

고빈도 데이터를 활용한 한국의 통화정책 충격 식별 -통화정책에 담긴 중앙은행 정보효과를 중심으로-*

안 중 섭** · 김 주 완*** · 이 병 호****

논문 초록

본 논문은 한국은행 기준금리 공표 당일 금융시장의 일중 고빈도 데이터를 이용해 통화정책의 파급효과를 분석한다. 이를 위해 한국은행 기준금리 공표 직후 금융시장에서 발생한 서프라이즈(Surprise)를 추출하고 Jarociński and Karadi (2020)를 참고해 서프라이즈 가운데 중앙은행 정보효과(Central Bank Information Effect)에 기인한 부분을 제거하여 통화정책 충격을 식별한다. VAR 모형 분석 결과 긴축적 통화정책 충격은 실물경제를 수축시킨 반면 정보충격은 실물경제를 확장시킨 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 글로벌 금융위기 이후 제기된 금리중시 통화정책 체계에 대한 회의적인 견해도 불구하고 한국에서 통화정책의 파급경로가 여전히 유효하다는 것을 의미한다.

핵심 주제어: 통화정책, 중앙은행 정보효과

경제학문헌목록 주제분류: E43, E52, E58

투고 일자: 2021. 9. 27. 심사 및 수정 일자: 2021. 11. 30. 게재 확정 일자: 2021. 12. 15.

* 본 논문은 2021년도 한국은행 행내현상 논문으로 제출한 Working Paper를 수정 및 보완하여 작성한 것입니다. 논문 작성과정에서 유익한 조언을 해주신 백채원 교수(Tufts University)와 익명의 심사위원 두 분께 감사의 말씀을 드립니다. 본 논문의 결과는 한국은행의 공식견해가 아닌 집필자 개인의 견해이므로 본 논문의 내용을 인용하는 경우에는 집필자 명을 반드시 명시해 주시기 바랍니다.

** 제1저자, 한국은행 통화정책국 조사역, e-mail: joongseop.ahn@bok.or.kr

*** 공동저자, 한국은행 조사국 조사역, e-mail: kimjoowan@bok.or.kr

**** 교신저자, 한국은행 경제연구원 조사역, e-mail: bbyy90@bok.or.kr

I. 서론

1. 연구 배경 및 주요 내용

글로벌 금융위기 이후 금리중시 통화정책 운영체계에 대한 회의적인 시각이 일각에서 제기되고 있다. 이에 대해 본 논문은 금융시장의 일중 고빈도 데이터(High Frequency Data)를 이용해 우리나라에서 통화정책의 파급경로가 여전히 유효하다는 것을 보인다.

통화정책 충격을 정확하게 식별하기 위해서는 통화정책이 여타 거시경제 및 금융변수에 영향받는 부분, 즉 내생성의 문제를 해결할 수 있어야 한다. 이를 위해 지금까지 다양한 방법이 개발되어 활용되고 있지만, 최근에는 고빈도 데이터를 이용해 통화정책 충격을 식별하고자 하는 연구가 주목을 받고 있다. 이는 중앙은행이 정책금리를 공표한 직후 짧은 시간 동안 금융변수의 움직임은 시장에서 예상하지 못한 통화정책 충격에만 기인한 것으로 해석할 수 있기 때문이다.

한편, Nakamura and Steinsson(2018), Jarociński and Karadi(2020) 등은 중앙은행의 통화정책에는 미래의 경제여건에 대한 정보가 전제되어 있으며 민간은 이를 추론하고 기대를 수정하는, 소위 중앙은행 정보효과(Central Bank Information Effect)가 존재하고 있음을 보여주고 있다. 이 경우 중앙은행이 정책금리 상향조정시 민간은 중앙은행이 향후 경기가 개선될 것이라는 전제 하에 통화정책을 수행했다 인식하며 경제전망을 낙관적으로 수정할 수 있다. 특히 Miranda-Agrippino and Ricco(2021) 등의 연구에 따르면 이와 같은 정보효과의 존재를 간과하는 경우 고빈도 데이터를 이용하더라도 통화정책 충격 식별시 내생성을 완벽히 통제할 수 없게 된다.

