 변수 간의 상관관계수가 0.6 이하로 나타나 독립변수로의 자격 조건인 0.7 이하를 만족하고 있었다.¹²⁾ 또한 단순회귀분석을 실시한 후 VIF 검토 결과에서도 변수들 간에 다중공선성 문제가 의심되지 않았다.¹³⁾

다음으로 오차항의 이분산성 검정을 실시하였다. 오차항의 이분산성이 존재하면 오차항이 변수의 계수

표 3_패널 단위근 검정

| 구분 | | HP | HTV | SYS | M1 | CDR |
|-----|---------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| LLC | None | -18.085*** | - | 5.326 | -22.097*** | -28.126*** |
| | Cons. | -9.970*** | - | -9.746*** | -15.698*** | -18.678*** |
| | Trend & Cons. | -13.639*** | - | -11.625*** | -12.152*** | -14.003*** |
| IPS | None | - | - | - | - | - |
| | Cons. | -9.674*** | -12.731*** | -7.008*** | -16.309*** | -17.109*** |
| | Trend & Cons. | -14.127*** | -16.245*** | -8.382*** | -17.139*** | -17.125*** |

주: 1) SYS는 수준변수이며 HTV는 LN 수준변수임.
 2) CDR은 차분변수이며 HP, M1은 LN 차분변수임.
 3) 불균형 패널은 IPS 검정은 가능하나 상수항과 추세 없이 검증불가함.
 4) p. < 0.01 ***, p. < 0.05 **, p. < 0.1 *.

11) 선행연구 중 정규일(2006), 김세완·김은미(2009), 한상섭(2011), 전수민·이기성(2013)은 계절 조정된 시계열자료를 사용하였음.
 12) 상관계수는 -1에서 1 사이의 값을 가지며, 다중공선성을 검정할 때 0.7이 절삭치로 사용되고 있음. 이 수치를 상회할 경우 독립변수로서의 자격은 상실됨(양오석, 2013: 94).

표 4_ 수도권 주택가격의 동태적 패널분석 추정 결과

| 구분 | | 수도권 | 서울시 | 인천시 | 경기도 | 버블세븐지역 |
|-------------------|--------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| G F C 이전 | HP(-1) | 0.673*** | 0.654*** | 0.718** | 0.679*** | 0.230 |
| | SYS | 0.038*** | 0.028** | 0.010 | 0.050*** | 0.069** |
| | M1 | 0.440*** | 0.407*** | 0.258*** | 0.504*** | 0.317*** |
| | CDR | -0.087*** | -0.087*** | -0.036*** | -0.100*** | -0.061*** |
| Wald chi2 | | 848.69*** | 603.48*** | 33.31*** | 485.53*** | 101.12*** |
| Hansen J | | 1.000 | 0.905 | 1.000 | 0.873 | 1.000 |
| Arellano- Bond | AR(1) | 0.000*** | 0.000*** | 0.108 | 0.004*** | 0.623 |
| | AR(2) | 0.786 | 0.687 | 0.182 | 0.457 | 0.991 |
| G F C 이후 | HP(-1) | 0.378*** | 0.321*** | 0.536* | 0.355*** | 0.219*** |
| | SYS | -0.011*** | -0.016*** | -0.010 | -0.005* | -0.044*** |
| | M1 | 0.079*** | 0.101*** | 0.029 | 0.046 | 0.117* |
| | CDR | 0.008*** | 0.007*** | 0.007*** | 0.010*** | 0.010*** |
| Wald chi2 | | 1076.11*** | 386.50*** | 67.14*** | 723.74*** | 260.38*** |
| Hansen J | | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| Arellano- Bond | AR(1) | 0.001*** | 0.131 | 0.110 | 0.005*** | 0.324 |
| | AR(2) | 0.074* | 0.035** | 0.605 | 0.243 | 0.039** |

주 : p < 0.01 ***, p < 0.05 **, p < 0.1 *.

에 영향을 줄 수 있으므로 추정계수의 표준오차 추정치를 왜곡할 수 있다. 매매가격변동률과 매매거래량 모형을 선형회귀모형으로 분석한 후 이분산성을 검토하였다. 그 결과 두 모형 모두 이분산성이 존재하는 것으로 나타나 이를 고려하여 분석을 실시하였다.¹³⁾

2. 패널 GMM 모형 추정 결과

수도권 아파트매매가격변동률과 아파트매매거래량을 종속변수로 선정하고, 종속변수의 1분기 과거값을 설명변수에 포함하여 실증분석을 실시하였다. 동태적 패널모형으로 추정하 이유는 수도권 아파트매매시장은 가격과 거래량 모두 장·단기 외부요인으로 인한

충격반응이 작게 나타나는 정적인 구조이며, 자신의 과거값에 가장 많은 영향을 받고 있기 때문이다(권현진·유정석, 2013). 또한 도구변수의 수가 설명변수보다 많은 과대식별모형에서는 GMM 추정량을 이용하여 분석하는 것이 효율적이라고 알려져 있다.

