



COFIX 금리 불확실성이 주택담보대출에 미치는 영향: SVAR-GARCH-M 모형을 중심으로

김상배*

요약

본 연구는 COFIX 금리 불확실성이 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 또한, COFIX 금리의 상승과 하락이 주택담보대출에 미치는 영향에서 비대칭성이 존재하는지를 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 표본기간(2010년 1월부터 2023년 7월) 동안 COFIX 금리와 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출을 이용한다. COFIX 금리 변화의 불확실성은 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, COFIX 금리의 상승과 하락은 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 비대칭적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 경제심리지수와 산업생산지수를 통해 경제상황을 반영한 경우에도 유사하게 나타났다. 본 연구가 기여하는 바는 COFIX 금리 변화의 불확실성이 주택담보대출에 미치는 영향을 처음으로 살펴본다는 점이다. 향후 연구에서는 보다 정교한 모형을 통해 금리 불확실성이 부동산시장에 미치는 영향을 분석할 필요성이 있다.

주제어: COFIX, 주택담보대출, 불확실성, GARCH 모형, 구조적 VAR

1. 서론

COFIX(Cost of Funds Index)금리는 은행연합회가 국내 8개 은행들이 취급한 수신상품(정기예금, 정기적금, 양도성 예금증서, 금융채 등)의 금액과 금리를 가중평균하여 산출한 금리이며, 2010년 2월부터 주택담보대출의 기준금리로 사용되고 있다. 또한, COFIX 금리는 한국

은행 기준금리와 주택담보대출금리 사이의 매개 금리이기 때문에, 통화정책의 변화를 나타내는 기준금리의 변화는 COFIX 금리의 변동을 통해 주택담보대출 금리와 주택시장에 영향을 미칠 수 있다(이영수, 2022).

최근 이영수(2022)는 COFIX 금리의 주택담보대출금리에 대한 전가과정(pass-through)을 분석하였으며, 그 결과 전가과정이 장기와 단기,

* 경북대학교 경영학부 교수, E-mail: sbkim@knu.ac.kr

그리고 금리 상승과 하락에 비대칭적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 COFIX 금리의 변화가 주택담보대출에 비대칭적인 영향을 미칠 수 있음을 의미한다.

일반적으로 금리의 불확실성은 투자에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. Ingersoll and Ross(1992)에 의하면, 투자 자체는 옵션의 성격을 가지지 않지만, 금리 불확실성으로 인해 투자는 옵션적 성격을 가질 수 있다. 구체적으로, 금리 불확실성¹⁾이 예상되는 경우 투자자는 투자를 연기할 수 있는 옵션을 가질 수 있다는 것이다. 따라서, 금리의 불확실성이 높은 경우 투자자는 현재 계획하고 있는 투자를 축소하거나 투자 시기를 연기할 수 있다. 이는 금리 불확실성은 투자에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 것을 의미한다.

이러한 논의는 금리의 상승으로 인한 불확실성이 증가할 때, 주택 구매자는 향후 이자 부담이 증가할 것을 예상하고, 주택담보대출을 이후로 연기할 가능성이 있다는 것을 의미한다. 은행에서는 금리 불확실성이 높을 경우, 주택담보대출자의 채무이행능력에 대한 보다 엄밀한 검토를 통해 대출을 축소할 수 있으며, 대출금리 상승에 대한 예상으로 인해 향후 이자 수입의 증가를 예상하고 대출을 연기할 수

도 있을 것이다. 이와는 반대로 부동산을 구입하고자 하는 경제주체의 경우 금리가 지속적으로 상승할 것으로 예상하면 주택담보대출을 서둘러 받을 가능성도 존재한다²⁾. 이는 금리 불확실성이 주택담보대출에 미치는 효과는 긍정적일 수도 있고, 부정적일 수도 있다는 것을 의미한다. 이는 실증분석을 통해 금리 불확실성이 주택담보대출에 미치는 순수 효과를 검토해 볼 필요성이 있다는 것을 의미한다.

또한, 부동산 경기는 금리의 변동에 많은 영향을 받고 있다. 즉, 부동산 경기의 활황은 일반적으로 저금리를 기반으로 하고 있으며, 부동산 경기의 불황은 고금리를 바탕으로 하고 있다(김종선, 2021). 이러한 금리 불확실성의 중요성에도 불구하고, COFIX 금리의 불확실성이 주택담보대출에 미치는 영향을 검토한 연구는 전무한 실정이다.

본 연구의 목적은 COFIX 금리의 불확실성이 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 미치는 영향을 분석하는 데 있다. 이를 위해 본 연구에서는 Elder and Serletis(2010) 그리고 Elder and Payne(2023)³⁾이 활용한 구조적 VAR(SVAR: structural vector autogression)-GARCH-M 모형을 이용하고자 한다. 구체적으로 본 연구의 분석 내용은 다음 두 가지로 정

1) 변동성은 자산의 가격이 기대치 않게 변화하는 경향 또는 실현된 수익률의 불확실성의 정도를 의미한다. 이로 인해 김준태(2003)와 최경욱·형남원(2010) 등에서는 변동성과 불확실성을 혼용하여 사용하고 있다. 이러한 점을 감안하여 본 연구에서 COFIX 금리의 변동성을 COFIX 금리의 불확실성으로 사용한다.

2) 금리 상승이 주택담보대출에 미치는 이러한 점을 언급해 주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

3) Elder and Serletis(2010)의 연구는 유가 불확실성이 미국의 투자(investment), 내구재 소비(durables consumption), 총생산(aggregate output)에 미치는 영향을 VAR-GARCH-M 모형을 이용하여 분석하였으며, 분석 결과 유가 불확실성이 이들 변수에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. Elder and Payne(2023)의 연구는 Elder and Serletis(2010)의 방법론을 이용하여 유가 불확실성이 미국의 실업률(특히 인종(racial) 혹은 민족(ethnic)에 따른 실업률)에 미치는 영향이 차이가 있는지를 검토하였다.

리할 수 있다. 첫째, SVAR-GARCH-M 모형을 이용하여 COFIX 금리 불확실성이 예금은행과 비은행예금취급기관 주택담보대출에 미치는 영향을 각각 검토함으로써, COFIX 금리 불확실성이 미치는 영향이 예금은행과 비은행예금취급기관에 따라 차이가 존재하는지를 검토한다. 이러한 연구는 예금은행과 비은행예금취급기관이 주택담보대출 정책과 신용정책 등을 수립하는데 도움을 줄 수 있을 것이며, 금융감독기관에게는 금리 불확실성이 미치는 영향을 이해하고, 이를 통해 금리와 관련한 정책을 수립하는데 도움을 줄 수 있을 것이다. 둘째, 본 연구는 SVAR-GARCH-M 모형의 추정결과를 바탕으로, COFIX 금리의 상승과 하락이 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 미치는 영향을 분석한다. 이영수(2022)는 COFIX 금리에서 주택담보대출금리로의 이자율 전가를 검토하였을 때 COFIX 금리가 상승할 때보다 하락할 때 이자율 전가가 더 크게 나타나는 것으로 보고하고 있다. COFIX 금리와 주택담보대출이 선형관계를 가지고 있다면, COFIX 금리의 상승과 하락은 주택담보대출에 부호에서만 차이가 있을 뿐 동일한 크기의 영향을 미칠 것이다. 하지만, 이영수(2022)에서 보고하고 있는 것과 같이 COFIX 금리에서 주택담보대출금리로의 이자율 전가에 비대칭성이 존재한다면, COFIX 금리는 주택담보대출에 비대칭적 영향을 미칠 가능성이 있다. 이에 본 연구에서는 주택담보대출에 대한 COFIX 금리의 비대칭적 영향을 분석하고자 한다.