한국의 경우에도 정보효과가 존재할 가능성이 있다. 이론적으로는 금리가 상승하는 경우 예금 및 채권에 대한 수요증가에 따른 자산 간 대체효과와 주식으로부터 발생하는 현금흐름의 할인율 인상으로 주가가 하락할 것으로 예상된다. 그러나 2010년 7월 한국은행이 기준금리를 25bp 인상한 직후 오히려 주가지수 선물 가격은 0.45p만큼 상승하였다. 이는 금융시장에서 기준금리 인상을 향후 경기여건에 대한 긍정적인 신호로 받아들였을 가능성을 시사한다. 본고에서 129개 통화정책방향 결정 사례를 분석해본 결과, 통화정책방향 결정 직후 시장금리가 상승(하락) 함에도 주가지수가 상승(하락)한 사례가 38% 정도 있었던 것으로 나타났다.

이와 같은 점에 착안해 본 논문에서는 Jarociński and Karadi (2020)의 식별방법을 이용해 통화정책 서프라이즈에서 중앙은행 정보효과에 기인한 부분을 중앙은행 정보충격(Central Bank Information Shock)으로 정의하였다. 그리고 통화정책 서프라이즈에서 정보충격을 제외한 부분을 통화정책 충격(Monetary Policy Shock)으로 간주한다. 식별과정에서는 금리 상승시 자산 간 대체효과 등으로 주가가 하락할 수도 있으나 금리상승에 내재된 경기여건에 반응해 오히려 주가가 상승할 수도 있음을 이용하였다. 통화정책 충격을 식별한 과정은 다음과 같다. 우선 기준금리 결정 발표 전후 30분 구간(window)에서 3년 국채선물 수익률의 움직임을 활용하여 통화정책 서프라이즈를 산출하였다. 아울러 Rigobon (2003)이 제안한 방법을 이용해 서프라이즈가 여타 경제충격이 아닌 오직 통화정책에 기인한다는 것을 밝혀냈다. 그리고 부호제약 베이지안 VAR 모형을 통해 서프라이즈를 통화정책 충격과 정보충격으로 분해하고 이들 충격에 대한 거시경제의 동학을 분석하였다.

VAR 모형 분석 결과 +1표준편차 크기의 긴축적 통화정책 충격은 실질 GDP와 소비자물가를 최대반응 기준 각각 0.15%, 0.05% 감소시키는 것으로 추정되었다. 특히 고용여건을 나타내는 취업자수도 0.10% 감소하는 것으로 시산되었다. 반면, 정보충격은 경기에 확장적인 영향을 발생시켰다. 정보충격에 대해 실질 GDP와 소비자물가는 같은 기준으로 0.09%, 0.02% 상승하였으며 취업자수 또한 0.06% 증가했다. 한편, 정보효과를 고려하지 않은 경우 통화정책 충격에 대한 일부 변수의 반응이 뚜렷하지 않았다. 이는 통화정책 충격과 정보충격이 상이한 성격을 보임에 따라 정보충격을 분리하지 않으면 통화정책 충격 식별이 제대로 되지 못할 수 있음을 시사한다.

본 논문에서 산출한 통화정책 충격은 다음과 같은 측면에서 강건한 것으로 나타났다. 우선 다른 식별방법을 이용한 주요 선행연구에서 정의하는 통화정책 충격의 조건에도 부합하였다. Romer and Romer (2004)와 Miranda-Agrippino and Ricco (2021)는 중앙은행의 전망에 미래 경제여건에 대한 정보가 집약적으로 반영된다고 보아 중앙은행 전망과 무관한 부분을 통화정책 충격으로 식별한다. 본고는 시장의 반응을 이용해 통화정책 충격을 식별한다는 점에서 위 연구들과 차이가 있지만 이들의 조건에도 부합하는 것으로 나타났다.