동태적 패널모형 중 차분 GMM 모형은 차분되지 않은 원래 수준변수와 1계 차분한 시차변수를 도구변수로 추가하여 일치 추정량(consistent estimator)이고 효율적인 추정량을 구하는 방법이다. 또한 GMM 추정계수의 산정 시 효율성을 높이기 위하여 2단계 추정방법을 사용하였다. Windmeijer(2005)는 2단계 방법으로 추정할 때 반드시 강건성을 고려하여야 접근적으로 효율적 추정량을 산출할 수 있다고 보았다(민

13) 보통 VIF(Variance Inflation Factor)가 10 이상이면 변수들 간 다중공선성이 존재한다고 봄. 아파트매매가격변동률(difference lnHP)을 종속변수로 통화량 변동률(M1), 가계대출시장 크기(SYS), CD금리 변동(CDR)과의 단순회귀분석 결과에서 변수들 간 VIF 크기는 2 이하로 나타났음. 아파트매매거래량(lnHTV)을 종속변수로 통화량변동률(M1), 가계대출시장 크기(SYS), CD금리 변동(CDR)과의 회귀분석 결과에서도 VIF 크기는 1 이하로 나타났음.

14) 매매가격변동률모형(chi2=654.41, Prob>chi2=0.000) 및 매매거래량모형(chi2=309.43, Prob>chi2=0.000) 모두 패널 개체 간 이분산성이 존재하였음. 본 논문에서는 이분산성을 고려한 강건성(robust) 옵션을 추가하여 패널 GMM 모형을 추정하였음.

표 5_ 수도권 주택거래량의 동태적 패널분석 추정 결과

| 구분 | | 수도권 | 서울시 | 인천시 | 경기도 | 버블세븐지역 |
|-------------------|---------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| G F C 이전 | HTV(-1) | 0.144*** | 0.148*** | -0.217 | 0.252**** | 0.057 |
| | SYS | -1.572*** | -2.328*** | 0.531 | -1.343*** | -1.664** |
| | M1 | 3.598*** | 4.285*** | 2.239 | 3.322*** | 5.429*** |
| | CDR | -1.417*** | -1.708*** | -0.783*** | -1.342*** | -1.743*** |
| Wald chi2 | | 407.76*** | 843.28*** | 47.37*** | 153.73*** | 137.23*** |
| Hansen J | | 0.066* | 0.991 | 1.000 | 0.987 | 1.000 |
| Arellano- Bond | AR(1) | 0.000*** | 0.000*** | 0.180 | 0.000*** | 0.011** |
| | AR(2) | 0.000*** | 0.000*** | 0.250 | 0.001*** | 0.014** |
| G F C 이후 | HTV(-1) | 0.196*** | 0.208*** | 0.099 | 0.209*** | 0.374*** |
| | SYS | -0.435*** | -0.450*** | -0.507 | -0.310** | -0.400 |
| | M1 | -0.115 | 1.995*** | -3.014 | -1.343** | 3.600 |
| | CDR | 0.039 | 0.051 | 0.026 | 0.021 | -0.200** |
| Wald chi2 | | 424.41*** | 148.72*** | 5.61 | 168.75*** | 36.46*** |
| Hansen J | | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| Arellano- Bond | AR(1) | 0.000*** | 0.000*** | 0.192 | 0.000*** | 0.013** |
| | AR(2) | 0.043** | 0.064* | 0.983 | 0.104 | 0.143 |

주 : p < 0.01 ***, p < 0.05 **, p < 0.1 *.

인식·최필선, 2012). 이에 본 논문에서는 강건성을 고려한 2단계 차분 GMM 추정으로 가계대출시장 크기와 대출시장의 주요 영향요인에 따른 수도권 아파트매매가격과 아파트매매거래량을 분석하였다. 이때 국제금융위기의 발생은 거시경제시장과 금융기관의 영업형태에 상당한 영향을 주었으므로 이를 반영하여 국제금융위기 이전과 이후로 구분하여 추정하였다.

