



# COFIX 금리와 주택담보대출금리: 비대칭적 이자율 pass-through

이영수\*

## 요약

본 연구에서는 코픽스(Cost of Funds Index) 금리로부터 주택담보대출금리로의 이자율 패스-쓰루에서 비대칭성이 어떻게 나타나는가를 분석하였다. 분석 모형은 문턱-오차수정모형(threshold-error correction model)이며, 문턱 변수 및 문턱값은 코픽스 금리변동의 방향 그리고 금리변동의 크기에 따른 비대칭성을 검토할 수 있도록 설정하였다. 데이터 기간은 2010년 2월부터 2022년 6월까지이다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 코픽스 금리와 주택담보대출금리 사이에는 공적분 관계, 즉 장기균형 관계가 존재한다. 다만, 이러한 장기균형 관계는 코픽스 금리가 상승하는 경우에는 나타나지 않는다. 둘째, 코픽스 금리변동 폭이 작은 경우 주택담보대출금리로의 패스-쓰루는 발생하지 않는다. 셋째, 단기적으로는 코픽스 금리 하락 시에 그리고 장기적으로는 코픽스 금리 상승 시에 패스-쓰루가 더 크게 나타난다. 코픽스 금리변동이 12개월에 걸쳐 주택담보대출에 미치는 효과는 금리 인상에서는 102%, 그리고 금리 인하에서는 89%가 반영된다.

**주제어:** 주택담보대출금리, 코픽스 금리, 패스-쓰루, 비대칭성, 문턱-오차수정모형

## 1. 서론

최근 들어 주택담보대출금리가 급등하고 있다. 2020년 9월 2.44%이던 주택담보대출금리는 2022년 6월에 4.04%까지 상승하였으며, 시간이 가면서

상승 추세는 더욱더 가팔라지고 있다. 이렇게 주택담보대출금리가 급등한 것은 기본적으로 한국은행 기준금리의 움직임을 반영한 것이기는 하지만, 보다 직접적으로는 코픽스 금리가 급상승하였기 때문이다.<sup>1)</sup> 코픽스(Cost of Funds Index, COFIX)

1) 2010년 2월부터 2022년 6월까지의 기간에서 한국은행 기준금리와 주택담보대출금리의 상관계수는 0.309이며, 코픽스 금리와 주택담보대출금리의 상관계수는 0.616이다.

\* 영산대학교 부동산학과 교수, E-mail: yslee@ysu.ac.kr

금리는 주택담보대출금리의 기준이 되는 금리로서,<sup>2)</sup> 2020년 9월의 0.88%에서 2022년 6월에는 2.38%로 1.5%p 상승하면서 주택담보대출금리 상승을 견인하였다. 주택담보대출금리가 동 기간 중 1.6%p 상승한 것에 비추면 코픽스 금리로부터 주택담보대출금리로의 이자율 패스-쓰루는 100% 이상 발생한 셈이다.

이자율 패스-쓰루는 중앙은행 기준금리의 변동이 시장금리에 어떻게 반영되는가 혹은 조달비용금리의 변동이 대출금리에 어떻게 반영되는가를 다룬다. 이자율 패스-쓰루는 통화정책의 파급경로에 대한 이해나 은행의 행태 분석에 있어서 매우 중요한 정보 및 시사점을 던져줄 수 있다는 점에서 그동안 이와 관련된 많은 연구가 이루어져 왔다. 이들 연구의 초점 중의 하나는 이자율 패스-쓰루의 비대칭성 문제이다. 이자율의 패스-쓰루의 비대칭성은 주로 금리 상승과 금리 하락에서 패스-쓰루가 서로 다르게 나타나는 문제를 다루고 있다.

이자율 패스-쓰루의 비대칭성이 존재하는가에 관해서는 대부분의 연구에서 일치된 견해를 보인다. 그러나 비대칭성의 방향에 관해서는 실증 분석 결과가 일치되지 않고 있다. 이론적으로도 비대칭성의 방향에 대해서 상반된 가설들이 상존한다. 비대칭적 이자율 패스-쓰루가 발생하는 이유를 설명하는 대표적인 가설로는 고객의 무기력 가설, 부정적 고객 반응 가설, 시장지배력 가설, 비대칭적 정보 가설 등이 있다.<sup>3)</sup> 이들 가설 중 고객의 무기력

가설이나 시장지배력 가설은 대출금리 인하의 경직성을 설명하고 있으며, 반면에 부정적 고객 반응 가설이나 비대칭적 정보 가설에서는 대출금리 인상에 경직성이 존재한다고 설명한다. 결국, 이자율 패스-쓰루의 비대칭성이 어떻게 나타나는가는 일률적으로 얘기될 수 없으며, 대상이 되는 금리나 금융기관 혹은 상황에 따라 달라질 것이다.

본 연구에서는 우리나라 코픽스 금리로부터 주택담보대출금리로의 이자율 패스-쓰루의 비대칭성이 어떻게 나타나는지 살펴보고자 한다. 코픽스 금리는 한국은행 기준금리와 주택담보대출금리 사이의 매개 금리이다. 기준금리의 인상 또는 인하는 코픽스 금리의 변동을 초래하고 이를 통해 주택담보대출금리에 반영되게 된다. 따라서 기준금리의 변동을 통해 표시되는 통화정책이 주택담보대출금리 그리고 나아가 주택시장에 미치는 영향을 살펴보기 위해서는 코픽스 금리와 주택담보대출금리 간의 관계가 어떻게 형성되는가를 심도 있게 분석할 필요가 있다.

비대칭적 이자율 패스-쓰루와 관련하여 국내에서도 많은 연구가 이루어져 왔으나, 코픽스 금리와 주택담보대출금리의 패스-쓰루를 다룬 논문은 찾아보기 어렵다.<sup>4)</sup> 본 연구는 코픽스 금리로부터 주택담보대출금리로의 이자율 패스-쓰루에서 비대칭성이 어떻게 나타나는가를 다룬 최초의 연구로서의 의의가 있다.

논문의 구성은 다음과 같다. I 장은 서론이다.

2) 코픽스 금리는 은행연합회가 시중은행들의 다양한 자금조달비용을 취합하여 산출하는 금리로서, 2010년 2월 이후 은행의 주택담보대출금리 결정의 기준금리로 사용되고 있다. 코픽스 금리 산출에 대상이 되는 상품은 정기예금, 정기적금, 상호부금, 주택부금, 양도성 예금증서, 환매조건부채권 매도, 표지어음 매출, 금융채 등이다.

3) 비대칭성 관련 가설의 구체적인 내용에 관해서는 김석원(2007)과 Scholnick(1999)을 참조.

4) 코픽스 금리와 주택담보대출금리의 패스-쓰루를 다룬 논문으로는 김우석·한규식(2017)이 있다. 이들 연구에서는 VAR 모형을 이용하여 분석하였으며, 비대칭성 문제는 다루지 않았다.

II장은 선행연구로서, 이자율 패스-쓰루를 다룬 국내외 연구결과들을 중심으로 연구에서 사용된 분석 모형과 분석결과들을 정리하였다. III장은 연구모형이다. 코픽스 금리와 주택담보대출금리 사이의 이자율 패스-쓰루를 T-ECM(threshold-error correction model) 모형에 어떻게 적용하였는지를 설명하였다. IV장은 실증분석결과이며, V장은 결론이다.

