

우리나라의 통화정책 충격 식별과 영향: 경기국면별 비대칭성을 중심으로

소인환* · 김규태**

논 문 초 록

본고는 한국은행 금융통화위원회의 통화정책방향 결정회의의 통화정책 효과를 식별하고, 이를 통해 우리나라의 통화정책 충격의 영향이 경기국면별로 비대칭적으로 파급되는지 분석하였다. 먼저 통화정책 충격을 식별하기 위해 본고는 통화정책방향 결정회의에서 고려하는 정보를 이용하는 설화적 접근법(narrative approach)을 우리나라의 실정에 맞추어 추정하였다. 또한 이렇게 식별한 통화정책 충격을 이용하여 국소투영법(local projection)을 통해 전반적인 정책 효과뿐만 아니라 경기국면별 통화정책의 비대칭적 영향에 대해 살펴보았다. 분석 결과, 설화적 방식으로 추정한 통화정책 충격이 정책 변화를 적절히 잘 포착하고 있으며, 긴축 충격 시 생산이 감소하고 인플레이션도 하락하는 등 거시경제에도 이론과 부합하는 방향으로 영향을 미친다는 점을 확인하였다. 그리고 긴축적 통화정책 충격 발생 시 경기국면별로는 경기수축기에 비해 경기확장기에 그 영향이 강도가 더 크고 신속하게 나타났다. 이는 통화정책의 '끈 이론(string theory)'과도 부합하는 결과이다.

핵심 주제어: 통화정책 충격, 비대칭적 효과, 설화적 방법론, 국면의존적 국소투영법
경제학문헌목록 주제분류: E32, E52, F41, E58

투고 일자: 2026. 1. 21. 심사 및 수정 일자: 2026. 3. 17. 게재 확정 일자: 2026. 3. 26.

* 제1저자, 홍익대학교 경제학부 조교수, e-mail: inhwanso@hongik.ac.kr

** 공동저자, Department of Statistics, Iowa State University 박사과정(한국은행 과장, 청원후직),
e-mail: gyutae77@iastate.edu

I. 서론

2008~2009년 발생한 글로벌 금융위기 이후 장기간 유지되던 저금리 기조는 지난 2019년 발생한 코로나 위기로 인해 큰 전환점을 맞이하였다. 우리나라를 비롯한 주요 국들은 위기 발생 직후 경기둔화 및 금융불안에 대응하기 위해 전례가 없을 정도로 신속하고 과감한 완화적 조치들을 시행하였다. 그러나 2021년부터는 글로벌 공급망 교란, 수요 급증(pent-up demand), 러·우 전쟁 등 지정학적 리스크 고조에 따른 원자재 가격 변동성 확대 등으로 물가상승 압력이 크게 확대되었다. 이에 따라 각국은 그동안의 통화정책 완화 기조를 빠르게 정상화하였다. 이후에는 경기나 물가 상황 등을 감안하여 국가별로 통화정책도 차별화되는 양상이다.

이처럼 경기나 물가 상황이 급변함에 따라 단기간에 통화정책 기조의 전환도 찾아지면서, 통화정책 충격의 영향에 대한 관심도 높아지고 있다(Forbes, Ha, and Kose, 2025). 특히, 우리나라와 같이 대외 의존도가 높은 경제에서는 통화정책 유효성이 제약될 가능성(Rey, 2015; 2016)도 크므로, 자국의 통화정책 파급효과에 대해 명확히 이해하는 것이 정책 결정에 있어서 무엇보다 중요할 것이다.

그런데 통화정책의 영향은 국가별 금융·경제적 여건에 따라 상이하게 나타날 수 있다. 특히, 경기 상황에 따라 통화정책의 유효성이 크게 달라질 수 있다는 주장도 꾸준히 제기되어 왔다(Angrist, Jordà, and Kuersteiner, 2018; Tenreyro and Thwaites, 2016). 이는 경기불황과 호황에 경제주체들의 기대 형성, 위험 회피 성향, 그리고 신용 접근성 등의 반응이 다르게 나타날 가능성이 높기 때문이다. 예를 들어, 경기 호황기에는 기업과 가계는 미래에 대한 낙관적 기대 속에서 금리 변화에 민감하게 반응할 수 있다. 그러나 경기 불황기에는 가계와 기업들은 높은 불확실성과 부채 부담, 금융기관의 신용공급 축소 등에 직면하게 되어 금리 수준이 낮아지더라도 소비와 투자를 주저하게 될 수 있다(Baker, Bloom, and Davis, 2016). 또한, 통화정책 효과는 필립스 곡선의 기울기에도 크게 영향을 받을 수 있는데, 만약 경기국면별로 그 기울기가 다를 경우에도 정책 효과가 차이를 보일 수 있다(손민규·이정옥, 2014).

본고는 이러한 점들을 고려하여 우리나라의 통화정책 효과의 경기국면별 차이를 살펴보았다. 이를 위해 먼저 설화적 방식(narrative approach)을 우리나라의 상황에 맞게 변형하여 적용해 통화정책 충격을 식별하였다. 설화적 방식은 중앙은행의 내부 정책결정 정보를 이용하여 중앙은행이 의도하지 않은 금리 변동 부분을 통화정책 충

격으로 분류하는 방식이다(Romer and Romer, 2004; Cloyne and Hürtgen, 2016; Cloyne et al., 2020 등). 이 방식은 정책금리의 움직임이 여러 거시경제지표와 내생성을 가지고 있다는 점과 중앙은행이 물가, GDP, 고용 등 거시경제지표의 미래의 움직임을 고려하여 정책금리를 설정한다는 사실을 이용한다. 즉, 통화정책 결정회의에서 나타난 어조 및 의견의 경향성 등을 읽어내 동 회의가 개최될 당시의 정책금리의 기댓값(target policy rate)을 도출하고, 이 기댓값에 GDP, 물가, 고용 등 중앙은행의 정보 집합(information set) 대리변수를 회귀분석하는 방식으로 내생성을 제거하여 통화정책 충격을 추정하는 것이다.

다음으로 이렇게 식별한 통화정책 충격을 이용하여 국면의존적 국소투영법(state-dependent local projection)을 통해 경기국면별로 통화정책 효과의 비대칭성에 대해서 살펴보았다. 국소투영법(Jordà, 2005)은 기존의 구조적 벡터자기회귀(vector autoregression model) 모형에 비해 모형 설정의 오류(misspecification)에 보다 강건하며, 비선형적인 충격반응함수 추정에 있어서도 추정상의 효율성과 직관적인 해석을 제공한다는 특징이 있다(Ramey and Zubairy, 2018; Tenreyro and Thwaites, 2016 등). 본고에서는 선형적·비선형적 국소투영법 추정 결과의 비교를 통해 통화정책 파급의 비대칭성의 특징에 대해서도 추가적으로 분석하였다.

이러한 분석을 통해 본고에서는 다음과 같은 점들을 확인하였다. 첫째, 설화적 방식을 통해 식별된 통화정책 충격은 경기변동에 대응한 정책금리 조정 등 국내의 주요 통화정책 이벤트를 적절히 포착하는 것으로 나타났다. 특히 한국 경제의 높은 대외 의존도 등을 고려한 확장 모형에서도 정책 충격의 특성은 일관되게 유지되었다.

둘째, 통화정책의 전반적인 파급 효과를 확인하기 위해 선형 국소투영식을 추정한 결과, 긴축적 통화정책 충격은 실질 GDP와 인플레이션을 유의하게 하락시키는 등 거시경제 이론의 일반적인 예측과 부합하는 결과를 보였다.

셋째, 경기국면별 차이를 살펴보기 위해 비선형 형태의 국소투영식을 추정한 결과에서는 통화정책 충격의 효과가 뚜렷한 비대칭성을 보였다. 경기확장기에는 통화긴축 충격이 실물 경기와 물가를 억제하는 데 있어 신속하고 유의한 효과를 보였으나, 경기수축기에는 그 효과가 상대적으로 미약하거나 상당한 시차를 두고 나타났다.

본고는 다음의 두 가지 측면에서 기존 연구에 기여하고 있다. 첫째, 한국의 통화정책 충격을 설화적 방식을 통해 체계적으로 추정하였다. Romer and Romer(2004) 이후 설화적 방식을 각국 상황에 맞게 개선하여 통화정책 충격 식별에 활용한 사례들이

꾸준히 있었다(영국) Cloyne and Hürtgen, 2016; Cloyne et al., 2020; (캐나다) Champagne and Sekkel, 2018; Ha and So, 2023 등). 그러나 국내 연구 중에서는 이러한 접근법을 활용한 연구 사례를 찾아보기 어렵다. 이는 통화정책 관련 정보 수집의 어려움과 한국은행의 정보공개 방식이 미 연준과 다르다는 점에 기인한 것으로 보인다. 본고는 이러한 점을 감안하여 우리나라의 통화정책 운영 및 정보공개 실정에 맞춘 추정 방식을 제시하였다는 점에서 의의가 있다.

둘째, 우리나라 통화정책의 경기국면별 비대칭성에 대해 체계적으로 실증 분석했다는 점이다. 그간 국내에서도 김치호(1999), 김기화(2010), 박종상(2016) 등 일부 연구에서 통화정책 효과의 비대칭성에 대한 연구들이 간헐적으로 있어 왔으나, 방법론적 제약 등으로 일관된 결론에 도달하지는 못하였다. 본 연구는 최신 연구기법 적용을 통해 기존 논의들을 발전시키고 우리나라 통화정책의 국면 의존성을 보다 체계적으로 분석해 보았다는 점에서 기여점이 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 II절에서는 통화정책의 경기국면별 비대칭성에 대한 이론적 배경을 간략히 살펴본다. III절에서는 Romer and Romer(2004)의 설화적 방식을 한국 상황에 맞게 변형하여 한국의 통화정책 충격을 추정한다. IV절에서는 실증분석 모형을 구축하고 추정 결과를 비교한다. V절 주요 분석 내용을 요약하고 정책적 시사점을 제시하였다.

II. 통화정책 충격의 식별

통화정책 충격의 영향을 분석하기 위해서는 통화정책 충격을 정확히 식별하는 것이 무엇보다 중요하다. 기존 연구에서는 통화정책 충격을 다양한 방법으로 식별하고 있는데, 전통적으로는 벡터자기회귀 모형(Vector Autoregression Model, 이하 VAR 모형)을 이용한 식별 방식이 널리 활용되어 왔다. 그러나 이러한 방식은 모형의 설정, 식별 제약, 추정 방식 등에 따라 결과가 크게 차이를 보이는 경우가 많고,¹⁾ 금융시장 데이터 등을 이용하여 분석한 통화정책 충격과 큰 괴리를 보이는 문제들이 꾸준히 지적되어 왔다(Rudebusch, 1998). 이에 따라 전통적 VAR 모형을 이용한 분석들에서는

1) 특히 축차 제약(recursive restriction)을 이용해 식별하는 경우 변수 순서(ordering)나 변수 상호간의 영향(simultaneity) 관계 등 제약 가정에 대해서도 여러 반론이 제기되어 왔다.

통화정책의 실물 경제에 대한 효과가 경제이론과 반대되는 방향으로 나타나는 경우(예: 물가 퍼즐)도 종종 확인된다.

이러한 문제들을 해소하고자 그간 VAR 모형 외부에서 구한 통화정책 충격을 활용하는 다양한 방법들이 제시되어 왔는데,²⁾ Romer and Romer(2004)가 처음으로 제시한 설화적 방식도 그중 하나이다.

1. 설화적 방식을 이용한 통화정책 충격 식별

Romer and Romer(2004)는 (i) 미국 연방기금금리의 움직임이 다른 주요 경제지표의 변화와 내생성을 가지고 있다는 점과 (ii) 연방공개시장위원회(Federal Open Market Committee, 이하 FOMC)는 연방기금금리의 목표점(target)을 설정하기 전에 물가, GDP, 고용 상황 등 거시경제지표의 향후 움직임을 고려한다는 점에 주목하였다. 이러한 두 가지 사실을 적절히 통제하지 못할 경우, 통화정책 긴축 충격이 물가와 GDP 등에 미치는 영향을 명확히 식별할 수 없는 물가 퍼즐³⁾이 나타날 수 있다.

이에 Romer and Romer(2004)는 미 연준의 FOMC 회의 개최 시 미 연방기금금리의 기댓값의 변화($\Delta f f_m$; the change in intentions for the federal funds rate)를 서사적 방식으로 도출하고, 그린북(Green Book)⁴⁾의 거시경제지표 전망치를 활용하여 위에서 언급한 요인들을 통제한 통화정책 효과를 식 (1)과 같이 추정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta f f_m = & \alpha + \beta f f_{m-1} + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i F_m \Delta y_{m,i} + \sum_{i=-1}^2 \lambda_i (F_m \Delta y_{m,i} - F_{m-1} \Delta y_{m,i}) \\ & + \sum_{i=-1}^2 \phi_i F_m \pi_{m,i} + \sum_{i=-1}^2 \theta_i (F_m \pi_{m,i} - F_{m-1} \pi_{m,i}) + \mu_i F_m u e_0 + \varepsilon_m \end{aligned} \quad (1)$$

2) 미국이나 유럽과 같이 선물시장이 잘 발달된 국가에서는 단기금리의 선물가격의 고빈도 변화를 이용(high frequency identification)하는 방식도 활발히 활용되고 있다(Kuttner, 2001; Gurkaynak, Sack, and Swanson, 2005; Gertler and Karadi, 2015 등). 그러나 이 방식은 단기 금융상품의 선물시장이 잘 발달된 일부 국가에서만 적용가능하다는 제약이 있다. 우리나라에서는 안중섭·김주완·이병호(2021), Ahn, Lee, and Kim(2026) 등 일부 연구에서 3개월 이자율스왑(interest rate swap), 3년 국채 선물 등 대안적 금융상품의 수익률 변동을 이용하여 동 방식을 적용한 바 있다.

