

금융위기 이후 예금취급기관 가계대출과 주택가격의 동태적 관계*

한규식
전북대학교 경영학과 교수

The Dynamic Relationship between Household Loans of Depository Institutions and Housing Prices after the Financial Crisis

Gyu-Sik Han^a

^aDepartment of Business Administration, Jeonbuk National University, South Korea

Received 30 November 2020, Revised 16 December 2020, Accepted 21 December 2020

Abstract

Purpose - This study aims in analyzing the dynamic relationship between household loans and housing prices according to the characteristics of depository institutions after the financial crisis, identifying the recent trends between them, and making policy suggestions for stabilizing house prices.

Design/methodology/approach - The monthly data used in this study are household loans, household loan interest rates, and housing prices ranging from January 2012 to May 2020, and came from ECOS of the Bank of Korea and Liiv-on of Kookmin Bank. This study used vector auto-regression, generalized impulse response function, and forecast error variance decomposition with the data so as to yield analysis results.

Findings - The analysis of this study no more shows that the household loan interest rates in both deposit banks and non-bank deposit institutions had statistically significant effects on housing prices. Also, unlike the previous studies, there was statistically significant bi-directional causality between housing prices and household loans in neither deposit banks nor non-bank deposit institutions. Rather, it was found that there is a unidirectional causality from housing prices to household loans in deposit banks, which is considered that housing prices have one-sided effects on household loans due to the overheated housing market after the financial crisis.

Research implications or Originality - As a result, Korea's housing market is closely related to deposit banks, and housing prices are acting as more dominant information variables than interest rates or loans under the long-term low interest rate trend. Therefore, in order to stabilize housing prices, the housing supply must be continuously made so that everyone can enjoy housing services equally. In addition, the expansion and reinforcement of the social security net should be realized systematically so as to stop households from being troubled with the housing price decline.

Keywords: Household Loans, Household Loan Interest Rates, Housing Prices, Stabilization

JEL Classifications: C50, E30, G20, R31

* 이 논문은 2020년도 전북대학교 연구기반 조성비 지원에 의하여 연구되었음.

^a First Author, E-mail: gshan0815@jbnu.ac.kr

© 2020 The Institute of Management and Economy Research, All rights reserved.

I. 서론

우리나라 가계대출이 규모와 속도 측면에서 매우 빠르게 증가하고 있어 가계대출에 대한 부실과 그에 따른 구조적 위험(systemic risk)이 크게 우려되고 있는 현실이다. 국내적으로 1997년 외환위기와 2002년 카드대란을, 국제적으로는 2008년 금융위기를 통해 신용경색과 경기침체라는 경제위기와 그에 따른 체계적 위험을 목도했음에도 불구하고 가계대출은 지속적으로 증가하고 있다. 이와는 대조적으로 미국은 2008년 금융위기 이후 과감한 가계대출 축소 및 규제정책으로 가계대출의 규모를 크게 감소시켰다. OECD의 데이터에 따르면, OECD국가들의 2008년 대비 2017년 처분가능소득 대비 가계대출 비율을 살펴보면 미국은 28.5% 감소하였으나 우리나라는 42.6% 증가하였다.

가계대출은 기업대출과 다르게 소득상환능력의 파악이 용이하지 않고, 유한책임의 기업과 다르게 무한책임인 가계는 파산에 직면하게 되면 회생이 쉽지 않다(홍종학, 2011). 특히, 국민소득에서 가계소비가 차지하는 비중을 고려해 볼 때 가계대출의 부실은 금융경제와 실물경제의 경제침체로 이어져 기업대출의 부실보다 더 큰 충격으로 나타날 가능성이 높다. 2000년 IT기업을 중심으로 나타난 닷컴버블과 2008년 주택자산과 가계대출을 중심으로 나타난 금융위기를 비교해보면 이러한 우려가 단순한 기우가 아님을 직관적으로 파악할 수 있다. 우리나라 가계대출 증가 역시 주택자산의 가격과 밀접한 관련이 있다. 우리나라 가계의 자산구조가 금융자산보다는 실물자산을 선호하며, 실물자산 중에서도 부동산을 매우 선호하기 때문이다. 통계청 국가통계포털의 데이터에 따르면, 2018년 우리나라 가계자산의 구조를 살펴보면 전체 가계자산에서 부동산이 차지하는 비중은 70.2%이며 구성은 ‘거주주택’이 40.6%, ‘거주주택외’가 28.5%를 차지한다.

주택자산에 대한 보유는 상당한 규모의 가계대출과 장기적인 상환계획 고려 등을 고려해야 한다. 그러므로 주택자산의 가격의 급격한 상승은 자기소득만으로 주택자산을 구입하기 어렵게 하여 가계대출에 대한 유인으로 작용할 수 있으며 이는 곧 주거서비스에 대한 부담 가중화로 연결된다. 이에 정부와 관계부처는 뒤늦게나마 주택시장의 안정화를 위해 대책들을 쏟아내기 시작하였다. 투기수요의 근절, 맞춤형 대책 마련, 실수요자 보호라는 원칙 아래 고가주택의 세율을 인상하고 다주택자의 추가 대출을 금지하는 한편 공급물량을 늘리고 공시가격의 점진적 현실화를 위한 상향 조정이 골자를 이룬다. 이것은 곧 주택자산의 담보가치 하락과 가계의 유동성 저하를 의미하며 주택자산 보유에 대한 비용이 증가하게 되어 자산보유에 대한 매력을 감소시킨다. 유동성 저하로 인하여 주택자산의 가격이 점진적으로 감소할 것으로 전망된다. 그러나 주택에 대한 공급은 비탄력적인 것과 대조적으로 수요는 매우 탄력적이기 때문에 정책적 효과가 나타나기까지 장기적인 시간이 소요될 것이고, 그 이전에 예상치 못한 부작용이 속출할 수 있다. 지속되는 저금리와 금리 인하가 정책이 대출에 대한 부담을 경감시킴으로써 추가적인 가계대출을 유인할 수 있다.

우리나라 가계대출의 총량은 예금취급기관의 가계대출이지만 예금취급기관 내에서 설립목적에 따른 업무의 범위와 영업대상이 크게 상이하기 때문에 이를 구분할 필요가 존재한다. 예금취급기관은 가계에 신용을 공여해주는 금융기관으로서 그 성격에 따라 예금은행과 비은행예금취급기관으로 구분된다. 예금은행은 은행법에 따라 설립된 일반은행과 특별법에 따라 설립된 특수은행 등으로 구성되어 있다. 비은행예금취급기관은 예금은행과 유사한 여수산업무를 주요하게 수행하고 있지만 예금은행보다 제한적인 목적으로 설립되었기 때문에 자금의 조달과 운용 측면에서 업무의 범위가 제한적이다. 특히, 비은행예금취급기관은 농업·어업·축산업 종사자들, 서민, 소규모 기업들을 대상으로 여수산업무가 전문화되어 있어 예금은행에 비해 영업대상의 신용이 상대적으로 낮고 업무범위에 한계가 있어 일반적으로 예금은행보다 대출금리가 높다. 따라서 가계대출 자체의 총량은 가계대출의 양적인 측면이라고 볼 수 있지만 예금취급기관의 특성에 따른 가계대출은 가계대출의 구조와 관련된 질적인 측면이라고 볼 수 있다. 본 연구는 기존연구와는 다르게 양적인 측면에서의 가계대출 뿐만 아니라 질적인 측면에서의 가계대출을 면밀하게 살펴보기 위해 예금취급기관 가계대출을 예금취급기관의 특성에 따라 예금은행 가계대출과 비은행예금취급기관 가계대출로 분류하여 연구를 수행하였다. 특히, 예금취급기관의 특성에 따라 공급적 측면에서는 대출금리의 수준이 다르고, 이에 따라 금융소비자의 대출선호도, 신용등급, 파급효과 등이 매우 상이하기 때문이다. 이와 같은 점을 미루어 볼 때, 가계대출과 주택가격 사이의 상호관계는 예금취급기관의 특성에 따라 상이하게 나타날 가능성이 높다.