추정결과를 요약하면, COFIX 금리의 불확실성은 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담

보대출에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. COFIX 금리의 불확실성의 증가는 주택담보대출을 증가시키는 효과와 감소시키는 두 가지 상반된 효과가 존재한다. 이 결과는 주택 구매자가 서둘러 대출을 받으려고 하는 주택담보대출을 증가시키는 효과보다는 주택 구매자의 주택담보대출에 대한 수요 감소 그리고 은행 대출당담자의 대출 축소와 같은 대출을 감소시키는 효과가 더 크게 작용한다는 것을 의미한다. 또한, COFIX 금리의 양(+)의 충격과 음(-)의 충격은 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 비대칭적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비대칭성의 정도는 비은행예금취급기관 주택담보대출이 더 큰 것으로 추정되었다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론인 1장에 이어, 2장에서는 COFIX 금리 및 금리 불확실성에 대한 선행연구를 검토하고, 3장에서는 실증분석 모형인 SVAR-GARCH-M 모형에 대해서 간략히 살펴보고자 한다. 4장에서는 표본자료, 기초통계량 등을 포함한 실증분석 결과에 대해서 검토하며, 마지막 5장에서는 실증분석 결과를 요약하고 그 시사점에 대해서 논의한다.

II. 선행연구

본 연구에서 중요한 변수 가운데 하나인 COFIX 금리에 대한 대표적인 선행연구를 먼저 살펴보고자 한다. 김우석·한규식(2017)은 COFIX 금리와 주택담보대출금리 사이의 동태적 관계를 VAR 모형을 통해 분석하였다. 분석결과,

COFIX 금리가 주택담보대출금리를 선도하는 것으로 나타났으나, CD금리와 주택담보대출금리 사이에는 예측력이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 저자들은 COFIX 금리가 주택담보대출의 기준금리로 적절한 것으로 판단하였다.

김주일·신용재(2016)는 COFIX 금리의 변화가 은행 예금에 미치는 영향을 VAR 모형을 활용하여 분석하였다. 분석결과, 잔액 기준 COFIX 금리의 변화는 요구불예금과 저축성예금에 영향을 미치지 않지만, 신규취급액 기준 COFIX 금리의 변화는 이들 예금에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한, COFIX 금리의 상승은 은행의 예금을 증가시키는 것으로 추정되었다. 또한, 김주일(2018)은 COFIX 금리와 가계신용대출 사이의 관계를 VAR 모형을 활용하여 분석하였으며, 그 결과 COFIX 금리는 가계대출의 선행지표이며, 가계신용대출액의 주요한 결정요인으로 나타났다.

최근 연구인 이영수(2022)는 COFIX 금리와 주택담보대출금리 사이의 이차율 전가를 문턱-오차수정 모형(threshold-error correction model)을 통해 검토하였다. 검토 결과, COFIX 금리의 상승과 하락을 대칭적으로 검토하는 VAR 모형을 사용한 김우석·한규식(2017)의 연구와는 달리 COFIX 금리와 주택담보대출금리 사이에는 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. 또한, COFIX 금리의 상승과 하락은 주택담보대출금리에 비대칭적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

주택담보대출과 관련한 많은 선행연구는 주택가격과 주택담보대출 사이의 관계를 검토하

는 경우가 많다. 이론적으로 볼 때 주택가격과 주택담보대출은 서로 일방적인 인과관계보다는 서로 영향을 미치는 관계가 나타날 가능성이 크다(장한익·김병국, 2022). 이와 관련한 대표적인 해외 선행연구로는 Goodhart and Hofmann (2008), Oikarinen(2009) 그리고 Gimeno and Martinez-Carrascal(2010) 등을 들 수 있다. 이들 연구는 공통적으로 주택가격과 주택담보대출은 서로 상호관계를 가지고 있다는 것을 이론적으로 또는 실증적으로 분석하였다. Gimeno and Martinez-Carrascal(2010)의 경우는 주택가격과 주택담보대출 사이의 관계를 장단기로 구분하여 살펴보았으며, 장단기에서 인과관계가 존재한다는 것을 발견하였다. 주택가격과 주택담보대출 사이의 대표적인 최근 국내연구로는 박선희·황진영(2017), 강규호(2018), 장한익·김병국(2022) 등을 들 수 있다. 먼저, 박선희·황진영(2017)은 우리나라 16개 시도의 패널 자료를 이용하여 분석한 결과, 주택가격의 변화는 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출의 변화에 각각 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 강규호(2018)는 베이지안 머신 러닝 분포예측 기법을 이용하여 주택담보대출에 대해 예측하고자 하였으며, 수도권 주택가격의 상승은 주택담보대출의 증가에 유의한 영향을 미친다고 보고하고 있다. 장한익·김병국(2022)은 TVP-VARX(time-varying parameters vector autoregressive models with exogenous variables) 모형을 이용하여 주택가격과 주택담보대출 사이의 시간 가변적 관계를 검토한 결과, 주택담보대출은 표본기간 동안 주택가격에 일정한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 주택가격

이 주택담보대출에 미치는 영향은 2018년 이후 구조적 변화가 존재한다는 것을 발견하였다.

이호진·고성수(2018)는 주택금융규제가 비은행권 주택담보대출에 미치는 영향을 분석한 결과, 주택금융에 대한 규제 강화는 비은행권 주택담보대출의 변화에 유의한 양(+)의 영향을 미치고, 이는 예금은행에서 비은행예금취급기관으로의 풍선효과로 인해 발생하는 것으로 나타났다. 또한, 김우석(2018)은 VAR 모형을 활용하여 가산금리가 주택담보대출에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 가산금리의 변화는 주택담보대출에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

금리 변동성과 관련한 선행연구를 살펴보면, 먼저 Calcagnini and Saltari(2000)는 거시경제적 관점에서 금리 불확실성이 투자에 미치는 영향을 분석하였으며, 그 결과 소득의 불확실성은 투자에 부정적인 영향을 미치지만, 금리 불확실성은 투자에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 하지만, 우리나라를 대상으로 분석한 문호성(2003)에서는 금리 불확실성은 투자와 투자를 모두 감소시키는 것으로 나타났다. 금리의 변동성이 주택가격 및 전세가격에 미치는 영향을 분석한 최근의 연구로는 김종선(2021)을 들 수 있다. 김종선(2021)은 GARCH 모형을 이용하여 주담대 금리변동성은 주택가격 변동성 그리고 전세가격 변동성 모두와 음(-)의 관계를 가진다고 보고하고 있다.

