

보금자리론 금리가 예금은행의 COFIX 금리에 미치는 영향*

The Ripple Effect of the Bogeumjari Loan Interest Rate
on the Determination of Cost of Funds Index Interest Rate

장 한 익 (Jang, Han-Ik)**
오 주 한 (Oh, Joo-Han)***
임 병 권 (Lim, Byungkwon)****
김 형 근 (Kim, Hyungkeun)*****

< Abstract >

This study examines whether the Bogeumjari loan interest rate affects the COFIX(Cost of Funds Index) interest rate, which is the current standard interest rate of the private mortgage sector in Korea. The data used for the empirical analysis are monthly data from January 2010 to May 2018. We analyze the granger causality test, VAR model, impulse response function and forecast error variance decomposition.

The main results are as follows. First, the granger causality shows predictive power from the Bogeumjari loan interest rate to the COFIX interest rate. However, we find no opposite causality from the COFIX interest rate to the Bogeumjari loan interest rate. Second, we find that the adjustment of the Bogeumjari loan interest rate significantly affects the change of the COFIX interest rate after two-month. It is likely to show more robust results to the downward adjustment of the Bogeumjari loan interest rate. Third, the impulse response function and variance decomposition also show that the change of the Bogeumjari loan interest rate influences on the change of the COFIX interest rate. Especially, we find more robust results over the most recent period.

Overall, we find that the Bogeumjari loan interest rate leads the COFIX interest rate. The Bogeumjari loan interest rate mitigates the increase in the COFIX interest rate and magnifies the decrease in the COFIX interest rate. Therefore, we infer that the Bogeumjari loan interest plays an important role in the COFIX interest rate as one of controlling factors.

주 제 어 : 한국주택금융공사, 보금자리론, 보금자리론 금리, COFIX 금리, 벡터오차수정모형

Keyword : Korea Housing Finance Cooperation, Bogeumjari loan, Bogeumjari loan interest rate, COFIX interest rate, Vector Auto Regression

* 이 논문은 2018년도 영산대학교의 교내연구비 지원에 의하여 이루어진 것임. 본 연구의 내용은 저자들의 개인의견일 뿐, 한국주택금융공사의 공식적인 견해와는 무관합니다.

** 한국주택금융공사 연구위원, hijang@hf.go.kr, 주저자

*** 한국주택금융공사 팀장, ohgold@hf.go.kr, 공동저자

**** 한국주택금융공사 연구위원, bklim@hf.go.kr, 공동저자

***** 영산대학교 부동산학과 조교수, hkkim@ysu.ac.kr, 교신저자

I. 서론

현재 국내의 주택담보대출은 주로 보증자리론 등의 공공부문 상품과 은행권 등의 민간영역을 통해 공급되고 있다. 국내의 주택금융시장은 2000년대 들어 급격한 성장세를 보였으며 주로 은행권을 중심으로 한 단기·변동·원금일시상환 방식의 상품이 시장에 공급되었다. 하지만 선진국형 주택금융구조의 필요성이 대두됨에 따라 2004년 한국주택금융공사가 설립되었고, 고정·장기·원리금균등 상환방식의 상품이 본격적으로 시장에 도입된 계기가 되었다.

기존 은행권이 취급한 주택담보대출과 비교할 때, 주택금융공사의 주택담보대출상품은 주택금융소비자의 안정적인 대출상황을 가능하게 할 뿐만 아니라 금융회사의 건전성 제고 및 금융시스템을 선진화 한다는 이점이 존재한다(고성수·주민균, 2011). 해당 사유에 기인하여 주택금융공사가 취급하는 모기지(이하 정책모기지)의 상품 도입 2개월 만에 1조원을 넘어섰고, 2017년 말 현재 누적기준 총 120조원 이상을 시장에 공급된 상황이다.¹⁾ 특히, 장기·고정금리·분할상환 주택담보대출의 안정적인 정착을 위한 정부의 정책적 노력에 힘입어 국내의 주택금융시장은 질적·구조적 변화를 보이고 있으며²⁾, 이에 따라 정책모기지의 역할 및 중요성은 더욱 증대되고 있다.³⁾

이와 같은 주택금융시장의 구조적 변화를 감안할 때, 정책적으로 공급되는 주택담보대출상품은 은행권 등의 민간분야의 주택담보대출 공급에 영향을 미칠 수 있다. 특히, 은행권의 고정금리 주택담보대출 공급 의무가 부과된 점을 고려할 때, 정책모기지 대출금리는 주택담보대출의 지표금리로 작용할 수 있으며 시장 전반적인 주택담보대출 금리에 영향을 미칠 개연성이 있다.

본 연구는 한국주택금융공사의 보증자리론 금리조정이 은행권 COFIX 금리변화에 미치는 영향에 대해 고찰하고자 한다. 구체적으로 한국주택금융공사에서 공급하는 보증자리론의 금리조정과 예금은행 주택담

보대출 지표금리인 COFIX(Cost of Funds Index) 금리변화의 상호 관련성을 동태적으로 분석하고자 한다. 실증분석을 위해 우선적으로 그랜저 인과관계를 토대로 변수 간의 인과관계를 파악하고, VAR(Vector Auto Regression)모형을 토대로 상호 간에 미치는 영향을 분석한다. 그리고 충격반응과 분산분해, 역사적 분해 방법을 활용하여 한 변수가 다른 변수에 미치는 영향을 강건하게 분석하고자 한다. 이상과 같은 분석결과를 통해 국내주택금융시장의 안정적인 발전을 위한 제반 시사점을 도출하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 2장에서는 기존연구에 대해 검토하고, 3장에서는 본 연구의 실증분석자료 및 분석모형에 대해 소개한다. 그리고 4장에서는 실증분석 결과를 제시하고 마지막 5장 결론에서는 전체적인 연구결과를 요약하고 관련 시사점을 제시하고자 한다.

II. 선행연구 검토

기존연구에 의하면 정책금리 조정은 시중은행의 예금 및 대출금리에 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 하지만 주택담보대출 정책금리와 은행권의 주택담보대출 금리 상호 간의 관련성을 분석한 연구는 전무한 실정이다. 보다 구체적으로 기존연구들은 콜금리, CD금리, 또는 RP금리 등의 정책금리 변동이 금융중개기관의 예·대 금리에 미치는 영향을 분석하여 금리의 파급효과를 검증하고 있다.

우선 김석원(2007)은 콜금리 변동이 금융기관의 예금 및 대출 금리에 미치는 효과를 분석하였다. 분석결과에 의하면, 콜금리 변동은 금융기관 간(예금은행과 상호저축은행 등), 예금 및 대출금리 간에 금리조정이 상이하게 이루어지며, 콜금리 하락 및 상승에 따른 금융기관의 금리조정은 비대칭적으로 이루어짐을 제시하고 있다. 또한, 윤재호(2011)는 콜금리 변동에 따른

1) 2004년 주택금융공사 설립 이후의 보증자리론 공급실적을 2017년까지 누계한 수치이다.

2) 정부는 주택담보대출의 구조적인 변화를 모색하기 위해 2011년 6월 “가계부채 연착륙 종합대책”을 발표하여 시중은행에 장기·고정금리 주택담보대출 잔액비중 목표를 부여하였으며, 2014년 후속대책의 일환으로 은행의 장기·고정금리 주택담보대출 잔액비중 목표를 강화하게 된다. 2018년 현재 은행권의 고정금리대출 비중 목표는 47.5%로 전년 대비 2.5%p 증가한 상황이다.