먼저 아파트매매가격변동률을 종속변수로 대출시장 및 금융시장의 변화를 고려하여 패널분석을 실시하였다. 국제금융위기 이전 기간에는 국내 가계대출시장의 구조적 크기를 확대할수록 아파트매매시장에서 수익을 증가시켰다. 수도권 전체를 대상으로 주택가격은 GDP가 감소하거나 가계대출이 증가하더라도 0.038% 상승하였다. 지역별 모형에서도 동

일한 결과를 보였으며, 이는 대출시장의 확대가 주택가격의 상승요인임을 의미한다. 다만 인천시 모형은 분석기간 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 대출시장의 구조적 크기 변수와 인천시 주택가격 간 변수의 방향성 차이에서 기인한 것으로 보인다. 국제금융위기 이전 기간에는 송도·영종·청라지구를 아우르는 인천경제자유구역 개발 등의 각종 개발사업의 영향으로 인천시는 상대적으로 높은 주택가격 상승률을 보였으나, 대출시장의 구조적 크기는 2008년 3분기 전까지는 증가세가 크지 않았다. 국제금융위기 이후 기간에는 인천시의 주택시장이 특히 서울시, 경기도에 비해 침체되었고 가격 하락세도 심화되는 추세였으나, 대출시장의 구조적 크기는 2010년 2분기까지 감소하다가 서서히 증가하는 추세가 나타났기 때문이다.¹⁵⁾ 특히 대출시장 구조의 확대에 인하여 주택가격

15) 다만 인천시 모형에서 가계부채 구조적 크기의 확장은 주택가격(0.010%)을 상승시켰으나 통계적으로 유의하지 않았음. 인천시 주택시장에 관한 보다 자세한 내용은 KB금융지주 경영연구소의 “지역별 시장동향-인천광역시”를 참조하기 바람(<https://www.kbfg.com/kbresearch>).

상승이 가장 컸던 지역은 버블세븐지역(0.069%)이었으며, 경기도(0.050%)순으로 나타났다.

통화량의 증가는 주택가격을 상승시키는 정(+)의 영향요인이었으며, 이들 중 경기도(0.504%)와 서울시(0.407%)의 주택가격을 상승시켰다.

주택담보대출금리의 대리변수인 CD금리의 상승은 모든 지역에서 주택가격의 하락요인으로 작용하였다. 지역별로는 경기도의 주택가격(Δ 0.100%)이 CD금리에 가장 민감한 영향을 받았으며, 인천시(Δ 0.036%)는 상대적으로 덜 민감한 영향을 받는 것으로 나타났다. 이는 주택수요자에게 금리가 상당한 압박요인으로 작용하고 있음을 시사한다.

국제금융위기 이후 대출시장의 구조적 크기 확대는 수도권 아파트매매가격의 상승에 도움이 되지 못하였다. 이는 세계적인 경기침체 현상과 국내 경기하강 지속 우려로 인하여 심리적인 위축요인으로 작용하였고, 주택담보대출의 증대를 시장의 위험요인으로 인식한 것으로 보인다. 수도권 지역에서는 대출시장의 크기 확대에도 불구하고 평균 주택매매가격의 하락(Δ 0.011%)이 관측되었다. 특히 과거 아파트가격이 급등하여 상대적으로 부동산 규제가 많았던 버블세븐지역(Δ 0.044%)에서의 가격하락 폭이 수도권 여러 지역 중에서 가장 크게 나타났다.

통화량의 증가는 국제금융위기 이후 기간에도 주택가격의 정(+)의 영향요인이었으나, 이전 기간의 영향크기에 비해 상당히 감소하였고 일부 지역에서는

통계적으로 유의하지 않았다.

CD금리의 상승은 예상과 달리 수도권 지역의 주택매매가격을 소폭 상승시켰다. 지역별로는 경기도 및 버블세븐지역에서 CD금리가 1% 상승할 때 주택가격(0.010%)이 가장 높은 상승률을 보였다. 이는 CD금리의 상승이 주택가격을 상승시켰다기보다는 관측기간 동안 주택가격과 금리의 하락이 지속되어 정(+)의 영향관계가 나타났기 때문으로 보인다.¹⁶⁾

다음으로 아파트매매거래량을 종속변수로 GMM 분석을 실시하였다. 국제금융위기 이전 기간 가계대출시장의 구조적 크기의 확대는 아파트매매시장의 거래량을 감소시키는 영향을 주었으며, 특히 서울시(Δ 2.328%)에서 거래량 감소가 컸다. 이 기간 중에는 주택가격의 상승으로 LTV 등 담보대출비율의 제한이 있었음에도 불구하고, 대출금액이 증가하였기 때문에 대출시장 크기의 증대가 거래빈도 증가의 직접적 원인은 아닌 것으로 보인다.¹⁷⁾

통화량의 증가는 매매거래량 증가에 정(+)의 영향요인으로 나타났으며, 버블세븐지역(5.429%)과 서울시(4.285%)순으로 증가폭이 높았다. 이들 지역은 분석기간 주택가격의 상승폭이 상대적으로 높았던 지역으로, 시중 유동성이 증가하면 해당 지역 주택유효수요의 증가로 인해 거래빈도가 늘어난 것으로 보인다.