3) 금리 인상에도 불구하고 물가는 떨어지지 않거나 오히려 상승하여 둘 간의 양(+)의 상관관계를 보이는 현상을 의미한다.

4) 미 연준에서 2010년 이전까지 FOMC 회의 직전에 주요 경제 전망치를 담아 발표했던 책자이다.

여기서 ffb_m 은 m 번째 FOMC 회의에서 통화정책을 결정하기 이전 FOMC의 정책금리 기댓값을 나타낸다. $F_m \Delta y_{m,i}$, $F_m \pi_{m,i}$, $F_m ue_0$ 는 m 번째 FOMC 회의에서 활용한 그린북의 분기 GDP 전망치(또는 실적치), GDP 디플레이터 전망치(또는 실적치), 실업률 전망치이다. 하첨자 i 는 전망 시점(horizon of the forecast)을 표시하고 있는데, 0은 m 번째 FOMC 회의가 열리는 해당 분기, -1은 1분기 직전, 1은 다음 분기를 의미한다. 적합된 회귀모형의 잔차인 $\hat{\varepsilon}_m$ 이 통화정책 충격에 해당한다.

2. 한국 통화정책 분석에 적용하기 위한 설정

본고는 Romer and Romer(2004)와 유사하게 설화적 방식으로 금융통화위원회의 통화정책방향 회의 결과에 따른 통화정책 충격을 식별한다. 그러나 Romer and Romer(2004)의 추정치는 미국을 대상으로 하였기에 통화정책 운영 방식이 다른 국가에서는 그대로 적용하기 어렵다. 예를 들어 Cloyne and Hürtgen(2016)은 영란은행(BOE) 통화정책위원회(MPC) 회의가 매월 열리지만 인플레이션 보고서(Inflation Report)는 분기별로만 발간되는 점을 고려하여 특정 달의 회의 시점에서 가장 근접한 분기의 전망치를 해당 회의의 정보집합으로 대체하여 사용하였다. Champagne and Sekkel(2018)은 미국 경제에 의존도가 큰 캐나다의 특성을 고려하여 캐나다 중앙은행(BOC)의 정책 반응함수에 자국의 물가, 성장 전망치뿐만 아니라 미국의 연방기금금리와 환율을 통제변수로 추가하였다. 또한, 설화적 접근법은 각국의 통화정책 운영체제와 정책 결정 시점에서 이용 가능한 정보에 따라 구체적 구현 방식이 달라질 수 있다. 예컨대 Murgia(2020)는 유로지역의 정책회의 일정과 경제전망 작성 체계에 맞춰 설명변수를 구성하고, ECB의 비전통적 정책수단을 반영하기 위해 총자산 변수를 추가하여 충격을 식별하였다. 또한 Monnet(2014)는 프랑스의 전후 황금기(postwar golden age, 1948~1973)에는 정책금리보다 신용한도, 재할인한도, 유동성·지급준비 규제 등 다양한 양적 통제수단이 통화정책 운용의 핵심이었다는 역사적 맥락을 반영하여, 정책당국의 의도와 제도적 맥락을 반영하는 설화적 식별의 필요성을 강조하였다. 한국의 경우에도 금융통화위원회의 통화정책방향 회의 및 실물 경제지표 전망치 공표주기 등에서 미국과 여러 차이가 있다. 본고에서는 이러한 차이점을 감안하여 설화적 방식을 한국의 통화정책 운영 상황에 맞추어 변형·조정하여 적용하였다.

이를 보다 구체적으로 살펴보면, 먼저 한국은행이 경제전망치를 공표하는 주기에서 미국과 차이가 있다. 1964년~2010년 중 발간되었던 그린북은 FOMC 회의가 개최되기 6일 전, 매 회의마다 공표되었으므로, 이를 활용하여 FOMC가 통화정책방향을 결정하는 데 고려한 최신의 전망 정보를 쉽게 통제할 수 있다. 이는 식 (1)에서 통화정책 충격이 미 연준이 가지고 있던 최신 정보를 명확히 통제한 후 도출되었음을 의미한다. 그러나 한국은행의 경우 <Table 1>에서와 같이 경제전망 공표 횟수나 주기는 수차례 변경되었는데, 최대 연간 4회(분기별)였다. 이는 Romer and Romer(2004)가 추정한 2004년 이전 미 연준의 경제전망 주기보다도 길다. 예를 들어 4월, 10월 연 2회 전망하는 시기에는 4월 전망 이후 10월까지 약 6개월간 경제상황의 변화에 따른 한국은행 전망치의 변화를 확인하기 어렵다.

<Table 1> Number of Economic Forecasts by the Bank of Korea per Year

Year	1999	2000~'01	'02~'03	'04~'08	'09~'12	'13~
Frequency	4 times	2 times	3 times	2 times	3 times	4 times

이에 본고에서는 통화정책방향 회의가 한국은행 전망치 공표 사이에 열린 경우 통화정책방향 회의에서 고려하는 전망치는 직전에 공표된 전망치와 동일하다고 가정하되, 6개월간 공표되는 경제지표의 실적치는 식 (1)의 i 가 -1 또는 0일 때 실적치로 대입하여 경제상황의 변화를 모형에 반영하였다(<Table 2> 참조).⁵⁾

5) 보다 정확한 분석을 위해서는 공표되지 않은 한국은행의 내부 전망자료를 이용해야 할 것이나, 이는 비공개자료이기에 사실상 확인이 어렵다. 미 연준의 경우에도 2010년부터 그린북 공표를 중단하며 SEP(Summary of Economic Projection)를 통해 전망치를 공개하고 있는데, FOMC가 연 8회 개최되는 것에 비해 SEP는 FOMC의 회의 일정에 맞추어 통상 연 4회 발표하므로 동일한 문제점이 있다. 이러한 점에서 Romer and Romer(2004)의 추정을 2010년 이후로 연장하여 통화정책 충격을 구한 Mumtaz and Theophilopoulou(2017) 등 선행 연구에서도 전망치가 공표되지 않는 FOMC 회의의 경우 전망치를 직전에 공표되었던 전망치와 동일하다고 가정한 바 있다.

〈Table 2〉 Example of Forecast by Monetary Policy Decision Meeting
(Feb. ~ Oct. 2025)

Forecast Date	25.2.25	-	5.29	-	8.28	-
Meeting Date	25.2.25	4.17	5.29	7.10	8.28	10.23
Corresponding Half-Year GDP Forecast	0.8	0.8	0.1	0.1	1.6	1.6
Corresponding Half-Year CPI Forecast	2.0	2.0	2.1	2.1	1.9	1.9

두 번째로는 전망 시점의 차이가 있다. 그린북은 FOMC 회의가 개최되는 분기를 기준으로 직후 2분기와 해당 연도 전망치, 차년도 전망치를 공개하였다. 따라서 Romer and Romer(2004)의 경우 통화정책 충격 식별 시 직후 2개 분기 전망치 정보를 통제할 수 있었다. 하지만 한국은행의 경제전망은 직후 반기와 해당 연도의 전망치는 공통적으로 공개하지만, 직후 2개 분기의 전망치 공개 여부는 전망치 공표시점이 언제인지에 따라 상이하다. 예를 들어 2003.7월 경제전망에서는 2003.1분기, 2분기, 3분기, 4분기, 상반기, 하반기, 연간 전망치를 공개하였으나, 2013.7월 경제전망에서는 분기 전망치는 공표하지 않고 상반기, 하반기, 연간 전망치만 공개하였다.

〈Table 3〉 Meaning of the Corresponding and the Following Half-Year by Forecast Month

Forecast Month	Corresponding Half-Year	Following Half-Year	Forecast Month	Corresponding Half-Year	Following Half-Year
Jan	Previous Year, Jul~Dec	Current Year, Jan~Jun	Jul	Current Year, Jan~Jun	Current Year, Jul~Dec
Feb	Current Year, Jan~Jun	Current Year, Jul~Dec	Aug	Current Year, Jul~Dec	Next Year, Jan~Jun
Mar	-	-	Sep	-	-
Apr	Current Year, Jan~Jun	Current Year, Jul~Dec	Oct	Current Year, Jul~Dec	Next Year, Jan~Jun
May	Current Year, Jan~Jun	Current Year, Jul~Dec	Nov	Current Year, Jul~Dec	Next Year, Jan~Jun
Jun	Current Year, Jan~Jun	Current Year, Jul~Dec	Dec	Current Year, Jul~Dec	Next Year, Jan~Jun

Note: Forecasts were not published in March and June from 1999 to 2022, so they are not considered.

본고는 데이터의 일관성을 유지하며 전망 시계열의 길이를 최대한 길게 확보하기 위하여 통화정책방향 회의가 열리는 해당 반기 전망치 또는 실적치⁶⁾와 직후 반기 전망치를 활용하였다(〈Table 3〉 참조). 직후 반기 전망치를 활용한 것은 통화정책방향 회의 시 금융통화위원회가 고려하는 정보의 양을 최대한으로 반영할 수 있고, 통화정책은 거시경제의 중장기적인 시계를 고려하여 수행된다는 점을 고려하였기 때문이다. 또한, 해당 반기와 직후 반기 전망을 활용하면, 최소 6개월에서 최대 1년 후⁷⁾의 거시경제전망 정보를 고려할 수 있다. 그리고 연간 전망치를 활용하지 않고 이를 2개의 반기로 분리한 정보를 이용하기 때문에 직전 전망으로부터 바뀌는 전망치의 추이뿐만 아니라, 전망치와 실제 실적치 간 차이에 대한 정보도 활용할 수 있다.

세 번째로는 식 (1)의 반응변수인 FOMC 근방의 기준금리 기댓값 변화(Δf_{f_m}) 변수와 관련한 차이점이다. Romer and Romer(2004)의 추정 당시에는 미 연준은 연방 기준금리 목표치를 대외적으로 공개하지 않았다. 따라서 Romer and Romer(2004)는 FOMC 회의 개최 1주일 전 발행되는 정책결정 기록('The Record of Policy Actions')을 통해 FOMC 회의 직전의 연방기준금리 기댓값을 파악하고, 이후 FOMC 회의 의사록을 활용하여 보다 세부적인 변화의 크기를 구하였다.⁸⁾ 그러나 오늘날 한국을 비롯한 주요 중앙은행에서는 정책금리 목표를 명시적으로 발표하고 있어서, 발표된 금리 목표 자체가 곧 의도된 금리로 간주될 수 있다.

따라서 본고는 한국은행 기준금리와 직전 및 해당 회의 사이 기간 중 기준금리의 변동으로 기준금리 기댓값의 변화를 대체하였다. 즉, 통화정책방향에서 콜금리 목표를 구체적인 수치로 제시하기 시작한 1999.5월부터 2025.11월 사이의 전망치와 기준금리를 활용하여 통화정책 충격을 추정하였다. Mumtaz and Theophilopoulou(2017), Champagne and Sekkel(2018), Ha and So(2023) 등에서도 이와 유사하게 기준금리의 기댓값 대신 각국의 실제 기준금리를 활용한 바 있다. 이 경우, FOMC 회의 근방

6) 소비자물가는 익월 공표되므로, 해당 반기 전망에 실적치가 포함될 수 있다.

7) 1월 전망 시 직후 반기는 당해년 6월~12월이 되므로, 약 11개월 후 미래의 거시경제 전망을 반영하는 것이 된다.

8) Romer and Romer(2004)는 FOMC 위원들 간의 의견 불일치가 나타나는 경우 소수의견을 반영하여 변화의 크기를 구하는 방식으로 FOMC 회의 당시의 논조와 경향성을 반영한 기준금리 기댓값의 변화를 도출하였다. 예를 들어, FOMC 회의 결과 연방기준금리를 동결하였더라도 소수의견이 있었던 경우 기준금리의 기댓값은 변화한 것으로 판단하여 소수의견이 없었던 경우보다 금리변동 크기의 절반만 반영하였다.

의 금리변동 충격을 식별하는 식 (1)과 달리 직전 통화정책방향 회의와 당기 회의에서의 결하는 기준금리 변동에 의한 충격을 식별한다는 차이가 있다. 그러나 경제전망치에는 경제의 예상되는 움직임에 대한 정보를 폭넓게 담고 있기에 이를 통제하고 남은 잔차를 정보집합에 반응하지 않는 순수 외생충격으로 간주할 수 있다(Champagne and Sekkel, 2018).

네 번째로 식 (1)과는 달리 고용지표를 제외하고 통화정책 충격을 식별하였다. 미 연준은 통화신용정책 수행의 책무(mandate)로서 미국 경제의 물가안정과 고용촉진을 명시하고 있다. 실제로 FOMC 회의 의사록을 살펴보면 실업률 동향과 전망을 통화신용정책 운용의 중요 요소로 고려하고 있음을 알 수 있다. 식 (1)에서도 이를 반영하여 해당 분기 실업률의 전망치를 활용하였다. 물론 한국은행도 통화신용정책 운용에 있어서 고용상황을 중요 정보로 참고하는 것으로 보여지나,⁹⁾ 이를 명시적 책무로 삼고 있지는 않다. 이에 본고는 통화정책 충격 추정 시 독립변수에서 실업률 전망치를 제외하였다.