## II. 선행연구

그동안 이자율의 패스-쓰루에 관련하여 많은 실증분석 연구가 이루어져 왔다. 이 장에서는 이자율 패스-쓰루의 비대칭성을 다룬 국내외 연구결과들을 중심으로, 연구에서 사용된 분석 모형과 분석결과들을 정리한다.

주택담보대출금리 관련 이자율 패스-쓰루를 다룬 국내 연구로는 김석원(2007)과 차경천·이상원(2019)이 있다. 김석원(2007)은 콜금리로부터 주택담보대출금리로의 패스-쓰루를 다루었으며, 차경천·이상원(2019)은 한국은행 기준금리로부터 주택담보대출금리로의 패스-쓰루를 다루었다. 이들 두 연구에서는 주택담보대출금리가 기준금리나 콜금리와의 장기적인 균형, 즉 공적분 관계가 성립하지 않으며, 주택담보대출금리에 미치는 영향은 기준금리나 콜금리가 하락할 때 패스-쓰루가 상대적으로 크게 나타난다는 분석결과를 공유하고 있다. 김석원(2007)은 오차수정 항이 없는 자기

회귀시차분포(autoregressive distributed lag, ARDL) 모형, 차경천·이상원(2019)은 비대칭 회귀 방정식을 이용하였다.

주택담보대출금리 외의 이자율 비대칭 패스-쓰루를 다룬 국내 연구로는 김기호·유경원(2018), 김진웅(2013), 유병철·전선애(2009; 2011), 윤재호(2011), 이승훈(2007) 등이 있다. 이승훈(2007)은 CD금리와 은행의 기업대출금리와의 관계를, 유병철·전선애(2009)는 예대금리의 금리 차를, 유병철·전선애(2011), 윤재호(2011), 김진웅(2013)은 콜금리와 은행 예대금리 사이의 관계를, 김기호·유경원(2018)은 장단기 국채수익률의 관계를 분석하였다. 이들 중 김진웅(2013), 이승훈(2007), 유병철·전선애(2009)는 T-ECM 모형을 사용하였으며, 다른 연구들은 비대칭 ARDL<sup>5)</sup> 혹은 비대칭 VAR(vector auto regressive) 모형을 사용하였다. 이들 연구에서는 앞서 살펴본 주택담보대출금리 관련 연구에서와는 달리, 이자율 간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 검정되었으며,<sup>6)</sup> 패스-쓰루의 비대칭성은 연구에 따라 다르게 나타나고 있다.

공적분이 존재하는 경우, 비대칭성은 크게 두 부문에서 나타날 수 있다. 하나는 장기균형으로의 조정속도이고, 다른 하나는 금리변동에 따른 직접적인 영향이다. 장기균형으로의 조정속도와 관련하여, 이승훈(2007)은 CD금리가 상승할 때 중소기업 대출금리의 조정속도가 크다고 하였으나, 김기호·유경원(2018)은 금리가 하락할 때 장단기 국채수익률에서의 조정속도가 크다는 상반된 결과를 발표하였다. 유병철·전선애(2009)는 예대

5) 비대칭 ARDL 모형은 Shin et al.(2014) 참조.

6) 이들 중 윤재호(2011)의 경우에는 공적분 검정을 시행하지 않았다.

금리차가 클 때 조정속도가 크다고 하였으며, 유병철·전선애(2011)와 김진웅(2013)은 콜금리와 은행 예대금리 사이에는 조정속도의 비대칭성이 발견되지 않는다고 하였다. 이승훈(2007)도 대기업 대출금리의 경우에는 CD금리 변동에 따른 장기조정 비대칭성이 발견되지 않는다고 하였다. 한편, 금리변동에 따른 직접적인 영향 면에서도 상반된 결과가 발표되고 있다. 유병철·전선애(2011)는 콜금리가 하락할 때보다는 상승할 때 대출금리 및 예금금리에 주는 장기적 파급효과가 크다고 하였으나, 윤재호(2011)는 콜금리가 상승하는 금융긴축 기조 시에 콜금리에 대한 예대금리의 반응이 오히려 작아진다고 분석하였다.

주택담보대출금리 관련 이자율 패스-쓰루의 비대칭성을 다룬 해외 연구로는 미국의 데이터를 사용한 Payne(2007), 스위스의 데이터를 사용한 Cecchin(2011), 영국의 데이터를 사용한 Becker et al.(2012), 그리고 호주의 데이터를 사용한 Holland et al.(2019)과 Valadkhani and Worthington(2014) 등이 있다.<sup>7)</sup> 이들 중 비대칭 ARDL 모형을 이용한 Holland et al.(2019) 외에는 모두 T-ECM 모형을 이용하여 분석하였다.

이들 연구에서는 주택담보대출금리가 중앙은행 기준금리나 단기 시장금리와 공적분 관계를 보이는 것으로 검증되었으며, 국내 연구에서와 마찬가지로 비대칭성의 특징은 일치하지 않고

있다. Cecchin(2011)은 단기 시장이자율이 하락할 때 주택담보대출금리로의 패스-쓰루가 더 빠르게 이루어진다고 분석하였으나, Becker et al.(2012), Holland et al.(2019), Valadkhani and Worthington(2014)은 기준금리가 상승할 때의 영향이 크다고 분석하였다. 한편, Payne(2007)은 기준금리로부터 주택담보대출금리로의 불안정한 패스-쓰루가 나타나며, 오차수정 과정상에서 비대칭성은 검증되지 않는다고 하였다.

본 연구에서와 같이 코픽스 금리와 주택담보대출금리의 관계를 분석한 연구로는 김우석·한규식(2017)이 있다. 연구결과는 두 금리 사이에는 공적분이 존재하지 않으며, 코픽스 금리가 주택담보대출금리에 일반적으로 영향을 주는 그랜저 인과 관계가 있고, 주택담보대출금리 변동에서 차지하는 코픽스 금리의 영향은 43%라는 분산분해분석 결과를 발표하였다. 사용한 모형은 VAR 모형이며, 비대칭성은 고려하지 않았다.

기존의 연구들과 비교하여 본 연구는 다음과 같은 차별성을 갖는다. 첫째, 본 연구는 코픽스 금리와 주택담보대출금리에서 나타나는 이자율 패스-쓰루의 비대칭성을 분석한 최초의 연구이다. 본 연구에서는 이자율 패스-쓰루 분석에 가장 널리 사용되고 있는 T-ECM 모형을 사용하여 코픽스 금리변동이 주택담보대출금리에 미치

7) 이밖에 주택담보대출금리의 이자율 패스-쓰루를 다룬 해외 연구로는 Bernhofer and van Treeck(2013)과 van Leuvensteijn et al.(2013)이 있다. 다만, 이들은 이자율 패스-쓰루의 비대칭성은 고려하지 않았다. Bernhofer and van Treeck(2013)은 유로 지역 10개국의 패널데이터를 이용하여 단기 시장이자율이 주택담보대출금리에 어떻게 패스-쓰루되는지 분석하였다. 대부분 국가에서 시장금리와 주택담보대출금리 간에 공적분이 존재하며, 장단기 패스-쓰루의 특징이 국가별로 크게 다르다는 점을 지적하였다. van Leuvensteijn et al.(2013)은 유로 지역 8개국 은행들의 패널데이터를 사용하여 시장에서의 경쟁(competition)과 이자율 패스-쓰루의 관계를 살펴보았다. 시장금리와 주택담보대출금리 간에는 개별은행 차원에서의 공적분 관계가 성립하며, 경쟁이 심할수록 주택담보대출금리가 낮아지고 시장이자율의 패스-쓰루가 높아지는 분석결과를 발표하였다.