3) 2015년 기존의 단기·변동금리 대출을 주택금융공사의 모기지 상품으로 전환해 주는 안심전환 대출이 시장에 약 32조원이 공급되었다. 한편, 한국은행 통계에 의하면 2017년 말 기준 주택담보대출 전체 잔액 약 720조원 대비 정책모기지 전체(보증자리론, 적격, 디딤돌) 잔액은 약 140조원으로 20% 가량을 차지한다. 이는 2007년 10% 대비 약 10%p가 증가한 수치이다.

은행 예대금리의 반응에 대해 분석하였다. 분석결과, 콜금리변동은 은행의 예대금리변동에 유의한 영향을 미치나 그 반응 정도는 비대칭적으로 이루어진다는 결과를 제시하고 있다. 이와 유사하게 김종선(2011)은 통화정책의 파급경로에 있어 콜금리 변동이 금융기관의 예·대 금리에 어떠한 영향을 미치는지를 시간가변적 상관관계 및 변동성 등을 통해 분석하였다. 분석결과, 콜금리 변화 및 예·대 금리 간에 시간가변적 양(+)의 상관관계를 보여 콜금리 변화와 예·대 금리 변화는 동일한 방향으로 움직인다는 결과를 제시하고 있다. 즉, 콜금리 인상(인하)는 대출금리 상승(하락)에 영향을 미침을 시사하고 있다.

한편, 박송춘·이상림·조영석(2009)은 콜금리와 RP금리가 신탁의 금리결정에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 분석결과, 콜금리 및 RP 금리 모두 신탁의 예금 및 대출금리에 유의적인 영향을 미쳐 두 금리는 주요한 정책금리 수단이 될 수 있음을 시사하고 있다.

그리고 김상환(2015)은 패널 오차수정모형(Panel error correction model)을 이용하여 CD금리 변동이 은행금리에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 시장금리 변화는 은행의 대출금리 뿐만 아니라 예금금리에 유의적인 영향을 미치며, 특히 대출금리에 강한 영향을 준다는 실증분석 결과를 제시하고 있다.

이상의 결과를 볼 때, 정책금리 조정은 금융기관의 예금과 대출금리에 영향을 미치고 있음을 확인 가능하다. 따라서 정책모기지 금리가 조정되는 경우에도 시장의 주택담보대출금리에 영향을 미칠 수 있다.

한편, 기존연구에서 COFIX 금리는 예금은행의 주택담보대출에 대한 기준금리 역할을 수행한다는 일관된 결과를 제시하고 있다. 김주일·신용재(2016)는 COFIX 금리변화가 예금은행 수신금리에 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석결과에 의하면, COFIX 금리는 은행의 요구불예금 및 저축성 예금에 영향을 미쳐 선행성이 존재한다는 결과를 제시하고 있다. 즉, COFIX 금리는 은행대출 뿐만 아니라 은행예금의 금리를 결정하는 중요한 요인임을 시사하고 있다.

또한, 김우석·한규식(2017)은 COFIX 금리가 기존 은행권 주택담보대출의 기준금리로 활용된 CD금리의 대체적인 역할을 수행하는지를 분석하였다. 분석결과에 의하면, CD금리와 주택담보대출금리 변화 간에는

예측력이 없지만 COFIX 금리와는 예측력이 존재함을 보이고 있다. 또한, COFIX 금리 변화는 주택담보대출금리변화에 양(+)의 영향을 미쳐 COFIX 금리가 은행권의 주택담보대출금리를 선도하며 영향력을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 즉, COFIX 금리는 주택담보대출시장의 기준금리로 기능을 충실히 수행하여 도입 취지와 부합하고 있음을 시사하고 있다.

즉 기존연구로 볼 때, 2010년 COFIX 금리가 도입된 이후 COFIX 금리가 시중은행 주택담보대출 기준금리로써의 역할을 행하고 있음을 알 수 있다. 따라서 COFIX 금리를 예금은행의 주택담보대출 기준금리 대용변수로 활용할 수 있으며 한국주택금융공사의 보금자리론 금리와의 상호 간 관련성을 분석함으로써, 주택담보대출 관련 정책금리가 예금은행의 주택담보대출금리에 미치는 영향을 파악해 볼 수 있을 것이다.

III. 연구방법

1. 실증분석 자료

본 연구에 이용한 자료는 월별 보금자리론 금리(10년 만기)와 COFIX(신규취급액 기준) 금리자료이다. 분석기간은 2010년 1월부터 2018년 5월까지이며, 표본 수는 101개이다. 분석을 위한 보금자리론 금리자료는 한국주택금융공사의 홈페이지를 통해 수집하였고, COFIX 금리는 은행연합회의 홈페이지를 통해 추출하였다.⁴⁾

국내 주택금융시장의 정책모기지는 디딤돌대출, 보금자리론, 적격대출의 3가지가 존재한다. 디딤돌대출은 주택도시기금을 통해 공급되며, 보금자리론은 주택금융공사에서 제공한다. 그리고 적격대출은 은행이 금융위원회의 은행업감독규정 등을 준수하여 취급한 대출채권을 한국주택금융공사가 양수하는 특징이 있다.

그런데 정책모기지 상품 간에도 취급기관, 시중금리와의 연계성 측면에서 차이가 존재한다. 우선, 디딤돌대출 금리는 시중금리와 연동되지 않으며, 정책적·비정기적으로 금리를 조정한다는 특징이 있다. 특히, 2014년 디딤돌대출 출시 이후 2018년 상반기까지 단

4) 은행연합회는 시중은행이 매일 14일까지 제공한 자료를 기초로 15일(익일)에 COFIX 금리를 산출 및 공표한다. COFIX(신규취급액)는 $(\sum \text{은행별 월중 신규취급액 기준 가중평균금리} \times \text{은행별 월중 신규취급액}) / \sum \text{은행별 월 중 신규취급액}$ 으로 계산된다.

3차례 금리가 변경된 점을 고려할 때 시중금리와 연계성은 낮다고 볼 수 있다. 한편, 상기에서 언급한 바와 같이 적격대출은 은행이 상품요건과 금리를 정하는 상품이므로 주택금융공사가 금리를 결정하는 보금자리론에 비해서 시중금리 성격을 포함하고 있다.

반면, 보금자리론 금리는 매월 국고채 금리를 기초로 대출금리가 결정되며, 월 단위로 금리가 조정되는 특징이 있다. 특히, 보금자리론 금리는 국고채 금리에 발행비용과 대출취급비용 등을 반영하여 손익균형금리를 결정하는 구조이므로 은행의 예대마진율과 같은 기관의 최소 수익은 포함되지 않는다. 즉, 비정기적으로 금리가 조정되는 디딤돌대출과 은행이 금리를 결정하는 적격대출을 활용하여 시중은행의 주택담보대출금리변화에 미치는 영향을 살펴보는 것은 개연성이 낮을 수 있다. 특히, COFIX 금리는 월 단위로 중순에 발표되며, 보금자리론 금리도 월 단위로 조정되는 점을 감안할 때 보금자리론 금리는 COFIX 금리에 영향을 미칠 가능성이 있다. 따라서 본 연구는 보금자리론 금리를 활용하여 시중은행 주택담보대출금리와의 관련성을 분석하고자 한다.⁵⁾

2. 분석모형

보금자리론 금리와 COFIX 금리 변화 간 상호관계를 토대로 보금자리론 금리가 COFIX 금리에 미치는 비대칭 전가효과를 동태적으로 분석하기 위해 이근영(2006, 2011), 이근영·김남현(2016)과 동일하게 아래의 식 (1) 및 식 (2)의 VAR 모형을 이용한다.