3. 한국의 통화정책 충격 식별

앞서 설명한 우리나라의 정책여건 및 미국과의 차이점들을 반영하여 본고에서는 통화정책 충격 추정식을 다음 식 (2)와 같이 정리하였다.

$$\begin{aligned} \Delta i_m = & \alpha + \beta_1 i_{b,m} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i F_m \Delta y_{m,i} + \sum_{i=1}^2 \lambda_i (F_m \Delta y_{m,i} - F_{m-1} \Delta y_{m,i}) \\ & + \sum_{i=1}^2 \phi_i F_m \pi_{m,i} + \sum_{i=1}^2 \theta_i (F_m \pi_{m,i} - F_{m-1} \pi_{m,i}) + \epsilon_m \end{aligned} \quad (2)$$

Δi_m 은 m 번째 통화정책방향 회의에서 결정된 기준금리의 변화분이다. $i_{b,m}$ 은 $m-1$ 번째 통화정책방향 회의에서 결정된 한국은행 기준금리이다. $F_m \Delta y_{m,i}$ 과 $F_m \pi_{m,i}$ 는 각각 m 번째 통화정책방향 회의에서 가장 가까운 과거에 발표된 경제전망

9) 경제전망에서 2004.12월 이후 지금까지 취업자 수 및 실업률 전망치를 담고 있으며, 통화정책방향 회의 의사록을 살펴보더라도 실업률 추이 및 전망을 고려한 경우가 많이 있다.

의 분기 GDP 전망치(또는 실적치), 분기 CPI 전망치(또는 실적치)이다. 그리고 시점을 나타내는 하첨자 i 는 1은 해당 분기, 2는 다음 분기를 의미한다. 적합된 회귀모형의 잔차인 $\hat{\epsilon}_m$ 가 본고에서 정의한 우리나라의 통화정책 충격이 된다.

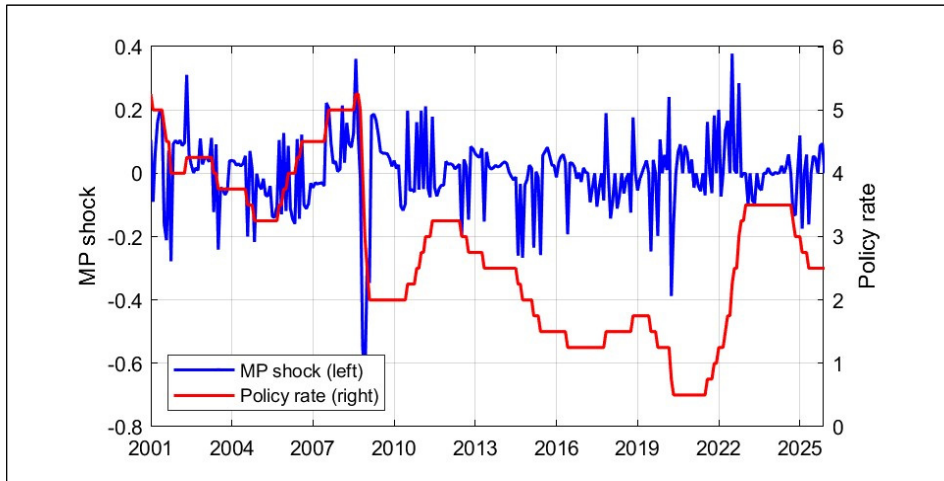
식 (2)의 추정엔 경제전망 결과 및 기타 데이터 확보가 가능한 2001.1월~2025.12월을 분석대상 기간으로 하였다.¹⁰⁾ 월별 통화정책 충격은 통화정책방향 회의가 열리지 않은 월은 0으로 간주하고, 분기 통화정책 충격은 해당 분기에 속한 월의 통화정책 충격을 더한 값으로 계산하였다. 추정된 통화정책 충격(빨간색)은 <Figure 1>과 같다. 비교의 편의를 위해 기준금리의 움직임(파란색)도 함께 표시하였다.

추정된 충격 계열들은 우리나라의 통화정책 변화를 적절히 잘 반영하고 있는 것으로 보여진다. 예를 들어, 기준금리를 단계적으로 인상하였던 2011년에는 통화정책의 효과가 0보다 큰 값을 지속적으로 보였고, 이후 2012년부터 이어진 기준금리 인하 시기에는 정책결정 시 0보다 작은 충격값을 보였다. 또한, 예기치 못한 코로나 위기 발생으로 인해 기준금리를 급격히 인하하였던 2020.2월~5월에는 통화정책 충격이 지난 2008~2009년 글로벌 금융위기 이후 가장 낮은 값들을 기록하였다. 이후 기준금리를 인상한 2021.8월 이후에는 통화정책 충격이 큰 폭의 양(+)의 값을 나타냈다. 이러한 모습들을 통해 금리 결정의 긴축 및 완화적 충격이 잘 식별된 것을 확인할 수 있다.¹¹⁾

10) 주요 추정 결과는 <부록 A>에 별도 정리하였다.

11) 본고에서 설화적 방식으로 추정한 통화정책 충격 계열과 안중섭·김주완·이병호(2021)의 고빈도 선물금리(국채선물 3년물 기준) 변동으로 계산한 통화정책변동(monetary policy surprises) 간의 상관관계수는 0.22로 나타났는데, 이 중 통화정책 충격(pure monetary policy shock)과는 0.28, 중앙은행 정보충격(central bank information shock)과는 0.12로 나타났다. 이는 본고의 통화정책 충격이 금융변수로 식별한 계열과도 비교적 높은 상관관계를 보이며, 특히 통화정책 충격 정보와 보다 밀접한 관계가 있음을 보여준다. 해당 데이터를 공유해 준 안중섭·김주완·이병호(2021) 저자들에게 감사의 말씀을 전한다.

〈Figure 1〉 Trends of the Monetary Policy Shock and Policy rate



Note: The unit for the policy rate is shown on the right y-axis (%), while that for monetary policy shocks is shown on the left y-axis.

III. 경기국면별 통화정책 효과 분석

고전적 케인즈 학파의 견해에 따르면 단기 총공급곡선의 기울기가 경기호황기와 불황기가 다를 수 있다. 가격(또는 임금)의 하방(downward rigidity)이 존재하는 경우 경제가 잠재 생산 수준에 이를수록(경기호황) 총공급곡선의 기울기가 더욱 가팔라지지만, 반대로 경기둔화 시에는 총공급곡선의 기울기가 완만해지게 된다. 이 경우 총공급곡선은 굴절된 혹은 볼록한 형태를 띠게 된다(손민규·이정옥, 2014).¹²⁾ 단기 총공급곡선이 볼록하면 통화정책을 통해 동일한 크기로 총수요곡선이 이동하더라도 경기불황기에는 경기호황기에 비해 효과가 더욱 크게 나타날 수 있다.

반면, 동일한 강도의 통화정책 조정에 대해서도 경제주체들이 경기상황에 따라 정책을 선택적으로 받아들이는 경우에는 경기국면별 정책 효과가 이와는 다르게 나타날 수 있다. 일반적으로 경기가 부진하면 경제 불확실성이 크게 증가하게 된다(Baker, Bloom, and Davis, 2016). 이 경우 경제주체들은 통화정책에 즉각 반응하기보다는 불확실성이 해소될 때까지 의사결정을 미루게 되는데(wait-and-see effect), 이로 인

12) 가격 경직성이 없더라도 생산요소에 단기적으로 공급 제약이 발생하는 경우 이와 유사하게 볼록한 형태의 총공급곡선이 나타날 수 있다.

해 경기하락기에 금리 민감도도 크게 저하될 수 있다.¹³⁾

이처럼 경기국면별 통화정책의 효과는 이론적 예측 방향이 엇갈리며, 개별 경제의 정책여건에 따라서도 그 효과가 다르게 나타날 수 있다. 이러한 측면에서 각국의 정책 여건을 반영한 실증분석을 통해 통화정책 효과의 비대칭성을 확인해 볼 필요가 있다.

1. 분석모형의 설정

본고에서는 통화정책 충격의 영향을 살펴보기 위해 기본적으로 국소투영법(Jordà, 2005)을 활용한다. 국소투영법은 기존 VAR 모형에 비해 잘못된 모형설정(misspecification)에서 비롯되는 문제점들에 대해 보다 강건하다. 또한, 충격 계열을 이용한 직접적 추정이 보다 용이한 특징으로 인해 여러 경제분석에서 광범위하게 사용되고 있다. 특히, 모형 구조의 단순함으로 인해 경제구조의 비대칭성 반영 등 다양한 형태로의 변형이 용이하다.

먼저, 경기국면에 관계없이 통화정책 충격의 일반적인 영향을 살펴보기 위해 비대칭성을 고려하지 않은 형태의 국소투영식을 식 (3)과 같이 설정하였다.

$$y_{t+h} = \alpha_h + \beta_h \epsilon_t + \Phi X_t + u_{t+h} \quad (3)$$

y_{t+h} 는 h 기 후($h = 0, 1, 2, \dots$)의 경제변수를 의미하는데, 본고에서는 기본적으로 실질 GDP, CPI 인플레이션, 금리를 고려하고, 추가적인 분석에서 추가지수, 환율(KRW/USD)도 포함시켰다. ϵ_t 는 앞서 II절에서 설화적 방법으로 추정한 한국의 통화정책 충격이며, β_h 는 동 충격의 h 기 후 동태적 효과를 의미하게 된다. X_t 는 통제변수 벡터인데, 종속변수(y)들의 시차값과 대외요인의 영향을 통제하기 위한 유가(로그), VIX 지수, 미 국채 금리 및 그 시차값들을 포함한다. 또한 충격 변수에 남아 있을 지 모를 자기상관의 영향을 통제하고자 충격 계열의 시차값도 포함하였다. 여기서 시

13) 그 외에도 자산을 담보로 한 경제주체들의 차입 규모가 큰 경제에서도 통화정책의 효과가 국면별로 차이를 보일 수 있다. 부동산 등의 자산은 그 가치가 경기에 동행하고, 부동산 담보대출과 같이 가계의 금융 차입 시 담보로 이용되는 경우가 많다. 만약 경기부진으로 자산가치가 하락하게 되면 차입자의 대차대조표가 추가로 악화되는데, 이 경우 통화정책 효과는 이러한 차입 제약을 통해 더욱 강하게 나타날 수 있다(Kiyotaki and Moore, 1997; Iacoviello, 2005 등).

차값들은 2분기로 설정하였다.

식 (3)의 국소투영식은 통화정책 충격이 오차 없이 추정된 것을 전제로 한 경우이다. 그러나 추정 과정에서의 오차 가능성을 완전히 배제할 수는 없다. 따라서 해당 충격 계열을 도구변수로 이용하는 대안적 방식도 식 (4)와 같이 고려해 보았다(LP-IV; Stock and Watson, 2018; Ramey and Zubairy, 2018 등).

$$y_{t+h} = \alpha_h + \beta_h x_t + \Phi X_t + u_{t+h} \quad (4)$$

이 경우 식별된 통화정책 충격은 x_t 변수(여기서는 콜금리)의 도구변수로 사용하여 2단계 최소제곱법(two-stage least squares; 2SLS)으로 추정하게 된다.

다음으로 경기국면별 비대칭성을 확인하기 위해 식 (3)을 다음 식 (5)와 같이 평활전이(smooth transition) 국소투영식으로 변형하였다(Tenreiro and Thwaites, 2016 등).

$$y_{t+h} = F(z_t)(\alpha_h^B + \beta_h^B \epsilon_t + \Phi^B X_t) + (1 - F(z_t))(\alpha_h^R + \beta_h^R \epsilon_t + \Phi^R X_t) + u_{t+h} \quad (5)$$

상첨자 B 는 경기호황기, R 은 경기불황기를 의미한다. $F(z_t)$ 는 전이함수(transition function)로 0과 1 사이의 값을 갖는데($F \in [0, 1]$), 본고에서는 식 (6)과 같이 로지스틱 함수(logistic function) 형태¹⁴⁾를 가정하였고, 상태변수(state variable; z_t)로는 GDP 성장(7분기 시차 이동평균(lagged moving average))을 이용하였다.¹⁵⁾

$$F(z_t) = \frac{\exp(\gamma(z_{t-1} - c)/\sigma_z)}{1 + \exp[\gamma(z_{t-1} - c)/\sigma_z]} \quad (6)$$

c 는 분석기간 중 호황과 불황의 비율을 결정하는 모수(centering parameter)이다. γ 는 경기국면 간 전환 속도(speed of transition)를 결정하는 모수이다. σ_z 는 상태변수의 표준

14) 전환함수를 로지스틱 함수 외에도 지수함수(exponential function) 형태로 가정할 수도 있다.

15) 시차이동평균을 이용하여 통화정책 충격 이후 내생적으로 발생할 수 있는 국면전환 효과를 통제할 수 있다. 한편, 이동평균 기간을 이보다 늘리거나(9분기), 줄이더라도(5분기) 결과에는 큰 차이가 없었다. 보다 자세한 내용은 〈부록〉을 참조하시오.

편차를 의미한다. 그 외 식 (5)의 다른 설정들은 식 (3)에서 정의한 것과 같다.

본고에서 이용한 실질 GDP(계절조정), CPI, 금리(국고채 3년물), 주가지수(KOSPI 지수), 명목환율(대미달러)은 모두 한국은행 경제통계시스템(ECOS)을 통해 수집하였다. 그 외 유가(crude oil price), VIX 지수, 미 국채 금리(10년물)는 IMF database와 미 연준의 FRED를 이용하여 수집하였다. 변수는 분기 변수를 이용하였다. 분석기간은 2001.1분기~2025.3분기로 설정하되, 앞서 통화정책 충격 추정과 마찬가지로 글로벌 금융위기 이후인 2010.1분기 이후 기간 표본을 별도로 추정·비교하였다.