본 연구가 가지는 기존 연구와의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 COFIX 금리의 변동성이 주택담보대출에 미치는 영향을 분석한 최초의 연구이다. 이를 분석하기 위해 본 연구에서는 SVAR-GARCH-M 모형을 활용한다. 이렇게 SVAR 모형과 GARCH 모형을 동시에 추정하는 VAR-GARCH-M 모형을 활용하지 않고, 1단계에서 단일변량 GARCH 모형을 이용하여 금리 변동성을 추정하고, 이를 SVAR 모형에 추가하여 금리 변동성이 미치는 영향을 분석할 수도 있다. 하지만, 이와 같은 2단계 접근법을 활용하는 경우 추정된 독립변수(generated regressor)의 문제가 발생할 수 있다⁴⁾. 하지만, 본 연구와 같이 하나의 모형으로 추정하는 경우 추정된 독립변수의 문제를 회피할 수 있는 장점이 있다.

둘째, 이영수(2022)는 COFIX 금리와 주택담보대출금리 사이에 이자율 전가 현상이 비대칭적으로 나타나고 있다는 것을 보였다. 즉, COFIX 금리의 상승과 하락이 주택담보대출금리에 미치는 영향이 비대칭적이라면, 이는 COFIX 금리의 상승과 하락이 주택담보대출에 미치는 영향 역시 비대칭적일 수 있다는 것을 의미한다. 이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 충격반응 함수(impulse response function)를 통해 COFIX 금리의 상승과 하락이 예금은행과 비은행예금취급기관 주택담보대출에 미치는 영향을 각각 분석하고, 이를 통해 금리의 상승과 하락의 영

4) Pagan(1984) 그리고 Murphy and Topel(1985)에 의하면 추정된 독립변수를 이용하여 실증분석 모형을 추정할 경우, 추정된 독립변수의 표본추출오차(sampling error)로 인해 표준오차를 과소평가하고, 그로 인해 t -값이 과대평가될 수가 있다.

향이 서로 비대칭적인지를 검토하고자 한다.

$$A_i = \begin{bmatrix} a_{11}^i & a_{12}^i \\ a_{21}^i & a_{22}^i \end{bmatrix}, B = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix}, H_t = \begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22t} \end{bmatrix},$$

$$D = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ & d \end{bmatrix}$$

III. 실증분석 모형

일반적으로 활용되는 축약형(reduced form) VAR 모형에서는 콜레스키분해(Cholesky decomposition)를 이용하여 추정된 직교오차를 도출하지만, 이 방법은 경제학 이론에 기반하지 않는 단점을 가지고 있다. 이에 비해 SVAR 모형은 경제학 이론을 이용하여 구조적 확률오차(혹은 구조적 충격)를 식별(identification)할 수 있는 장점을 가지고 있다(윤만식 외, 2023; 황관석, 2018). 이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 COFIX 금리 불확실성이 우리나라 주택담보대출에 미치는 영향을 분석하기 위해 Elder and Serletis(2010) 그리고 Elder and Payne(2023)에서 활용된 SVAR-GARCH-M 모형을 활용하고자 한다.

〈식 1〉은 SVAR-GARCH-M 모형의 조건부 평균방정식을 보여주며, 이는 SVAR형태로 구성되어 있다. 〈식 1〉에서 볼 수 있듯이, 구조적 충격인 ϵ_{1t} 와 ϵ_{2t} 는 조건부 이분산성을 가지고 있으며, 조건부 분산(h_{11t})은 조건부 평균에 영향을 미치고 있다.

$$Dy_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + B\sqrt{h_{11t}} + \epsilon_t,$$

$$\epsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim iid(0, H_t) \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

단, $y_t = \begin{bmatrix} \Delta COFIX_t \\ \Delta Mort_t \end{bmatrix}, A_0 = \begin{bmatrix} a_{01} \\ a_{02} \end{bmatrix}, \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix},$

여기서, y_t 는 COFIX 금리 변화율($\Delta COFIX_t$)과 주택담보대출(예금은행 혹은 비은행예금취급기관)의 변화율($\Delta Mort_t$)로 구성된 벡터이고, Ω_{t-1} 은 $t-1$ 기까지의 정보집합을 의미한다. 일반적으로 SVAR 모형은 직접적인 추정이 어려워 축약형 VAR 모형을 추정하며, 본 연구에서의 축약형 모형은 아래의 〈식 2〉와 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = D^{-1}A_0 + \sum_{i=1}^p D^{-1}A_i y_{t-i} + D^{-1}B\sqrt{h_{11t}} + D^{-1}\epsilon_t$$

$$= \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i y_{t-i} + A\sqrt{h_{11t}} + e_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

단, $\Gamma_0 = D^{-1}A_0 = \begin{bmatrix} \gamma_{01} \\ \gamma_{02} \end{bmatrix}, \Gamma_i = D^{-1}A_i = \begin{bmatrix} \gamma_{i1}^j & \gamma_{i2}^j \\ \gamma_{i1}^j & \gamma_{i2}^j \end{bmatrix},$

$$A = D^{-1}B = \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix}, e_t = D^{-1}\epsilon_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

여기서, e_{1t} 와 e_{2t} 는 각각 축약형 VAR 모형을 통해 추정된 COFIX 금리 변화율과 주택담보대출 변화율에 대한 잔차를 의미한다. 위의 〈식 2〉에서 볼 수 있듯이, 축약형 VAR 모형의 잔차를 이용해 SVAR 모형의 구조적 잔차(충격)를 식별(identification)하기 위해서는 축약형 모형에서의 잔차(e_t)와 SVAR 모형에서의 구조적 충격(ϵ_t) 사이의 동시차적(contemporaneous) 관계가 설정되어야 한다(이영수, 2008; 황관석,

2018). 본 연구에서는 추정된 축약형 VAR 모형을 이용하여 SVAR 모형을 식별하기 위해서 행렬 D와 같은 단기적 제약식을 활용하고자 한다. SVAR 모형을 활용하여 전월세전환율의 결정요인을 분석한 황관석(2018)과 윤만식 외(2023)에서와 같이, 본 연구에서는 행렬 D의 대각원소를 1로 설정하고, 금리의 변화는 동시차에서 주택담보대출에 영향을 미치며, 주택담보대출은 금리의 변화에 동시차에서 영향을 받지 않는 것으로 가정한다. 본 연구에서도 황관석(2018)과 윤만식 외(2023)에서와 같이 금리의 상승은 일반적으로 주택담보대출을 억제하는 요인이기 때문에 추정해야 할 계수 d 는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다.

본 연구에서는 Elder and Serletis(2010) 그리고 Elder and Payne(2023)에서와 같이 모형의 단순화(parsimony)를 위해 COFIX 금리의 구조적 충격과 주택담보대출의 구조적 충격(ϵ_{1t} 와 ϵ_{2t})은 서로 상관관계가 존재하지 않는다고 가정한다. 이 가정은 두 조건부 충격 사이에 공분산이 0이라는 것을 의미하며, 추정해야 할 모수의 수를 줄일 수 있는 장점이 있다. 본 연구에서의 조건부 분산은 <식 3>과 같이 정의할 수 있다.

$$\begin{aligned} h_{11t} &= w_1 + \alpha_1 \epsilon_{1t-1}^2 + \beta_1 h_{11t-1} \\ h_{22t} &= w_2 + \alpha_2 \epsilon_{2t-1}^2 + \beta_2 h_{22t-1} \end{aligned} \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

위의 식에서 볼 수 있듯이, $y_{i,t}(i=1,2)$ 의 조건부 분산은 자신의 과거 잔차의 제곱과 조건부 분산에만 의존하고 있다. 또한, 두 변수의 조

건부 분산은 모두 GARCH(1,1) 모형이기 때문에 본 연구의 실증분석 모형은 SVAR-GARCH(1,1)-M 모형에 해당한다. 이 모형을 추정할 때, 조건부 분산의 행렬인 H_t 가 양의 정부호행렬(positive definite matrix)가 되기 위해서는 $w_i > 0$, $\alpha_i \geq 0$ 그리고 $\beta_i \geq 0$ ($i=1, 2$)의 조건을 만족하여야 한다(Engle and Kroner, 1995).