본 연구는 시계열 분석을 통해 금융위기 이후 예금취급기관의 특성에 따른 가계대출과 주택자산의 가격 사이의 동태적 상호관계를 파악함과 동시에 주택가격 안정화를 위한 정책을 제안하고자 한다. II장에서 선행연구를, III장에서 자료 및 분석방법을, IV장에서 실증분석 결과를 살펴보고, 마지막으로 V장에서 결론 및 시사점을 제시하였다.

II. 선행연구

우리나라 가계대출은 금융위기 이후 더욱 축적되고 있으며 일단 대출에 대한 보유결정이 이루어지게 되면 장기간 지속되는 것은 물론 이미 이루어진 가계대출이 추가적인 가계대출 의사결정에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 소득과 자산의 보유수준이 높을수록 가계대출 규모 증가에 영향을 미쳐 향후 가계대출이 더 증가할 가능성이 높은 것으로 나타났다(유경원, 황진태, 2017).

가계대출이 급속하게 증가하는 이유는 크게 수요측면과 공급측면으로 구분하여 살펴볼 수 있다. 수요측면에서 볼 때, 첫째, 가계수지의 만성적인 적자로 인하여 어쩔 수 없이 가계대출에 의존하게 되고(홍중학, 2006), 둘째, 자영업자의 생산성 감소 및 경쟁우위 상실에 따른 수익성 악화로 인하여 가계대출의 상환 어려움 때문에 가계대출이 증가하게 된다는 것이다(금재호 et al., 2009; 전승훈, 임병인, 2012). 주택자산 공급측면에서 볼 때, 첫째, 가계대출은 기업대출에 비해 담보역력이 충실하기 때문에 금융기관의 입장에서 매력적인 대출포트폴리오로 볼 수 있으며(홍중학, 2011), 둘째, 금융소비자보호를 위한 법적 체계가 미온하여 상환능력을 고려하지 않은 수익성 중심의 방만한 대출과 약탈적 대출 관행으로 인하여 발생하는 사회적 비용의 전가가 용이하기 때문에 금융기관의 가계부문으로의 대출이 증가하게 되며(홍중학, 2005; 양기진, 2008; 이현석, 2016), 셋째, 정부와 금융감독기관의 금융기관의 체계적 위험 가중에 대한 규제 및 관리의 실패, 체계적 위험의 경시 경향으로 인하여 가계대출이 크게 증가하였다는 것이다(홍중학, 2011).

금융위기 전후로 가계대출에 대한 견해는 크게 대립된다. 금융위기 이전에는 가계대출이 소득, 자산가격, 이자율 부문에 있어 가계의 민감성을 고조시키지만 가계소비를 장려한다고 보았다(김우영, 김현정, 2010; Bacchetta and Gerlach, 1997; Ludvigson, 1999; Debelles, 2004). 그러나, 금융위기 이후에는 금융위기를 겪었음에도 가계대출이 지속적으로 증가하고 있어 가계대출과 관련된 위험이 확대되고 있으며 이자상환부담 등으로 가계소비를 위축시킬 수 있다고 보았다(최남진, 주동현, 2016).

일반적으로, 가계의 신용과 주택자산의 가격 사이에는 유의미한 동태적 관계가 존재하는 것으로 나타났으며, 가계의 신용이 증가하면 주택자산의 가격이 증가하고 주택자산의 가격이 증가하면 가계의 신용이 증가하는 정(+)의 관계가 나타났다(한상섭, 2011; 박연우, 방두완, 2012; 조광조, 2013; Hofmann, 2003; Goodhart, Segoviano and Hofmann, 2006; Oikarinen, 2009). 그러나, 이러한 동태적 상호관계가 지속되면 신용과 주택가격이 팽창하여 거시경제에 부정적인 영향으로 작용할 것이다(정규일, 2006; 한상섭, 2011; 박연우, 방두완, 2012; Goodhart and Hofmann, 2008; Oikarinen, 2009).

이렇듯 가계대출의 지속적인 증가로 인한 체계적 위험의 증가와 그에 따른 파급효과에 대한 우려가 지속되는 상황에서 기존 선행연구들은 가계대출과 주택자산 간 관계를 분석함에 있어 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 예금취급기관 가계대출의 특성을 고려하지 않고 있다. 예금취급기관의 특성에 따라 대출에 대한 금리 수준과 금융소비자의 특성 등이 다르기 때문에 이에 대한 차별적인 결론을 도출하는 것이 불가능하다. 둘째, 분석기간에 있어 금융위기 기간(2007~2008년)이 포함되어 있다. 금융위기 전후로 주택시장에 구조적 변화(structural change)가 존재하며(권현진, 유정석, 2014), 최근의 가계대출과 주택가격의 동향을 명확하게 반영하기 어려울 것이라는 우려와 함께 향후 변화에 대한 추론을 수행하기에 부적절하다고 볼 수 있다. 셋째, 예금취급기관 또는 예금은행의 가계대출에 영향을 미치는 금리변수로서 CD금리의 사용은 부적절하다. 특히, CD금리는 가계대출의 기준금리로서의 대표성을 가지고 있다고 볼 수 없으며 주택담보대출의 기준금리로 사용되어 왔으나, 그 한계와 부적절성 때문에 COFIX금리로 대체되었기 때문에 연관성도 매우 떨어진다(김우석, 한규석, 2017).

따라서, 본 연구는 첫째, 예금취급기관의 특성에 따라 가계대출을 예금은행 가계대출과 비은행예금취급기관 가계대출로 분류하여 예금취급기관의 특성에 따른 가계대출과 주택자산의 가격 사이의 동태적 상호관계를 파악하고자 한다. 둘째, 분석기간을 금융위기 이후인 2012년 1월부터 2018년 12월까지로 선정하였다. 분석의 시작점이 2012년 1월부터인 것은 비은행예금취급기관 가계대출금리가 2012년 1월부터 제공되기 시작하였기 때문이다. 셋째, 가계대출을 대표할 수 있는 금리로서 예금은행의 경우 가계대출 가중평균금리를, 비은행예금취급기관의 경우 상호금융의 가계대출 가중평균금리 적용하였다. 이를 통해 예금취급기관의 특성에 따른 가계대출과 주택가격 사이의 최신 동향을 파악함과 동시에 주택가격 안정화를 위한 대안을 제안하고자 한다.