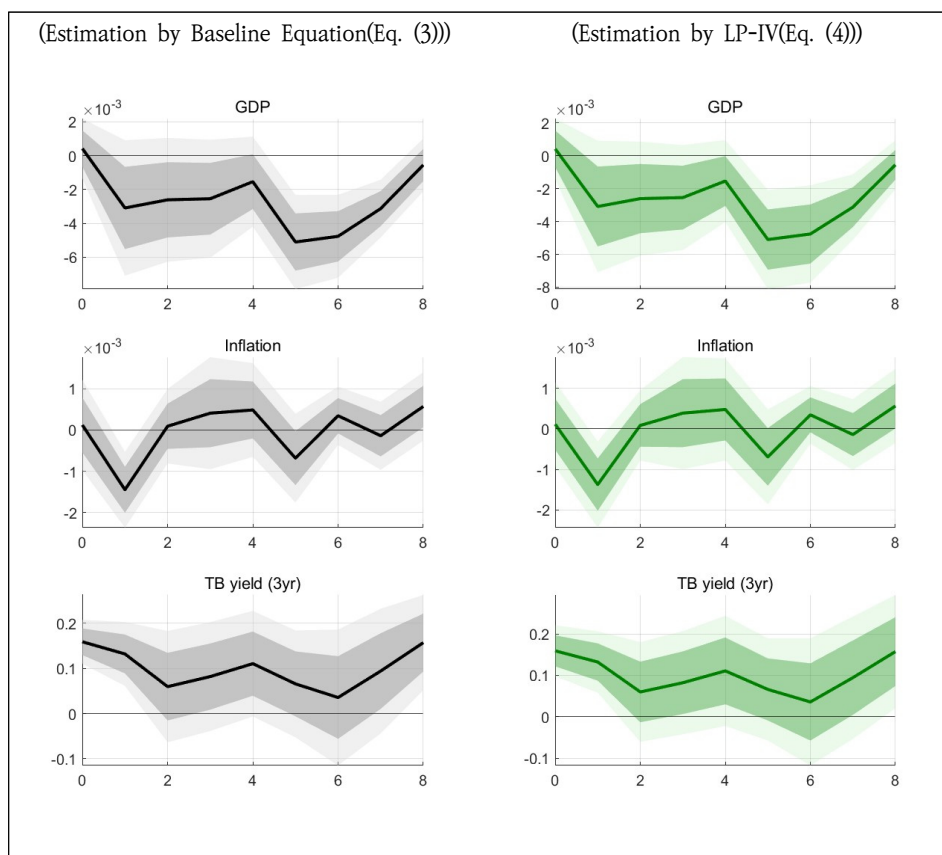
2. 통화정책 충격의 영향

통화정책 충격의 국면별 비대칭성을 살펴보기에 앞서 먼저 통화정책의 일반적인 경기조절 효과에 대해 살펴본다. <Figure 2>는 앞서 II절에서 설화적 방식으로 식별한 통화정책 충격 계열을 이용하여 일반적인 국소투영식(식 (3))과 도구변수를 이용한 국소투영식(식 (4))을 추정한 주요 거시변수의 충격반응(impulse response) 결과이다.

먼저 기본 추정(<Figure 2> 좌측 패널)에서 통화정책 충격은 실질 GDP에 대해 1~4분기 이후부터 긴축적 영향을 미친 것으로 나타났다. CPI 인플레이션은 통화정책 충격 1분기 후 일시적으로 하락하는 모습을 보였다. 이처럼 통화정책 충격의 물가에 대한 영향이 일시적으로 나타난 것은 본고의 분석대상 기간 중 상당 부분이 글로벌 금융위기 이후 저물가 기간이 장기적으로 이어진 데 따른 것으로 보여진다. 한편, 장기 금리(국고채 3년)는 충격 직후 1~2분기 정도 상승하는 모습을 보였다. 이를 통해 분석기간 중에 금리 경로 등을 통한 통화정책의 파급이 비교적 원활히 잘 이루어지고 있음을 알 수 있다.¹⁶⁾

16) <부록>에서는 주가지수, 환율 등을 추가한 분석을 실시하여 기타 경로 등에 대해서도 살펴보았다.

〈Figure 2〉 Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks



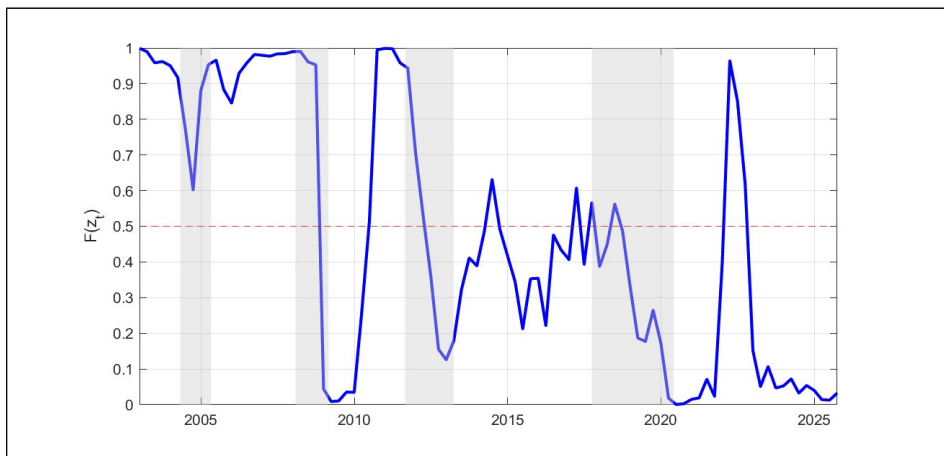
Note: The dark and the light shaded area represent the 68% and 90% confidence interval, respectively. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

또한, 도구변수를 이용한 추정 결과(〈Figure 2〉 우측 패널)에서도 주요 변수들의 충격 반응이 기본 결과와 대체로 유사한 모습을 보였다. 즉, 이 경우에도 통화정책의 경기 및 물가 조정 능력이 유의하게 확인되었다. 특히, 도구변수의 상관성(relevance)을 확인(weak IV test)하는 기준인 1단계 회귀식(first-stage regression)에서의 F 통계값(F-statistic)도 25.19로 준거치인 10을 웃도는 것으로 나타났다. 이처럼 이론적 예측과 부합하는 모습의 충격반응과 함께 도구변수 추정에서 높은 F 통계값을 보인 점은 설화적 방식으로 추정된 통화정책 충격의 유효성(validity)을 다시 확인해 주는 결과라 할 수 있다.

3. 통화정책의 경기국면별 비대칭적 영향

다음으로 식별된 통화정책 충격과 식 (5)의 평활전이 국소투영법을 이용하여 통화정책의 영향이 경기국면별로 차이를 보이는지 살펴보았다. 먼저 추정 과정에서 GDP 성장을 이용한 전이함수($F(z_t)$) 추이를 살펴보면 <Figure 3>과 같다. 식 (6)의 전이함수는 상태변수인 경제성장이 증가할수록 1에 가까워지고 반대로 성장이 둔화될수록 0에 가까워짐을 의미한다. 실제로 추정된 전이함수는 전반적으로 경기확장기(비음영 구간)에는 상승하고, 경기수축기(음영구간)에는 하락하는 형태로 경기국면에 따라 차이를 보였다. 이는 전환함수가 경기국면을 잘 구분해 내고 있음을 의미한다.¹⁷⁾ 또한, 식 (5)에서 통화정책 효과가 경기국면에 따라 차이를 보일 수 있음을 시사한다.

<Figure 3> Trend of Transition Function



Note: The shaded areas indicate the business cycle contraction phases announced by the Ministry of Data and Statistics.

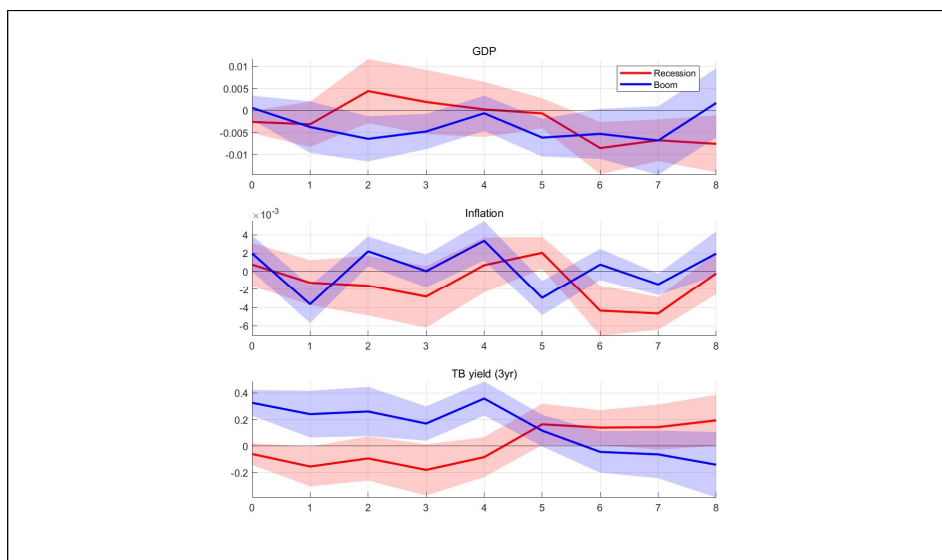
한편, 이렇게 구분된 경기국면별로 통화정책 충격에 대한 거시경제 변수들의 반응을 추정하면 <Figure 4>와 같았다. 먼저 경기확장 국면(파란색)에서는 주요 경제변수

17) 본고의 평활전이함수가 포착한 경기전환 국면과 국가데이터처(舊통계청)에서 사후적으로 정의하게 되는 경기수축 및 확장기는 분석방법과 성격상 차이로 인해 완벽히 일치하지는 않는다. 또한, 통화정책 충격은 그 성격상 경기에 직접적 영향을 주어 국면 자체에도 변화를 유발할 수 있다. 그러나 본고에서 고려한 국소투영법은 충격 발생 시점의 상태를 기준으로 이후 반응을 추정하는 방식이기에, 충격 이후 내생적으로 발생하는 국면전환 효과는 통제된 것으로 볼 수 있다.

들이 대체로 긴축적 통화정책 충격에 대해 보다 유의하고 신속하게 반응하는 모습을 보였다. 즉, 경제성장은 통화정책 충격 2분기 후부터 둔화되는 모습을 보였고, 인플레이션도 긴축 충격 후 1분기 하락하였다. 장기금리도 충격 직후 상승하였다. 이는 경기 확장 국면에서는 한국은행의 금리인상 등 긴축적 충격이 총수요를 억제하는 데 효과적으로 작동할 수 있음을 의미한다.

반면, 경기수축 국면(빨간색)에서는 통화정책 충격의 영향이 대체로 경기확장 국면에 비해 상대적으로 더디거나 약하게 나타났다. 구체적으로는 경기하강 국면에서 경제성장은 긴축적 통화정책 충격 발생 이후 유의한 영향을 보이지 않다가 6~7분기부터 하락하였다. 인플레이션 역시 이와 유사하게 6~7분기 정도의 시차를 두고 하락하는 모습이었다. 장기금리(국고채 3년물)도 통화정책 충격 이후 한동안 유의한 반응을 보이지 않다가 5분기 이후부터 미약하게 상승하였다.¹⁸⁾

〈Figure 4〉 Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks by Business Cycle Phase



Note: The solid blue (red) lines and shaded areas indicate the impulse responses and 90% confidence intervals during the expansionary (contractionary) phases of the business cycle. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

18) 〈부록 B〉에서는 (i) 주가, 환율 등의 추가, (ii) 통제변수의 시차 변경, (iii) 경기국면 전환속도 변경, (iv) 이동평균기간, (v) 분석기간 변경 시 주요 결과의 강건성에 대해 추가적으로 살펴보았다. 이러한 설정 변경에도 기본 결과는 대체로 큰 차이가 없이 유지되었다.

이처럼 통화정책의 효과가 경기확장기에는 강하지만 경기수축기에는 약하거나 미미하다는 결과는 끈 이론(string theory)¹⁹⁾에서 주장하는 바에 부합되는 결과이다(Tenreyro and Thwaites, 2016; Barnichon and Matthes, 2018; Angrist, Jordà, and Kuersteiner, 2018). 즉, 우리나라의 경우에도 경기확장기에는 통화정책을 통해 경기를 억제하는 것이 효과적이지만 경기불황기에는 통화정책의 영향이 제약되는 현상을 확인한 결과로 볼 수 있다.

이처럼 끈 이론에 부합하는 결과가 확인된 것은 우리나라 금융여건의 구조적 특징과 밀접히 관련되어 보인다. 우리나라는 가계부채 비중이 높고 부동산 자산에 대한 편중도 지나치게 커서, 금융의 경기순응성(procyclicality)도 높은 편이다. 그로 인해 경기수축기에 위험회피 성향과 리스크 프리미엄도 상대적으로 높을 수 있는데, 이는 정책금리 조정의 영향을 상쇄하여 장기금리의 반응을 더디게 하는 효과로 이어질 수 있다. 한편 위의 결과들은 경기하강 국면에서는 통화정책만으로는 경기 부양에 한계가 있을 수 있으며, 재정정책 등 다른 거시경제 안정화 정책과의 공조가 중요함을 시사한다.