통화정책 충격과 정보충격의 역사적 특징을 살펴보면 대내외 불확실성이 높았던 시기에 충격의 크기도 큰 것으로 나타났다. 2012년 유로 재정위기, 2013년 테이퍼

텐트럼(Taper Tantrum), 2020년 코로나19 경제위기 등에서 통화정책 충격과 정보 충격이 크게 시산되었다. 이는 대내외 불확실성이 증대되는 상황에서는 중앙은행의 정책, 경제전망에 대한 민간의 관심도가 높아지며, 정책 공표의 영향도 커진 것으로 해석될 수 있다. 위기 시기를 제외하면 정보충격의 크기는 점차 작아지는 양상을 보였다. 이는 글로벌 금융위기 이후 한국은행이 통화신용정책의 예측가능성을 높이기 위해 시장과의 소통을 강조하는 한편 기준금리를 점진적으로 조정하는 등의 노력으로 정보충격이 점감한 것으로 이해할 수 있다.

한편, 통화정책을 중앙은행 정책금리 조정으로만 해석하지 않고 총재 기자회견담화를 포함하는 경우에도 유사한 결과가 도출되었다. 기자회견담화에서는 정책의도를 명확히 시장에 전달하기 위해, 경제여건과 전망뿐 아니라 의결에 관련된 정보들(소수 의견 등)도 공개한다. 실제로 통화정책방향 결정회의 당일 기자회견담회 이후 3년 국채선물 시장에서 매매의 흐름이 변하는 경우가 빈번히 관찰되었다. 총재 기자회견담회를 포함시키는 경우 통화정책 충격과 정보충격이 경제에 미치는 방향은 유사했지만, 소비자물가에 대한 정보효과의 크기가 커졌다. 정보충격은 통화정책에 내포된 경기여건에 대한 정보를 민간이 신뢰해서 발생하는 효과이다. 기자회견담회에서는 정책결정 배경에 대한 설명, 향후 경제 여건에 대한 질의응답을 통해 미래 통화정책 방향과 경기여건에 대한 정보들이 더욱 풍부하게 금융시장에 전파된다. 이와 같이 시장에 전파된 정보들이 더욱 강한 효과를 발생시켰다는 것은 그만큼 중앙은행의 정책 결정과 이에 전제된 경제전망을 시장이 신뢰했다는 것을 의미한다.

본 논문은 (1) 통화정책 충격 식별의 적절성, (2) 서프라이즈 선택의 적절성, (3) 코로나19 경제위기 발생 이전까지의 분석, (4) 소국개방경제로서 해외요인의 영향을 통제하는 순서로 강건성을 검증하였다. 우선 (1)에서는 본고에서 식별된 통화정책 충격이 리스크 프리미엄이 통제된 순수한 통화정책 충격인지 검증하였다. (2)에서는 일중 고빈도 데이터를 활용하지 않는 경우 통화정책 식별이 왜곡될 수 있음을 보였다. 또한 3년 국채선물 수익률보다 단기금리인 3개월 IRS 금리를 이용해 서프라이즈를 산출하고 통화정책 충격을 식별했다. 아울러 시장에서 일시적인 불균형으로 극단값이 나타날 수 있다는 점을 고려해 기준금리 공표전후 평균가격의 차이를 이용한 분석도 진행하였다. (3)에서는 코로나19 위기 이전까지 기간을 대상으로 분석하였으며, (4)와 관련해서는 우리나라가 소규모 개방경제(Small Open Economy)라는 점을 고려해 해외요인을 통제하여 분석결과가 강건한지를 검증하였

다. (1)~(4)에 대한 분석결과 본 논문의 결론은 일관되게 유지되어 강건성을 가지는 것으로 나타났다.

본 논문의 의의는 다음과 같다. 첫째, 고빈도 데이터를 이용해 통화정책 충격을 식별하고, 국내 최초로 동 충격이 거시경제에 미치는 영향과 지속성을 분석하였다. 특히 글로벌 금융위기 이후 저금리가 장기화된 기간에도 통화정책이 여전히 유효하다는 것을 실증적으로 제시하였다. 이는 최근 일각에서 제기되는 금리중시 통화정책 체계에 대한 회의적 견해에도 불구하고 통화정책 파급경로가 여전히 작동하고 있을 가능성을 시사한다.

둘째, 통화정책과 관련하여 학술적·정책적 차원에서 정보효과를 고려할 필요성이 있음을 보였다. 본고의 분석에 따르면 금융시장은 기준금리 결정뿐 아니라 이에 내재된 경기여건에 대해서도 반응할 수 있다. 한편, 총재 기자회견담회에서 정책 결정배경 등을 투명히 전달하면서 정보충격의 효과가 일부 변수에서 증가하는 것으로 나타났다. 이는 평시에도 통화정책 결정배경과 경제전망 정보를 공유함으로써 민간이 중앙은행에 대한 신뢰를 높여온 것에 기인한다.