III. 자료 및 분석방법

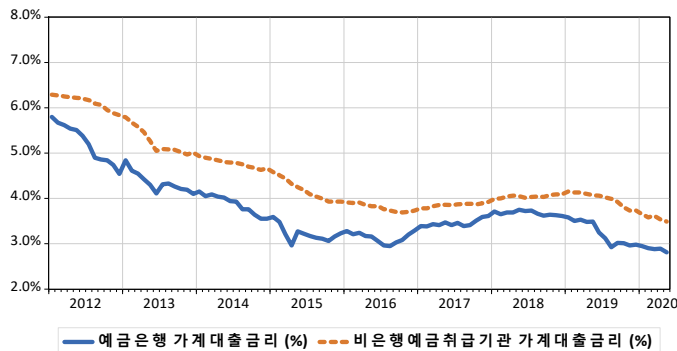
1. 자료 및 분석기간

가계의 부채를 가계대출을 중심으로 분석할 경우 총량적인 측면에서 접근하여 전체적인 추세를 살펴볼 수 있다는 장점이 있다. 더불어 가계대출을 거시적인 측면에서 살펴보기 위해 분석대상을 전국으로 설정하였다. 그러나 예금은행과 비은행예금취급기관의 금리 수준과 금융소비자의 특성이 매우 상이하기 때문에 이를 구분하여 분석할 필요가 있다. 분석을 위해 사용된 자료는 예금은행·비은행예금취급기관 가계대출금리와 가계대출, 주택가격(주택매매가격지수)이다. 분석기간은 금융위기 이후 예금은행과 비은행예금취급기관의 자료가 취득가능한 기간으로 2012년 1월부터 2020년 5월까지이며 자료의 빈도는 월별자료이다. 자료의 출처는 한국은행 경제통계시스템(예금은행·비은행예금취급기관 가계대출금리와 가계대출), KB국민은행 리브온(주택매매가격지수)이다.

2. 예금취급기관 가계대출금리

일반적으로 예금은행 대출금리가 비은행예금취급기관 대출금리보다 더 낮은 수준이기 때문에 가계대출금리 역시 예금은행이 비은행예금취급기관보다 더 낮은 수준으로 나타난다. <Fig. 1>을 보면, 2012년부터 2015년까지 가계대출금리는 지속적으로 하락하였으며, 2017년과 2018년에 소폭 상승한 것으로 나타났다. 예금은행 가계대출금리는 2014년 하반기부터 4% 미만으로, 2020년에는 3% 미만으로 하락한 것으로 나타났다. 비은행예금취급기관 가계대출금리는 2014년부터 5% 미만으로, 2016년과 2017년에 4% 미만으로 하락한 것으로 나타났다. 2019년 하반기부터는 4% 미만으로 하락하였다.

Fig. 1. 예금취급기관 가계대출금리



Source: 한국은행 경제통계시스템(2012년 1월~2020년 5월)

3. 예금취급기관 가계대출

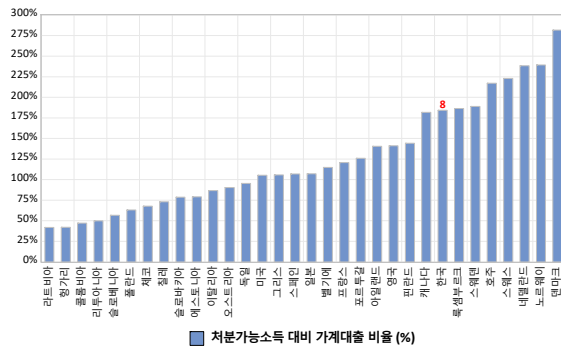
예금취급기관 가계대출은 2012년 659.9조원(예금은행 455.9조원, 비은행예금취급기관 183.7조원)에서 2020년 5월 1,103.1조원(예금은행 789.4조원, 비은행예금취급기관 313.6조원)으로 8.4년 사이에 443.2조원(예금은행 322.2조원, 비은행예금취급기관 121.0조원) 증가하였다(한국은행 경제통계시스템). 가계대출은 지속적으로 증가하고 있으며 비은행예금취급기관보다는 예금은행이 더 큰 비중을 차지하며 증가하고 있다(예금은행 비중: ('12) 70.8% ⇒ ('20.5) 71.6%; 비은행예금취급기관 비중: ('12) 29.2% ⇒ ('20.5) 28.4%).

경제적·사회적·문화적 환경을 고려해볼 때 국가 간 가계대출의 수준을 다른 국가와 절대적으로 비교하기는 어렵지만 상대적으로 비교가능하게 해주는 지표 중 하나가 OECD에서 제공하는 처분가능소득 대비 가계대출이다. <Fig. 2>는 2018년 기준 OECD 32개국 처분가능소득 대비 가계대출을 나타낸다. 한국의 처분가능소득 대비 가계대출은 184.2%로 8위이다. 상위 19위까지 처분가능소득 대비 가계대출이 100.0%를 넘고 있으며, 이에 해당하는 대부분의 국가가 과거에 부동산 관련 경제위기를 겪은 경험이 있다. 이를 고려해 볼 때 한국의 가계대출 수준이 매우 높다는 것을 알 수 있다.

4. 주택가격

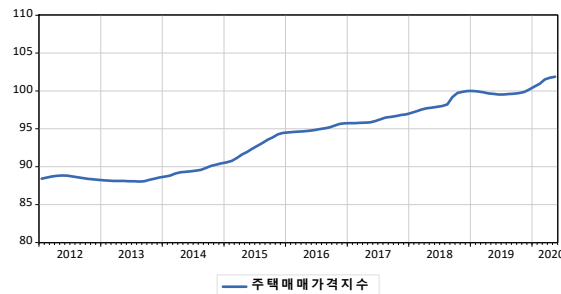
<Fig. 3>을 보면, 주택가격은 2013년까지 큰 변화를 보이지 않았으나 2014년부터 2015년까지 상대적으로 크게 상승한 뒤에 2016년부터 2020년까지는 상대적으로 완만하게 상승하고 있다.

Fig. 2. 처분가능소득 대비 가계대출



Source: OECD Data(2018)

Fig. 3. 주택매매가격지수



Source: KB국민은행 리브온(2012년 1월~2020년 5월)

5. 분석방법

선형회귀모형(linear regression model)에서 (1) 오차항의 기대값은 0 ($E(\epsilon_i) = 0$), (2) 오차항의 분산은 일정한 상수 ($Var(\epsilon_i) = \sigma^2$), (3) 오차항과 독립변수 사이의 기대값은 0 ($E(\epsilon_i, X_i) = 0$), (4) 오차항들 사이의 상관관계는 0 ($E(\epsilon_i, \epsilon_j) = 0$) 이라는 네 가지 고전적 가정을 충족할 경우, 선형회귀모형에 근거하여 구한 회귀계수의 추정량은 최량선형불편추정량(BLUE; best linear unbiased estimator)이 된다. 그러나, 시계열 자료를 이용한 분석에 있어 자기상관이 없다는 네 번째 가정은 일반적으로 충족하기 어려운 가정이다. 시계열 자료의 자기상관이라는 특성을 반영하여 발전된 모형이 Walker (1931)와 Slutsky (1937)의 자기회귀(AR; auto-regression)모형과 이동평균(MA; moving average)모형이며 이후 Wold 정리(Wold's Theorem; Mills, 2019)에 의해 AR모형과 MA모형 사이의 전환관계가 밝혀지고 이를 배경으로 Box and Jenkins (1970)가 자기회귀적분이동평균(ARIMA; auto-regressive integrated moving average)모형을 제안함으로써 시계열 모형을 한 단계 더 발전시켰다. 식(1)은 ARIMA(1, 1, 1)을 나타낸다.

$$\Delta Y_t = \delta + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1} \tag{1}$$

그러나, ARIMA모형은 단변량에 대해서만 모형의 설계가 가능하므로 이를 극복하고자 Sims (1980)는 변수들의 상호관계를 모형에 반영할 수 있는 벡터자기회귀(VAR; vector auto-regression)을 제시하였다. 식(2)는 VAR(1)을 나타낸다. VAR모형은 단변량 모형을 다변량 모형으로 확장함은 물론 기존의 경제이론으로 분석하기 어려운 현상들을 자료들의 특성과 관계에 근거하여 모형을 설계하고 분석하는 것을 가능하게 하였다는 점에서 그 의미가 크다(Hamilton, 1994).