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

$$\begin{pmatrix} Y_{B,t+} \\ Y_{B,t-} \\ Y_{C,t+} \\ Y_{C,t-} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{B+} \\ c_{B-} \\ c_{C+} \\ c_{C-} \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{B,t-i+} \\ Y_{B,t-i-} \\ Y_{C,t-i+} \\ Y_{C,t-i-} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{B+} \\ u_{B-} \\ u_{C+} \\ u_{C-} \end{pmatrix} \quad (2)$$

식 (1)에서 Y_t 는 보금자리론 금리와 COFIX 금리에

대해 전월대비 상승(+)과 하락(-) 변화율(%p)로 구성된 4×1 벡터이다. c 는 상수항 벡터이고 B_i 는 4×4 행렬이며 u_t 는 4×1 오차항 벡터를 의미한다.

그런데 본 연구는 충격반응분석에 필요한 모형식별을 위해 출레스키 분해를 사용하므로 변수의 순서가 중요하다. 따라서 변수의 순서는 Granger 인과관계의 결과를 기초로 보금자리론 금리, COFIX 금리로 설정한다.

그리고 VAR 모형 분석을 위한 시차는 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Bayesian Information Criterion)를 토대로 과거 3기(3개월)로 설정한다. 이때 결과해석이 용이하도록 두 금리의 하락(-) 변화율은 절대값으로 전환하여 모형에 적용한다. 이를 통해 보금자리론 금리와 COFIX 금리의 1%p 상승 및 하락에 대한 상호영향을 살펴보고자 한다.

다음으로 각 교란요인에 자신의 표준편차만큼의 크기로 충격이 주어졌을 때 각 변수가 시간에 흐름에 따라 어떻게 반응하는지를 분석하기 위해 식 (3)과 식 (4)의 충격반응함수를 분석한다. 이를 통해 보금자리론 금리의 변화가 COFIX 금리의 변화에 미치는 영향을 동태적으로 살펴보고자 한다.

$$Y_{t+n} = \sum_{i=0}^{INF} \Psi_i u_{t+n-i} \quad (3)$$

$$\{\Psi_n\}_{i,j} = \frac{\partial Y_{i,t+n}}{\partial u_{j,t}} \quad (4)$$

또한 각 충격의 상대적 중요도를 측정하는 지표로서 충격이 한 변수의 분산변화를 어느 정도 설명하고 있는가를 비율로 활용하는 아래의 식 (5)를 토대로 예측 오차 분산분해를 실시하고자 한다.

$$w_{j,k}^h \sum_{i=0}^{h-1} (e'_j \Theta_i e_k)^2 / MSE[Y_{j,t}(h)] \quad (5)$$

식 (5)에서 e_k 는 k 번째 열은 1이고 나머지는 0인 벡터이다. Θ_i 는 이동평균(Moving Average) 항의 i 번째 4×4 계수행렬을 의미한다.

추가적으로 전체표본에 대한 충격반응과 분산분해

5) 기존연구에서 기술한 바와 같이, 김우석, 한규식(2017)은 COFIX 금리가 주택담보대출 금리에 영향을 미칠 뿐만 아니라 CD 금리를 선도한다는 결과를 제시하고 있으며, COFIX 금리는 주택담보대출 시장의 기준금리 역할을 수행한다고 언급하고 있다. 따라서 본 연구는 시중은행 주택담보대출 지표금리로 COFIX 금리를 이용한다.

결과를 강건하게 검증하기 위해 과거와 현재 발생한 구조적 충격이 현재 시계열 자료의 변동에 어느 정도 영향을 미치는지를 역사적 분해(Historical Decomposition)를 이용하여 분석한다. 또한 중단기적인 금리변화 간의 동태적 영향력 변화를 살펴보기 위해 식 (1)을 5년(60개월) 단위로 이동(Rolling)한 순차회귀분석(Rolling Regression Analysis)을 실시한 후 순차적 충격반응을 살펴보고자 한다.⁶⁾

3. 변수의 기초통계량

<표 1>은 본 연구에 사용된 보금자리론 금리 변화율과 COFIX 금리 변화율에 대한 기초통계량이다.⁷⁾

우선 전체기간에 대한 보금자리론 금리와 COFIX 금리 변화율의 평균은 각각 -0.0261%, -0.0206%로

감소를 보인다. 이는 인상($\Delta+$)과 인하($\Delta-$)로 구분하는 경우에 두 금리 모두에서 금리상승에 대한 변화율 보다는 하락에 대한 변화율 평균이 보다 크게 나타난다. 또한 금리가 하락하는 경우 그 폭은 보금자리론 금리가 COFIX 금리보다 더 크게 인하되고 있다.⁸⁾

그리고 표준편차는 보금자리론 금리 변화율이 COFIX 금리 변화율보다 크며, 두 금리 모두에서 금리가 상승하는 경우($\Delta+$)보다는 하락하는 시기($\Delta-$)에 보다 크게 나타난다. 최댓값은 COFIX 금리변동이 0.2300%로 보금자리론 금리변동보다 크게 나타나지만, 최솟값은 보금자리론 금리변동이 -0.4289%로 COFIX 금리변동보다 작게 나타나고 있다.

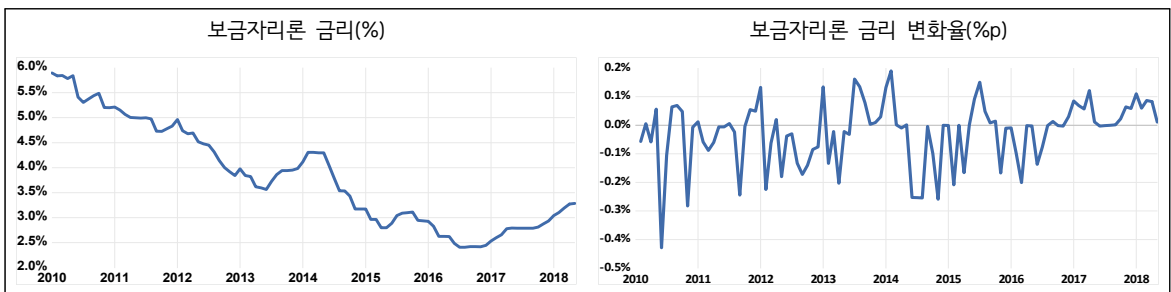
<그림 1>은 연도별 보금자리론 금리와 COFIX 금리 변동 추이다. 보금자리론 및 COFIX 금리 모두 2016년 중반을 기점으로 점차 상승추세를 보이고 있다.

<표 1> 기초통계량

변수	평균	표준편차	최댓값	최솟값	왜도	첨도
보금자리(Δ)	-0.0261	0.1113	0.1905	-0.4289	-0.9220	4.0064
COFIX(Δ)	-0.0206	0.0941	0.2300	-0.4000	-1.0312	6.4953
보금자리($\Delta+$)	0.0259	0.0446	0.1905	0.0000	1.7985	5.3699
보금자리($\Delta-$)	-0.0520	0.0876	0.0000	-0.4289	-1.8617	6.0899
COFIX($\Delta+$)	0.0225	0.0432	0.2300	0.0000	2.3211	8.7319
COFIX($\Delta-$)	-0.0431	0.0710	0.0000	-0.4000	-2.8213	12.4530