CD금리의 상승은 국제금융위기 이전 아파트매매거래량도 매매가격변동률과 동일하게 부(-)의 영향

16) 2008년 10월(6.03%)까지 꾸준한 상승세를 보이던 CD금리는 이후 큰 폭으로 하락하였고, 2010년 말까지 하락추세가 이어지다가 2011년 단계적으로 소폭 상승하였음. 그러나 수도권 주택매매가격 하락시점인 2011년 말 이후부터 다시 금리 인하를 단행하면서 2013년 1분기 현재 2.83% 수준을 유지하였음. CD금리의 변동과 수도권 주택매매가격변동률 간 시차구조분석에서는 전체 분석기간 동안 동행($\hat{\rho}$ =0, 0.3609)하였음. 지역별로 분석한 결과에서도 서울시($\hat{\rho}$ =0, 0.3532), 인천시($\hat{\rho}$ =0, 0.3255), 경기도($\hat{\rho}$ =0, 0.3649) 모두 동행관계로 나타났다.

17) 또한 아파트매매거래량의 추이를 살펴보면, 2006년 11월의 거래량(HTV)이 분석기간 동안 서울시(2만 5,382건), 인천시(8,978건), 경기도(4만 5,850건) 모두 최대치를 기록하였고, 이후 전반적인 추세가 감소하는 경향을 보였음. 국제금융위기 이전 거래량이 주춤했던 이유 중 하나는 수도권 주택가격의 급등을 그 원인으로 볼 수 있음. 이에 <표 5>에서 국제금융위기 이전 대출시장의 구조적 크기(SYS)가 확장되었더라도 거래량이 실질적으로 증가하지 못한 이유가 여기에 있을 수 있음. 특히 대출시장의 구조적 크기를 구성하는 가계대출액은 분석기간 동안 연간 10% 내외로 꾸준히 상승하며(2006년 11.8%, 2007년 9.5%, 2008년 8.5%, 2009년 7.4%, 2010년 8.1%, 2011년 8.0%), 2012년 12월 최대치(659조 8,580억 원)를 기록하여 거래량과는 사뭇 다른 추세를 보였음.

표 6_ 수도권 주택매매시장의 구조변동 검정

| 구분 | | 수도권 | | 서울시 | | 인천시 | | 경기도 | |
|----------------|--------------------------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|----------|
| | | 가격 | 거래량 | 가격 | 거래량 | 가격 | 거래량 | 가격 | 거래량 |
| Quandt-Andrews | Breakpoint | 2007Q4 | 2008Q3 | 2008Q3 | 2007Q3 | 2008Q4 | 2008Q4 | 2007Q4 | 2007Q3 |
| | Maximum LR F-statistic | 3.889 | 2.982 | 8.266 | 2.622 | 10.946 | 7.412 | 23.005*** | 3.032 |
| | Maximum Wald F-statistic | 15.557* | 11.928 | 33.065*** | 10.487 | 43.783*** | 29.649*** | 92.022*** | 12.126 |
| | Exp LR F-statistic | 0.908 | 0.755 | 2.325 | 0.732 | 3.133 | 1.646 | 8.945*** | 0.778 |
| | Exp Wald F-statistic | 5.803** | 3.846 | 13.898*** | 3.529 | 19.041*** | 11.963*** | 43.144*** | 3.921 |
| | Ave LR F-statistic | 1.299 | 1.410 | 2.177 | 1.373 | 2.555 | 1.843 | 3.724 | 1.438 |
| | Ave Wald F-statistic | 5.197 | 5.642 | 8.710** | 5.491 | 10.219*** | 7.371* | 14.897*** | 5.751 |
| Chow | Breakpoint | 2008Q3 | 2008Q3 | 2008Q3 | 2008Q3 | 2008Q3 | 2008Q3 | 2008Q3 | 2008Q3 |
| | F-statistic | 3.758** | 2.982** | 8.266*** | 2.524* | 9.343*** | 6.188*** | 6.491*** | 2.406* |
| | Log likelihood ratio | 15.738*** | 13.097** | 27.217*** | 11.443** | 29.364*** | 22.552*** | 23.258*** | 11.001** |
| | Wald Statistic | 15.033*** | 11.928** | 33.065*** | 10.097** | 37.373*** | 24.753*** | 25.963*** | 9.626** |

주: 1) Quandt-Andrews 검정 시 관측치의 15% 구간 내에서는 구조전환점이 없다는 가정을 토대로 함.
 2) p < 0.01 ***, p < 0.05 **, p < 0.1 *.