는 비대칭적 영향을 분석하였다. 둘째, T-ECM 모형을 보다 일반화하여 모형을 구축하였다. 기존의 연구에서는 기준이 되는 금리변동의 방향성만을 고려하였으나, 본 연구에서는 금리변동의 방향성만이 아니라 금리변동의 크기에 따른 비대칭성도 분석하였다. 셋째, 코픽스 금리변동이 주택담보대출금리에 미치는 동태적 효과를 구체화하였다. 기존의 이자율 패스-쓰루 연구에서는 모형 추정결과만을 제시하고 있으나, 본 연구에서는 추정결과를 이용한 충격-반응분석을 통해 시간을 두고 이자율 패스-쓰루가 어떻게 진행되는가를 구체적으로 제시하였다.

### III. 연구모형

은행의 대출금리( $i_t^l$ )와 대출자금의 조달비용금리( $i_t^m$ )의 관계는 <식 1>과 같은 Rousseas (1985)의 간단한 마크업 가격(mark-up pricing) 방정식으로 설명될 수 있다.

$$i_t^l = \alpha + \beta i_t^m \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

<식 1>에서  $\alpha$ 는 조달비용에 대한 일정한 가산(mark-up)을 표시하며,  $\beta$ 는 이자율의 장기 패스-쓰루(pass-through)를 나타내는 파라미터이다.  $\beta$ 의 크기는 이자율 변화에 대한 대출수요의 탄력성에 의존하며, 탄력성이 충분히 크지

않은 경우  $\beta$ 가 1보다 작은 불완전한 패스-쓰루가 나타날 수 있다.<sup>8)</sup>

<식 1>에 대한 접근 방식은 대출자금의 조달비용 관련 금리를 무엇으로 사용하는가에 따라 두 가지로 구분된다. 하나는 통화정책과 관련된 이자율을 사용하는 monetary policy approach이며, 다른 하나는 조달비용과 관련이 있는 이자율을 사용하는 CFA(cost-of-funds approach)이다. 본 연구는 CFA를 적용하며, 은행의 대출금리로 주택담보대출금리를 그리고 조달비용금리로 코픽스 금리를 사용한다.

<식 1>을 준용하면, 주택담보대출금리와 코픽스 금리 간의 추정 식을 <식 2>와 같이 설정할 수 있다.

$$i_t^h = \alpha + \beta i_t^c + u_t \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

<식 2>에서  $i_t^h$ 는 주택담보대출금리,  $i_t^c$ 는 코픽스 금리,  $u_t$ 는 오차항이다. 주택담보대출금리와 코픽스 금리 사이에 공적분 관계에 있다면, <식 2>는 코픽스 금리변동이 주택담보대출금리변동에 미치는 장기적인 효과를 나타내는 장기 균형식으로 해석될 수 있다.

본 연구에서 공적분 및 비대칭성 검정은 Enders and Siklos(2001)의 검정방법을 이용한다. Enders-Siklos 검정은 Engle and Granger (1987)의 공적분 검정을 일반화한 것으로서, 공적분 및 비대칭성(asymmetric adjustment)을 동

8) 이밖에 불완전한 패스-쓰루가 발생하는 요인으로는 은행 간의 불완전경쟁(Niggle, 1987), 대출수요자의 은행전환비용(Kim et al., 2003; Klemperer, 1987; Sharpe, 1997), 정보의 비대칭성(Stiglitz and Weiss, 1981) 등을 들 수 있다. 이와 관련된 보다 자세한 논의는 Sander and Kleimeier(2004)와 De Bondt(2005) 참조.

시에 검정할 수 있는 특징이 있다. Enders-Siklos 검정에서 검정 식은 <식 3> 및 <식 4>와 같다.

$$\Delta u_t = [I_{t-1}\rho_1 + (1 - I_{t-1})\rho_2]u_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta u_{t-i} + \varepsilon_t$$

<식 3>

$$I_t = \begin{cases} 1 & z_t > \tau \\ 0 & z_t \leq \tau \end{cases}$$

<식 4>

<식 3> 및 <식 4>에서  $\Delta u_t$ 는 <식 2>의 오차항  $u_t$ 의 차분 변수,  $I_t$ 는 헤비사이드(heaviside) 지시함수, 그리고  $z_t$ 와  $\tau$ 는 각각 문턱(threshold) 변수와 문턱값을 표시한다. 헤비사이드 지시함수  $I_t$ 는 문턱 변수( $z_t$ )의 크기에 따라 0 또는 1의 값을 갖는다.

본 연구에서 공적분 및 비대칭성 검정을 위한 문턱 변수로는  $u_t$ ,  $\Delta u_t$ ,  $\Delta i_t^c$ ,  $|u_t|$ ,  $|\Delta u_t|$ ,  $|\Delta i_t^c|$  등의 다양한 변수를 적용하였다. 일반적으로 이자율 패스-쓰루의 비대칭성은 문턱 변수에 의해 구분되며, 여러 가지 다양한 형태의 문턱 변수 사용을 통해 비대칭성의 여러 가지 특성들을 검토할 수 있기 때문이다. 문턱 변수 중에서  $u_t$ 와  $\Delta u_t$ 는 장기균형으로부터의 이탈(오차)을 나타내준다는 점에서 이탈의 방향(threshold autoregressive, TAR) 혹은 이탈의 모

멘텀(momentum TAR, M-TAR)과 관련된 비대칭성을 살펴볼 수 있으며,<sup>9)</sup>  $\Delta i_t^c$ 는 패스-쓰루가 시작되는 이자율의 변동 방향에 따른 비대칭성을 설명할 수 있다. 변수의 절댓값을 문턱 변수로 사용하는 경우(band TAR, B-TAR)<sup>10)</sup>에는 장기균형으로부터의 이탈 폭이나 변수 변동의 크기와 관련된 비대칭성 여부를 살펴볼 수 있다.

공적분 및 비대칭성 검정을 위한 귀무가설은 <식 5> 및 <식 6>과 같다.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0 \text{ (공적분 검정)} \quad \text{<식 5>}$$

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 \text{ (비대칭성 검정)} \quad \text{<식 6>}$$

본 연구에서 <식 5>의 공적분 검정은 Enders-Siklos의  $\phi$  통계량을 이용한다.<sup>11)</sup>  $\phi$  통계량 같은 공적분 검정의 검정 통계량들은 표준적인 분포를 갖지 않으며, 검정을 위한 임계치는 시뮬레이션을 통해 구하게 된다. 본 연구에서는 Enders-Siklos의 방식을 따라 50,000회의 몬테 카를로 시뮬레이션을 이용하여 임계치를 구한 후 그 결과를 이용하여 공적분 검정을 시행하였다.<sup>12)</sup> <식 6>의 비대칭성 검정은 표준적인  $F$  검정을 이용하여 수행할 수 있다.