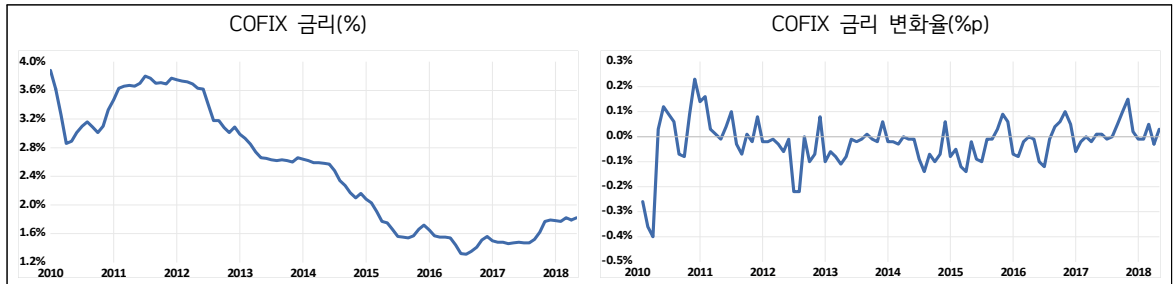
주: 1) 평균, 최댓값, 최솟값의 단위는 %임

<그림 1> 금리변동 추이



- 6) 본 연구의 충격반응은 두 변수 간의 영향력의 방향성을 명확하게 파악하기 위해 누적충격반응을 사용하였다.
- 7) 후술되는 단위근, 공적분 검정결과에 따라 단위근이 존재하여 모든 변수는 차분(Δ)하여 이용하였다. 한편, 보금자리론 금리 및 COFIX 금리의 상승 및 하락에 대한 자료구성 과정은 다음과 같다. 1) 차분을 통해 특정 월의 금리 변동을 계산한 후, 2) 금리 변동이 전월대비 상승하는 경우의 변수(e.g. increase) 및 하락하는 경우의 변수(e.g. decrease)를 각각 생성한다. 3) increase(decrease) 변수의 경우 전월대비 상승(하락)하면 상승률(하락률) 값을 갖지만, 하락(상승)하면 0의 값을 갖는다. 또한, 전술한 바와 같이 기존연구에서 COFIX 금리는 시중은행 주택담보대출 기준금리 역할을 수행한다는 결과를 제시하고 있다. 하지만, COFIX 금리는 본질적으로 시중은행의 다양한 금융상품(정기예·적금, 주택부금 등)의 자금조달비용이므로 국고채 등의 금리변동에 영향을 받을 개연성이 존재한다. 따라서 추가적으로 보금자리론 금리와 시중은행 주택담보대출 금리(신규취급액 기준)를 이용하여 추가적으로 VAR 모형으로 분석하였는데, 전체적으로 대동소이한 결과를 보였다. 해당 내용에 대해 유익한 조언을 해주신 익명의 심사위원님께 감사드립니다.
- 8) 금리인상 및 인하에 대한 비대칭적 영향을 고려하기 위해 각각 금리인상, 금리인하로 구분한다. 기초통계에서 보금자리론($\Delta+$)은 보금자리론 금리가 인상되는 경우 변화율 값을 사용하나 보금자리론 금리가 하락하는 경우는 0인 변수이다. 또한, 보금자리론($\Delta-$)은 금리가 하락하는 경우 변화율 값을 사용하며, 상승기에는 0으로 구성된 변수이다. 이는 COFIX 금리에도 동일하게 적용된다.

<그림 1(계속)> 금리변동 추이



4. 변수의 시계열 안정성 검정

본 절에서는 단위근 및 공적분 검정을 통해 보금자리론 금리와 COFIX 금리의 시계열 특성을 분석한다.

우선 적절한 추정모형과 사용 변수를 결정하기 위해 개별변수의 안정성을 확인하는 ADF(Argumented Dickey Fuller)와 PP(Phillips Perron) 단위근 검정을 실시한다.

<표 2>는 보금자리론 및 COFIX 금리의 수준변수(원변수)와 차분변수에 대한 ADF와 PP검정 결과이다. PP 검정통계량 추정 시 오차항의 계열상관 시차 수는 Newey and West(1987) 방법에 의거 선정하였다. 분석결과에 의하면 모든 금리변수는 수준변수에서 단위근이 존재한다. 하지만 차분변수에서는 1% 유의수준에서 단위근이 존재하지 않으며 안정화되는 것을 확인할 수 있다.

<표 2> 단위근 검정결과

구분	ADF검정		PP검정	
	상수	추세	상수	추세
Panel A: 수준변수				
보금자리	-2.0874	-0.8749	-2.1401	-0.6935
COFIX	-1.1328	-2.1445	-1.4739	-1.4518
Panel B: 차분변수(△)				
보금자리	-7.5165***	-7.8479***	-7.5240***	-7.8429***
COFIX	-5.5583***	-5.5210***	-5.1924***	-5.2060***

주: 1) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의적임

한편, 개별 변수에 단위근이 존재하더라도 변수들 간 공적분 관계가 존재할 수 있다. 만약, 변수들 간의 공적분 관계가 확인되면 차분변수뿐만 아니라 수준변수 간의 장기균형관계를 포함한 벡터오차수정모형

(VECM)을 고려하는 것이 보다 적절 할 수 있다. 따라서 변수 간의 공적분 관계를 우선적으로 검증할 필요가 있다. <표 3>은 Johansen(1988) 방법을 통해 수준변수의 보금자리론 금리와 COFIX 금리 간 공적분 관계가 존재하는지 분석한 결과이다. 분석결과에 의하면 λ_{max} 와 trace 통계량은 공적분 벡터가 1개도 존재하지 않는다는 귀무가설($H_0 : r = 0$)이 상수항만 있는 경우뿐만 아니라 추세항까지 포함한 경우에도 5% 유의수준에서 모두 기각되지 않는다. 따라서 두 금리 간의 장기적 관계가 존재하지 않아 차분변수를 이용한 VAR 모형을 이용하고자 한다.

<표 3> Johansen 공적분 검정결과

H0	추세포함여부	λ_{max}	trace
$r = 0$	부	11.1502	13.5742
	여	11.1505	13.8091

주: 1) 추세포함 안한 경우 λ_{max} 임계치(95%)는 14.2646이고, trace 임계치(95%)는 15.4947임

2) 추세포함 한 경우 λ_{max} 임계치(95%)는 18.3870이고, trace 임계치(95%)는 25.8721임

IV. 실증분석 결과

1. 그랜저(Granger) 인과관계 검정

본 절에서는 그랜저 인과관계 검정을 통해 두 변수 간의 방향성이 존재하는지 분석한다. 변수 간 인과관계 파악은 한 변수를 통한 다른 변수의 예측문제와 직결되어 있기 때문에 중요한 의미를 가진다. Granger (1969) 인과관계 검정은 안정적 계열인 Y_t 가 자신의

시차변수보다 다른 안정적 계열인 X_t 의 시차변수로 더 잘 예측된다면 X_t 는 Y_t 를 인과하고 있다고 가정한다. 따라서 본 연구는 시계열적으로 안정화된 차분변수 간의 그랜저 인과관계를 검증한다.

<표 4>의 결과를 보면, 보금자리론 금리의 변화율이 5% 유의수준 하에서 귀무가설을 기각한다(보금자리(Δ) → COFIX(Δ)).⁹⁾ 따라서 보금자리론 금리변화는 COFIX 금리변화를 인과 한다고 추론해 볼 수 있다. 반면, COFIX 금리의 변화와 보금자리론 금리변화의 인과관계는 귀무가설을 기각하지 못해(COFIX(Δ) → 보금자리(Δ)) COFIX 금리변화는 보금자리론 금리변화를 그랜저 인과하지 못하는 것으로 나타난다.

<표 4> Granger 인과관계 검정결과

귀무가설(H_0)	차분변수	
	F-Statistic	P-value
COFIX(Δ) → 보금자리(Δ)	1.9345	0.15
보금자리(Δ) → COFIX(Δ)	3.2593**	0.04

주: 1) 귀무가설(H_0)은 A does not Granger Cause B이며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%에서 유의적임

2. VAR 모형 추정결과

본 절에서는 금리상승 및 하락에 대한 비대칭효과를 고려하여 보금자리론의 금리조정이 COFIX 금리변화에 미치는 영향을 식 (1)의 VAR 모형을 통해 분석하고자 한다.