을 주는 것으로 나타났다. 지역별로는 버블세븐지역(△1.743%), 서울시(△1.708%) 등 매매가격이 상대적으로 높은 지역의 거래량 감소폭이 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

국제금융위기 이후 아파트매매거래량과 국내 가계대출시장의 구조적 크기는 부(-)의 영향관계로 나타났다. 그러나 위기 이전 기간 분석 결과와 비교하였을 때 감소폭은 줄어들었다. 이는 수도권 아파트매매가격이 2011년 하반기 이후 하락추세가 이어졌기 때문에 동일 LTV 및 DTI 규제하에 대출금액이 상대적으로 감소하였고, 일정한 단위의 대출시장 크기가 확대되기 위해서는 상승기와 달리 더 많은 매매거래량이 필요하였기 때문으로 보인다.

통화량의 증가는 매매거래량과 지역별로 상이한 방향성을 보였다. 서울시, 버블세븐지역과는 정(+)의 영향이, 인천시, 경기도와는 부(-)의 영향이 나타났다. 그러나 버블세븐지역, 인천시는 통계적으로 유의하지 않았다.

CD금리와 매매거래량과는 버블세븐지역을 제외

한 지역에서 정(+)의 관계가 관측되었다. 이는 동일 기간 매매가격 변동률과의 방향성과도 일치하는 결과이나, 통계적으로 유의하지 않았다. 버블세븐지역의 매매거래량은 CD금리가 상승하면 거래량이 감소하였으며, 통계적으로도 유의하였다.

추정된 모형의 적합성을 검정하기 위하여 패널 분석의 기본적 가정을 검토하였다. Wald 검정에서 국제금융위기 이후 인천시 아파트매매거래량 모형을 제외한 모든 모형이 10 이상으로 나타나 전반적으로 적합한 모형임을 보였다.

도구변수에 대한 과대식별의 적절성을 검토하는 Hansen 검정 결과는 수도권 주택거래량을 제외한 모든 모형에서 유의수준 5%를 기준으로 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이는 과대식별 제약이 적절하다는 의미로 판단가능하다.¹⁸⁾

다음으로 오차항의 자기상관 여부를 검정하기 위하여 Arellano-Bond 검정을 실시하였다. 아파트매매가격 변동률로 분석한 모형 중 인천시와 국제금융위기 이전 버블세븐지역 모형은 오차항(Δe_{it})의 1, 2계

자기상관이 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하지 않았다. 또한 국제금융위기 이후 서울시 및 버블세븐지역 모형에서 1계 자기상관은 존재하지 않았으나, 2계 자기상관은 5% 유의수준에서 상관성이 존재하였다. 이를 제외한 모형에서는 1계 자기상관은 존재하였으나, 2계 자기상관이 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하였다. 2계 자기상관이 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하지 않았으므로, 원 모형에서 오차항(e_{it})은 독립으로 나타났다. 아파트매매거래량으로 분석한 모형은 국제금융위기 이전 인천시와 국제금융위기 이후 서울시, 인천시, 경기도 모형에서 2계 자기상관이 없다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하지 않았다. 그러나 이를 제외한 모형에서는 5% 유의수준에서 상관성이 존재하였다.

본 논문에서는 주택매매시장의 변화를 가계부채요인을 고려하여 2008년 3분기를 기점으로 이전 기간과 이후 기간으로 구분하여 검토하였다. 2008년 3분기는 미국 재무부가 유동성 위기에 직면한 페니 메이(Fannie Mae)와 프레디맥(Freddie Mac)을 국유화하고(2008년 9월 6일), 리먼 브러더스의 파산을 결정하면서(2008년 9월 15일) 국제금융시장에 신용경색 위기가 발생한 시기다. 국제금융위기 전·후 국내 수도권 부동산시장의 구조변화를 살펴보기 위하여

Quandt-Andrews의 Unknown Breakpoint 검정과 Chow 검정을 실시하였다. Quandt-Andrews의 검정은 구조변화의 시점을 지정하지 않더라도 분석이 가능하며, Chow 검정은 연구자가 지정한 시점을 입력해야 분석이 가능하다.¹⁹⁾ 각각의 구조변동 검정 결과를 살펴보면 다음과 같다. Quandt-Andrews의 검정 결과 경기도 주택매매가격변동률 모형만이 LR F-통계 평균치를 제외한 모든 통계치에서 2007년 4분기를 기점으로 구조적 단절의 증거가 나타났다. Wald F-통계치로는 2008년 3분기 기점의 서울시 주택매매가격변동률 모형, 2008년 4분기 기점의 인천시 주택매매가격변동률 및 주택매매거래량 모형이 5% 유의수준 내에서 구조적 변화가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다.²⁰⁾

2008년 3분기를 구조전환점으로 설정한 Chow 검정에서는 서울시 및 경기도의 주택매매거래량 모형에서 유의수준 10% 내에서, 그 외 모형에서는 유의수준 5% 내에서 구조변동이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였다.²¹⁾

수도권 주택매매시장의 구조적 변화는 국제금융위기 전·후 주택대출에 관한 제도적 변화와도 밀접한 연관이 있다. 정부는 2006년 3월 수도권 투기지역을 대상으로 총부채상환비율(DTI) 제도를 도입하였고, 국제금융위기 발발로 부동산 경기 위축 해소를 위