공적분 검정을 통해 <식 2>의 장기균형 관계가 성립하는 경우, 코픽스 금리의 변동이 주택

9) 문턱 변수로  $u_t$ 를 사용하는 경우를 TAR 모형 그리고  $\Delta u_t$ 를 사용하는 경우를 M-TAR 모형이라고 부른다.  
 10) B-TAR 모형은 Baily and Fomby(1997)가 제안하였다. B-TAR 모형에서는 일정 폭 이상의 오차 혹은 변동이 있을 때만 장기균형으로의 조정이 나타날 수 있으며, 장기균형식의 오차항  $u_t$ 는 일정한 범위(band)로 수렴하는 특성이 있다.  
 11)  $\phi$  검정에서 검정값은  $F$ 검정에서의 검정 통계량과 같으나, 검정을 위한 임계치는 다르게 계산된다.  
 12) Enders and Siklos(2001)는 문턱 변수로  $u_t$ 와  $\Delta u_t$ 를 사용하는 경우에 대하여  $\phi$  검정의 임계치를 제공하고 있다.

담보대출금리에 영향을 미치는 동태적 패스-쓰루는 <식 7>과 같은 오차수정모형(ECM)으로 설명될 수 있다.

$$\Delta i_t^h = \theta u_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta i_{t-i}^h + \sum_{j=0}^q \lambda_j \Delta i_{t-j}^c + \varepsilon_t \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

위에서  $u_{t-1}$ 은 <식 2>에서 계산되는 오차항으로 장기균형으로부터의 이탈을 의미하며,  $\theta$ 는 오차수정의 속도를 나타내는 계수이다.

이자율 패스-쓰루의 비대칭성은 <식 7>의 계수를 통해 나타나게 된다. 모든 계수에 대하여 비대칭성을 상정하면, <식 8>과 같은 일반적인 문턱-오차수정모형(T-ECM)이 설정될 수 있다.

$$\Delta i_t^h = \sum_l I_{t-1}^{(l)} \theta^{(l)} u_{t-1} + \sum_m \sum_{i=1}^p J_{t-i}^{(m)} \delta_i^{(m)} \Delta i_{t-i}^h + \sum_n \sum_{j=0}^q K_{t-j}^{(n)} \lambda_j^{(n)} \Delta i_{t-j}^c + \varepsilon_t \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

<식 8>에서  $I_{t-1}^{(l)}$ ,  $J_{t-i}^{(m)}$ ,  $K_{t-j}^{(n)}$ 은 헤비사이드 (heaviside) 지시함수들이며, 문자  $l, m, n$ 은 문턱값의 개수이다.<sup>13)</sup>

지시함수에서 문턱 변수와 문턱값을 어떻게 설정하는가는 비대칭성의 성격을 어떻게 규정하는가와 관련이 있다. 본 연구에서의 연구 초

점은 코픽스 금리변동에 따른 이자율 패스-쓰루의 비대칭성을 살펴보는 것이다. 이러한 연구 초점에 맞추어 본 연구에서는 지시함수들의 문턱 변수로 코픽스 금리변동을 사용하였다. 문턱값은 코픽스 금리변동을 +(large positive), -(large negative), ±(small change)의 세 가지로 구분할 수 있도록 설정하였다. 이 경우 헤비사이드 지시함수들의 형태는 <식 9>~<식 11>과 같다.

$$I_t^+ = J_t^+ = K_t^+ = \begin{cases} 1 & \Delta i_t^c > \tau \\ 0 & \text{others} \end{cases} \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

$$I_t^- = J_t^- = K_t^- = \begin{cases} 1 & \Delta i_t^c < -\tau \\ 0 & \text{others} \end{cases} \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

$$I_t^\pm = J_t^\pm = K_t^\pm = \begin{cases} 1 & -\tau \leq \Delta i_t^c \leq \tau \\ 0 & \text{others} \end{cases} \quad \langle \text{식 11} \rangle$$

기존의 연구에서는 대부분 이자율 패스-쓰루의 비대칭성을 변동 방향에서만 검토하고 있으나, 본 연구에서는 변동의 크기에 따른 비대칭성도 검토하고자 한다. 패스-쓰루의 비대칭성을 설명하는 가설 중의 하나는 메뉴비용 가설이다. 메뉴비용 가설에 의하면 은행들이 작은 크

본 연구에서는  $u_t$ 와  $\Delta u_t$  외에 다양한 문턱 변수를 사용하기 때문에 그에 해당하는 임계치를 새롭게 계산할 필요가 있다. 시뮬레이션 방법은 Enders and Siklos(2001)를 따랐다.

13) 이자율 패스-쓰루를 다룬 대부분의 연구에서는 헤비사이드 지시함수를 오차수정항 계수( $\theta$ )와 독립변수항 계수( $\lambda$ )에만 적용하고 있으나, 본 연구에서는 자기회귀항 계수( $\delta$ )에도 헤비사이드 지시함수를 적용하였다. 독립변수 변동에 따른 이자율 패스-쓰루는 자기회귀 계수에도 큰 영향을 받기 때문에 자기회귀 계수에서 비대칭성이 있는가를 검토하는 작업도 필요하다고 생각된다.

기의 코픽스 금리변동에는 반응하지 않을 수 있다. 이러한 메뉴비용 가설이 성립하는지 그리고 이 경우 이자율 패스-쓰루에는 어떻게 반영되는지를 살펴보고자 한다. <식 11>은 이러한 점을 반영하기 위해 사용하였다.

#### IV. 실증분석

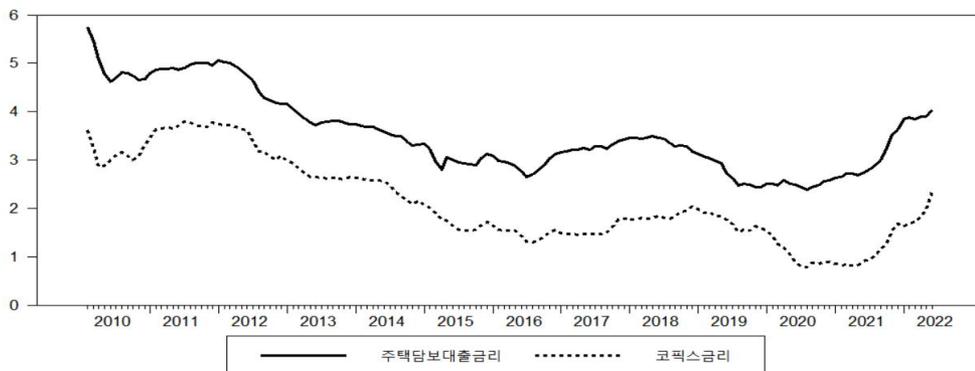
##### 1. 데이터

본 연구에서 사용한 데이터는 주택담보대출금리와 코픽스 금리이다. 주택담보대출금리는 신규취급액 기준의 예금은행 가중평균금리를 사용하였으며, 코픽스 금리 역시 신규취급액 기준을 사용하였다. 주택담보대출금리는 한국은행이 그리고 코픽스 금리는 전국은행연합회가 발표하고 있다. 데이터 기간은 코픽스 금리가 주택담보대출금리의 기준금리로 사용되기 시작

한 2010년 2월부터 2022년 6월까지이다(<그림 1> 참조).