우선 <표 5>는 보금자리 및 COFIX 금리 상승과 하락을 구분하지 않고 VAR 모형을 추정한 분석결과이다. 분석결과를 보면, 보금자리의 경우 보금자리의 t-1기의 값이 유의적인 양(+)의 영향을 미친다. 반면, COFIX는 t-2기의 보금자리론 금리가 유의적인 양(+)의 영향을 주며, t-1기의 COFIX 금리에도 영향을 받는 것으로 나타난다. 이는 2개월 전(t-2기)에 보금자리론 금리가 1%p 증가하는 경우 현재의 COFIX 금리가 0.1557%p 증가하는 것을 의미한다.

다음으로 금리상승 및 하락으로 구분한 <표 6>의 VAR 모형추정 결과를 보면, t-2기의 보금자리론 금리변동(Δ-)는 t기의 COFIX 금리변화(Δ+ 또는 Δ-)

에 유의적인 영향을 미친다. t-2기의 보금자리론 금리가 인하되는 경우 t기의 COFIX(Δ+) 계수 값은 -0.1026, COFIX(Δ-) 계수 값은 0.1424의 유의적인 영향을 미친다. 이는 전월대비 t기의 보금자리론 금리가 1%p 인하될 때 2개월 후에 COFIX 금리가 상승하는 경우(Δ+) 상승 폭을 0.1026% 축소시키고 있음을 의미한다. 또한, 2개월 후에 COFIX 금리가 하락하는 경우(Δ-) 하락 폭을 0.1424% 확대시키는 것으로 해석해 볼 수 있다. 즉, 보금자리론 금리가 1%p 인하될 때 2개월이라는 시차를 두고 COFIX 금리 상승은 억제하고 하락은 확대하는 영향을 미치는 것으로 추론해 볼 수 있다.

이와 같이 보금자리론 금리변화가 일정한 시차를 두고 은행에 영향을 미치는 사유는 은행금리 조정비용과 대출수요의 탄력성으로 설명가능하다(Hannah and Berger, 1991; Cotterelli and Kourelis, 1994). 왜냐하면 첫째, 은행은 자금조달금리가 상승하면 예대금리를 조정해야하는데, 은행금리조정의 경우에는 비용이 소모되기 때문에 신속적인 금리조정이 어려울 수 있기 때문이다. 또한, 은행산업 집중도와 경쟁수준도 시장금리 변화에 대응하여 즉각적으로 대출금리를 조정하기 어려울 수 있기 때문이다(김주일·신용재, 2016).

추가적으로 전월대비 보금자리론 금리를 인상하는 경우(Δ+)에는 COFIX 금리에 유의적인 영향을 미치지 않고 있다. 따라서 전체적으로 볼 때, 보금자리론 금리가 COFIX 금리에 미치는 영향은 금리를 인하하는 경우에 강건하게 나타나고 있다.

3. 충격반응과 분산분해

본 절에서는 충격반응을 통해 보금자리론 금리 변화가 COFIX 금리에 미치는 영향을 동태적으로 살펴보기로 한다.

<그림 2>는 출레스키 분해를 이용하는 경우 각 교란 요인에 자신의 표준편차만큼 크기로 충격을 주었을 때 각 변수가 시간에 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 보여준다. 붉은색 점선으로 표시된 95% 신뢰구간은 몬테칼로(Monte Carlo) 시뮬레이션을 1000회 반복하여 추정한 것이다.

9) 현재 보금자리론 금리는 10년, 15년, 20년, 30년의 4개 만기가 존재한다. 그런데 15년, 20년, 30년 만기의 경우 10년물을 기초로 스프레드를 가산하여 금리가 결정되므로 10년물 금리가 대표성이 존재한다. 실제로 Granger 인과관계 검증을 실시해본 결과 10년 만기 보금자리론 금리는 다른 만기의 보금자리론 금리를 선행한다는 결과가 나타났다.

<표 5> VAR 모형 추정결과

변수	보금자리	COFIX
보금자리 _{t-1}	0.2189 (0.1048) **	-0.0358(0.0641)
보금자리 _{t-2}	0.0405 (0.1075)	0.1557(0.0657)**
보금자리 _{t-3}	0.0065 (0.1070)	0.0355(0.0655)
COFIX _{t-1}	0.2479 (0.1616)	0.4695(0.0988)***
COFIX _{t-2}	-0.0381 (0.1773)	-0.1473(0.1085)
COFIX _{t-3}	0.1360 (0.1481)	-0.0406(0.0906)
상수항	-0.0127 (0.0120)	-0.0029(0.0073)
R^2	0.1194	0.2694
Adj. R^2	0.0607	0.2207

- 주: 1) ()은 표준오차(standard error)이며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임
 2) 보급자리($\Delta+$): 전월대비 양(+) 보급자리론 금리변화율(%p)
 3) 보급자리($\Delta-$): 절대값으로 표시한 전월대비 음(-) 보급자리론 금리변화율(%p)
 4) COFIX($\Delta+$): 전월대비 양(+) COFIX 금리변화율(%p)
 5) COFIX($\Delta-$): 절대값으로 표시한 전월대비 음(-) COFIX 금리변화율(%p)

<표 6> VAR 모형 추정결과

변수	보급자리($\Delta+$)	보급자리($\Delta-$)	COFIX($\Delta+$)	COFIX($\Delta-$)
보급자리($\Delta+$) _{t-1}	0.4358 (0.1191)***	-0.1358 (0.2464)	-0.0337 (0.1050)	-0.0726 (0.1240)
보급자리($\Delta+$) _{t-2}	-0.0884 (0.1272)	-0.3083 (0.2630)	-0.0670 (0.1121)	-0.0597 (0.1323)
보급자리($\Delta+$) _{t-3}	-0.1133 (0.1185)	-0.0683 (0.2450)	0.0687 (0.1044)	-0.1235 (0.1233)
보급자리($\Delta-$) _{t-1}	-0.0853 (0.0565)	0.0505 (0.1169)	0.0519 (0.0498)	-0.0032 (0.0588)
보급자리($\Delta-$) _{t-2}	-0.0177 (0.0531)	-0.1012 (0.1097)	-0.1026 (0.0468)**	0.1424 (0.0552)**
보급자리($\Delta-$) _{t-3}	0.0085 (0.0548)	-0.0408 (0.1133)	0.0214 (0.0483)	0.0626 (0.0570)
COFIX($\Delta+$) _{t-1}	0.1395 (0.1288)	-0.5847 (0.2663)**	0.5422 (0.1135)***	-0.2222 (0.1340)
COFIX($\Delta+$) _{t-2}	-0.0898 (0.1463)	0.5103 (0.3026)*	0.0648 (0.1290)	-0.0887 (0.1523)
COFIX($\Delta+$) _{t-3}	-0.0242 (0.1260)	-0.1070 (0.2606)	-0.2007 (0.1110)*	0.0277 (0.1311)
COFIX($\Delta-$) _{t-1}	-0.0623 (0.0899)	0.0011 (0.1859)	-0.1193 (0.0792)	0.1826 (0.0935)*
COFIX($\Delta-$) _{t-2}	0.0068 (0.0895)	0.1558 (0.1852)	0.1595 (0.0789)**	-0.1940 (0.0932)**
COFIX($\Delta-$) _{t-3}	0.0248 (0.0797)	0.2738 (0.1648)	-0.0219 (0.0702)	0.0676 (0.0829)
상수항	0.0256 (0.0107)**	0.0561 (0.0222)**	0.0151 (0.0095)	0.0343 (0.0112)***
R^2	0.2560	0.1784	0.3836	0.2705
Adj. R^2	0.1497	0.0610	0.2955	0.1663