18) GMM 추정량은 도구변수의 수가 내생적 설명변수의 수에 비해 많을 때 효율적 결과 도출이 가능하나, 이러한 경우 과대식별의 문제가 발생할 수 있음. 과대식별 조건에 대한 적절성 검정은 Sargan 검정과 Hansen 검정을 통해서 가능함. 이때 Hansen 검정은 오차항의 동분산성 가정이 충족되지 않더라도 실시할 수 있음. Hansen 검정의 귀무가설(HO)은 “과대식별 조건이 적절하다”임. 그러므로 <표 4>와 <표 5>의 분석 결과 중 Hansen 검정 결과에서 수도권 주택거래량의 동태적 패널분석에 대한 결과(0.066)만 유의수준 10%내에서 귀무가설을 기각하였음. 즉, 모든 모형은 과대식별 조건이 적절하다는 귀무가설을 유의수준 5%내에서 기각할 수 없었음.

19) Quandt-Andrews의 검정은 설정된 표본기간 내 모든 시점을 구조변화가 가능하다고 간주하여 Chow 통계량을 산출하고, 이를 검정함. Chow 통계량은 각각 하위의 표본기간에 대한 모수의 크기를 추정하고, 모수의 값이 일정하다는 귀무가설에 대한 F-검정을 실시함(이수욱 외, 2011: 66).

20) 인천시 주택매매거래량 모형의 Wald F-통계 평균치에서는 유의수준 10% 내에서 구조변동이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였음.

21) 구조변동검정을 수행하기 위해서 시·도별 시계열자료를 이용하여 선행모형을 도출한 후 검정을 실시하였음. 버블세븐지역의 경우 주택매매가격지수가 시계열 통계치를 따로 발표하고 있지 않아 구조변동 분석을 실시할 수 없었음. 물론 버블세븐지역의 시·군·구 패널자료의 평균치를 활용하여 추정할 수는 있으나, 통계적 왜곡 우려로 인하여 구조변동검정에서는 제외하였음.

하여 2008년 11월 서울시 강남·서초·송파구를 제외한 수도권 투기지역 및 투기과열지구를 해제하였다. 이후 경기가 회복세를 보이자 2009년 금융기관의 LTV 비율을 축소하고 DTI 규제지역을 확대하는 등 규제를 강화하였다.²²⁾ 이후 2010년 8월 아파트 미분양 해소를 위하여 강남·서초·송파구를 제외한 DTI 규제를 2011년 3월까지 일시적으로 해지하였고, 동년 6월 가계부채 종합대책, 2012년 2월 제2금융권 부실화에 따른 가계대출 보완대책 등 그때그때의 경기 상황에 따라 정부의 정책이 규제 강화 및 완화를 반복하고 있었다. 이렇게 주택 관련 대출규제를 비롯한 정책적인 변화도 수도권 주택매매시장의 구조적 변화에 일정 부분 영향을 미친 것으로 보인다.

V. 결론

본 논문에서는 2006년 1분기에서 2013년 1분기까지 수도권 주택시장에서의 매매가격 변동률과 매매거래량을 종속변수로 가계대출시장의 크기, 대출 관련 금융요인을 고려하여 패널 GMM 분석을 실시하였다.

분석 결과 및 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 가계대출시장의 확대는 국제금융위기를 기준으로 이전과 이후 주택매매가격변동률과 방향성이 상이하였다. 국제금융위기 이전에는 가계부채에 대한 시장의 부담이 주택가격 상승으로 인하여 상쇄되었다면, 이후 기간에는 주택대출의 확대방안에도 불구하고 수도권 주택매매가격의 하락세를 전환시키지는 못하였다. 이와 달리 주택매매거래량과 분석 전체기간 동안 가계대출시장의 구조적 크기와는 전반적으로 부(-)의 관계를 보였다. 이는 수도권 주택경기가 호황이었던 국제금융위기 이전 시기의 가계

대출의 증가보다 주택가격 급등으로 인하여 매매거래량이 감소하였기 때문에 대출시장의 구조적 크기의 확대 영향이 크지 않았던 것으로 보인다. 국제금융위기 이후에는 대출시장 구조의 절대적인 영향 크기가 감소하면서 수도권 주택매매시장 활성화에 다소 도움이 되었다.

둘째, 시중 유통자금의 증대는 주택가격과 주택거래량 모두 국제금융위기 이전 기간 동안 정(+)의 영향요인이었으나, 이후 기간에서는 영향의 크기가 감소하거나 부(-)적 관계로 전환되었다.