시계열 데이터를 이용한 분석에서 선행되어야 할 검토 사항은 시계열 데이터의 안정성이다. 시계열 데이터의 안정성 여부를 살펴보기 위해 단위근 검정을 시행하였다. 단위근 검정은 ADF(augmented Dickey-Fuller), PP(Phillips-Perron), KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 검정을 이용하였다.<sup>14)</sup> <표 1>은 주택담보대출금리와 코픽스 금리에 대한 단위근 검정 결과이다. 검정 결과는 두 변수 모두 1차 차분에서 안정적인 변수가 되는 I(1)으로 확인되고 있다.

<표 2>는 주택담보대출금리와 코픽스 금리의 기초통계이다. 기초통계는 수준변수와 변동값을 나타내는 차분 변수만이 아니라 변동 폭을 보여주는 절댓값 변수들에 대한 통계량도 함께 제시하였다. 표에서 보는 바와 같이 모든 변수는 Jarque-Bera 통계량에서 1% 유의수준에서 기각되면서, 정규분포의 형태가 아닌 것을 확



<그림 1> 금리 추이: 코픽스 금리와 주택담보대출금리

14) ADF와 PP 검정은 단위근이 존재한다는 것이 귀무가설이고, KPSS 검정은 단위근이 존재하지 않는다는 것이 귀무가설이다.

〈표 1〉 단위근 검정

	수준변수			차분변수		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
주택담보대출금리( $i_t^h$ )	0.319	-0.665	0.545***	-5.584***	-6.814***	0.086
코픽스( $i_t^c$ )	-0.001	-1.133	0.421***	-4.035***	-6.413***	0.127

주: 검정 식에 추세 항을 고려하였으며, 차수(lag)는 3으로 설정하였다.

\*\*\* $\rho < 0.01$ .

ADF, augmented Dickey-Fuller; PP, Phillipse-Perron; KPSS, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

〈표 2〉 데이터 기초통계

	평균	표준편차	왜도	첨도	JB	상관계수
$i_t^h$	3.558	0.822	0.617***	-0.656	12.14***	0.929
$i_t^c$	2.135	0.872	0.468**	-0.900**	10.48***	
$\Delta i_t^h$	-0.011	0.094	-0.447**	2.731***	50.95***	0.616
$\Delta i_t^c$	-0.008	0.096	-0.084	4.081***	102.8***	
$ \Delta i_t^h $	0.068	0.066	2.113***	5.541***	299.6***	0.560
$ \Delta i_t^c $	0.067	0.069	2.350	7.775	509.1***	

\*\* $\rho < 0.05$ , \*\*\* $\rho < 0.01$ .

JB, Jarque-Bera.

인할 수 있다. 두 금리의 평균 금리 차는 1.423%p이며, 평균 변동폭은 각각 0.068%p와 0.067%p로 비슷한 수준을 보였다.

## 2. 공적분 및 비대칭 검정

주택담보대출금리와 코픽스 금리 간에 장기 균형이 존재하기 위해서는 두 변수 사이에 공적분이 존재하여야 한다. 여기에서는 먼저 공적분 검정에서 통상적으로 사용되는 Engle-Granger 검정과 Johanson 검정을 통해 공적분의 존재 여부를 검정한다. 두 검정에서는 모두 검정 식에서의 차수가 결정되어야 한다. 본 연구에서

는 AIC 및 BIC 두 기준 모두에서 최적 시차로 계산되는 1을 사용하여 검정하였다.

〈표 3〉은 검정 결과이다. 표에서 보는 바와 같이 Engle-Granger 검정의 경우에는 5%의 유의수준에서 공적분 관계가 있는 것으로 검정된다. Johanson 검정 역시 1개의 공적분 관계가 있는 것으로 검정되고 있어 Engle-Granger 검정 결과와 일치한다.<sup>15)</sup>

공적분 관계에서 비대칭성이 존재하는가는 Enders-Siklos 검정을 통해 살펴본다. 〈식 3〉을 이용하는 Enders-Siklos 검정에서는 차수  $p$ 와 문턱 변수 그리고 문턱값이 결정되어야 한다. 차수는 앞의 공적분 검정에서와 같이 1로 설정

〈표 3〉 공적분 검정 결과

Engle-Granger 검정	Johanson 검정		
검정통계량( $\lambda$ )=-3.443 임계값(MacKinnon) 1%: -3.972, 5%: -3.378	공적분 개수(r)	Trace값	p-value
	r<1	33.348	0.000
	r<2	6.016	0.196

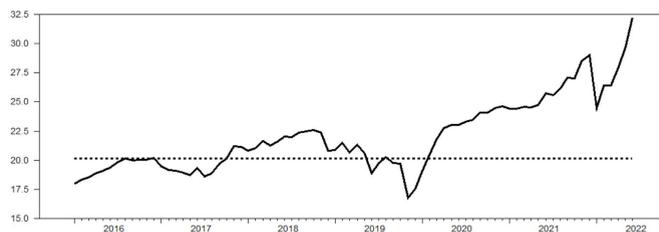
하였다. 문턱값은 문턱 변수( $z_t$ )가  $u_t$ ,  $\Delta u_t$ ,  $\Delta i_t^1$ 일 경우에는 추정치를 사용하였다. 문턱값에 대한 추정치는 〈식 3〉에서 오차 자승의 합을 가장 작게 하는 값을 grid search를 통해 추정하되, 문턱값 양쪽의 데이터가 전체 데이터의 30%를 넘어서는 범위로 한정하여 추정하였다. 문턱 변수( $z_t$ )가 절대값 형태로 되어 있는 B-TAR 모형에서는 데이터에서 절대값의 크기가 하위 34%인 값으로 설정하였다.<sup>16)</sup>

〈표 4〉는 Enders-Siklos 검정 결과이다. 표에서 보는 바와 같이, 공적분 여부를 검정하는  $\emptyset$  검정 결과는 문턱 변수( $z_t$ )나 문턱값( $\tau$ )에 상관없이 모든 경우에 공적분이 존재하는 것으로 검정되었다. 앞의 Engle-Granger 검정과

Johanson 검정에서 공적분이 존재하는 것으로 검정되었던 것에 비추어 이는 당연한 결과이다.

공적분의 비대칭성과 관련된 계수( $\rho_1$ 과  $\rho_2$ )에 서는 흥미로운 결과가 나타나고 있다. 모든 문턱 변수에서, 두 개의 계수 중에서 1개만이 통계적으로 유의한 값을 가지며, 다른 하나의 계수값은 비유의적이다. 이러한 결과는 문턱 변수의 변동 방향과 크기에 따라 공적분의 여부가 다르게 나타난다는 것을 의미한다. 특히  $|\Delta i_t^1|$ 의 문턱 변수에서  $\rho_2$ 의 계수값이 비유의적이라는 것은 코픽스 금리변동 폭이 작은 경우 코픽스 금리와 주택담보대출금리 간의 장기균형 상태로의 회귀가 발생하지 않을 수 있음을 시사하고 있다. 이러한 비대칭의 유의성을 검

15) 김우석·한규식(2017)은 Johanson 검정을 사용하여 두 변수 사이에 공적분이 존재하지 않는다고 검정한 바 있다. 이들의 분석 기간은 2017년 9월까지이다. 본 연구와의 차이를 보기 위하여 2016년 1월부터 2022년 6월까지의 시점을 검정 기간의 마지막 시점으로 하는 축차적 Johanson 검정을 시행하였다. 아래 그림에서 보는 바와 같이 2017년 11월 이후부터는 2019년을 제외하고는 계속 5%의 유의수준에서 공적분이 존재하는 것으로 검정되고 있다(그림에서 직선은 공적분이 1개도 존재하지 않는다는 귀무가설에 대한 trace 통계량이며 점선은 5%의 유의수준을 표시한다).