- 주: 1) ()은 표준오차(standard error)이며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임
 2) 보급자리($\Delta+$): 전월대비 양(+) 보급자리론 금리변화율(%p)
 3) 보급자리($\Delta-$): 절대값으로 표시한 전월대비 음(-) 보급자리론 금리변화율(%p)
 4) COFIX($\Delta+$): 전월대비 양(+) COFIX 금리변화율(%p)
 5) COFIX($\Delta-$): 절대값으로 표시한 전월대비 음(-) COFIX 금리변화율(%p)

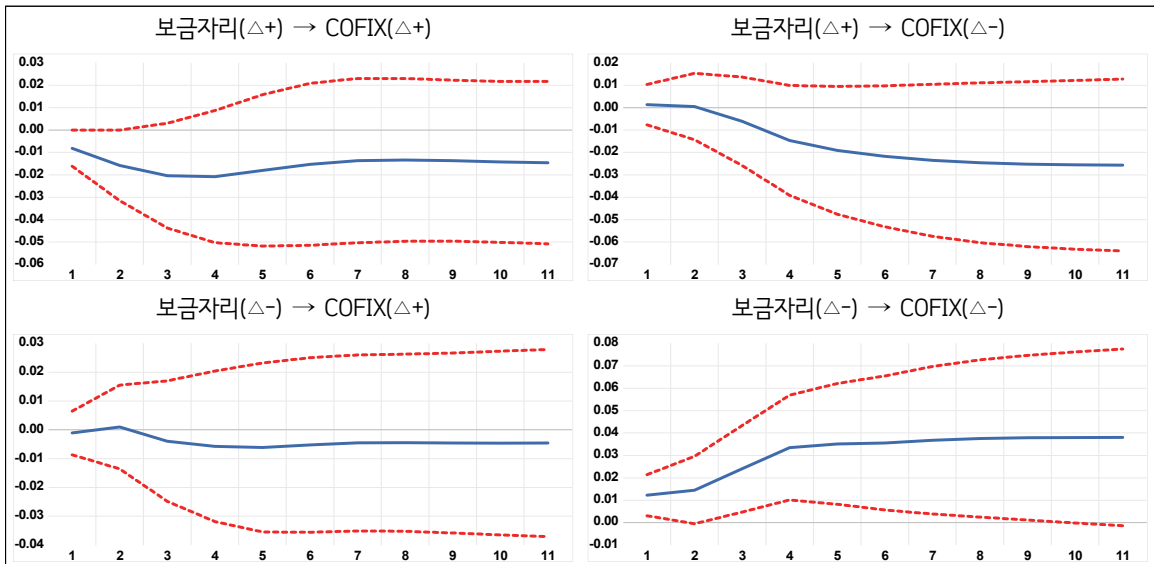
우선 보금자리론 금리가 1단위 표준편차만큼 상승(Δ+)하였을 때 COFIX 금리상승(Δ+)은 단기에 유의적으로 축소됨을 확인할 수 있다. 또한 보금자리론 금리가 1단위 표준편차만큼 하락(Δ-)하면 COFIX 금리하락(Δ-)은 유의미하게 확대되고 있다. 즉, 보금자리론 금리상승은 COFIX 금리가 상승할 때 상승폭을 축소하며, 보금자리론 금리하락은 COFIX 금리가 감소할 때 감소폭을 확대하는 것으로 해석할 수 있다.

다음으로 <표 7>은 보금자리론 금리변화와 COFIX 금리변화를 분산분해 한 분석결과이다. 분산분해는 각 변수별 분산이 자신 및 다른 변수의 분산에 의해 어느 정도 설명되는지를 살펴보기 위한 것이다. 이를 위해서는 잔차의 분산·공분산행렬을 직각행렬로 분해하고, 이 행렬을 이용하여 변수별 분산을 분해하는 과정을 거치게 된다. 각 행렬의 주대각선은 자체의 교란에 의해 설명되는 오차분산의 비율을 나타낸다. 이때 각 종속변수가 설명변수에 대한 외생성이 강할수록

자체 교란으로 자신의 분산을 설명하는 비율이 커진다.

각 변수로부터 발생한 충격이 안정되면서 나타나는 일정한 설명력을 확인하기 위해 <표 7>에서 24개월 후 분산분해 결과를 살펴보았다. 전체 표본기간에서 COFIX 금리하락(Δ-) 자체충격의 비중이 기간이 경과함에 따라 24개월 후에는 86.5%를 설명하고 있으며, 보금자리론 금리하락(Δ-)의 설명력은 약 13.5%로 나타나며 5% 수준 하에서 통계적으로 유의한 것으로 확인된다. 해당결과는 장기적으로 보금자리론 금리하락(Δ-)은 13.5% 정도의 크기로 COFIX 금리하락(Δ-)에 영향을 미치고 있음을 의미한다. 반면, COFIX 금리상승(Δ+)에 대한 보금자리론 금리상승(Δ+)의 설명력은 유의적이지 않아 <표 5>의 VAR 모형 추정과 유사한 결과가 나타난다. 즉, 보금자리론 금리하락(Δ-)이 COFIX 금리하락(Δ-)폭을 확대하는 현상은 분산분해를 고려하는 경우에도 명확한 결과를 보인다.

<그림 2> 충격반응(누적) 분석



<표 7> 분산분해 분석결과

Period	COFIX(Δ+) 분산분해		COFIX(Δ-) 분산분해	
	보금자리(Δ+)	보금자리(Δ-)	보금자리(Δ+)	보금자리(Δ-)
1	4.9125 (4.3788)	0.0892 (1.4561)	0.0942 (1.5862)	8.0286 (5.3556)
6	7.6267 (6.8688)	1.5994 (3.6510)	5.7730 (5.9117)	13.4558 (6.3743)**
12	7.7336 (7.0391)	1.6138 (3.7052)	5.9422 (6.1696)	13.4952 (6.5017)**
24	7.7340 (7.0641)	1.6138 (3.7133)	5.9423 (6.2124)	13.4956 (6.5279)**

주: ()은 표준오차(standard error)이며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임을 의미함

4. 역사적 분해

본 절에서는 분산분해 뿐만 아니라 특정 경제변수가 다른 변수의 움직임을 설명할 수 있는지를 검증하기 위하여 추가적으로 역사적 분해(Historical Decomposition)를 실시한다. 역사적 분해는 식 (1)을 t 기의 VMA (Vector Moving Average)을 전환하여 다음의 식 (5)와 같이 표현할 수 있다(Zhu, 1996).¹⁰⁾

역사적 분해는 특정 시점을 기준으로 해당변수에 발생했던 충격이 존재하지 않았을 때 추정된 거시경제 상황을 실제상황과 비교하는 것으로 시계열 자료의 역사적 가치를 base projection과 현재 및 과거 변화의 누적 효과로 나눈 후 특정 시점의 특정변수에 의한 누적 영향을 제거하여 원 시계열과 비교하는 방법이다.

$$Y_t = \left(\mu + \sum_{s=k}^{INF} \Psi_s u_{t-s} \right) + \sum_{s=0}^{k-1} \Psi_s u_{t-s} \quad (5)$$

식 (5)에서 u 와 μ 는 각각 잔차벡터와 확정적 부분을 나타내며, 첫 번째 항은 $t-k$ 기에 이용 가능한 정보에 의한 Y_t 의 예측이고, 두 번째 항은 모형을 구성하는 변수들에 의한 예측을 설명한다(Lastrapes and Koray, 1990).