한편, 이러한 통화정책 파급의 국면별 비대칭성은 코로나 위기 이후 통화정책 기조의 급변동(Forbes, Ha, and Kose, 2025)으로 인해 영향 관계가 변화했을 가능성이 있다. 이를 점검해 보기 위해 분석기간을 코로나 이전(2001~2019년)으로 단축해서도 추정을 해보았는데(〈부록〉 참조), 기본 결과와 큰 차이가 없었다. 이는 우리나라 통화정책의 국면별 비대칭성이 코로나 위기 이후에도 이어지고 있음을 시사한다.

IV. 확장 모형 분석

앞서의 기본(baseline) 분석에서는 설화적 방식을 통해 추정된 통화정책 충격을 이용하여 이의 경기국면별 비대칭성을 살펴보았다. 그러나 해당 추정식은 우리나라 통화정책 여건을 감안하여 다양한 방식으로 확장 고려될 수 있다. 첫째, 우리나라는 미국과 달리 대외 여건 및 환율 변동의 영향을 크게 받는 소규모 개방경제국이다. 이러

19) Eccles 연준 의장이 1935년 미 하원 청문회에서 통화정책의 특징에 대해 설명하며 사용한 용어이다. 즉, 끈을 당길 때는 끈이 팽팽해지며 힘을 전달할 수 있지만 반대로 끈을 밀 때(push on a string)는 느슨해지며 힘이 제대로 전달되지 못한다. 이에 빗대어 통화정책이 경기확장기에는 경기 억제에 효과적이지만 경기불황에서는 정책효과가 제약되는 상황을 설명하는 용어이다.

한 점에서 통화정책 충격 식별 과정에서도 이러한 소규모 개방경제국의 특성을 추가로 고려해 볼 수 있다. 둘째, 한국은행은 고용안정을 명시적인 책무에 포함하고 있지 않지만, 통화정책 결정 시 주요 정보로 활용하고 있다. 따라서 고용안정을 고려한 추정식도 고려해 볼 수 있을 것이다. 셋째, 2016년 한국은행법 개정 이후 금융안정이 한국은행의 명시적인 책무로 포함된 점을 고려하여 이를 반영한 추정식으로도 비교·분석하였다.

1. 개방경제 특성을 고려한 확장

지난 글로벌 금융위기 이후 장기간의 글로벌 금융여건 완화가 이어지며(low-for-long) 글로벌 요인의 영향력은 지속적으로 확대되어 왔다. 최근 연구들에 따르면 이러한 글로벌 요인은 미국의 통화정책 변화에 크게 영향을 받는 것으로 알려져 있다 (Rey, 2015; 2016). 이러한 변화는 우리나라와 같은 소규모 개방경제국의 통화정책 결정에 있어서도 상당한 영향을 미칠 수밖에 없다. 또한 한국 경제에서 대외 부문의 차지하는 비중이 높다.²⁰⁾ 이로 인해 환율 변동은 경제 전반에 상당한 영향을 미칠 수밖에 없는데, 환율은 통화정책 결정에 직접적 영향을 받는다.

이러한 점들은 통화정책 결정에 있어서 두 변수도 주요 고려대상이 될 수밖에 없음을 시사한다. 따라서 Champagne and Sekkel(2018) 등과 유사하게 미국의 정책금리와 대미달러 환율을 추가한 모형을 식 (7)과 같이 변경하여 기본 결과와 비교·분석해 보았다.

$$\begin{aligned} \Delta i_m = & \alpha + \beta_1 i_{b,m} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i F_m \Delta y_{m,i} + \sum_{i=1}^2 \lambda_i (F_m \Delta y_{m,i} - F_{m-1} \Delta y_{m,i}) \\ & + \sum_{i=1}^2 \phi_i F_m \pi_{m,i} + \sum_{i=1}^2 \theta_i (F_m \pi_{m,i} - F_{m-1} \pi_{m,i}) \\ & + \beta_2 ff_m + \beta_3 (ff_m - ff_{m-1}) + \beta_4 er_m + \beta_5 (er_m - er_{m-1}) + \epsilon_m^{open} \quad (7) \end{aligned}$$

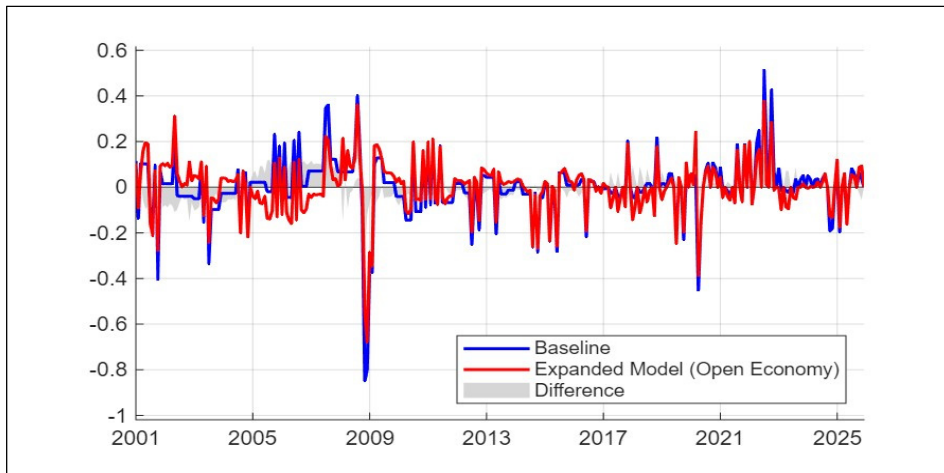
ff_m 과 er_m 은 각각 미 연방기금금리와 원 달러 명목환율(로그)을 의미한다.²¹⁾ 그

20) 예를 들어 GNI 대비 수출입비율은 2023년 말 기준 87.2% 수준인데, 이는 미국(34.9%), 일본(55.1%)에 비해 상당히 높은 수준이다.

21) 두 추가변수는 Champagne and Sekkel(2018)을 참고하여, 본고에서도 통화정책방향 회의 14일

외 다른 변수들은 식 (2)에서 정의된 바와 동일하다.

〈Figure 5〉 Estimates of Monetary Policy Shocks in the Expanded Model
(Considering Open Economy – Including the US Policy Rate and Exchange Rate)



Note: The blue line represents the baseline model estimates, and the red line represents the expanded model estimates. The gray shaded area indicates the difference (%p) between the baseline and expanded model estimates.

동 모형에서 추정된 잔차인 $\hat{\epsilon}_m^{open}$ 가 개방경제 특성을 고려한 통화정책 충격이 되는 데, 이는 〈Figure 5〉와 같다. 개방경제 가정하의 추정에서도 기본 모형 추정 결과(파란 선)와 유사하게 통화정책 충격은 대체로 통화정책 이벤트 및 금리 인상 및 인하기에서의 정책 성격을 잘 확인해 주고 있다. 다만, 식별된 통화정책 충격의 크기가 대체로 기본 모형에 비해 소폭 작게 추정되었다. 이는 동 추정에서 포함된 대외 요인(환율, 미국 금리)의 영향이 통제되며 기본 모형에 비해 통화정책 충격들이 작게 추정된 데 기인한 것으로 보여진다.

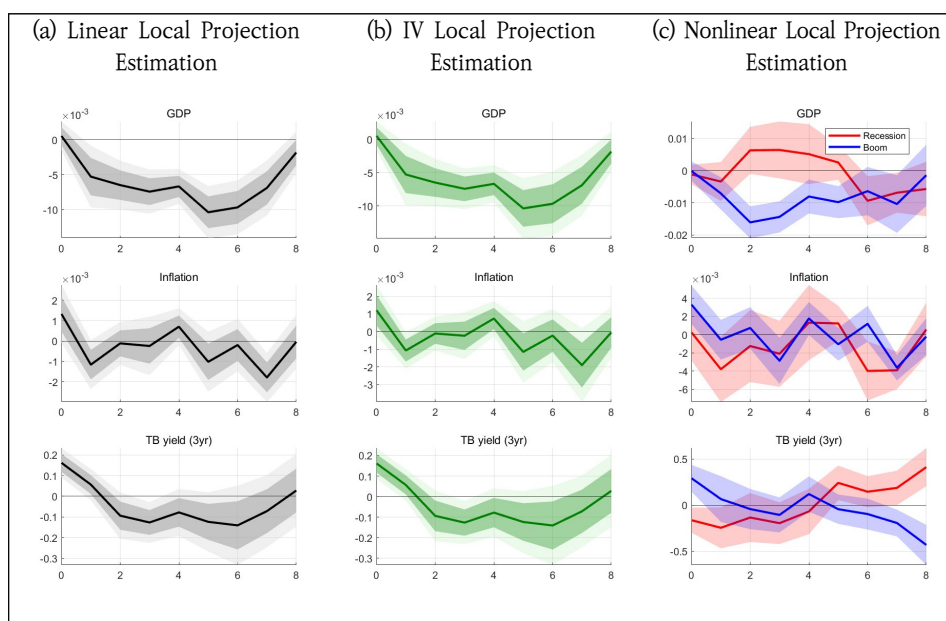
이렇게 식별된 통화정책 충격을 이용하여 앞서 살펴본 3가지 형태의 국소투영식들(선형 국소투영식(패널 (a)), 도구변수 국소투영식(패널 (b)), 비선형 국소투영식(패널 (c))을 통해 그 영향을 살펴보았다(〈Figure 6〉).

먼저 선형적 분석(a)에서는 기본 결과와 유사하게 통화정책 충격의 경기 및 물가

전 자료를 이용하였다.

안정 효과를 확인할 수 있었다. 통화정책 충격에 대해 GDP 및 인플레이션이 일정 시차를 두고 하락하는 모습이 잘 나타난 것이다. 특히 GDP의 경우 기본모형에 비해 충격반응이 보다 신속히 나타났다. 통화정책 충격을 도구변수로 활용하여 추정한 충격반응도 이와 거의 유사한 모습을 보였다. 또한 1단계 추정에서의 F 통계값도 22.89로 상당히 높게 나타났다. 평활전이 국소투영법을 이용한 비선형 분석(c)에서도 기본 결과와 마찬가지로 경기국면별로 통화정책 충격에 대한 반응이 뚜렷한 차이를 보였다. 경기확장기에는 통화정책의 경기안정 효과가 비교적 빠르고 지속적으로 나타난 반면, 경기둔화 국면에서는 이러한 효과가 더디고 약하게 나타난 것이다.

〈Figure 6〉 Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks
(Considering Open Economy – Including the US Policy Rate and Exchange Rate)



Note: The shaded areas in panels (a) and (b) indicate the 90% (or 68%) confidence intervals of the impulse responses. The shaded areas (blue, red) in panel (c) represent the 90% confidence intervals. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

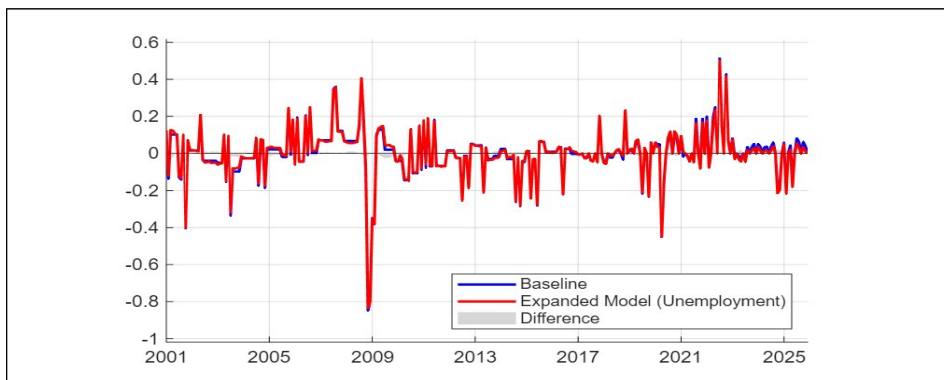
2. 고용안정을 고려한 확장

다음으로 실업률(u)을 통화정책 정보집합에 식 (8)과 같이 추가하는 방식으로 고용 안정을 고려한 확장모형을 추정해 보았다. 비록 고용안정은 한국은행의 명시적인 책무에 포함되고 있지는 않지만, 한국은행 경제전망에도 2006년 이후 고용지표들이 지속적으로 포함되어 왔으며, 금융통화위원회 의사록 등에서도 고용지표들이 주요 정보 변수로 다루어지고 있음을 알 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta i_m = & \alpha + \beta_1 i_{b,m} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i F_m \Delta y_{m,i} + \sum_{i=1}^2 \lambda_i (F_m \Delta y_{m,i} - F_{m-1} \Delta y_{m,i}) \\ & + \sum_{i=1}^2 \phi_i F_m \pi_{m,i} + \sum_{i=1}^2 \theta_i (F_m \pi_{m,i} - F_{m-1} \pi_{m,i}) + \sum_{i=1}^2 \rho_i u_{m-i} + \epsilon_m^u \end{aligned} \quad (8)$$

추정된 $\hat{\epsilon}_m^u$ 는 고용안정을 고려한 통화정책 충격이 되는데, 이는 <Figure 7>에서 보는 바와 같이 기본 모형에서 추정된 통화정책 충격과 상당히 유사하다. 이는 GDP 지표가 이미 실업률과 상당히 유사한 정보를 내포하고 있는 데 따른 것으로 보여진다. 또한, <Figure 8>은 식 (8)을 통해 식별된 통화정책 충격을 이용하여 앞서의 국소투영 식들을 추정한 결과인데, 기본 모형의 추정 결과와 상당히 유사한 모습을 보였다.²²⁾