(그림: 축차적 Johanson 검정)

16) B-TAR 모형에서 문턱값은 문턱 변수 변동의 작은 크기(small change,  $\pm$ )를 어떻게 설정하는가와 관련이 있다. Small change를 설정하는 일반적인 방식은 없으며, 자의적으로 판단할 수밖에 없다. B-TAR 모형을 적용한 Valadkhani and Worthington(2014)에서는 하위 34%를 사용하였으며 본 연구도 이를 따랐다.



〈표 5〉 추정결과

	(지시함수: +, -)		(지시함수: +, -, ±)	
	(A)	(A')	(B)	(B')
상수항	-0.005(0.008)	-0.004(0.008)	-0.010 (0.008)	-0.008(0.008)
$\theta^+$	-0.005(0.032)	-0.005(0.032)	0.008 (0.037)	0.005(0.037)
$\theta^-$	-0.074*** (0.023)	-0.073*** (0.023)	-0.108*** (0.027)	-0.102*** (0.026)
$\theta^\pm$			0.021(0.037)	0.008(0.036)
$\delta^+$	0.362*** (0.102)	0.370*** (0.069)	0.409*** (0.102)	0.387*** (0.069)
$\delta^-$	0.377*** (0.096)		0.496*** (0.119)	
$\delta^\pm$			0.160(0.152)	
$\lambda_0^+$	0.205* (0.117)	0.206* (0.117)	0.241*** (0.111)	0.253*** (0.111)
$\lambda_1^+$	0.425*** (0.145)	0.419*** (0.135)	0.378*** (0.140)	0.369*** (0.132)
$\lambda_0^-$	0.621*** (0.109)	0.620*** (0.108)	0.592*** (0.104)	0.576*** (0.104)
$\lambda_1^-$	-0.044(0.129)	-0.038(0.114)	-0.134(0.139)	-0.034(0.109)
$\lambda_0^\pm$			-0.951(0.630)	-0.843(0.629)
$\lambda_1^\pm$			0.116(0.641)	0.317(0.633)
$\bar{R}^2$	0.558	0.561	0.582	0.579
$(H_0: \theta^+ = \theta^-)$	3.019*		6.542**	
$(H_0: \theta^- = \theta^\pm)$			7.915***	
$(H_0: \lambda_0^+ = \lambda_0^-)$	5.152**		4.473**	
$(H_0: \delta^+ = \delta^- = \delta^\pm)$	0.011		1.520	

주: ( )안은 추정된 계수의 표준오차이며, 가설검정에서의 수치는 F통계량이다.

\* $\rho < 0.1$ , \*\* $\rho < 0.05$ , \*\*\* $\rho < 0.01$ .

도 함께 제시하였다. 모형 A는 코픽스 금리변동의 방향만을 고려하여 지시함수를 +와 -의 두 개 영역으로 구분한 모형이며, 모형 B는 지시함수를 +, -, ±의 세 개 영역으로 구분한 모

형이다. 모형에서의 차수(lag)는 〈식 7〉의 ECM에서 최적 AIC값으로 계산된 차수(p=q=1)로 설정하였다.<sup>18)</sup>

먼저 오차수정 항의 계수에 대한 추정결과를

18) 비대칭성을 고려하지 않은 〈식 7〉에 대한 추정결과는 다음과 같다(괄호 안은 표준오차를 표시).

$$\Delta v_t^h = -0.001 - 0.046u_{t-1} + 0.357\Delta v_{t-i}^h + 0.440\Delta v_t^c + 0.163\Delta v_{t-1}^c + \varepsilon_t, \quad \bar{R}^2 = 0.539$$

(0.005) (0.018) (0.070) (0.071) (0.083)

보면, 두 모형 모두에서 비대칭성이 발견되고 있다. 모형 A에서는 코픽스 금리가 하락하는 경우의 계수는 유의적이거나 코픽스 금리가 상승하는 경우의 계수는 비유의적인 것으로 추정되었으며, 두 계수값에 차이가 없다는 귀무가설( $H_0: \theta^+ = \theta^-$ )은 10%의 유의수준에서 기각되고 있다.  $\theta^-$ 의 추정치는 -0.074로 오차수정에 적합한 부호이나 그 크기가 작아서 오차수정이 매우 느리게 진행됨을 보여준다. 모형 B에서는 코픽스 금리가 상승하는 경우만이 아니라 변동 폭이 작은 경우에도 계수( $\theta^\pm$ )값이 비유의적이다. 또한, 계수값이 차이가 없다는 귀무가설들도 모두 기각되고 있다.  $\theta^-$ 의 추정치는 -0.108로 코픽스 금리의 하락 폭이 큰 경우 오차수정이 모형 A에서보다는 조금 더 빠르게 이루어지고 있다.

독립변수인 코픽스 금리변동변수의 계수( $\lambda_i$ )에서도 두 모형 모두에서 비대칭성이 발견되고 있다. 두 모형 모두에서  $\lambda_0^-$ 의 크기가  $\lambda_0^+$ 보다 압도적으로 크며, 두 계수의 값이 차이가 없다는 귀무가설( $H_0: \lambda_0^+ = \lambda_0^-$ )도 기각되고 있다. 1개월 후의 영향을 나타내는  $\lambda_1$  계수는 코픽스 금리가 상승하는 경우에는  $\lambda_0$  계수보다 큰 값을 가지나 코픽스 금리가 하락하는 경우 비유의적인 계수를 갖는 것으로 추정되었다. 한편, 모형 B에서 코픽스 금리변동의 크기가 작은 경우에는  $\lambda_0$ 와  $\lambda_1$ 의 추정치가 모두 비유의적인 계수 값을 보이면서 이 경우에는 코픽스 금리변동이 주택담보대출금리에 반영되지 않는 것으로 나타나고 있다.

앞의 두 경우와는 달리 자기 회귀 변수의 계

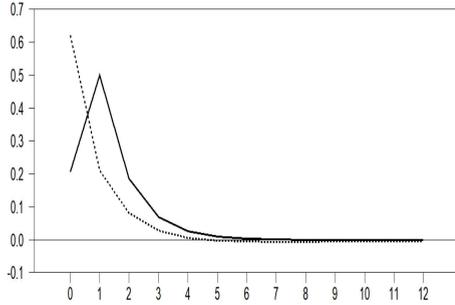
수( $\delta$ )에서는 비대칭성은 없는 것으로 검정된다. 모형 A의 경우 두 계수값에 차이가 없다는 귀무가설( $H_0: \delta^+ = \delta^-$ )의  $F$  통계량에 대한 유의수준은 0.915이며, 모형 B에서도 세 계수값에 차이가 없다는 귀무가설( $H_0: \delta^+ = \delta^- = \delta^\pm$ )의  $F$  통계량에 대한 유의수준이 0.684로 두 모형 모두 귀무가설을 기각시키지 못하고 있다.