셋째, 담보대출 관련 금리의 상승은 국제금융위기 이전 기간에는 주택가격과 주택거래량에 부(-)의 영향요인이었으나, 국제금융위기 이후 기간에는 정(+)의 영향요인으로 나타났다. 이는 위기 이후 수도권 매매가격의 하락과 매매거래량의 감소로 시장 활성화대책의 일환으로 담보대출금리의 하락을 유도하였으나, 실제 주택시장에서의 효과가 미미하였기 때문으로 보인다.

넷째, 수도권 주택매매시장의 구조적 변동 검정에서는 Quandt-Andrews의 검정 결과 경기도 주택매매가격변동률 모형만이 전반적인 통제치에서 유의미한 구조변동이 있었음을 감지하였다. Wald F-통계치로는 서울시 주택매매가격변동률 모형, 인천시 주택매매가격변동률 및 주택매매거래량 모형에서 구조변동의 증거가 나타났다. Chow 검정 결과에서는 모든 모형에서 2008년 3분기를 기점으로 구조적 변화가 존재함을 보였다.

이상의 결과를 통해서 현재 수도권 주택매매시장은 국제금융위기를 기점으로 주택가격의 하락세가 지속되었고, 거래량도 감소하면서 주택소비가 위축된 현상이 관측되었다. 이를 해소하기 위한 방안의 일

22) 2009년 7월 수도권의 LTV 비율을 60%→50%로 인하하였고, 동년 9월 투기지역에서 수도권 비투기지역까지 DTI 규제를 확대·실시하였음.

환으로 대출금리 완화 또는 유지, LTV 및 DTI 등 주택대출규제 완화 등 금융적 유인책이 시행되었거나 논의 중이다. 그러나 분석 결과에 따르면 국제금융위기 이후 가계대출시장 규모의 확대가 주택시장의 활성화로 유도한다고 보기는 어려웠다. 다만 주택매매 거래량에 있어서는 일부 유동성 효과가 존재하는 것으로 나타났다.

최근 일부 언론에서는 가계부채의 증가 원인을 주택자금 대출의 문턱 완화를 골자로 하는 박근혜정부의 주택시장 정상화 대책과 밀접한 관련이 있다고 보았다. 또한 미국의 양적 완화 축소 역시 부동산시장에도 연쇄적인 영향을 미칠 것으로 보인다. 그러므로 정부는 국가 차원에서 가계 부문의 시장 위험 증대를 다각적으로 검토하고, 부동산시장의 부채 건전성의 감독과 함께 위험 정도를 체계적으로 관리할 필요가 있다.

본 논문은 수도권 아파트매매시장의 변화를 가계부채시장의 크기와 대출금리 및 금융 유동성을 중심으로 동태적 패널분석을 실시하여 시장의 건전성과 활성화를 분석해보고자 한 데에 차별성이 있다. 그러나 시·군·구 통계자료의 한계로 인하여 실거래가격지수를 이용하지 못한 점, 주택담보대출만의 통계치가 2007년 4분기부터 제공되어 기타 대출 부분도 포함하여 분석에 사용한 점이 한계로 남았다. 또한 주택대출의 사적 금융으로 활용되고 있는 전·월세 시장을 포함하여 비교·분석을 하지 못한 점도 한계로 남았다. 향후 주택매매시장과 전·월세 시장과의 관계를 통해 가계대출시장의 크기의 영향을 분석한다면, 금융규제 및 대출시장의 위험성을 고려하여 다양한 주택시장 활성화방안을 종합적으로 마련할 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 권현진·유정석, 2013. “수도권 주택 및 토지시장 간 가격과 거래량의 방향성과 변동성에 관한 연구”. 서울도시연구 제14권 제3호, pp33-58.
- 김세완·김은미, 2009. “주택시장과 가계대출 간의 동태적 관계분석: 외환위기 전후를 중심으로”. 지역연구 제25권 제4호, pp123-147.
- 민인식·최필선, 2012. STATA 패널데이터 분석. 서울: 지필미디어.
- 박덕배, 2013. “가계부채 위험의 급등과 시사점”. 한국경제주평 제553권, pp1-15.
- 박연우·방두완, 2012. “주택가격과 은행대출의 상관관계에 관한 연구”. 금융연구 제26권 제1호, pp107-141.
- 손종철, 2010. “통화정책 및 실물-금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석”. 경제학연구 제58권 제2호. 한국경제학회, pp179-219.
- 손진식·김수진, 2013. “국내은행의 영업형태와 위험성 및 수익성 간의 관계: 개별은행 데이터를 이용한 패널분석”. BOK 경제리뷰. Discussion Paper Series no. 2013-8. 서울: 한국은행.
- 양오석, 2013. 첫 눈에 반한 Stata. 서울: 지필미디어.
- 유병학·조규환, 2012. “경기대응완충자본규제와 통화신용정책”. 한국개발연구 제34권 제4호, pp69-90.
- 이수욱·박천규·최윤경·이현지·전성제·선우덕·이범수·김원중, 2011. 사회·경제구조 전환기의 주택정책 패러다임 정립방안 연구. 경기: 국토연구원.
- 전수민·이기성, 2013. “주택가격과 가계대출간의 동태적 상관성 분석”. 유라시아연구 제10권 제3호, pp1-27.
- 정규일, 2006. “자산가격과 유동성 간의 관계분석”. 한국경제연구 제17권, pp257-287.
- 최기의·박세운·방두완, 2010. “한국 아파트 가격과 은행대출의 상호관계에 관한 연구”. 한국금융학회정기학술대회 논문집, pp1-40.
- 한상섭, 2011. 가계대출과 주택가격의 동태적 연관성. Working paper. 서울: 한국금융연구원.
- KB금융지주 경영연구소, 지역별 시장동향-인천광역시(<https://www.kbfg.com/kbresearch>). [2014.5.17]
- Adalid, R. and Detken, C. 2007. *Liquidity shocks and asset price boom/bust cycles*. ECB Working paper 732. Frankfurt: Germany: European Central Bank.
- Allerano, M. and Bond, S. 1991. “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”. *The Review of Economic Studies* vol.58, no.2, pp277-297.