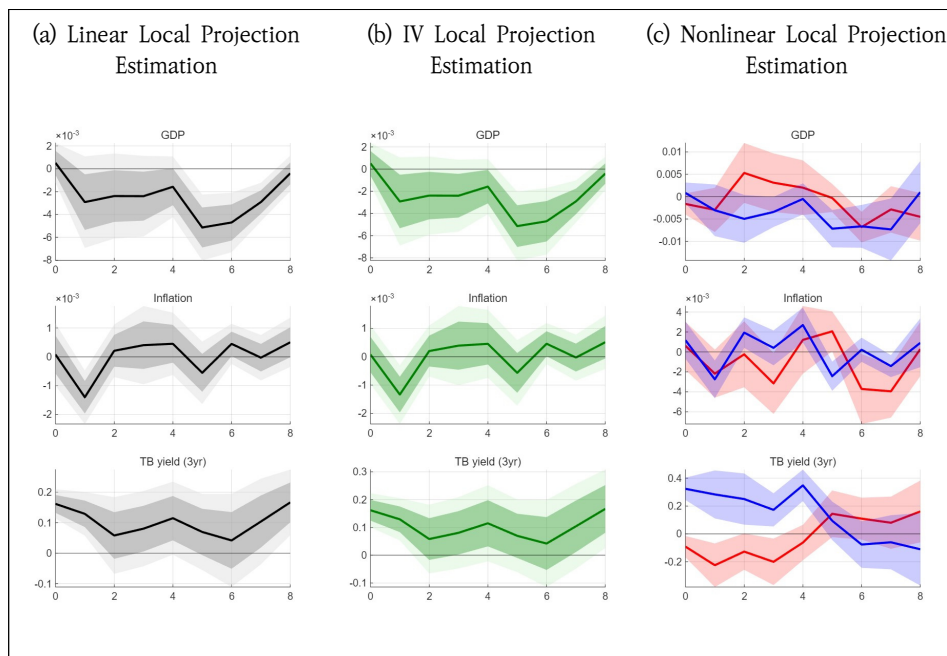
<Figure 7> Estimates of Monetary Policy Shocks in the Expanded Model
(Considering Employment Stability – Including the Unemployment Rate)



Note: The blue line represents the baseline model estimates, and the red line represents the expanded model estimates. The gray shaded area indicates the difference (%p) between the baseline and expanded model estimates.

22) 도구변수를 이용한 국소투영 추정에서는 1단계 추정식의 F값이 26.5로 높게 나타났다.

(Figure 8) Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks (Expanded Model)
(Considering Employment Stability – Including the Unemployment Rate)



Note: The shaded areas in panels (a) and (b) indicate the 90% (or 68%) confidence intervals of the impulse responses. The shaded areas (blue, red) in panel (c) represent the 90% confidence intervals. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

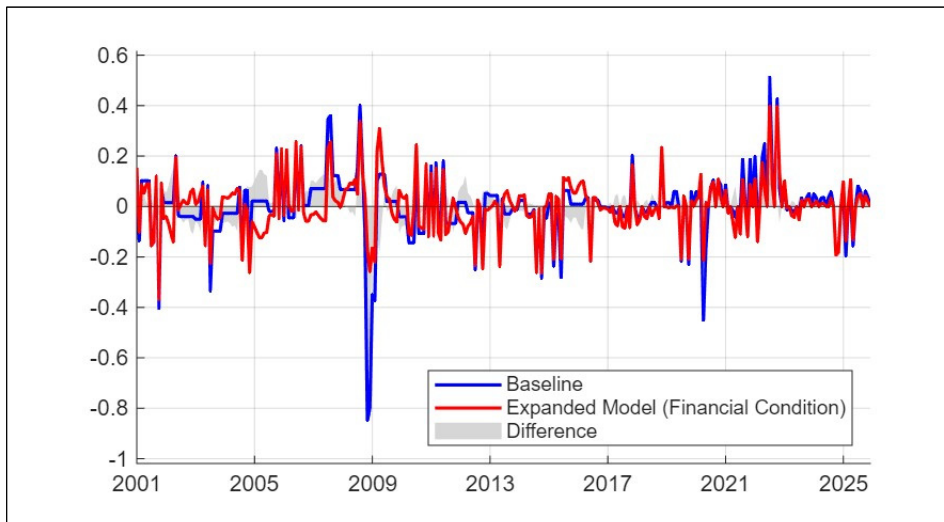
3. 금융안정을 고려한 확장

한국은행법 개정으로 인해 2016년부터 금융안정이 한국은행의 정책목표로 포함되게 되었다. 이러한 정책환경 변화를 고려하여 식 (9)와 같이 한국은행에서 추정 및 공개하고 있는 금융상황지수(f)를 포함한 식을 추정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta i_m = & \alpha + \beta_1 i_{b,m} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i F_m \Delta y_{m,i} + \sum_{i=1}^2 \lambda_i (F_m \Delta y_{m,i} - F_{m-1} \Delta y_{m,i}) \\ & + \sum_{i=1}^2 \phi_i F_m \pi_{m,i} + \sum_{i=1}^2 \theta_i (F_m \pi_{m,i} - F_{m-1} \pi_{m,i}) + \sum_{i=1}^2 \psi_i f_{m-i} + \epsilon_m^f \end{aligned} \quad (9)$$

추정된 통화정책 충격 추이는 〈Figure 9〉와 같은데, 대체로 기본모형의 통화정책 충격 추정치와 유사한 흐름을 보였다. 다만, 2008~2009년 글로벌 금융위기, 2020년 코로나 위기 등에서는 금융상황지수를 통해 금융변동성 확대의 영향이 통제된 영향으로 기본모형 추정치에 비해 작게 나타난 특징이 있다.

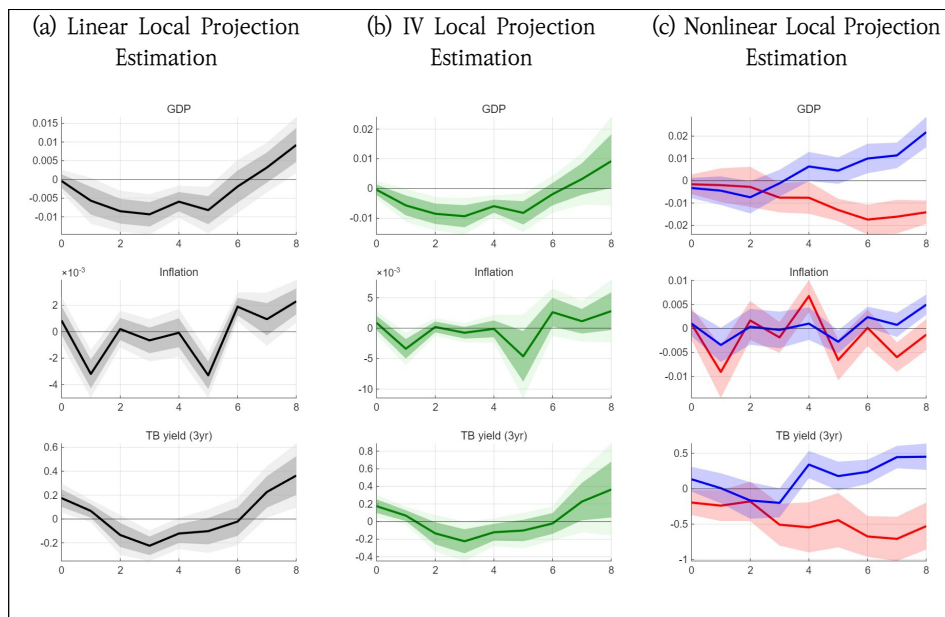
〈Figure 9〉 Estimates of Monetary Policy Shocks in the Expanded Model
(Considering Financial Stability – Including the Financial Conditions Index)



Note: The blue line represents the baseline model estimates, and the red line represents the expanded model estimates. The gray shaded area indicates the difference (%p) between the baseline and expanded model estimates.

또한, 〈Figure 10〉은 이렇게 추정된 통화정책 충격 계열을 이용하여 앞서 3가지 국소투영식에서 긴축적 통화정책 충격에 대한 주요 변수들의 반응을 보여주고 있다. 패널 (a)의 선형 분석에서는 III절의 기본 분석에서 살펴본 충격반응들과 대체로 유사한 모습을 보였지만, 상대적으로 긴축 효과가 단기적으로만 나타난 차이가 있다. 패널 (b)의 도구변수를 이용한 추정에서도 이와 유사한 모습을 보였으나, 1단계 추정식의 F값이 5.0에 머무는 등 통화정책 충격에 대한 대리변수로서의 유효성도 약한 것으로 보여진다. 또한, 비선형 분석에서도 경기확장기에는 유의한 긴축 효과가 나타나지 않는 모습도 보였다.

〈Figure 10〉 Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks (Expanded Model)
(Considering Financial Stability – Including the Financial Conditions Index)



Note: The shaded areas in panels (a) and (b) indicate the 90% (or 68%) confidence intervals of the impulse responses. The shaded areas (blue, red) in panel (c) represent the 90% confidence intervals. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

V. 결론

본고는 우리 경제에서 통화정책 충격의 효과가 경기국면에 따라 비대칭적으로 나타나는지 실증적으로 분석해 보았다. 이를 위해 먼저 Romer and Romer(2004) 등의 설화적 방식을 우리나라의 통화정책 운용 여건과 경제전망 등 공표 현황에 맞추어 수정·적용함으로써 통화정책 충격을 식별하였다. 이렇게 식별된 통화정책 충격을 이용하여 국소투영법을 통해 통화정책의 전반적인 효과와 경기국면별 비대칭성에 대해 살펴보았다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 설화적 방식을 통해 추정된 통화정책 충격은 경기변동에 대응한 금리 조정 등 주요 통화정책 이벤트를 적절히 반영하는 것으로 나타났다. 또한, 이러한 특징은 우리 경제의 개방경제적 특성을 반영하여 미국 정책금리와 환율을 추정식에 추가한 경우에도 유사하였다.

둘째, 통화정책 충격의 전반적인 효과를 살펴보기 위해 선형 형태의 국소투영식을 추정한 결과, 긴축적 통화정책 충격은 실질 GDP와 인플레이션을 하락시키는 등 일반적인 예측에 부합하는 경기조절적 효과를 보였다.

셋째, 경기국면별 차이를 살펴보기 위해 비선형 형태의 국소투영식을 추정한 결과에서는 통화정책 충격이 뚜렷한 비대칭성을 보였다. 즉, 경기확장기에는 통화정책 충격이 실물 경기와 물가를 억제하는 데 있어 신속하고 유의한 효과를 나타냈다. 그러나 경기수축기에는 긴축 충격의 효과가 상대적으로 미약하거나, 유의한 반응이 나타나기까지 상당한 시차가 소요되는 것으로 확인되었다.

본고의 분석 결과는 통화정책 운용에 있어 다음과 같은 정책적 시사점을 제공한다. 첫째, 한국의 통화정책 효과가 소위 '끈 이론(string theory)'에 부합한다는 점이다. 즉, 경기호황기에는 금리 인상을 통해 경기를 진정시키는 효과가 뚜렷하지만, 경기불황기에는 경제주체들의 불확실성 증대와 위험 회피 성향 등으로 인해 정책파급 경로가 제약될 수 있음을 시사한다. 따라서 통화당국은 경기하강 국면에서 통화정책의 유효성이 저하될 가능성을 염두에 두고 정책을 운용할 필요가 있을 것이다.

둘째, 경기침체기에는 거시경제 정책 조합(policy mix)가 더욱 중요하다. 특히 최근과 같이 가계부채 수준이 높고 환율변동성이 확대된 시기에서는 통화정책만으로 경기상황에 대응하는 데 한계가 존재할 수밖에 없다. 따라서 통합적 정책운용체계(integrated policy framework)를 적극적으로 마련할 필요가 있다.

셋째, 통화정책 운용 시 경기국면을 실시간으로 정확히 판단하는 것뿐만 아니라 미래 경기상황에 대해서도 예측의 정도를 높여나가는 것이 중요하다. 경기국면별로 통화정책의 효과가 크기뿐만 아니라 파급시차에서도 차이를 보일 수 있기 때문에 정책당국 입장에서는 이를 감안한 정교하고 선제적인 접근이 필요하기 때문이다.

■ 참 고 문 헌

1. 김기화, "경기순환 국면별 통화정책 효과의 비대칭성," 『경제학연구』, 제58권 제1호, 2010, pp.57-85.
(Translated in English) Kim, Keewha, "Asymmetric Effects of Monetary Policy over the Business Cycle Phases," *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 58, No. 1, 2010, pp.57-85.
2. 김치호, "경제변동의 비대칭성과 통화정책," 『경제분석』, 제5권 제2호, 1999.
(Translated in English) Kim, Chiho, "Asymmetry in Economic Fluctuation and Monetary Policy," *Economic Analysis*, Vol. 5, No. 2, 1999.
3. 박종상, "경제정책 효과의 비대칭성," 『한국금융연구원 주간 금융브리프』, 제25권 제32호, 2016.
(Translated in English) Park, Jong-Sang, "Asymmetry in the Effects of Economic Policy," *Weekly Financial Brief, Korea Institute of Finance*, Vol. 25, No. 32, 2016.
4. 손민규·이정욱, "우리나라 재정정책 효과의 비대칭성 분석," 『금융연구』, 제28권 제2호, 2014, pp.45-74.
(Translated in English) Son, Min-Gyu and Jungwook Lee, "Measuring the Nonlinear Impacts of Government Spending on Output in Korea," *Journal of Money & Finance*, Vol. 28, No. 2, 2014, pp.45-74.
5. 안중섭·김주완·이병호, "고빈도 데이터를 활용한 한국의 통화정책 충격 식별: 통화정책에 담긴 중앙은행 정보효과를 중심으로," 『경제학연구』 제69권 제4호, 2021, pp.45-116.
(Translated in English) Ahn, Joongseop, Joowan Kim and Byungho Lee, "Identifying Monetary Policy Shocks Using High Frequency Data: Evidence from Korea -Focusing on the Central Bank Information Effect Contained in Monetary Policy-," *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 69, No. 4, 2021, pp.45-116.
6. Ahn, J., B. Lee, and J. Kim, "Deciphering Central Bank Communication: Evidence from High-Frequency Data in Korea," *Korean Economic Review*, Vol. 42, No. 1, 2026, pp.15-48.
7. Angrist, J. D., Ò. Jordà, and G. M. Kuersteiner, "Semiparametric estimates of monetary policy effects: string theory revisited," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 36, No. 3, 2018, pp.371-387.
8. Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, "Measuring economic policy uncertainty," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 4, 2016, pp.1593-1636.
9. Barnichon, R. and C. Matthes, "Functional approximation of impulse responses," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 99, 2018, pp.41-55.
10. Champagne, J. and R. Sekkel, "Changes in monetary regimes and the identification of monetary policy shocks: Narrative evidence from Canada," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 99, 2018, pp.72-87.
11. Cloyne, J. and P. Hürtgen, "The macroeconomic effects of monetary policy: a new measure for the United Kingdom," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 8, No. 4, 2016, pp.75-102.
12. Cloyne, J., C. Ferreira, and P. Surico, "Monetary policy when households have debt: new evidence on the transmission mechanism," *The Review of Economic Studies*, Vol. 87, No. 1, 2020, pp.102-129.