이제 모형의 추정결과를 이용하여 코픽스 금리변동이 주택담보대출금리에 시간을 두고 어떻게 반영되는가를 구체적으로 살펴본다. 다만, 앞의 가설검정에서 자기 회귀 변수의 계수에서는 비대칭성이 없다는 검정 결과를 받아들여  $\delta$  계수에는 지시함수를 사용하지 않고 재추정하였으며, 그 추정결과( $A'$ 와  $B'$ )를 이용하여 충격 반응 함수값을 계산하였다. <그림 2>는 코픽스 금리가 1%p 변동하였을 때 주택담보대출금리에 미치는 효과를 보여준다.

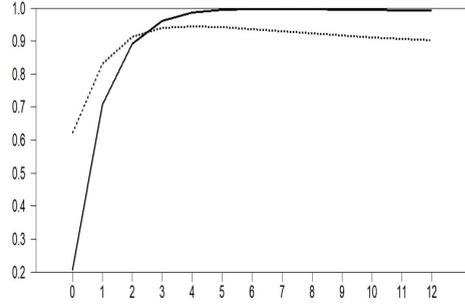
그림에서 보는 바와 같이 코픽스 금리변동이 주택담보대출금리에 반영되는 이자율 패스-쓰루는 시간별로 양상이 다르게 나타나고 있다. 첫째, 단기적으로는 코픽스 금리가 하락하는 경우의 패스-쓰루가 상승하는 경우의 패스-쓰루보다 높게 나타난다. 코픽스 금리변동을 상승과 하락만으로 구별한 모형  $A'$ 에서는 2개월까지 하락의 효과가 더 크며, 작은 금리변동을 따로 구분한 모형  $B'$ 에서는 3개월까지 하락의 효과가 더 크게 나타나고 있다. 둘째, 1년에 걸친 장기 반영률은 코픽스 금리가 상승하는 경우 100% 수준이 반영되나, 금리가 하락하는 경우 90% 정도가 반영되는 것으로 계산되었다. 1%p의 코픽스 금리 상승이 발생하는 경우 1년 후의 주택담보대출금리는 모형  $A'$ 에서는

(모형 A')

a. 주택담보대출금리 변동에의 효과

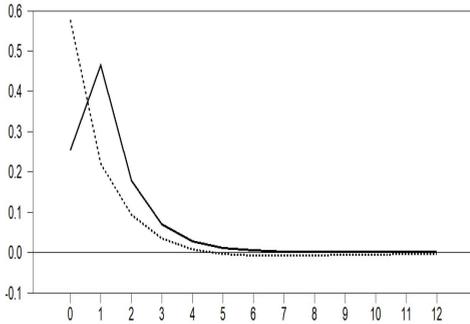


b. 주택담보대출금리 수준에의 효과

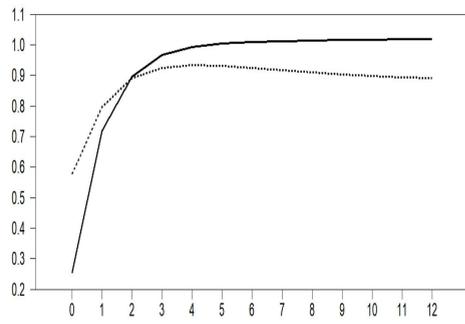


(모형 B')

a. 주택담보대출금리 변동에의 효과



b. 주택담보대출금리 수준에의 효과



주: 실선은 코픽스 금리 상승의 영향이며 점선은 코픽스 금리 하락의 영향을 표시한다.

〈그림 2〉 코픽스금리 1% 변동이 주택담보대출금리에 미치는 효과

0.99%p 상승하게 되며, 모형 B'에서는 1.02%p가 상승하고 있다. 한편, 1%p의 코픽스 금리 하락이 발생하는 경우에는 1년 후의 주택담보대출금리가 모형 A'에서는 0.90%p 그리고 모형 B'에서는 0.89%p 하락하는 것으로 나타났다.

V. 결론

본 연구는 코픽스 금리로부터 주택담보대출금리로의 이자율 패스-쓰루에서 비대칭성이 어

떻게 나타나는가를 분석하였다. 코픽스 금리는 주택담보대출금리의 기준금리로서 주택담보대출금리와 가장 높은 상관성을 갖는 금리이다. 분석 모형은 이자율 패스-쓰루 분석에서 널리 사용되고 있는 문턱-오차수정모형(T-ECM)이며, 문턱 변수 및 문턱값은 코픽스 금리변동의 방향 그리고 금리변동의 크기에 따른 비대칭성을 검토할 수 있도록 설정하였다. 데이터 기간은 2010년 2월부터 2022년 6월까지이다.

분석결과는 다음과 같다. 첫째, 코픽스 금리와 주택담보대출금리 사이에는 공적분 관계,

즉 장기균형 관계가 존재한다. 장기균형식에서 장기적인 이자율 패스-쓰루를 의미하는 계수 추정치는 0.875로서 장기적인 패스-쓰루가 1보다 작은 불완전 패스-쓰루가 나타나고 있다. 둘째, 이러한 장기균형 관계는 코픽스 금리가 하락하는 경우에만 나타나며, 코픽스 금리가 상승하거나 금리변동 폭이 작은 경우에는 오차수정을 통한 장기균형에로의 회귀가 발생하지 않는다. 셋째, 코픽스 금리변동 폭이 작은 경우 주택담보대출금리에로의 패스-쓰루는 발생하지 않는다. 이러한 결과는 이자율 패스-쓰루에서 비대칭성이 발생하는 이유를 설명하는 가설 중의 하나인 메뉴비용 가설이 타당함을 보여준다. 셋째, 코픽스 금리변동이 주택담보대출금리 변화에 미치는 효과 면에서, 단기적으로는 금리 하락 시에 그리고 장기적으로는 금리 상승 시에 패스-쓰루가 더 크게 나타난다. 추정된 계수들을 이용한 충격 반응분석에 의하면, 1%p의 코픽스 금리 상승은 1년에 걸쳐서 주택담보대출금리를 1.02%p 상승시키고, 1%p의 코픽스 금리 하락은 1년에 걸쳐서 주택담보대출금리를 0.89% 하락시키는 효과가 있다.

본 연구는 코픽스 금리로부터 주택담보대출금리로의 이자율 패스-쓰루가 어떻게 비대칭적으로 이루어지는가를 살펴본 최초의 연구라는 점에 의의가 있다. 향후 다음과 같은 두 가지 면에서의 연구 확장을 기대한다.

첫째, 코픽스 금리는 한국은행 기준금리와 주택담보대출금리 사이의 매개 금리이다. 기준금리가 코픽스 금리에 미치는 영향을 분석하는 모형을 구축하여 본 연구모형과 연계한다면 기준금리로부터 주택담보대출금리에 이르는 이자

율 패스-쓰루가 좀 더 명확해질 것이다.