<식 1>~<식 3>에 나타난 SVAR-GARCH-M 모형을 이용하여 COFIX 금리 불확실성이 주택담보대출에 미치는 영향을 분석하는 방법의 장점은 추정된 독립변수(generated regressor)로 인해 발생할 수 있는 표준오차의 편의(standard error bias)의 문제를 회피할 수 있다는 점이다.

또한, 본 연구에서는 COFIX 금리의 구조적 충격이 주택담보대출 변화에 미치는 영향을 살펴보기 위해 충격반응함수(impulse response function)를 추정하고자 한다. 추정과정을 살펴보면, 먼저 <식 1>~<식 3>에 제시된 SVAR-GARCH-M 모형을 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 이용하여 추정하고, 이렇게 추정된 추정치를 이용하여 모의실험(simulation)을 한다. 이 때 신뢰구간은 몬테칼로법을 활용한 1,000번의 모의실험을 통해 추정된다. 본 연구에서는 Elder and Serletis(2010), Elder and Payne(2023) 그리고 최완수(2016)에서와 유사하게 COFIX 금리 충격이 주택담보대출에 미치는 영향이 대칭적인지 비대칭적인지를 검토하기 위해, 양(+)과 음(-)의 COFIX 금리충격으로 구분하고 이들이 각각 주택담보대출에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

IV. 실증분석 결과

1. 표본자료 및 기초통계량

본 연구에서 활용할 주요 표본자료는 COFIX 금리, 예금은행 주택담보대출액과 비은행예금취급기관 주택담보대출액이다. COFIX 금리는 신규 취급액 기준의 가중평균금리를 활용한다. 이들 자료의 표본기간은 2010년 1월부터 2023년 7월까지이다. COFIX 금리의 경우는 은행연합회에서 발표하는 자료이고, 예금은행과 비은행예금취급기관 주택담보대출액은 한국은행 경제통계시스템을 통해 입수하였다.

실증분석 결과를 논의하기 이전에 본 연구에서 활용하는 표본자료의 개략적인 분포특성을 살펴보기 위해 기초통계량을 도출하였으며, 그 결과는 <표 1>에 제시되어 있다. <표 1>을 살펴보면 표본기간 동안 COFIX 금리의 평균은 2.265%인 것으로 나타났으며, 예금은행의 주택

담보대출의 평균은 440329.9십억원으로 비은행예금취급기관의 주택담보대출의 평균보다 더 큰 것으로 나타났다. 또한, COFIX 금리와 예금은행 주택담보대출의 왜도는 모두 양(+)의 값을 가지고 있는 반면에, 비은행예금취급기관 주택담보대출은 음(-)의 값을 가지는 것으로 조사되었다. 이는 COFIX 금리와 예금은행 주택담보대출의 경우 오른쪽 꼬리 부분이 두텁다는 것을 의미하며, 비은행예금취급기관의 주택담보대출은 왼쪽 꼬리 부분이 두텁다는 것을 의미한다. 또한, 첨도(kurtosis)와 Jarque-Bera 통계량은 표본 자료가 모두 정규분포를 따르지 않고 있다는 것을 보여주고 있다.

이영수(2022)에서 언급하고 있듯이, 시계열 자료를 활용할 경우 시계열 자료의 안정성(stationarity) 여부를 확인할 필요가 있다. 본 연구에서는 먼저 이들 자료에 대한 단위근 검정을 실시하였으며, 그 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 단위근 검정을 위해 ADF(augmented

<표 1> COFIX 금리와 주택담보대출의 변화율에 대한 기초통계량

	COFIX	예금은행 주택담보대출	비은행예금취급기관 주택담보대출
평균	2.265	440,329.9	92,884.82
중앙값	1.930	437,032.9	95,380.20
최대값	4.340	651,603.9	114,104.5
최소값	0.800	273,822.2	62,250.50
표준편차	0.943	122,408.5	14,517.08
왜도	0.350	0.310	-0.234
첨도	1.906	1.730	1.888
Jarque-Bera	11.446*** (0.003)	13.568*** (0.001)	9.886*** (0.007)

주: 괄호 안에는 유의수준이 나타나 있다. ***는 1% 유의수준에서 유의하다.

〈표 2〉 단위근 검정 결과

		수준변수		차분변수	
		ADF	PP	ADF	PP
COFIX	상수항	-1.534 (0.514)	-1.506 (0.528)	-6.271** (0.000)	-6.188** (0.000)
	상수항 + 추세	-0.974 (0.944)	-0.549 (0.980)	-6.411** (0.000)	-6.348** (0.000)
예금은행 주택담보대출	상수항	-0.378 (0.909)	-0.265 (0.926)	-8.349** (0.000)	-8.241** (0.000)
	상수항 + 추세	-1.665 (0.762)	-1.538 (0.812)	-8.326** (0.000)	-8.217** (0.000)
비은행예금취급기관 주택담보대출	상수항	-2.009 (0.283)	-2.429 (0.135)	-2.716 (0.074)	-3.879** (0.003)
	상수항 + 추세	-2.270 (0.447)	-1.793 (0.704)	-2.881 (0.172)	-4.237** (0.005)

주: 괄호 안에는 유의수준이 나타나 있다. **는 1% 유의수준에서 유의하다.

Dickey-Fuller) 검정과 PP(Philip-Perron) 검정을 활용하였으며, 상수항만 포함한 경우와 상수항과 추세(trend)를 포함한 경우를 구분하여 제시하였다.

〈표 2〉에 제시된 추정결과를 요약하면, 모든 검정 통계량은 수준변수에서는 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 다른 변수들과는 달리 비은행예금취급기관 주택담보대출의 경우 로그 1차 차분한 차분변수는 ADF 검정에서 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 비은행예금취급기관 주택담보대출의 차분변수를 대상으로 KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 검정을 추가로 실시하였

으며, 그 결과 상수항만 포함한 경우와 상수항과 추세를 포함한 경우 모두에서 단위근을 가지지 않는 것으로 나타났다⁵⁾. 이러한 결과를 바탕으로 COFIX 금리와 주택담보대출은 모두 단위근을 가지고 있으며, 1차 차분한 경우 모두 안정적인 변수인 것으로 판단하고, 이들 안정적인 변수를 이용하여 실증분석 모형을 추정하고자 한다.