<그림 3>은 기간에 따라 COFIX 금리 상승기와 하락기의 변동에 대해 COFIX 금리와 보금자리론 금리의 전체변동이 차지하는 기여도를 역사적 분해 방법을 이용하여 산출한 것이다. 이는 식 (1)에서 추정된 VAR 모형을 이용하여 식 (5)와 같이 과거 및 현재의 요인별

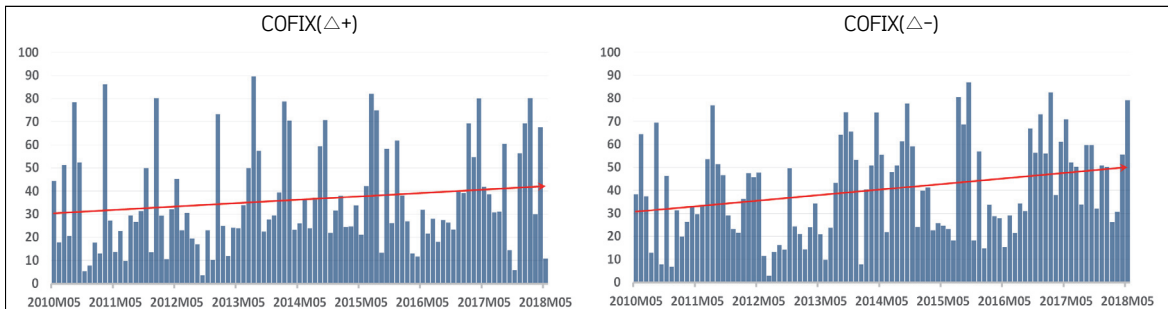
충격이 현재의 COFIX 금리 변동에 미치는 영향을 누적적으로 추산한 것이다. 따라서 역사적 분해 방식에 의한 개별충격의 기여도는 현재의 COFIX 금리 변동에 과거 및 현재의 충격이 요인별로 어느 정도 영향을 주었는지를 도출해 볼 수 있다.

<그림 3>의 결과를 살펴보면, 실선으로 표시된 추세로부터 2016년 하반기부터 2018년 5월까지 COFIX($\Delta+$)와 COFIX($\Delta-$)의 변동에 대한 보금자리론 금리의 영향력은 2016년 하반기 이전보다 상대적으로 증가하는 것으로 나타난다. 특히, COFIX($\Delta-$)에 미치는 보금자리론 금리변동의 영향이 보다 강화되고 있으며 강건하게 확인되고 있다.

5. 순차적 이동회귀를 이용한 충격반응

Blanchard and Johnson(2013)에 의하면 단기, 중기, 장기를 각각 1~2년, 10년, 50년으로 가정하고 있다. 하지만, 본 연구의 경우에는 한정된 표본기간으로 인해 보금자리론 금리 충격이 COFIX 금리의 반응에 미치는 영향을 5년(단기~중기)으로 구분하여 동태적인 변화를 고찰하고자 한다.¹¹⁾ 이를 위해 우선 식 (1)을 이용하여 2010년 1월부터 2014년 12월까지의 5년 간(60개월) 자료를 이용하여 충격반응을 구한다. 그리고 표본을 순차적으로 1개월 뒤로 이동시켜 2010년 2월부터 2015년 1월까지의 자료를 이용하여 충격반응을 구한다. 동일한 절차를 반복하여 매 5년(60개월)동안 순차적으로 롤링 하는데, 마지막인 41번째에는 2013년 5월부터 2018년 4월까지의 자료를 이용하여 충격반응을 구한다.

<그림 3> 전체기간에 대한 보금자리론 금리의 영향력 비율 변화에 대한 역사적 분해



10) 역사적 분해를 이용한 국내연구는 나원준(2008), 모수원(2009), 손종철(2010) 등이 있다.

11) 이근영(2018)의 연구를 기초로 롤링 기간을 매 5년(60개월)으로 하여 분석하였다.

<그림 4>의 순차적 이동회귀로 추정한 충격반응 결과를 보면, 보금자리($\Delta+$)의 1단위 표준편차 충격은 단기에 COFIX($\Delta+$)의 상승폭을 축소시키며, 이는 국내 기준금리 상승시기에 보다 크게 나타난다.¹²⁾ 특히, 보금자리($\Delta+$)의 1단위 표준편차 충격은 최근표본기간으로 이동할수록 COFIX($\Delta-$)의 감소폭을 축소하는 것으로 나타난다. 즉, 보금자리론 금리의 인상은 COFIX 금리의 하락 또는 상승폭을 축소시키면서, 시장의 교란요인보다는 안정성을 유지하는 정책수단 역할을 행하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

한편, 보금자리($\Delta-$)의 1단위 표준편차 충격에 대한 COFIX($\Delta+$) 금리의 반응은 표본기간과 관계없이 일정하게 상승폭이 축소되는 모습을 보인다. 반면, 보금자리($-$) 금리 1단위 표준편차 충격에 대한 COFIX($-$) 금리 반응은 최근표본기간으로 이동하면서 커지는 것을 확인할 수 있다. 이는 보금자리론 금리 하락은 COFIX 금리의 감소폭을 더욱 확대시키고 있음을 의미한다. 이에 따라 금리 상승기에 보금자리론 금리의 변화가 COFIX 금리의 변화에 더 큰 영향을 주는 것을 확인할 수 있다. 즉, 보금자리론 금리의 상승은 단기적인 COFIX 금리 상승에 대한 억제효과를 보여주지만 보금

자리론 금리 하락은 장·단기적으로 COFIX 금리 하락을 더욱 확대하는 것으로 추론해 볼 수 있다.

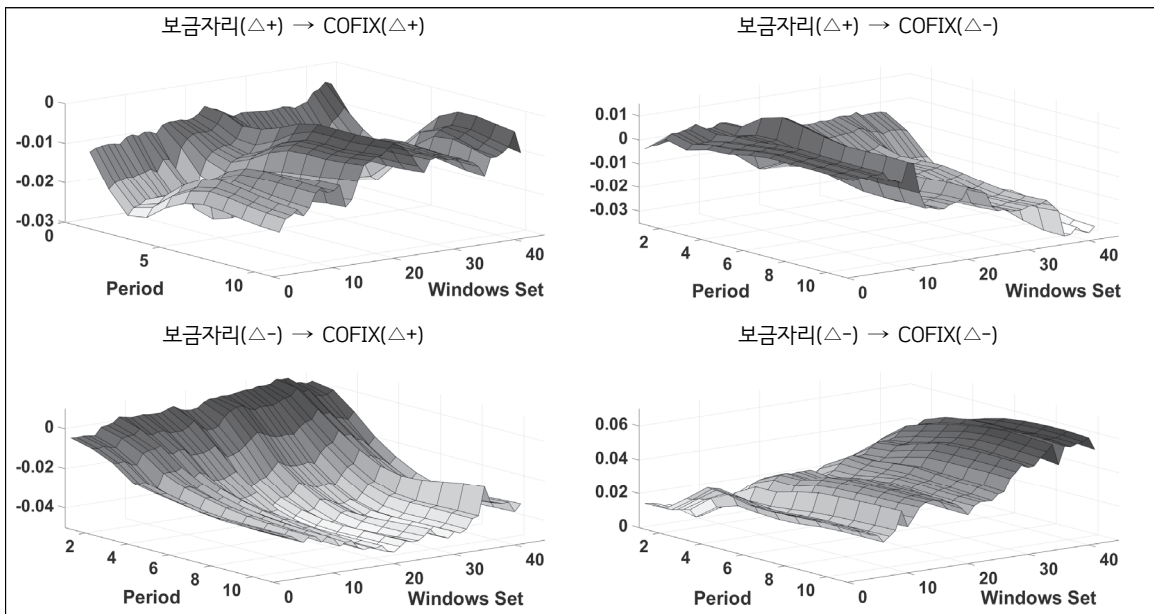
V. 결론

본 연구는 한국주택금융공사의 보금자리론 금리조정과 예금은행 COFIX 금리변동의 관련성을 분석하고, 보금자리론 금리조정이 은행의 COFIX 금리변동에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석하였다.