둘째, 코픽스 금리와 주택담보대출금리는 은행의 입장에서는 자금조달비용과 자금의 운용수입과 관련이 있다. Hannan and Berger(1991)는 은행의 금리 결정이 외생적인 비용 변동에 대응하여 제품 가격을 변화시키는 기업의 의사결정과 비슷하다고 얘기한 바 있다. 본 연구는 이러한 의사결정을 이자율 거시통계를 이용하여 분석하였다. 은행의 의사결정은 개별적이며, 은행이 처한 여러 가지 상황에 따라 의사결정은 달라질 수 있다. 이러한 의사결정을 평균적인 이자율 통계만으로 분석하고 이에 맞추어 금리 관련 정책이 이루어진다면 평균의 오류가 나타날 수 있다. 향후 개별은행들의 미시적 통계를 이용한 보다 정교한 이자율 패스-쓰루 분석이 필요하다고 생각된다.

## 참고문헌

- 김기호, 유경원. (2018). CCR-CUSUM 검정을 활용한 이자율 기간구조에 대한 실증분석. *금융연구* 32(1), 45-89.
- 김석원. (2007). 통화정책과 금융기관의 비대칭적 금리조정. *금융경제연구* 293, 1-40.
- 김우석, 한규식. (2017). COFIX금리는 주택담보대출금리를 선도하는가. *대한경영학회지*, 30(12), 2127-2145.
- 김진웅. (2013). 이자율의 비대칭반응 여부로 살펴본 통화정책의 중개기능연구. *금융안정연구* 14(2), 1-32.
- 유병철, 전선애. (2009). 우리나라 은행의 예·대금리차 조정의 비대칭성: 문턱자기회귀모형(thre-

- should autoregressive)의 이용. *금융안정연구*, 10(2), 1-19.
- 유병철, 전선애. (2011). 장·단기 비대칭성을 고려한 우리나라 통화정책의 파급효과. *산업경제연구*, 24(1), 25-45.
- 윤재호. (2011). 통화정책 국면에 따른 은행 예대금리의 비대칭적 반응 분석. *금융연구*, 25(2), 29-55.
- 이승훈. (2007). 통화정책과 대출금리의 비대칭적 조정. *경상논총*, 25(2), 95-111.
- 차경천, 이상원. (2019). 기준금리 변화에 따른 예금금리와 대출금리 변동의 비대칭성. *경영컨설팅연구*, 19(4), 1-9.
- Balky, N., & Fomby, T. (1997). Threshold cointegration. *International Economic Review*, 38(3), 627-645.
- Becker, R., Osborn, D. R., & Yildirim, D. (2012). A threshold cointegration analysis of interest rate pass-through to UK mortgage rates. *Economic Modelling*, 29(6), 2504-2513.
- Bernhofer, D., & van Treeck, T. (2013). New evidence of heterogeneous bank interest rate pass-through in the euro area. *Economic Modelling*, 35, 418-429.
- Cecchin, I. (2011). *Swiss National Bank working papers: Mortgage rate pass-through in Switzerland*. Zurich, Switzerland: Swiss National Bank.
- De Bondt, G. (2005). Interest rate pass-through: Empirical results for the euro area. *German Economic Review*, 6(1), 37-78.
- Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166-176.
- Engle R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Hannan, T. H., & Berger, A. N. (1991). The rigidity of prices: Evidence from the banking industry. *American Economic Review*, 81(4), 938-945.
- Holland, Q. C. P., Liu, B., & Roca, E. (2019). International funding cost and heterogeneous mortgage interest-rate pass-through: A bank-level analysis. *Empirical Economics*, 57(4), 1255-1289.
- Kim, M., Klinger, D., & Vale, B. (2003). Estimating switching costs: The case of banking. *Journal of Financial Intermediation*, 12(1), 25-56.
- Klemperer, P. (1987). The competitiveness of markets with switching costs. *The RAND Journal of Economics*, 18(1), 138-150.
- MacKinnon, J. (1991). Critical values for cointegration tests. In R. F. Engle, & C. W. J. Granger (Eds.), *Long-run economic relationships: Readings in cointegration* (pp. 267-276). New York, NY: Oxford University Press.
- Niggel, C. J. (1987). A comment on the markup theory of bank loan rates. *Journal of Post Keynesian Economics*, 9(4), 629-631.
- Payne, J. E. (2007). The response of the conventional mortgage rate to the federal funds rate: Symmetric or asymmetric adjustment? *Applied Financial Economics Letters*, 2(5), 279-284.
- Rousseas, S. (1985). A markup theory of bank loan rates. *Journal of Post Keynesian Economics*, 8(1), 135-144.
- Sander, H. & Kleimeier, S. (2004). Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy

- transmission, competition and integration. *Journal of International Money and Finance*, 23(3), 461-492.
- Scholnick, B. (1999). Interest rate asymmetries in long-term loan and deposit markets. *Journal of Financial Services Research*, 16(1), 5-26.
- Sharpe, S. A. (1997). The effect of consumer switching costs on prices: A theory and its application to the bank deposit market. *Review of Industrial Organization*, 12(1), 79-94.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In Sickles R. C., & Horrace W. C. (Eds.), *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*. New York, NY: Springer.
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 393-410.
- Valadkhani, A., & Worthington, A. (2014). Asymmetric behavior of Australia's big-4 banks in the mortgage market. *Economic Modelling*, 43, 57-66.
- van Leuvensteijn, M., Sørensen C. K., Bikker, J. A., & van Rixtel, A. A. R. J. M. (2013). Impact of bank competition on the interest rate pass-through in the euro area. *Applied Economics*, 45(11), 1359-1380.

---

논문접수일: 2022.11.30

논문심사일: 2022.12.14

게재확정일: 2022.12.20

*Journal of Housing and Urban Finance* 2022; 7(2):63-80  
pISSN: 2508-3872 | eISSN: 2733-4139  
<https://doi.org/10.38100/jhuf.2022.7.2.63>

## COFIX rate and mortgage rate: Interest-rate pass-through

Youngsoo Lee\*

---

### Abstract

This study analyzed how asymmetry appears in the interest rate pass-through from the Cost of Funds Index (COFIX) rate to the mortgage rate. The analysis model is the threshold error correction model, and the threshold variable and threshold value are set to examine the asymmetry according to the direction of the change in the COFIX interest rate and the size of the change in the interest rate. The data period is from February 2010 to June 2022. The analysis results are as follows. First, there is a cointegration relationship between the COFIX rate and the mortgage rate, that is, a long-run equilibrium relationship. However, this long-run equilibrium relationship does not appear when the COFIX rate rises. Second, when the fluctuation range of the COFIX interest rate is small, pass-through to the housing mortgage interest rate does not occur. Third, the pass-through appears larger when the COFIX rate falls in the short term and when the COFIX rate rises in the long term. The effect of COFIX rate change on mortgage rate over a 12-month period is 102% reflected in interest rate hikes and 89% reflected in interest rate cuts.

**Key words:** mortgage rate, Cost of Funds Index (COFIX) rate, pass-through, asymmetry, threshold error correction model (T-ECM)

---

---

\* Professor, Department of Real Estate, Youngsan University, E-mail: yslee@ysu.ac.kr

© Copyright 2022 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.