2. SVAR-GARCH-M 모형 추정결과

본 연구의 목적인 COFIX 금리 불확실성이 주

5) 추정된 KPSS 통계량은 상수항을 포함한 경우 0.3208, 상수항과 추세를 포함한 경우 0.0648로 나타났으며, 이는 모두 5% 유의수준에서 자료가 안정적이라는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 추가적으로 본 연구에서는 모든 변수가 단위근을 가지고 있기 때문에, Johansen 검정과 Engle-Granger 방법을 활용하여 COFIX 금리와 주택담보대출액 사이에 공적분(cointegration)관계가 존재하는지를 검토하였으며, 추정결과 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 김우석·한규식(2017)과 동일하다.

택담보대출에 미치는 영향을 분석하기 위해 SVAR- GARCH(1,1)-M 모형을 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 이용하여 추정⁶⁾하였으며, 추정결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 먼저, GARCH 모형을 통해 시계열 자료에서 존재할 수 있는 이분산성(heteroskedasticity)을 고려한 본 연구의 모형의 적절성을 평가하기 위해 등분산성(homoskedasticity)을 가정하는 VAR 모형의 SIC(Schwarz information criterion)와 본 연구에서의 실증분석 모형의 SIC를 비교하였으며, 그 결과는 <표 3>의 하단에 제시되어 있다. 예금은행의 주택담보대출과 비은행예금취급기관 주택담보대출 모두에서 본 연구의 실증분석 모형의 SIC가 낮은 것으로 나타났으며, 이는 전통적인 VAR 모형에 비해 본 연구의 모형이 표본자료의 특징을 더 적절히 반영한다는 것을 의미한다.

평균방정식에 대한 추정결과를 살펴보면, 먼저 COFIX 금리의 구조적 충격이 주택담보대출에 미치는 영향을 나타내는 계수(d)는 예금은행 주택담보대출의 경우에는 유의하지 않지만, 비은행예금취급기관 주택담보대출에는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 1시차 이전의 COFIX 금리의 변화가 주택담보대출의 변화에 미치는 영향을 나타내는 계수(b_{21})에 대한 추정결과에서는 예

금은행의 경우 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지고, 비은행예금의 경우에는 유의하지 않은 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 평균방정식에서의 결과는 황관석(2018), 석병훈(2022) 그리고 윤만식 외(2023)에서와 유사하게 COFIX 금리의 상승은 주택담보대출을 감소시킨다는 것을 의미한다. 하지만, COFIX 금리 변화의 효과는 비은행예금취급기관의 경우 동시차에 즉각적으로 나타나는 반면에, 예금은행의 경우 시차가 존재한다는 것을 보여주고 있다.

다음으로 주택담보대출의 변화에 COFIX 금리의 불확실성이 미치는 영향을 보여주는 계수인 λ_2 에 대한 추정결과를 살펴보면⁷⁾, 예금은행의 경우에는 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 비은행예금취급기관의 경우에는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 추가적으로 동시차의 불확실성 대신 전기의 COFIX 금리 불확실성을 이용하여 예금은행의 주택담보대출에 미치는 영향을 추가로 추정한 결과, 전기 COFIX 금리 불확실성의 효과를 측정한 결과에서는 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다⁸⁾. 이러한 결과는 COFIX 금리의 불확실성으로 인해 주택 구매자들이 서둘러 주택담보대출을 받는 효과보다는 향후 부담하게 될 이자의 불확실성 증가로 인한 주택 구매자의 대출에 대한 수요를 감소하

6) SIC기준을 적용하여 SVAR 모형의 최적 시차는 1인 것으로 나타났다.

7) 단일변량 GARCH 모형을 이용하여 COFIX 금리 변화의 불확실성이 COFIX 금리 변화에 미치는 영향을 분석한 결과, COFIX 금리의 불확실성은 COFIX 금리 변화에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이 결과를 바탕으로 본 연구에서는 Elder and Serletis(2010), Elder and Payne(2023) 그리고 최완수(2016)에서와 같이 평균방정식에서 COFIX 금리 불확실성(h_{11t})의 효과를 측정하는 행렬인 A 에서는 COFIX 금리의 불확실성은 COFIX 금리의 변화에 영향을 미치지 않는다($\lambda_1 = 0$)는 제약을 추가하여 추정하였다.

8) 추정결과는 제시하지 않으나, 저자에게 요청할 수 있다.

〈표 3〉 SVAR-GARCH-M 모형 추정 결과

	예금은행 주택담보대출		비은행예금취급기관 주택담보대출	
	추정계수	유의수준	추정계수	유의수준
a. 평균방정식				
d	-0.002	0.555	-0.016**	0.000
γ_{01}	-0.200	0.563	-0.273	0.311
γ_{11}	0.555**	0.000	0.548**	0.000
γ_{12}	-0.023	0.959	0.161	0.640
γ_{02}	0.242**	0.000	0.132**	0.000
γ_{21}	-0.012**	0.001	-0.002	0.603
γ_{22}	0.543**	0.000	0.817**	0.000
λ_2	0.000	0.965	-0.026**	0.000
b. 분산방정식				
w_1	0.669*	0.047	0.843**	0.000
α_1	0.204**	0.001	0.232**	0.000
β_1	0.770**	0.000	0.733**	0.000
w_2	0.027**	0.009	0.098**	0.000
α_2	0.551**	0.000	0.409**	0.001
β_2	0.346**	0.002	0.017	0.783
c. 검정통계량				
SIC for VAR	1,202.164		1,153.541	
SIC for GARCH-M	1,166.595		1,102.248	

주: *, **는 각각 5%와 1% 유의수준에서 유의하다.

고, COFIX 금리 불확실성으로 인해 주택담보대출에 보다 엄격한 기준 적용 등으로 인해 은행의 대출담당자는 주택담보대출을 축소시키는 효과가 더 크다는 것을 의미한다. 또한, 이 결과는 앞에서 논의된 것과 유사하게 COFIX 금리 변화의 효과는 비은행예금취급기관의 경우

동시차에 즉각적으로 나타나는 반면에, 은행의 경우 시차가 존재한다는 것을 의미한다.

마지막으로, 분산방정식에 대한 추정결과를 살펴보면, COFIX 금리의 조건부 변동성에서 ARCH효과를 나타내는 계수(α_1)와 GARCH효과를 나타내는 계수(β_1)는 모두 1% 수준에서

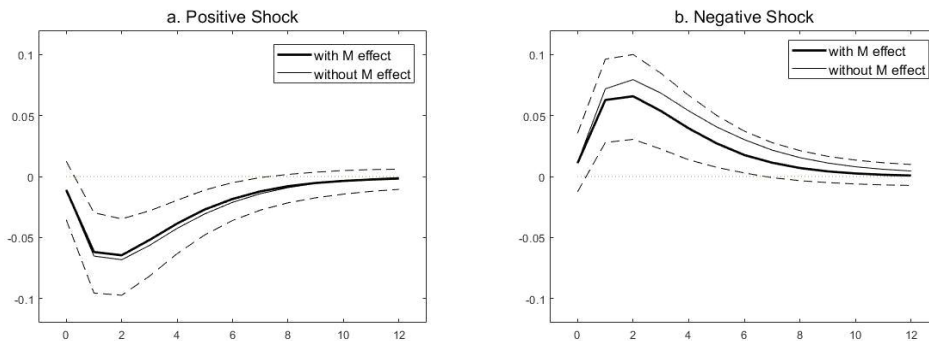
유의한 값을 가지고, 두 추정계수의 합이 1보다 작다는 것을 알 수 있다. 이는 COFIX 금리의 변동성이 지속적이고, 변동성이 확산되지 않는다는 것을 의미한다. 주택담보대출 변화의 변동성의 경우도 비은행예금취급기관 주택담보대출 변화에서의 GARCH효과를 측정하는 계수인 β_2 가 유의하지 않은 것을 제외하면, COFIX 금리 변동성과 유사한 결과를 보여주고 있다.