- Chen, N. K. and Wang, H. J. 2007. "The Procyclical Leverage Effect of Collateral Value on Bank Loans: Evidence from the Transaction data of Taiwan". *Economic Inquiry* vol.45, no.2, pp395-406.
- Davis, E. P. and Zhu, H. 2004. *Bank lending and commercial property cycles: Some cross-country evidence*. BIS Working Papers 150. Basel : Switzerland : Bank for International Settlements.
- Demirgüç-Kunt, A. and Huizinga, H. 2011. *Do We Need Big Banks: Evidence on Performance, Strategy and Market Discipline*. Policy Research Paper 5576. Washington : USA : World Bank.
- Gerlach, S. and Peng, W. 2005. "Bank Lending and Property Prices in Hong Kong". *Journal of Banking and Finance* vol.29, no.2, pp461-481.
- Gimeno, R. and Martínez-Carrascal, C. 2010. "The Relationship between House Prices and House Purchase Loans: the Spanish Case". *Journal of Banking and Finance* vol.34, no.8, pp1849-1855.
- Goodhart, C. and Hofmann, B. 2008. *House prices, money, credit and the macro economy*. European Central Bank Working Paper Series 888. Frankfurt : Germany : European Central Bank.
- Hofmann, B. 2003. *Bank lending and property price: some international evidence*. The Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper 22. Hong Kong : China : The Hong Kong Institute for Monetary Research.
- _____. 2004. "The Determinants of Bank Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?". *International Finance* vol.7, no.2, pp203-234.
- Kartashova, K. and Tomlin, B. 2013. *House prices, consumption and the role of non-mortgage debt*. Bank of Canada Working Paper 2013-2. Ottawa : Canada : Bank of Canada.
- Oikarinen, E. 2009. "Interaction Between Housing Prices and Household Borrowing: The Finnish Case". *Journal of Banking and Finance* vol.33, no.4, pp747-756.
- Wachter, S. M. 2010. *Procyclicality, Resiliency and Systemic risk: Why Some Housing Finance Systems Failed and Others Did Not*. Testimony prepared for A Comparison of International Housing Finance Systems. United States Senate Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs.
- Windmeijer, F. 2005. "A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators". *Journal of Econometrics* vol.126, no.1, pp25-51.

- 논문 접수일: 2014. 3. 31
- 심사 시작일: 2014. 4. 21
- 심사 완료일: 2014. 5. 13

요약

주제어: 가계부채, 주택매매시장, 패널 GMM 모형

최근 수도권 주택매매시장 활성화 대책의 일환으로 대출 규제완화를 통한 매매수요의 확충이 꾸준히 논의 중이다. 이에 본 논문에서는 가계대출액 대비 국내 총생산의 비율을 '가계부채의 구조적 크기'로 규정하고, 관련 시계열변수를 포함하여 수도권 주택시장과의 영향을 패널 GMM 모형으로 분석하였다. 분석 결과 국제금융위기 이전에는 가계부채에 대한 시장의 부담이 주택가격의 상승으로 상쇄되었다면, 위기 이

후에는 차입금융의 증가에도 가격하락세가 지속되었다. 그러나 주택매매시장의 유동성 측면에서는 다소 도움이 되었다. 이와 달리 유동자금의 증대와 대출금리 인하로 인한 효과는 미미하였다. 그러므로 정부는 대출규제와 가계 부문의 신용 위험 증대에 대한 위험관리방안을 종합적으로 고려하여 시장활성화방안을 제시해야 할 것이다.