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \mu + A_1 \Delta Y_{t-1} + e_t \\ \Rightarrow \begin{bmatrix} \Delta Y_{1,t} \\ \Delta Y_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,11} & a_{1,12} \\ a_{1,21} & a_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta Y_{1,t-1} \\ \Delta Y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \end{bmatrix} \end{aligned} \tag{2}$$

IV. 실증분석 결과

실증분석 결과를 제시하기에 앞서 변수들의 수준과 차분에 대해 사전에 명확하게 언급하고자 한다. 예금은행과 비은행예금취급기관 가계대출금리의 수준은 원자료(raw data)이며, 1계 차분(first difference)은 단순 차분으로 가계대출금리의 변화(%p)를 나타낸다. 예금은행과 비은행예금취급기관의 가계대출과 주택가격의 수준은 원자료에 로그를 취한 값이며, 1계 차분은 로그 차분으로 가계대출과 주택가격의 변화율(%)을 나타낸다. <Table 1>은 변수들의 수준과 차분에 대한 표기를 나타낸다.

Table 1. 변수의 수준과 차분 표기

구분	예금취급기관	수준	차분
가계대출금리	예금은행	HR_{BK}	ΔHR_{BK}
	비은행예금취급기관	HR_{NBK}	ΔHR_{NBK}
가계대출	예금은행	HL_{BK}	ΔHL_{BK}
	비은행예금취급기관	HL_{NBK}	ΔHL_{NBK}
주택가격	-	HP	ΔHP

1. 기초통계

<Table 2>는 실증분석에 사용된 변수들의 기초통계 결과를 보여주고 있다. 예금은행 가계대출금리의 평균과 중앙값은 4%미만, 비은행예금취급기관 가계대출금리는 5%미만으로 예금은행보다 비은행예금취급기관의 가계대출금리가 0.5~0.7%p 높다. 변동성(표준편차) 역시 비은행예금취급기관이 크다. 가계대출의 경우 예금은행이 비은행예금취급기관보다 2배 이상 많으며, 변동성 또한 크게 나타난다.

Table 2. 기초통계

구분	HR_{BK}	HR_{NBK}	HL_{BK}	HL_{NBK}	HP
평균	3.73%	4.46%	586.10	258.42	93.91
중앙값	3.55%	4.07%	569.31	256.19	94.63
최대값	5.80%	6.29%	789.44	320.73	101.88
최소값	2.81%	3.49%	453.08	183.12	88.04
표준편차	0.71	0.80	105.73	51.26	4.51

2. 단위근 검정결과

시계열 자료(time series data)는 시간의 흐름에 따라 수집된 자료로서 시간 가변적(time-varying)인 특성을 보인다. 이런 시간 가변적인 특성으로 인해 나타나는 문제가 시계열 자료의 불안정성(non-stationarity)이다. 시계열 자료가 불안정할 경우 변수들 사이에 선형적이거나 이론적인 관계가 존재하지 않더라도 통계적으로 유의한 상관관계가 추정된다. 이러한 관계를 허구적 관계(spurious relationship)라 한다 (Yule, 1926). 또한, 정규분포에 근거하여 도출된 t-분포와 F-분포 등을 이용하여 검정을 수행할 경우 신뢰할 수 없는 결론을 이끌어 낼 수 있다(김명직, 장국현, 2002; Brooks, 2014). 따라서, 시계열 자료의 안정성 여부는 매우 중요한 사안이다. 시계열 자료의 안정성 여부를 확인하기 위해 고안된 방법이 바로 단위근 검정(unit-root test)이다. 이를 위하여 Dickey and Fuller (1979/1981)가 제시한 DF (Dickey-Fuller) 검정은 자기시차에 대해 1시차만 검정할 수 있어 자기시차를 p시차까지 검정할 수 있도록 확장한 Said and Dickey (1984)의 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정이 있다. 그러나, ADF검정보다 Phillip and Perron (1988)의 PP검정이 잔차항의 자기상관을 고려한다는 점에서 더 유용하다.

Table 3. 단위근 검정 결과

수준	t-통계량	차분	t-통계량
HR_{BK}	-3.31**	ΔHR_{BK}	-9.74+++
HR_{NBK}	-2.47	ΔHR_{NBK}	-6.13+++
HL_{BK}	1.81	ΔHL_{BK}	-6.62+++
HL_{NBK}	-1.51	ΔHL_{NBK}	-3.40++
HP	0.67	ΔHP	-3.74+++

Notes: 1. PP검정은 절편항(intercept)을 고려
 2. + p < 0.1, ++ p < 0.05, +++ p < 0.01

<Table 3>에 나와 있는 PP검정을 이용한 단위근 검정 결과에 따르면, 가계대출금리는 수준은 물론 차분 하에서도 안정적인 시계열 자료로 나타났다. 그러나, 가계대출과 주택가격은 수준 하에서는 불안정적인 시계열 자료로 나타났으나 1계 차분 하에서는 안정적인 시계열 자료로 나타났다. 따라서, 차분된 자료를 사용하여 분석을 수행하고자 한다.

3. 그랜저 인과관계 검정결과

모든 연구주제에 있어 변수 사이의 관계는 주요한 관심사이며 연구의 목적과 결과에 직접적인 영향을 미치는 아주 중요한 요소이다. 변수 사이에 통계적으로 유의한 예측가능성을 살펴보기 위해 Granger (1969)는 그랜저 인과관계 검정(Granger causality test)을 제안하였다. <Table 4>는 예금은행·비은행 예금취급기관 가계대출금리 변화, 가계대출 변화율, 주택가격 변화율 사이의 예측가능성을 나타낸다. 선행 연구와 동일하게 예금은행의 경우 가계대출금리 변화와 가계대출 변화율 사이에는 통계적으로 유의한 양방향 예측가능성이 존재하였다. 그러나 가계대출 변화율과 주택가격 변화율 사이에는 통계적으로 유의한 양방향 예측가능성이 존재하지 않았다. 가계대출 변화율에 대한 주택가격 변화율의 단방향 예측가능성만 존재하였으며 가계대출금리 변화와 주택가격 변화율 사이에는 통계적으로 유의한 예측가능성이 존재하지 않았다. 비은행예금취급기관의 경우 가계대출 변화율에 대한 가계대출금리 변화의 단방향 예측가능성만이 존재하였다.