분석을 위해 2010년 1월부터 2018년 5월까지의 기간을 대상으로 하여 한국주택금융공사에서 제공하는 월별 보금자리론 금리와 은행연합회에서 제공하는 월별 COFIX 금리를 이용하였다. 그리고 두 금리 간의 관련성을 분석하기 위해 그랜저 인과관계를 검증하였고, VAR 모형을 이용하여 상호간에 미치는 영향을 분석하였다. 또한, 충격반응과 분산분해를 통해 한 변수가 다른 변수에 미치는 영향을 분석하였다.

본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 그랜저 인과관계 검증결과에 의하면, 보금자리

<그림 4> 충격반응(Rolling, 누적, Windows=60개월)



12) 한국은행 기준금리는 2010년 7월 9일 2.25%로 2009년 2월 12일 대비 0.25%p 인상되었으며, 2010년 11월 16일부터 2011년 6월 10일까지 4차례에 걸쳐 각각 0.25%p씩 인상되었다. 그리고 2012년 7월 12일부터 2016년 6월 9일까지 총 8차례에 걸쳐 각각 0.25%p 인하되었으며, 2017년 11월 30일 0.25%p 인상되어 현재 1.50%(2018년 9월)를 유지하고 있는 중이다.

론 금리조정은 COFIX 금리 변동을 인과하나, COFIX 금리변동과 보금자리론 금리조정의 인과관계는 성립하지 않는 것으로 나타났다.

둘째, VAR 모형의 분석결과에 의하면, 정책모기지 금리조정은 예금은행 주택담보대출 금리변동에 영향을 미치나, 반대의 경우는 명확한 결과가 나타나지 않았다. 이는 보금자리론 금리를 인상하는 경우보다 인하하는 경우에 보다 강건한 결과를 보였다. $t-2$ 기(2개월 전)에 보금자리론 금리를 인하하면 t 기의 COFIX 금리는 금리를 인상하는 경우 상승폭을 축소시켰으며, 금리를 인하하는 경우 하락폭을 확대시키는 역할을 하고 있었다.

셋째, 충격반응과 분산분해 분석결과에 의하면, 보금자리론 금리조정 충격은 COFIX 금리 변동에 영향을 미치며 보금자리론 금리조정에 따른 영향은 보다 최근의 기간으로 올수록 강건하게 확인되고 있었다.

전체적으로 보금자리론 금리는 COFIX 금리에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 정책모기지 금리 중 하나인 보금자리론 금리의 인하는 예금은행 주택담보대출 지표금리인 COFIX 금리의 하락폭을 확대시키는 긍정적인 영향을 행하고 있다. 또한 보금자리론 금리인상의 경우 영향력은 다소 미미하지만 COFIX 금리의 인상폭을 축소시키면서 시장의 급격한 금리변동을 완화하고 있다. 따라서 한국주택금융공사의 보금자리론 금리는 예금은행 주택담보대출의 지표금리인 COFIX 금리에 일정부분 영향을 미치고 있음을 추론해 볼 수 있다.

본 연구의 한계점 및 향후과제 등은 다음과 같다. 우선, 본 연구는 보금자리론 금리와 COFIX 금리의 동태적 인과관계에 초점을 두고 분석하였다. 따라서 향후 연구에서는 주택담보대출 금리에 영향을 미칠 수 있는 거시경제변수 및 여타 요인들을 통제한 후 두 금리의 관련성에 대해 엄정하게 분석해 볼 필요성이 있다. 또한, COFIX 금리의 경우 현재 시장의 대표적인 주택담보대출 기준금리로 활용되고 있다. 따라서 COFIX 금리에 영향을 미치는 다양한 요인들을 검토해 볼 필요성이 있다. 해당 부분에 대한 연구는 향후과제로 남기고자 한다.

참고문헌

- 고성수·주민균, “국내 주택금융시장의 모기지 선택에 관한 연구”, 「부동산학연구」, 제17집 제2호, 한국부동산분석학회, 2011, pp. 59-75
- 김석원, “통화정책과 금융기관의 비대칭적 금리조정”, 「금융경제연구」, 제293호, 한국은행, 2007
- 김상환, “시장금리의 은행금리 전가에 관한 연구”, 「경제연구」, 제33권 제1호, 한국경제통상학회, 2015, pp. 143-169
- 김우석·한규식, “COFIX금리는 주택담보대출금리를 선도하는가?”, 「대한경영학회지」, 제30권 제12호, 대한경영학회, 2017, pp. 2127-2145
- 김종선, “우리나라의 콜금리와 예·대금리 간 변동성 및 상관관계 분석”, 「산업경제연구」, 제24권 제4호, 한국산업경제학회, 2011, pp. 2155-2178
- 김주일·신용재, “COFIX금리의 변화는 예금은행 수수에 영향을 미치는가?”, 「기업경영연구」, 제23권 제4호, 한국기업경영학회, 2016, pp. 199-217
- 나원준, “대공황시기 경기변동과 은행위기: 신용요인의 영향을 중심으로”, 「국제경제연구」, 제14권 제2호, 한국국제경제학회, 2008, pp. 135-159
- 박송춘·이상림·조영석, “콜금리 및 RP금리가 신용협동조합의 여·수신금리에 미치는 영향에 관한 비교분석”, 「산업경제」, 제22권 제1호, 한국산업경제학회, 2009, pp. 63-82
- 손종철, “통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석”, 「경제학연구」, 제58권 제2호, 한국경제학회, 2010, pp. 179-219
- 윤재호, “통화정책 국면에 따른 은행예대금리의 비대칭적 반응 분석”, 「금융연구」, 제25권 제2호, 한국금융학회, 2011, pp. 29-55
- 이근영, “수입 및 국내물가에 대한 환율전가효과”, 「경제학연구」, 제57권 제4호, 한국경제학회, 2009, pp. 39-71
- 이근영, “유가충격이 거시경제변수에 미치는 영향”, 「금융연구」, 제25권 제4호, 「한국금융학회」, 2011, pp. 59-93
- 이근영·김남현, “금리와 주택가격”, 「경제학연구」, 제64권 제4호, 한국경제학회, 2016, pp. 45-82
- 이근영, “주택시장, 거시경제변수, 통화정책 간 상관관계 및 정책 시사점 제언”, 「부동산포커스」, 제112호, 한국감정원, 2018, pp. 131-143
- Blanchard, O. and D. R. Johnson, *Macroeconomics*, Sixth Edition, Pearson, 2013
- Cottarelli, C., and A. Kourelis, “Financial bank lending reate, and the transmission mechanism of monetary policy”, 1994, *Working Paper*
- Granger, C. W. J., “Investing Causal Relations by Econometric Models and Cross-sepctral Methods”, *Econometrica*, 37, 1969, pp. 424-438
- Hannam, T. H., and A. N. Berger, “The rigidity of prices: Evidence from the banking industry”, *American Economic Review*, 1991, 81, 938-945

논문접수일 : 2018년 10월 13일

논문심사일 : 2018년 10월 22일

게재확정일 : 2018년 11월 21일

19. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp. 231-254
20. Lastrapes, W. D. and F. Koray, "International Transmission of Aggregate Shock under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes: United Kingdom, France, and Germany, 1959 to 1985", *Journal of International Money and Finance*, 9, 1990, pp. 402-423
21. Newey, W. and K. D. West, "A simple positive semi-definite heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, 1987, pp. 703-708
22. Zhu, Z., "US Real Wages and Imports", *Applied Economics*, 28, 1996, pp. 1435-1450