13. Gertler, M. and P. Karadi, "Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 7, No. 1, 2015, pp.44-76.
14. Gurkaynak, R. S., B. Sack, and E. T. Swanson, "Do actions speak louder than words? The response of asset prices to monetary policy actions and statements," *International Journal of Central Banking*, Vol. 1, No. 1, 2005, pp.55-93.
15. Forbes, K., J. Ha, and M. A. Kose, "Tradeoffs over Rate Cycles: Activity, Inflation and the Price Level," *NBER Working Paper*, No. 33825, 2025.
16. Ha, J. and I. So, "Which monetary shocks matter in small open economies? Evidence from Canada," *International Journal of Central Banking*, Vol. 19, No. 2, 2023, pp.1-48.
17. Iacoviello, M., "House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, 2005, pp.739-764.
18. Jordà, Ò., "Estimation and inference of impulse responses by local projections," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, 2005, pp.161-182.
19. Kiyotaki, N. and J. Moore, "Credit cycles," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, 1997, pp.211-248.
20. Kuttner, K. N., "Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, No. 3, 2001, pp.523-544.
21. Monnet, E., "Monetary Policy without Interest Rates: Evidence from France's Golden Age (1948 to 1973) Using a Narrative Approach," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 6, No. 4, 2014, pp.137-169.
22. Mumtaz, H. and A. Theophilopoulou, "The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis," *European Economic Review*, Vol. 98, 2017, pp.410-423.
23. Murgia, L. M., "The effect of monetary policy shocks on macroeconomic variables: Evidence from the Eurozone," *Economics Letters*, Vol. 186, 2020, 108803.
24. Ramey, V. A. and S. Zubairy, "Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from US historical data," *Journal of Political Economy*, Vol. 126, No. 2, 2018, pp.850-901.
25. Rey, H., "Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence," *NBER Working Paper*, No. 21162, 2015.
26. Rey, H., "International channels of transmission of monetary policy and the Mundellian trilemma," *IMF Economic Review*, Vol. 64, No. 1, 2016, pp.6-35.
27. Romer, C. D. and D. H. Romer, "A new measure of monetary shocks: Derivation and implications," *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, 2004, pp.1055-1084.
28. Rudebusch, G. D., "Do measures of monetary policy in a VAR make sense?," *International Economic Review*, Vol. 39, No. 4, 1998, pp.907-931.
29. Stock, J. H. and M. W. Watson, "Identification and estimation of dynamic causal effects in macroeconomics using external instruments," *The Economic Journal*, Vol. 128, No. 610, 2018, pp.917-948.
30. Tenreyro, S. and G. Thwaites, "Pushing on a String: US Monetary Policy Is Less Powerful in Recessions," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 8, No. 4, 2016, pp.43-74.

〈 부 록 〉

A. 설화적 방식 모형추정 결과

설화적 방식의 기본모형식 추정 결과와 이를 확장한 모형들, 즉 개방경제적 특성, 고용안정, 금융안정을 고려한 모형추정 결과를 〈Table A.1〉~〈Table A.4〉에 정리하였다.

〈Table A.1〉 Estimation Result of the Baseline Model

Variable		Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value
Constant		-0.0716	0.0328	-2.1815	0.0301
Previous Policy rate		-0.0499	0.0103	-4.8604	0.0000
GDP Forecast					
level	($i = 1$)	0.0176	0.0069	2.5350	0.0118
	($i = 2$)	-0.0085	0.0141	-0.6033	0.5469
change	($i = 1$)	-0.0325	0.0158	-2.0575	0.0407
	($i = 2$)	0.0700	0.0162	4.3274	0.0000
Inflation Forecast					
level	($i = 1$)	0.0324	0.0173	1.8697	0.0627
	($i = 2$)	0.0431	0.0248	1.7347	0.0840
change	($i = 1$)	0.0219	0.0206	1.0621	0.2892
	($i = 2$)	-0.1052	0.0223	-4.7145	0.0000

〈Table A.2〉 Estimation Result of the Expanded Model (Considering Open Economy)

Variable		Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value
Constant		2.5559	0.6955	3.6750	0.0003
Previous Policy Rate		-0.0672	0.0137	-4.8931	0.0000
GDP Forecast					
level	($i = 1$)	0.0144	0.0063	2.2884	0.0229
	($i = 2$)	-0.0053	0.0132	-0.3977	0.6912
change	($i = 1$)	-0.0314	0.0145	-2.1630	0.0315
	($i = 2$)	0.0578	0.0148	3.9004	0.0001
Inflation Forecast					
level	($i = 1$)	0.0419	0.0166	2.5215	0.0123
	($i = 2$)	0.0299	0.0228	1.3092	0.1917
change	($i = 1$)	0.0397	0.0189	2.1044	0.0363
	($i = 2$)	-0.0934	0.0206	-4.5395	0.0000
US FFR Rate					
level		0.0244	0.0065	3.7645	0.0002
change		0.1595	0.0430	3.7107	0.0003
KRW/USD					
level		-0.3704	0.0976	-3.7937	0.0002
change		0.2684	0.2738	0.9802	0.3279

〈Table A.3〉 Estimation Result of the Expanded Model
(Considering the Unemployment Rate)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value
Constant	0.0663	0.1156	0.5738	0.5666
Previous Policy Rate	-0.0527	0.0106	-4.9876	0.0000
GDP Forecast				
level ($i = 1$)	0.0181	0.0070	2.5879	0.0102
($i = 2$)	-0.0045	0.0145	-0.3078	0.7585
change ($i = 1$)	-0.0318	0.0158	-2.0060	0.0459
($i = 2$)	0.0675	0.0163	4.1381	0.0000
Inflation Forecast				
level ($i = 1$)	0.0376	0.0179	2.1041	0.0364
($i = 2$)	0.0290	0.0273	1.0645	0.2881
change ($i = 1$)	0.0228	0.0207	1.1041	0.2706
($i = 2$)	-0.0998	0.0228	-4.3844	0.0000
Unemployment Rate				
($i = 1$)	-0.0312	0.0546	-0.5721	0.5677
($i = 2$)	-0.0047	0.0547	-0.0860	0.9315

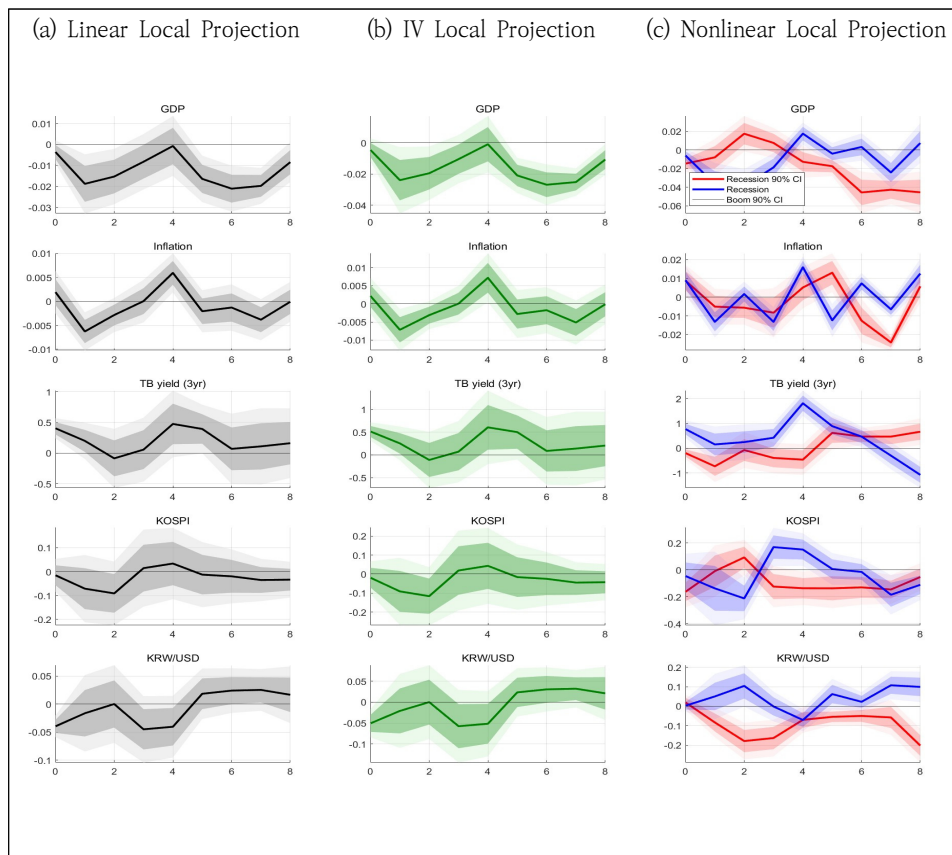
〈Table A.4〉 Estimation Result of the Expanded Model
(Considering the Financial Conditions)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-statistic	p-value
Constant	0.0444	0.0313	1.4198	0.1569
Previous Policy Rate	-0.0193	0.0087	-2.2088	0.0281
GDP Forecast				
level ($i = 1$)	0.0100	0.0059	1.7041	0.0896
($i = 2$)	-0.0249	0.0115	-2.1663	0.0312
change ($i = 1$)	-0.0126	0.0129	-0.9770	0.3295
($i = 2$)	0.0163	0.0139	1.1738	0.2416
Inflation Forecast				
level ($i = 1$)	0.0383	0.0145	2.6477	0.0086
($i = 2$)	0.0472	0.0203	2.3230	0.0210
change ($i = 1$)	-0.0150	0.0171	-0.8733	0.3833
($i = 2$)	-0.0280	0.0194	-1.4450	0.1497
Financial Condition Index				
($i = 1$)	-0.0250	0.0030	-8.2638	0.0000
($i = 2$)	0.0148	0.0031	4.8033	0.0000

B. 강건성 분석

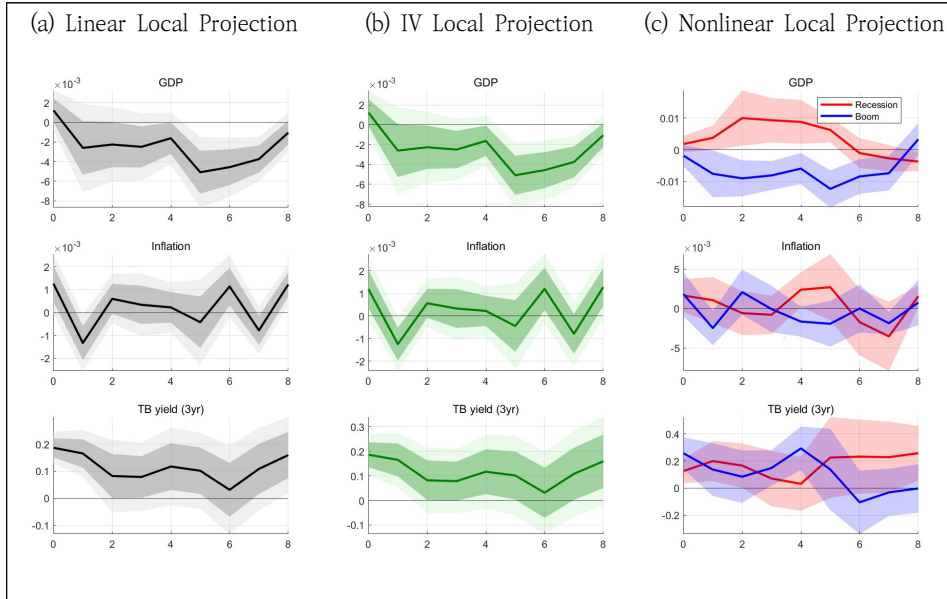
다음 〈Figure A.1〉~〈Figure A.5〉은 각각 (i) 주가, 환율 등의 추가, (ii) 통제변수의 시차 변경, (iii) 경기국면 전환속도(γ), (iv) 이동평균 기간, (v) 분석기간(코로나 위기 이전; 2001~2019년) 변경 시 주요 결과의 강건성을 확인하기 위해 추가적으로 살펴본 충격반응 결과이다. 모형의 설정 변경에도 불구하고 기본 결과와 큰 차이가 없었다.