Table 4. 그랜저 인과관계 검정결과

귀무가설	F-통계량					
	lag1	lag2	lag3	lag4	lag5	lag6
	lag7	lag8	lag9	lag10	lag11	lag12
$\Delta HR_{BK} \Rightarrow \Delta HL_{BK}$	2.11	0.78	2.67+	2.32+	2.93++	2.37++
	3.96+++	3.49+++	2.90+++	2.86+++	2.67+++	2.44+++
$\Delta HL_{BK} \Rightarrow \Delta HR_{BK}$	14.06+++	8.28+++	6.46+++	4.44+++	3.74+++	2.89++
	2.57++	2.25++	2.06++	1.56	1.29	1.25
$\Delta HR_{BK} \Rightarrow \Delta HP$	0.27	0.41	0.34	0.34	0.27	0.23
	0.49	0.58	0.54	0.46	0.57	0.62
$\Delta HP \Rightarrow \Delta HR_{BK}$	3.86+	2.33	1.54	1.09	0.95	0.66
	0.52	0.48	0.83	0.74	0.58	1.02
$\Delta HL_{BK} \Rightarrow \Delta HP$	0.05	0.08	0.16	0.66	0.46	0.45
	0.39	0.35	0.43	0.49	0.47	0.40
$\Delta HP \Rightarrow \Delta HL_{BK}$	2.83+	2.92+	1.90	1.50	1.36	1.19
	1.18	0.96	0.95	1.12	1.01	1.28
$\Delta HR_{NBK} \Rightarrow \Delta HL_{NBK}$	3.51+	3.66++	3.51++	3.18++	3.36+++	4.43+++
	3.49+++	3.47+++	2.98+++	3.20+++	2.67+++	3.40+++
$\Delta HL_{NBK} \Rightarrow \Delta HR_{NBK}$	2.42	2.02	1.86	1.98	1.52	1.73
	1.79	1.67	1.25	2.04++	1.85+	2.34++
$\Delta HR_{NBK} \Rightarrow \Delta HP$	1.83	0.83	0.61	0.51	0.44	0.66
	0.57	0.69	0.63	0.64	0.58	0.52
$\Delta HP \Rightarrow \Delta HR_{NBK}$	0.67	0.77	0.90	0.75	0.60	0.53
	0.46	0.46	0.36	0.56	0.51	0.67
$\Delta HL_{NBK} \Rightarrow \Delta HP$	0.70	0.24	1.27	1.12	0.79	0.77
	0.63	0.79	0.79	0.80	0.76	0.65
$\Delta HP \Rightarrow \Delta HL_{NBK}$	1.91	1.88	1.45	1.45	1.25	1.04
	0.89	0.82	0.83	0.77	0.71	0.83

Note: + p < 0.1, ++ p < 0.05, +++ p < 0.01

예금은행과 비은행예금취급기관 모두 금리는 금융위기 이후에도 가계대출에 영향을 미치는 매우 유의한 정보변수라는 것을 알 수 있다. 그러나 금융위기 이후 가계대출과 주택가격 사이의 관계가 예금은행에서만 유의하게 나타난 것은 예금은행이 비은행예금취급기관보다 금리 수준이 상대적으로 낮고 신용이 좋을수록 1금융권인 예금은행에서 주택과 관련된 가계대출을 받거나 유지하려는 성향이 강하기 때문인 것으로 추정된다. 선행연구와 다르게 가계대출과 주택가격 사이의 관계가 양방향성이 아닌 단방향으로 나타나는 것은 주택가격이 가계대출을 선도한다는 것인데 이것은 가계의 유동성 변화보다 주택가격의 변화가 크다는 것을 의미하며 주택가격의 변화로 인해 가계가 더 많은 대출을 공여하게 하는 유인이 되는 것이다. 다시 이러한 가계대출의 행태는 예금은행으로 하여금 금리 수준을 조정하게 하는 유인이 된다.¹⁾

따라서, 본 연구는 예금은행에서 통계적으로 유의하게 나타난 가계대출금리, 가계대출, 주택가격 사이의 관계를 다변량 시계열 모형으로 구성하여 추가적인 분석을 수행하고자 한다. 변수의 순서는 예측가능성에 따라 주택가격, 가계대출, 가계대출금리로 선정하였다.

4. VAR모형의 추정과 적정시차의 선택

VAR모형의 추정을 위해서는 먼저 적정시차의 길이를 선정해야 하는데, 이를 위해 AIC, HQIC, 그리고 SBIC와 같은 정보기준 검정이 널리 사용되고 있다(Akaike, 1974; Hannan and Quinn, 1979; Schwarz, 1978). <Table 5>의 결과에서 보듯이, 적정시차의 길이는 모든 검정에서 1로 나타나고 있어 VAR모형의 추정하기 위한 적정시차의 길이를 1로 설정하였다. 따라서, 주택가격 변화율, 가계대출 변화율, 가계대출금리 변화에 대해 시차 1을 갖는 VAR모형은 식(3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta Y_t = \mu + A_1 \Delta Y_{t-1} + e_t$$

$$\Rightarrow \begin{bmatrix} \Delta HP_t \\ \Delta HL_{BK,t} \\ \Delta HR_{BK,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{1,11} & \alpha_{1,12} & \alpha_{1,13} \\ \alpha_{1,21} & \alpha_{1,22} & \alpha_{1,23} \\ \alpha_{1,31} & \alpha_{1,32} & \alpha_{1,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta HP_{t-1} \\ \Delta HL_{BK,t-1} \\ \Delta HR_{BK,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

Table 5. 정보기준 검정 결과

시차	$\Delta HP, \Delta HL_{BK}, \Delta HR_{BK}$		
	AIC	HQIC	SBIC
0	-28.59	-28.55	-28.51
1	-29.61#	-29.48#	-29.28#
2	-29.49	-29.26	-28.92
3	-29.40	-29.07	-28.58
4	-29.29	-28.86	-28.22
5	-29.19	-28.66	-27.87
6	-29.11	-28.48	-27.55

Note: # 정보기준 검정의 최소값

<Table 6>은 VAR모형의 추정 결과를 나타낸다. VAR모형의 경우 추정을 수행한 후 계수의 해석에 한계가 존재하기 때문에 일반적으로 충격반응함수와 예측오차분산분해를 사용하여 추가적인 분석을 수행한다.

1) 대출금리는 기준금리(또는 조달금리)와 가산금리로 구성되며 가산금리는 업무원가, 법정비용, 목표이익률, 가감조정금리, 위험 프리미엄 등으로 구성되어 있다.

5. 충격반응함수 결과

충격반응함수(IRF; impulse response function)는 한 변수의 충격이 다른 변수에게 전달되어 미치는 영향을 살펴볼 수 있는 분석방법이다. 이를 통해 해당 변수의 충격이 다른 변수에 어느 정도의 크기로 얼마동안 지속되었는지를 살펴볼 수 있다. 콜레스키 분해(Cholesky decomposition)에 근거한 직교화 충격반응함수(OIRF; orthogonalized impulse response function)가 변수의 순서에 영향을 받지 않는 Pesaran and Shin (1998)의 일반화 충격반응함수(GIRF; generalized impulse response function)를 적용하였다.