3. 충격반응함수 추정 결과

COFIX 금리가 상승(하락)하는 것을 의미하는 양(+)(음(-))의 충격이 주택담보대출에 미치는 동태적 효과를 분석하기 위해 본 연구에서는 <표 3>에 제시된 추정치를 바탕으로 충격반응함수를 도출하였다. 예금은행의 경우는 <그림 1>에 양(+의 충격과 음(-)의 충격으로 구분하여 제시되어 있으며, 비은행예금취급기관의 경우는 <그림 2>에 제시되어 있다. 두 그림에서

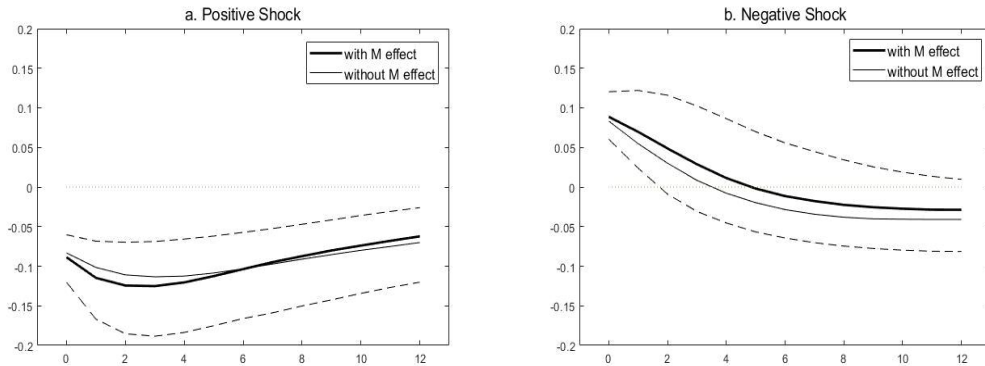
실선은 COFIX 금리의 불확실성을 고려하지 않은 충격반응(without M effect로 표시)을, 굵은 실선은 COFIX 금리의 불확실성을 고려한 상태에서의 충격반응(with M effect로 표시)을 각각 나타낸다. 또한, 각 그림에서 점선은 Elder and Serletis(2010) 그리고 최완수(2016)에서와 같이 1,000번의 Monte Carlo 시뮬레이션을 통해 도출한 신뢰구간(confidence interval)이다⁹⁾.

<그림 1>에 제시된 예금은행 주택담보대출의 충격반응을 살펴보고자 한다. 전반적으로, COFIX 금리에서의 양(+의 충격은 예금은행의 주택담보대출에 부정적인 영향을 미치고, 음(-)의 충격은 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보여주고 있다. 이는 석병훈(2022)에서와 같이 금리와 주택담보대출은 서로 음(-)의 관계를 가진다는 것을 의미한다. 또한, COFIX 금리의 양(+의 충격과 음(-)의 충격 모두 충격 발생 후 2개월 까지 충격의 영향이 확대된 후 서서히 그 영향이 줄어들고 있음을 보여주고 있다.



<그림 1> COFIX 금리 충격에 따른 예금은행 주택담보대출의 반응

9) 신뢰구간은 1,000번의 시뮬레이션을 통해 추출한 충격반응의 증위수 기준 16%와 84%에 해당하며, 정규분포를 가정하였을 경우 이는 대략 $\pm 1\sigma$ 에 해당한다 (최완수, 2016).



〈그림 2〉 COFIX 금리 충격에 따른 비은행예금취급기관 주택담보대출의 반응

〈그림 1〉에서 실선과 굵은 실선은 COFIX 금리의 불확실성을 고려하지 않은 경우와 고려한 경우의 충격반응을 각각 보여주고 있다. 이를 비교해 보면, COFIX 금리의 불확실성을 고려한 경우와 비교할 때 그렇지 않은 경우에서 모두 반응폭을 증가시키는 것으로 나타났으며, 특히 COFIX 금리의 부정적인 충격이 발생했을 때 반응폭이 더 크게 나타난다는 것을 보여주고 있다. 이는 COFIX 금리가 상승할 때보다 하락할 때 금리 불확실성을 고려할 필요가 있다는 점을 시사한다.

COFIX 금리 변화의 불확실성을 고려하였을 경우, 동일한 크기의 COFIX 금리의 양(+의 충격과 음(-)의 충격은 대칭적인 형태를 보여주고 있다. 하지만, COFIX 금리 변화의 불확실성을 고려하지 않았을 경우, COFIX 금리의 음(-)의 충격에 대한 충격반응의 절대적인 크기가 양(+의 충격보다 큰 것으로 나타나 충격반응의 절대적 크기면에서 비대칭성이 존재한다는 것을 의미한다.

다음으로, COFIX 금리 충격에 따른 비은행

예금취급기관 주택담보대출의 반응은 〈그림 2〉에 제시되어 있다. 전체적으로 COFIX 금리의 양(+의 충격과 음(-)의 충격은 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 미치는 영향을 효과의 크기 및 방향에서 비대칭적인 것으로 나타났다. 보다 구체적으로, 예금은행의 충격 반응과 차이점을 중심으로 비은행예금취급기관의 주택담보대출의 충격 반응을 살펴보고자 한다. 먼저, COFIX 금리의 양(+의 충격은 비은행예금취급기관 주택담보대출에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 충격의 효과가 예금은행 주택담보대출의 충격반응보다 더 지속적인 것으로 나타났다. 이는 금리상승기에 예금은행 및 비은행예금취급기관의 수익성이 모두 감소할 때 그 효과의 지속성이 비은행예금취급기관에서 더 크게 나타난다는 것을 의미한다.

COFIX 금리의 음(-)의 충격은 비은행예금취급기관 주택담보대출에 6개월 정도까지는 양(+의 영향을 미치고, 이후에는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 정정현·조아영(2021)에서 주장하고 있듯이, 예금을

행과 비은행예금취급기관 사이의 풍선효과 때문인 것으로 판단된다. 즉, COFIX 금리의 하락을 의미하는 음(-)의 충격은 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출을 모두 하락시키게 되며, 금리의 하락으로 인해 주택담보대출의 수요가 비은행예금취급기관에서 예금은행으로 이동하기 때문인 것으로 판단된다.