〈Figure A.1〉 Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks
(Including Stock Price and Exchange Rate)

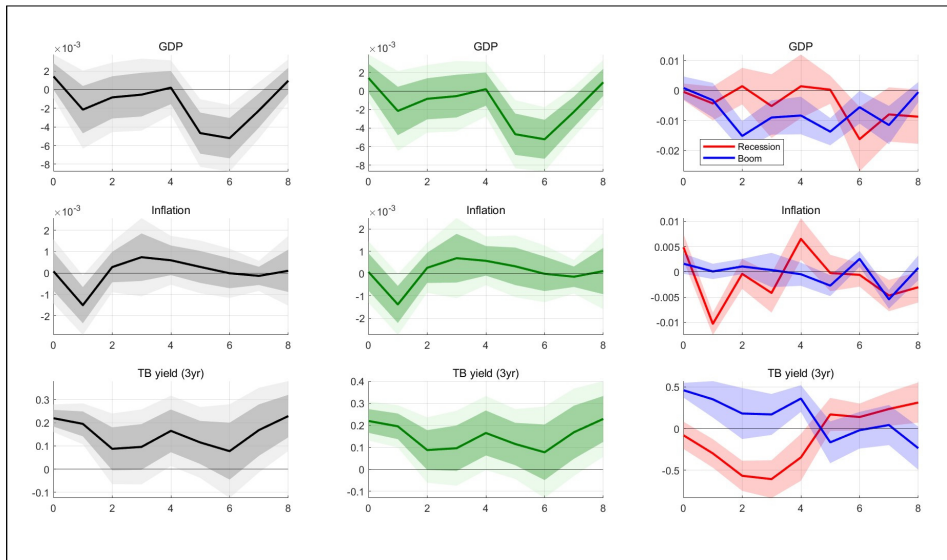


Note: The shaded areas in panels (a) and (b) indicate the 90% (or 68%) confidence intervals of the impulse responses. The shaded areas (blue, red) in panel (c) represent the 90% confidence intervals. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

(Figure A.2) Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks
(Lag of Control Variable: $p=1$)

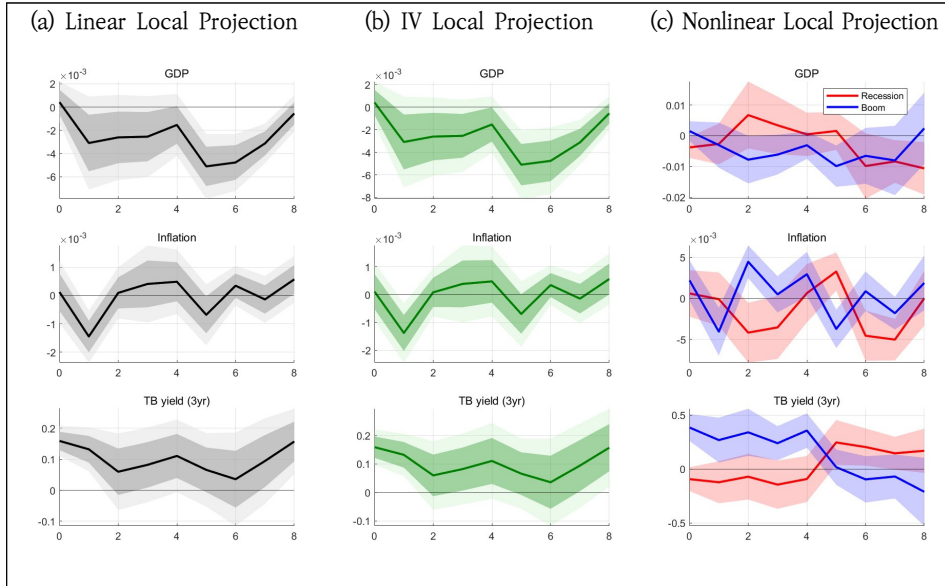


(Lag of Control Variable: $p=3$)

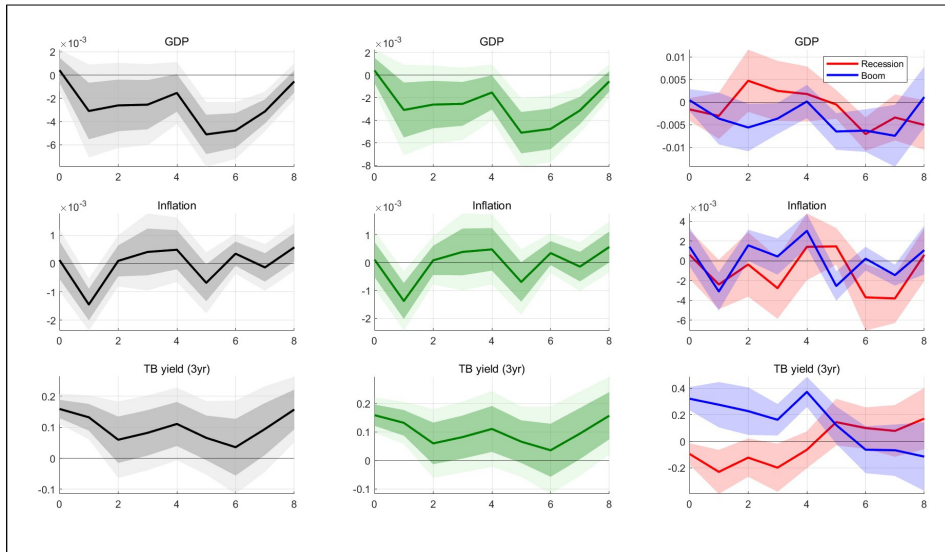


Note: The shaded areas in panels (a) and (b) indicate the 90% (or 68%) confidence intervals of the impulse responses. The shaded areas (blue, red) in panel (c) represent the 90% confidence intervals. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

(Figure A.3) Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks
(Speed of Phase Transition: $\gamma = 1.5$)

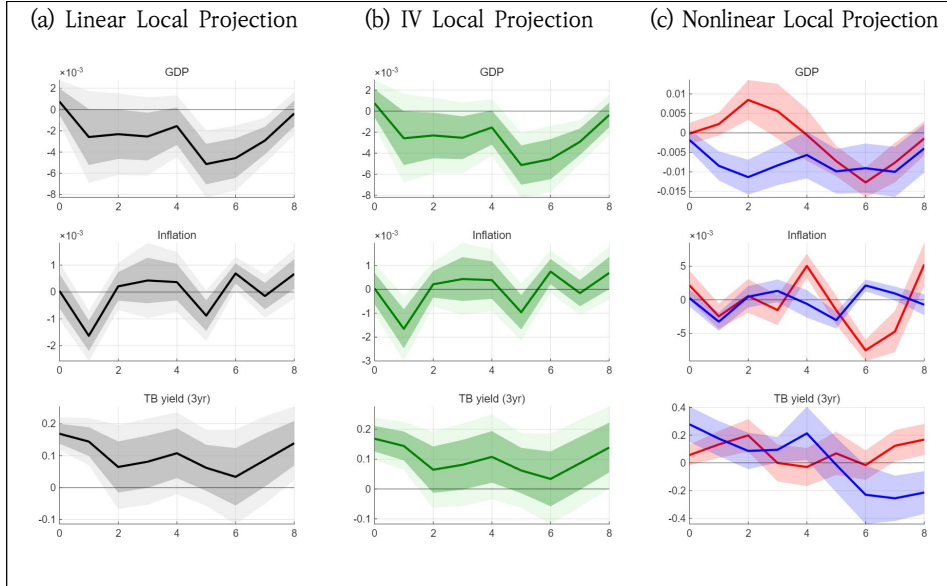


(Speed of Phase Transition: $\gamma = 6$)

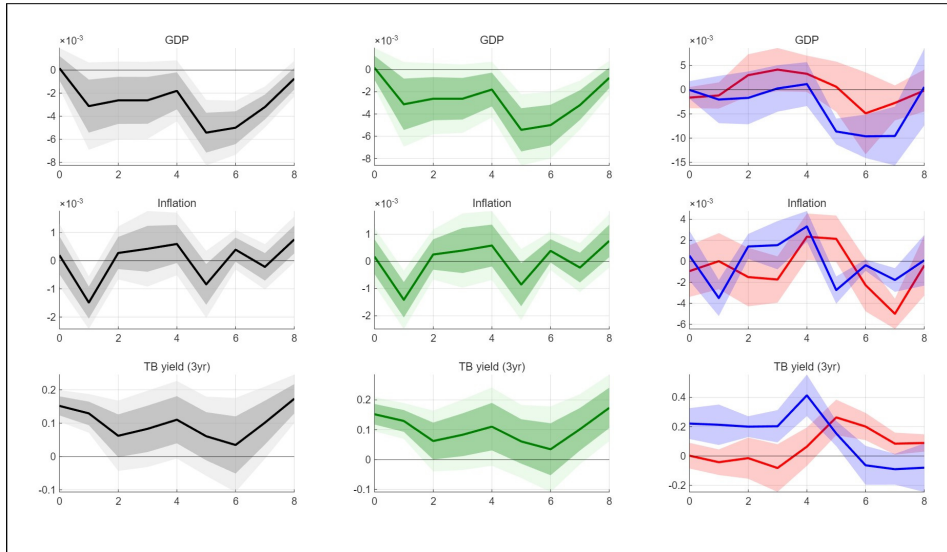


Note: The shaded areas in panels (a) and (b) indicate the 90% (or 68%) confidence intervals of the impulse responses. The shaded areas (blue, red) in panel (c) represent the 90% confidence intervals. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

(Figure A.4) Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks
(Moving Average Period: 5 quarters)

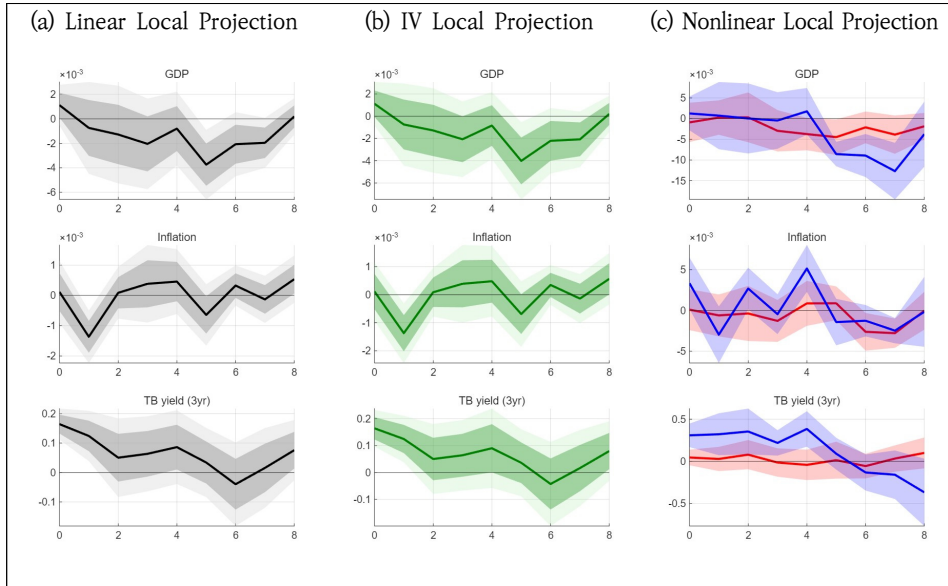


(Moving Average period: 9 quarters)



Note: The shaded areas in panels (a) and (b) indicate the 90% (or 68%) confidence intervals of the impulse responses. The shaded areas (blue, red) in panel (c) represent the 90% confidence intervals. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

〈Figure A.5〉 Responses of Macroeconomic Variables to Monetary Policy Shocks
(Period: 2001~2019년)



Note: The shaded areas in panels (a) and (b) indicate the 90% (or 68%) confidence intervals of the impulse responses. The shaded areas (blue, red) in panel (c) represent the 90% confidence intervals. The x-axis indicates the period after the shock (in quarters), and the y-axis represents the impact of the shock.

Identification and Effects of Monetary Policy Shocks in Korea: Asymmetric Impacts across Business Cycle Phases

Inhwan So* · Kyu Tae Kim**

Abstract

This paper identifies the effects of monetary policy decisions made by the Monetary Policy Board of the Bank of Korea, and examines whether the transmission of monetary policy is asymmetric across business cycle phases. We first employ a narrative approach tailored to the monetary policy environment in Korea, using information considered in the policy decision meetings. With the identified shocks, we estimate local projection regressions to examine not only the overall policy effects but also their asymmetric impacts on the economy across business cycle phases. The results confirm that the monetary policy shocks estimated via the narrative approach effectively capture policy changes and their impacts in a direction consistent with theoretical expectations. For instance, following a contractionary shock, output and inflation decline with some lags. Furthermore, following a contractionary monetary policy shock, macroeconomic variables respond more strongly and rapidly during economic expansions compared to contractions, suggesting that the ‘string theory’ also holds in monetary policy in Korea.

Key Words: Monetary Policy Shocks, Asymmetric Effects, Narrative Approach, State-Dependent Local Projection

JEL Classification: E32, E52, F41, E58

Received: Jan. 21, 2026. Revised: Mar. 17, 2026. Accepted: Mar. 26, 2026.

* First Author, Assistant Professor, School of Economics, Hongik University, 94, Wausan-ro, Mapo-gu, Seoul, Korea, 04066, e-mail: inhwanso@hongik.ac.kr

** Co-Author, Ph.D. Student, Department of Statistics, Iowa State University; Economist, Bank of Korea (on leave), 39 Namdaemunno, Jung-gu, Seoul, Korea, 04531, e-mail: gyutae77@iastate.edu