Table 6. VAR모형 추정 결과

구분	ΔHP_t	$\Delta HL_{BK,t}$	$\Delta HR_{BK,t}$
μ	0.0003	0.0028	-0.0001
	[1.6174]	[3.3053]	[-4.1110]
ΔHP_{t-1}	0.7237	0.6939	0.0041
	[8.9477]	[2.1513]	[0.7553]
$\Delta HL_{BK,t-1}$	0.0084	0.2688	0.0060
	[0.3128]	[2.5208]	[3.3466]
$\Delta HR_{BK,t-1}$	-0.5123	-10.0436	0.0623
	[-0.3243]	[-1.5946]	[0.5912]

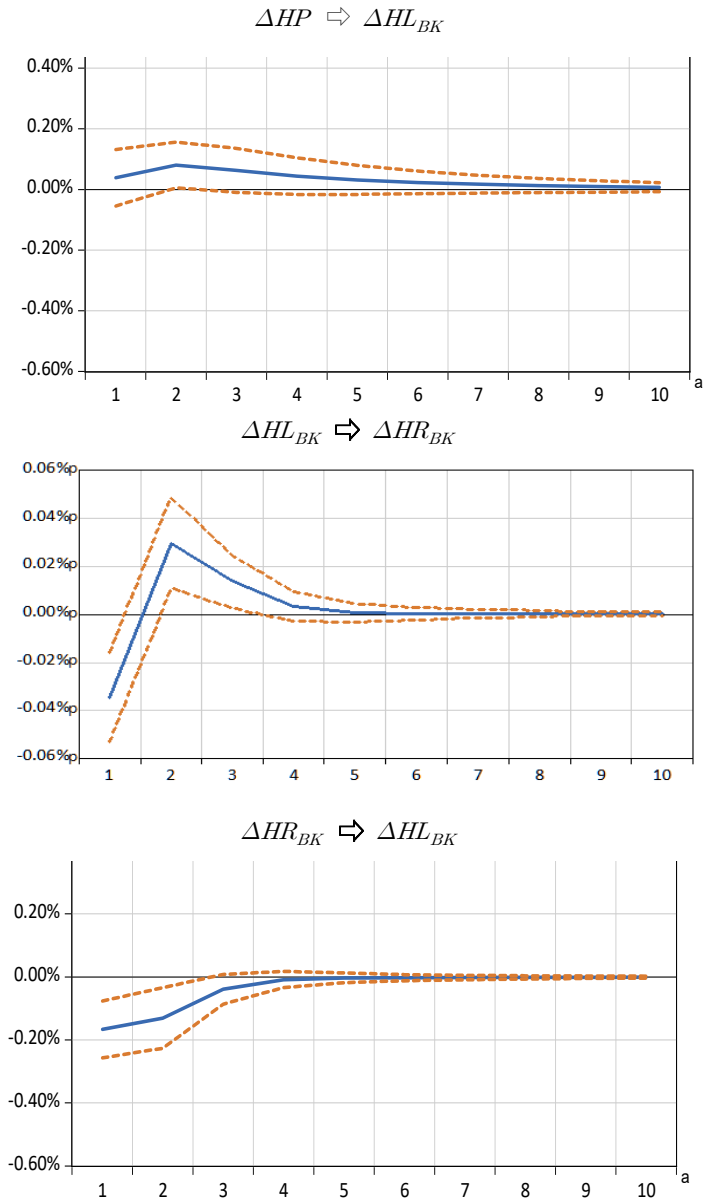
Note: [] 안의 값은 t 통계량을 의미함

(Fig. 4)는 충격반응함수의 결과를 나타내고 있다. 충격반응함수 결과(실선: 충격반응함수; 점선: 95% 신뢰구간), (Fig. 4)의 $\Delta HP \Leftrightarrow \Delta HL_{BK}$ 에서 주택가격 변화율의 정(+)의 충격은 가계대출 변화율에 1개월 후에 0.0383%만큼, 2개월 후에 0.0805%만큼 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 주택시장에서 주택가격의 상승은 추가적인 가계대출을 견인하여 가계의 주택구입에 대한 부담을 가중시킨다고 볼 수 있다. 그리고, (Fig. 4)의 $\Delta HL_{BK} \Leftrightarrow \Delta HR_{BK}$ 를 보면, 가계대출 변화율의 정(+)의 충격은 가계대출금리 변화에 1개월 후에 0.0346%p만큼 부(-)의 영향을 미쳤으나 2개월 후에 0.0298%p만큼 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가계대출을 유인하기 위해 초기에는 가계대출금리가 낮은 수준으로 조정되나 그 이후에는 위험 프리미엄, 목표 이익률 등으로 인해 가계대출금리가 일정 수준으로 상승 조정되는 것으로 추정된다. 한편, (Fig. 4)의 $\Delta HR_{BK} \Leftrightarrow \Delta HL_{BK}$ 에서 가계대출금리 변화의 정(+)의 충격은 가계대출 변화율에 1개월 후에 0.1669%만큼, 2개월 후에 0.1306%만큼 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 상대적으로 저금리임에도 불구하고 가계의 대출은 이자지급이라는 장기적인 현금유출을 동반하므로 가계는 전체적으로 상환하는 이자를 고려하여 가계대출에 대한 의사결정을 고려할 수밖에 없다. 가계대출금리의 상승은 가계대출을 억제하는 정보변수라고 볼 수 있다.

6. 예측오차분산분해 결과

예측오차분산분해(FEVD; forecast error variance decomposition) 또한 한 변수의 충

Fig. 4. 충격반응함수결과



격이 다른 변수에게 전달되어 미치는 영향을 살펴볼 수 있는 분석방법이라는 점에서 충격반응함수와 동일하나 해당 변수의 충격이 미친 영향에 대해 상대적인 비중의 파악을 가능하게 한다는 점에서 차이가 있다.

(Table 7)의 예측오차분산분해 결과, 주택가격 변화율에 대한 충격은 대부분 자기변수에 의해 설명되었으며, 가계대출 변화율과 가계대출금리 변화에 의해 설명되는 비중은 매우 미약하였다. 가계대출 변화율에 대한 충격은 91~99%가 자기변수에 의해 설명되었으며 주택가격

변화율에 의해 1~6%, 가계대출금리 변화에 의해 2% 정도 설명되었다. 가계대출금리 변화에 대한 충격은 75~87%가 자기 변수에 의해 설명되었으며, 가계대출 변화율에 의해 13~21%, 주택가격 변화율에 의해 1~5% 정도 설명되었다. 자기변수를 제외한 특정 변수의 충격 정도는 가계대출과 주택가격으로 나타나 저금리 시대에서 가계대출과 주택가격이 가계대출금리보다 주택시장에 더 유의한 정보변수라는 것을 알 수 있다.