4. 거시경제변수를 추가한 강건성 검증 결과

이상에서의 분석에서는 COFIX 금리와 예금은행 혹은 비은행예금취급기관의 주택담보대출만을 활용하여 두 변수 사이의 관계를 살펴보았다. 하지만, 주택담보대출은 금리 이외에도 경제상황에 영향을 받을 수 있으며, 이를 반영하기 위해 이호진·고성수(2018)는 산업생산지수를 활용하고 있다. 또한, 황관석(2018) 그리고 윤만식 외(2023)에 의하면, 주택담보대출은 주택매매 소비심리에 양(+)의 영향을 받을 수 있다¹⁰⁾. 본 연구에서는 이들 연구의 결과를 고려하여 <식 2>에 제시된 평균방정식에 1시차 이전의 산업생산지수의 변화율(ΔIP_{t-1})과 경제심리지수의 변화율($\Delta Sent_{t-1}$)¹¹⁾을 추가하고자 한다. 1시차 이전의 변수를 추가하는 이유는 조태진(2014)에서 논의하고 있듯이, 부동산시장은 거액의 자금이 필요하기 때문에 경제심리 혹은 경제상황의 변화가 곧바로 매매로 이어지기 어렵다는 점을 반영하기 위함이다. 두 가지

거시경제변수를 추가한 새로운 평균방정식은 <식 4>에 제시되어 있다.

$$y_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i y_{t-i} + \Phi Macro_{t-1} + \Lambda \sqrt{h_{11t}} + e_t \tag{식 4}$$

$$\Phi = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix}, \quad Macro_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta Sent_{t-1} \\ \Delta IP_{t-1} \end{bmatrix}$$

두 가지 거시경제변수를 추가하여 추정한 결과는 <표 4>에 제시되어 있으며, 전체적인 추정결과는 <표 3>에 제시된 내용과 유사한 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, COFIX 금리의 구조적 충격이 주택담보대출에 미치는 영향을 보여주는 계수(d)는 예금은행 주택담보대출은 유의하지 않지만, 비은행예금취급기관의 경우는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 관찰되었다. 또한, 1시차 이전의 COFIX 금리의 변화는 예금은행의 주택담보대출에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, COFIX 금리의 불확실성은 예금은행의 주택담보대출에는 유의한 영향을 미치지 않지만, 비은행예금취급기관의 경우는 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>에서와 같이 황관석(2018) 그리고 윤만식 외(2023)에서 제시한 금리와 주택담보대출은 서로 부정적인 관계를 가진다는 이론과 부합하고

10) 이러한 점을 알려주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

11) 산업생산지수와 경제심리지수는 한국은행 경제통계시스템을 통해 입수하였다. 국토연구원 부동산시장연구센터는 2011년 7월 이후의 부동산시장 소비심리지수를 제공하고 있기 때문에, 본 연구에서는 표본기간 동안의 자료를 제공하는 한국은행의 경제심리지수를 조태진(2014)에서와 같이 사용한다.

〈표 4〉 거시경제변수를 추가한 SVAR-GARCH-M 모형 추정 결과

	예금은행 주택담보대출		비은행예금취급기관 주택담보대출	
	추정계수	유의수준	추정계수	유의수준
a. 평균방정식				
d	-0.001	0.832	-0.017**	0.000
γ_{01}	-0.081	0.782	-0.170	0.481
γ_{11}	0.541**	0.000	0.526**	0.000
γ_{12}	-0.095	0.807	0.117	0.709
ϕ_{11}	0.716**	0.002	0.760**	0.000
ϕ_{12}	-0.010	0.964	0.075	0.749
γ_{02}	0.251**	0.000	0.190*	0.011
γ_{21}	-0.011**	0.001	0.000	0.943
γ_{22}	0.534**	0.000	0.801**	0.000
ϕ_{21}	0.026	0.080	0.031	0.150
ϕ_{22}	0.014	0.426	0.001	0.963
λ_2	0.001	0.887	-0.039*	0.023
b. 분산방정식				
w_1	0.742*	0.013	1.082*	0.039
α_1	0.261**	0.000	0.326**	0.000
β_1	0.716**	0.000	0.636**	0.000
w_2	0.028**	0.001	0.089**	0.000
α_2	0.568**	0.000	0.467**	0.008
β_2	0.322**	0.001	0.027	0.651
c. 검정통계량				
SIC for VAR	1,216.502		1,169.702	
SIC for GARCH-M	1,170.770		1,123.969	

주: *, **는 각각 5%와 1% 유의수준에서 유의하다.

있다.

추가적으로 경제심리지수의 변화가 COFIX 금리의 변화에 미치는 영향(ϕ_{11})과 주택담보대출에 미치는 영향(ϕ_{21})에 대한 추정결과를 살펴보면, 경제심리지수의 증가는 COFIX 금리에 1% 수준에서 유의한 양(+의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 경기가 회복될 것으로 기대되는 경우 자금에 대한 수요가 증가하고 그로 인해 금리가 상승하기 때문인 것으로 판단된다. 하지만, 경제심리지수의 증가는 예금은행과 비은행예금취급기관 주택담보대출에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 경제심리지수와 소비심리지수가 단기적으로 주택가격에 영향을 미치지 않는다는 조태진(2014)의 결과와 유사하다.

산업생산지수의 변화율은 COFIX 금리 변화율과 주택담보대출의 변화율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이호진·고성수(2018)에서의 추정결과와 유사하다. 이상에서의 추정결과는 경제상황을 반영하기 위해 경제심리지수와 산업생산지수를 추가한 분석의 결과는 <표 3>에서의 추정결과가 강건하다는 것을 의미한다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 COFIX 금리의 불확실성이 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 또한, 충격반응함수를 통해 COFIX 금리의 상승과 하락이 주택담보대출에 미치는 비대

칭적인 영향을 분석하고자 하였다. 이를 위해 본 연구에서는 표본기간(2011년 1월~2023년 7월) 동안의 COFIX 금리, 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출을 이용하였으며, 분석 모형으로는 SVAR-GARCH-M 모형을 활용하였다.

추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, COFIX 금리의 구조적 충격이 주택담보대출에 미치는 영향을 추정한 결과, 예금은행 주택담보대출의 경우에는 유의하지 않지만, 비은행예금취급기관 주택담보대출에는 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 1시차 이전의 COFIX 금리의 변화는 예금은행의 경우 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 금리 상승은 주택담보대출을 감소시킨다는 것을 의미한다.

둘째, COFIX 금리의 불확실성은 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. COFIX 금리의 불확실성의 증가는 주택담보대출을 증가시키는 효과와 감소시키는 두 가지 상반된 효과가 존재한다. 이 결과는 주택 구매자가 서둘러 대출을 받으려고 하는 주택담보대출을 증가시키는 효과보다는 주택 구매자의 주택담보대출에 대한 수요 감소 그리고 은행 대출담당자의 대출 축소와 같은 대출을 감소시키는 효과가 더 크게 작용한다는 것을 의미한다.

셋째, COFIX 금리의 양(+의 충격과 음(-)의 충격은 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 비대칭적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비대칭의 정도면에서는 비은행예금취급기관 주택담보대출이 더 큰 것으로 나타났

다. 이러한 결과는 이영수(2022)에서 나타난 COFIX 금리 변화가 주택담보대출금리에 미치는 효과가 비대칭적이라는 결과와 유사하다.

마지막으로, 경제상황을 반영하기 위해 경제심리지수와 산업생산지수의 변화를 추가한 SVAR-GARCH-M 모형을 추정하였으며, 그 결과는 이 전이 분석과 유사한 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 결과가 강건하다는 것을 보여준다.

본 연구가 가지는 의의는 COFIX 금리의 불확실성이 예금은행과 비은행예금취급기관의 주택담보대출에 미치는 영향을 처음으로 분석하였다는 것이다. 하지만, 향후 추가적인 연구가 다음과 같은 분야에서 필요할 것으로 판단된다.

첫째, 본 연구는 COFIX 금리의 불확실성, 그리고 COFIX 금리의 상승과 하락에 중심을 두고 검토하고 있다. 하지만, 불확실성과 금리의 상승과 하락이 주택담보대출에 미치는 영향은 금리가 어느 수준에 있느냐에 따라 다르게 나타날 수 있을 것이다. 예를 들어, 금리가 낮은 수준일 때 금리의 상승은 주택 구매자들로 하여금 서둘러 대출을 받도록 유도할 수 있는 반면, 금리가 높은 수준일 때 금리의 상승은 대출에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 따라서, 금리 수준에 따른 주택담보대출의 영향을 살펴보는 것이 향후 연구에서 필요할 것으로 판단된다.

둘째, 향후 연구에서는 신규 주택담보대출규모를 활용하는 연구가 필요할 것으로 판단된다. 본 연구에서 활용한 한국은행에서 제공하는 주택담보대출금액은 기존 대출의 잔액과 신규 대출이 포함되어 있기 때문에, 금리 변화의 효과에는 신규 대출에 대한 효과와 기존 대출에 대한 효과가 모두 포함되어 있을 수 있다.

향후 연구에서 신규대출과 기존 대출규모를 분리하여 검토한다면, 금리 변화가 주택담보대출에 미치는 효과를 보다 심층적으로 이해하는 것에 도움을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

참고문헌

- 강규호. (2018). 베이지안 머신 러닝을 이용한 은행권 주택담보대출 예측. *금융안정연구*, 19(1), 99-129.
- 김우석, 한규식. (2017). COFIX 금리는 주택담보대출금리를 선도하는가. *대한경영학회지*, 30(12), 2127-2145.
- 김우석. (2018). 가산금리가 주택담보대출에 미치는 영향. *부동산연구*, 28(4), 75-88.
- 김종선. (2021). 주담대 금리변동성이 서울 주택가격 및 전세가격의 변동에 미치는 영향 분석. *무역금융보험연구*, 22(6), 101-116.
- 김주일, 신용재. (2016). COFIX 금리의 변화가 예금은행 수신에 영향을 미치는가. *기업경영연구*, 23(4), 199-217.
- 김주일. (2018). COFIX 금리와 가계신용대출의 관계에 대한 연구. *신용카드리뷰*, 12(1), 5-28.
- 문호성. (2003). 이자율 불확실성과 투자. *산업경제연구*, 16(6), 365-374.
- 박선희, 황진영. (2017). 우리나라 16개 시도의 주택가격과 주택담보대출 간의 연계성. *재정정책논집*, 19(4), 41-68.
- 석병훈. (2022). 가계 대출 규제하의 금리 인상 효과 분석. *한국경제포럼*, 15(1), 35-59.
- 윤만식, 원재용, 김상진. (2023). 아파트 실거래가에 기반한 전월세전환율의 영향요인 분석: 강남 3구와 기타 3구를 중심으로. *부동산정책연구*, 24(1), 42-64.

- 이영수. (2008). 한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석. *부동산학연구*, 14(3), 129-147.
- 이영수. (2022). COFIX 금리와 주택담보대출금리: 비대칭적 이자율 pass-through. *주택도시금융연구*, 7(2), 63-80.
- 이호진, 고성수. (2018). 주택금융규제가 비은행권 주택담보대출에 미치는 영향. *부동산학연구*, 24(1), 5-22.
- 장한익, 김병국. (2022). 주택담보대출과 주택가격의 상호작용. *감정평가학논집*, 21(3), 113-147.
- 정정현, 조아영. (2021). 주택가격 및 대출규제정책이 저축은행의 경영성과에 미치는 영향. *산업경제연구*, 34(5), 1133-1155.
- 조태진. (2014). 심리지수가 주택시장에 미치는 영향에 관한 연구. *주택연구*, 22(3), 25-48.
- 최경욱, 형남원. (2010). 가격변수 불확실성과 경기변동간의 관계. *경제분석*, 16(3), 1-41.
- 최완수. (2016). 유가 불확실성이 주가수익률에 미치는 비대칭적 영향. *무역연구*, 12(5), 345-358.
- 황관석. (2018). 구조적 VAR 모형을 이용한 전월세전환율의 영향요인 분석. *국토연구*, 96, 3-19.
- Calcagnini, G., & Saltari, E. (2000) Real and financial uncertainty and investment decisions. *Journal of Macroeconomics*, 22(3), 491-514.
- Elder, J., & Serletis, A. (2010) Oil price uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(6), 1138-1159.
- Elder, J., & Payne, J. E. (2023) Racial and ethnic disparities in unemployment and oil price uncertainty. *Energy Economics*, 119, 106556.
- Engle, R. F., & Kroner, K. F. (1995) Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11(1), 122-150.
- Gimeno, R., & Martinez-Carrascal, C. (2010) The relationship between house prices and house purchase loans: The Spanish case. *Journal of Banking and Finance*, 34(8), 1849-1855.
- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2008) House prices, money, credit and the macroeconomy. *European Central Bank Working paper series*, No. 888.
- Murphy, K. M., & Topel, R. H. (1985) Estimation and inference in two-step econometric models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(1), 88-97.
- Oikarinen, E. (2009) Interaction between housing price and household borrowing: The Finnish case. *Journal of Banking and Finance*, 33(4), 747-756.
- Pagan, A. (1984) Econometric issue in the analysis of regressions with generated regressors. *International Economic Review*, 25(1), 221-247.

논문접수일: 2023.11.08
 논문심사일: 2023.12.11
 게재확정일: 2023.12.13

Journal of Housing and Urban Finance 2023; 8(2):5-23
pISSN: 2508-3872 | eISSN: 2733-4139
<https://doi.org/10.38100/jhuf.2023.8.2.5>

Examining the effect of COFIX interest rate uncertainty on the mortgage loans using the SVAR-GARCH-M model

Sangbae Kim*

Abstract

The purpose of this study is two-fold. Firstly, we examine the effect of COFIX interest rate uncertainty on the mortgage loans of the banks and the non-bank financial institutions. Secondly, we analyze that there exists an asymmetry of the mortgage loan responses according to the direction of the changes in the COFIX interest rate. To obtain our purposes, we adopt a SVAR-GARCH model and a impulse response function during the sample period (January 2010 to July 2023). The empirical results show that uncertainty of the COFIX interest rate has the negative impact on the mortgage loan in both banks and non-bank financial institutions. In addition, we find that the responses of the mortgage loan in both financial institutions are asymmetric since the responses are not equal to positive and negative COFIX interest rate shocks. After including the changes in the economic sentiment index and industrial production index, the results are not qualitatively different, implying that our results are robust. The contribution of this study is to examine the relationship between COFIX interest rate uncertainty and mortgage loans for the first time. For further understanding this relationship, more elaborate models should be considered in a future study.

Key words: COFIX, mortgage loan, uncertainty, GARCH model, structural VAR

* Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University, E-mail: sbkim@knu.ac.kr

© Copyright 2023 Korea Housing & Urban Guarantee Corporation. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.