Table 7. 예측오차분산분해 결과

시차	ΔHP			ΔHL_{BK}			ΔHR_{BK}		
	ΔHP	ΔHL_{BK}	ΔHR_{BK}	ΔHP	ΔHL_{BK}	ΔHR_{BK}	ΔHP	ΔHL_{BK}	ΔHR_{BK}
1	100.00%	0.00%	0.00%	0.68%	99.32%	0.00%	0.71%	12.54%	86.75%
2	99.82%	0.06%	0.12%	3.16%	94.77%	2.07%	1.60%	19.66%	78.73%
3	99.77%	0.05%	0.17%	4.61%	93.07%	2.32%	2.88%	20.56%	76.55%
4	99.76%	0.05%	0.19%	5.32%	92.36%	2.32%	3.66%	20.43%	75.91%
5	99.75%	0.05%	0.20%	5.67%	92.01%	2.31%	4.07%	20.34%	75.59%
6	99.75%	0.05%	0.20%	5.87%	91.83%	2.31%	4.28%	20.30%	75.42%
7	99.75%	0.05%	0.21%	5.97%	91.72%	2.30%	4.40%	20.27%	75.33%
8	99.75%	0.05%	0.21%	6.03%	91.67%	2.30%	4.46%	20.26%	75.28%
9	99.75%	0.05%	0.21%	6.06%	91.64%	2.30%	4.50%	20.25%	75.25%
10	99.75%	0.05%	0.21%	6.08%	91.62%	2.30%	4.52%	20.25%	75.24%

V. 결론 및 시사점

본 연구의 목적은 금융위기 이후 예금취급기관의 특성에 따른 가계대출과 주택가격 사이의 동태적 상호관계를 분석하는 것에 있다. 이를 통해 가계대출과 주택가격 사이의 최신 동향을 파악함과 동시에 주택가격 안정화를 위한 정책에 대하여 개선해야 할 점을 제안하였다. 분석을 위해 사용된 자료는 예금은행·비은행예금취급기관 가계대출금리, 예금은행·비은행예금취급기관 가계대출, 주택가격(주택매매가격지수)이며 분석기간은 금융위기 이후 예금은행과 비은행예금취급기관의 자료가 취득가능한 시점인 2012년 1월부터 2018년 12월까지이다. 자료의 빈도는 월별자료이며 출처는 한국은행 경제통계시스템과 KB국민은행 리브온이다.

분석결과, 지속적인 저금리 상황 하에도 금리는 여전히 대출에 부(-)의 영향을 미치는 매우 중요한 정보변수인 것으로 나타났다. 이와 같은 관계는 대출의 규모가 더 큰 예금은행에서 더 두드러지게 나타났다. 특히, 가계대출이 증가할수록 대출규모에 대한 위험을 반영하기 위해 금리가 조정되는 것으로 추정된다. 그러나 예금은행과 비은행예금취급기관 모두 대출금리는 더 이상 주택가격에는 통계적으로 유의한 어떠한 영향도 미치지 못하였다. 이와 같은 이유는 저금리가 장기간 지속되었고 앞으로도 금리가 크게 오를 가능성이 매우 낮기 때문이다. 국제적으로는 2018년까지 금리인상 기조를 강조하던 미국 연준이 2019년부터 내수경제에 대한 신중한 태도를 보이고 있어 금리를 적정수준으로 유지할 것으로 예측되고 있으며, 미중 무역갈등 심화로 인한 중국의 경제성장률 하락 및 전망 하향조정, 유럽의 브렉시트 여파와 독일의 경제성장률 하향 조정 등이 세계경제에 대한 경기회복의 어두운 단면을 보여주고 있다. 국내적으로도 수출 및 내수경제가 큰 어려움을 겪고 있어 금리인상은 어려워 보인다. 반대로 금융위원회가 금융소비자 보호를 위해 금융서비스와 관련된 법안들을 정비하고 이러한 사항들을 권고사항에서 의무사항으로 전환하려 하기 때문에 오히려 대출금리가 감소할 가능성이 존재한다.

선행연구와 다르게 예금은행과 비은행예금취급기관 모두 주택가격과 가계대출 사이에 통계적으로 유의한 양방향 예측가능성이 존재하지 않았다. 가계대출과 주택가격 사이의 상호작용이 존재하지 않는다는 이유로 거시경제가 건전하다고 속단할 수는 없다. 금융위기 이후 주택시장이 매우 과열되었기 때문에 가계가 대출을 통해 유동성을 확보하였더라도 더 이상 주택을 매입하기 어려운 환경에 처했을 가능성도

존재한다. 또한, 주택시장이 과열되었기 때문에 주택가격이 가계대출에 일방적인 영향을 미칠 가능성이 존재한다. 주택가격이 과열되었을 경우 가계의 자금조달 및 이자상환 부담은 이전보다 더욱 가중된다. 주택가격에서 가계대출을 제외한 나머지 부분은 가계가 자체적으로 조달해야 하는데 이전과 다르게 주택가격이 급격하게 상승하였기 때문에 자체적으로 조달해야하는 자금의 규모가 더욱 증가한 것이다. 가계가 가계대출에 대한 의존만으로 주택을 구매할 수 없는 환경에 처한 것이다. 이와 같은 배경은 가계로 하여금 과다채무, 갭투자 등을 유인하는 계기가 될 수 있다(임진, 2020). 이러한 의견을 뒷받침하듯 가계대출에 대한 주택가격의 단방향 예측가능성이 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 관계는 예금은행에서만 존재하였으며 비은행예금취급기관에서는 존재하지 않았다. 일반적으로 예금은행과 비은행예금취급기관을 비교하여 볼 때 예금은행이 상대적으로 더 대출금리가 낮기 때문에 대출 의사결정시 예금은행이 선호되기 때문인 것으로 추정된다. 특히, 주택과 관련된 가계대출은 이자비용이라는 현금유출이 발생하며 가계가 장기적으로 부담해야하는 상환의무이기 때문에 신용과 담보력이 일정 수준이상으로 갖추어졌을 경우 현금유출을 최소화하고자 비은행예금취급기관보다는 예금은행에서 대출하는 것을 선호할 것이다.

결과적으로 우리나라 주택시장은 예금은행과 밀접한 관련이 있으며 이제 주택가격은 가계대출금리와 가계대출보다 더 지배적인 영향력을 지닌 정보변수이다. 따라서 현재 정부 및 중앙부처가 주택시장에 대한 엄격한 규제(보유세 인상, 공시지가 현실화 등)를 도입하여 주택가격의 하향안정화를 도모하는 것은 단·장기적으로 볼 때 가계의 추가적인 대출을 억제하고 과도한 주택가격의 상승을 억제할 수 있는 효과적인 정책이다. 오히려 가계부문의 대출을 과감하게 축소하고 정책적 효과를 누리고 있는 미국의 사례를 살펴볼 때 다소 늦었다고도 볼 수 있다.

다만, 이로 인해 나타날 수 있는 부작용이 있다. 첫째, 저금리의 장기 지속에 따른 주택가격의 변동가능성이 있다. 주택가격의 지속적인 하향안정화를 통해 누구나 동등하게 주거서비스를 누릴 수 있는 여건 마련을 위해서는 주택공급이 지속적으로 이루어져야 한다. 국내외 경제의 불확실성이 장기화됨에 따라 금리변동성이 크지 않아 주택공급이 일정 수준이상 이루어지지 않으면 주택가격은 언제든지 다시 급등할 수 있어 관련 정책을 무력화시킬 수 있다. 둘째, 주택가격 하락으로 인한 가계부문의 부실화이다. 주택가격은 가계의 주요 자산이며 자금조달을 위한 주요 담보 자산이다. 주택가격 하락은 담보가치 하락으로 이어져 금융기관으로부터의 대출상환 압력이 증가할 수 있으며 이로 인해 파산과 같은 가계의 부실화가 발생할 수 있다. 우리나라의 경우 약자에 대한 사회안전망이 매우 취약하기 때문에 발생가능한 모든 경우를 사전에 고려하고 대비하여 사회안전망의 확충 및 강화를 제도적으로 갖추어야 한다.

본 연구는 우리나라 주택시장이 예금은행과 밀접한 관계에 있으며 장기적인 저금리 기조에서 주택가격이 금리나 대출보다 더 지배적인 정보변수로 작용하고 있다는 것을 밝히고 있다. 즉, 장기적인 저금리 기조 하에서 가계대출을 안정적으로 유지 또는 감소시키기 위해서 가계대출을 유인하는 주택가격의 하향안정화가 요구된다. 이와 같은 논리의 연결은 필연적으로 주택가격 하향안정화가 필요한 근거를 제시하고 있다. 본 연구가 우리나라 주택시장의 안정화를 위한 실증적 근거자료로서 활용될 수 있으며 관련 제도 마련 및 정책의 활용에 기여할 수 있을 것으로 사료된다.

가계대출은 주택담보대출, 신용대출, 일반대출, 소액대출 등 다양한 대출로 구성되어 있다. 최근 주택담보대출의 접근성이 제한됨에 따라 다양한 대출수단들이 주택 매매를 위해 이용되고 있다. 현재 우리나라 가계대출은 주택담보대출과 기타대출만 제공되고 있는 현실이다. 자료의 질이 분석결과의 수준의 향상을 유인한다는 점을 고려해 볼 때 보다 다양한 대출자료의 활용이 가능하여야 보다 창의적이고 다양한 논제와 그에 따른 유의한 결과들이 제공될 수 있다고 사료된다.

본 연구는 우리나라 주택시장(예금취급기관의 특성에 따른 가계대출금리·가계대출, 주택가격)을 전국을 대상으로 거시적 차원에서 견지하고 있다. 그러나, 예금은행과 달리 비은행취급기관의 경우 그에 속해 있는 기관들의 특성이 상이하여 변수들 사이의 동태적 관계가 뚜렷하지 못한 것으로 사료된다. 예금은행의 금융수요자와 비은행예금취급기관의 금융수요자의 특성이 다르기 때문에 비은행예금취급기관 내 기관들의 특성을 고려한 연구가 추가적으로 이루어질 필요가 존재한다. 한편, 주택가격의 수준과 대출성향이 지역에 따라 다를 수도 있기 때문에 지역에 따른 특성도 간과할 수 없다. 향후 연구에서는 지역에 따른 특성을 반영한 체계적인 연구의 설계와 수행이 요구된다.

References

- 권현진, 유정석 (2014), "국제금융위기 전·후 가계부채와 수도권 주택매매시장의 구조적 변화", *국토연구*, 81, 105-120.
- 금재호, 김기승, 조동훈, 조준모(2009) "자영업 노동시장 연구(I) - 자영업의 변화 추이와 특성", *한국노동연구원 연구보고서*, 2009-03, 1-332. Available from: <https://www.kli.re.kr/kli/selectRsrchReprtList.do?key=13&schRsrchRealmNo=1>
- 김명직, 장국현 (2002), *금융시계열분석*, 경문사.
- 김우석, 한규식 (2017), "COFIX금리는 주택담보대출금리를 선도하는가", *대한경영학회지*, 30(12), 2127-2145.
- 김우영, 김현정 (2010), "가계부채의 결정요인 분석", *국제경제연구*, 16(1), 39-78.
- 박연우, 방두완 (2012), "주택가격과 은행대출의 상관관계에 관한 연구", *금융연구*, 26(1), 110-144.
- 양기진 (2008), "미국 서브프라임 위기에서 본 금융소비자보호법에 대한 시사점", *증권법연구*, 9(1), 263-300.
- 유정원, 황진태 (2017), "우리나라 가계의 동태적 부채보유 행태에 대한 분석", *통계연구*, 22(4), 50-74.
- 이현석(2016), "부동산담보 대출규제 제도의 개선방안 - LTV와 DTI의 법적 검토 및 채무자 보호방안을 중심으로 -", *토지공법연구*, 76권, 1-23.
- 임진(2020), "한국과 유로지역의 가계부채 미시구조 비교 분석 - 과대채무자를 중심으로", KIF 금융분석보고서, *한국금융연구원*. Available from: https://www.kif.re.kr/kif3/publication/pub_detail?mid=21&nid=928&sid=928&vid=6083&cno=266321
- 전승훈, 임병인 (2012), "금융위기 전후 가계부채 보유상태 및 부채위험 분석", *재정정책논집*, 14(2), 67-102.
- 정규일 (2006), "자산가격과 유동성 간의 관계분석", *한국경제연구*, 17권, 257-287.
- 조광조 (2013), "가계대출과 주택가격의 상관관계: 글로벌 금융위기 전후를 중심으로", *경제연구*, 31(1), 133-162.
- 최남진, 주동진 (2016), "가계부채 및 부채의 변동성이 소비와 성장률에 미치는 영향", *금융지식연구*, 14(1), 71-100.
- 한상섭 (2011), "가계대출과 주택가격의 동태적 연관성", *금융연구*, 2011(16), 1-42.
- 홍종학 (2005), "약탈적 대출에 관한 소고", *한국경제학보*, 12(1), 239-265.
- 홍종학 (2006), "양극화와 경제구조개혁", *응용경제*, 8(2), 141-194.
- 홍종학 (2011), "가계부채 문제해결을 위한 정책과제", *응용경제*, 13(2), 169-190.
- Akaike, H. (1974), "A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716-723.
- Bacchetta, P. and S. Gerlach (1997), "Consumption and Credit Constraints: International Evidence", *Journal of Monetary Economics*, 40(2), 207-238.
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control* (Revised ed.), San Francisco: Holden Day.
- Brooks, C. (2014), *Introductory Econometrics for Finance* (3rd ed.), Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Debelle, G. (2004), "Macroeconomic Implications of Rising Household Debt", *BIS Working Papers*, No.153, 1-46. Available from: <https://www.bis.org/publ/work153.htm>
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series Regression with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Goodhart, C. A. E. and B. Hofmann (2008), "House Prices, Money, Credit, and the Macroeconomy", *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 180-205.
- Goodhart, C. A. E., M. A. Segoviano and B. Hofmann (2006), "Default, Credit Growth, and Asset Prices", *IMF Working Paper*, 2006(6), 1-43. Available from: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Default-Credit-Growth-and-Asset-Prices-19902>

- Granger, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Hannan, E. J. and B. G. Quinn (1979), "The Determination of the Order of an Autoregression", *Journal of the Royal Statistical Society*, 41(2), 190-195.
- Hofmann, B. (2003), "Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence", *Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper*, 2003(22), 1-20. Available from: http://www.hkimr.org/uploads/publication/264/ub_full_0_2_3_wp200322_text.pdf
- Ludvigson, S. (1999), "Consumption and Credit: A Model of Time-Varying Liquidity Constraints", *The Review of Economics and Statistics*, 81(3), 434-447.
- Mills, T. C. (2019), *Applied Time Series Analysis*, London: Academic Press.
- Oikarinen, E. (2009), "Interaction between Housing Prices and Household Borrowing: The Finnish Case", *Journal of Banking and Finance*, 33(4), 747-756.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Said, E. S. and D. A. Dickey (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models with Unknown Order", *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Schwarz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model", *The Annals of Statistics*, 6(2), 461-464.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Slutzky, E. (1937), "The Summation of Random Cause as the Source of Cyclic Processes", *Econometrica*, 5(2), 105-146.
- Walker, G. T. (1931, June 3), "On Periodicity in Series of Related Terms", *Proceedings of the Royal Society A*, London, UK, 131(818), 518-532.
- Yule, G. U. (1926), "Why Do We Sometimes Get Nonsense-Correlations between Time Series? - A Study in Sampling and the Nature of Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, 89(1), 1-63.