셋째, 고빈도 데이터 등을 활용하여 중앙은행의 정책에 대한 시장의 반응과 거시경제에 미치는 영향을 연구할 필요성을 제시했다. 방대한 데이터를 기반으로 통화정책에 대한 시장의 반응을 연구할 경우 전통적인 월별/분기별 형태의 총량 데이터(aggregate data)에 비해 많은 정보를 포착하는 것이 가능했다. 추후에도 고빈도 및 빅데이터를 바탕으로 통화정책의 파급과정을 연구할 필요가 있을 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 통화정책 충격 식별방법 및 데이터와 분석모형을 소개한다. 제Ⅲ장에서는 VAR 모형을 이용한 충격반응 분석을 수행하고 식별된 충격의 특성과 과거 사례 등을 검토한다. 제Ⅳ장에서는 본 논문의 분석결과가 강건하다는 점을 보이고 제Ⅴ장에서는 정책적 시사점 등을 제시한다.

2. 선행연구 검토

통화정책이 거시경제에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 통화정책의 내생성을 통제하는 것이 무엇보다 중요하다. 통화정책 충격을 식별하는 과정에서 발생하는 내생성의 문제는 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 첫째, 통화정책 충격 식별을 위해 사용한 거시변수가 경기여건 등 통화정책 이외의 요인에 의해서도 영향을 받을 수

있는데, 이를 통화정책의 결과로 잘못 해석할 수 있는 것이다. 두 번째는 통화정책이 미래 경제상황에 대한 전망을 기초로 결정되는데, 이 경우 통화정책에 내재된 경제변수의 예상적 움직임(anticipatory movement)의 존재로 통화정책 충격의 인과적 영향을 식별하는 데에 어려움이 존재하는 것이다. 만약 통화정책 충격을 식별하는 과정에서 이와 같은 내생성의 문제를 해결하지 못하는 경우 통화정책의 파급효과를 추정하는 과정에서 편의(bias)가 발생하고, Sims(1992) 등이 지적한 물가퍼즐(Price Puzzle) 현상이 나타나는 등 분석결과가 경제적 직관에 부합하지 않을 가능성이 있다. 지금까지 통화정책 식별을 시도한 다수의 선행연구들은 내생성을 통제하기 위한 방안을 다양하게 제시해왔는데, 이는 크게 다음의 세 가지로 나눌 수 있다.

우선, VAR 모형 구조에 제약을 부과해 통화정책 충격을 식별하는 방법이 있다. 대표적으로 Christiano, Eichenbaum and Evans(1999a)은 Sims(1992)의 방법을 발전시켜 내생변수에 대한 단기 무영향 제약(Short-Run Zero Restrictions)을 부과한 축차적 구조를 설정하고 단기이자율 충격을 외생적인 통화정책 변화로 식별하였다. 이들은 미래의 인플레이션 기대 등 공급측면의 충격을 반영할 수 있는 1차 상품가격(Commodity Price) 변수를 VAR 모형에 포함함으로써 물가퍼즐 현상을 완화할 수 있었다. 한편 Blanchard and Quah(1989), Gali(1999) 등은 화폐의 중립성을 가정한 장기 무영향 제약(Long-Run Zero Restrictions)을 부과해 통화정책 충격을 식별하였다. 내생변수들 간의 관계에 명시적인 부호제약을 부과하여 통화정책 충격식별을 시도한 연구로는 Faust(1998), Uhlig(2005) 등이 있다. 대표적으로 Uhlig(2005)는 긴축적 통화정책 충격을 미 연방기금금리(Federal Funds Rate)에 양(+)의 영향을 주면서 물가와 비차입 지급준비금에는 음(-)의 영향을 주는 구조충격으로 정의하였다. 한편, Bernanke, Boivin, and Elias(2005) 등은 VAR 모형과 요인 분석(factor analysis)을 결합해 보다 많은 변수를 고려한 FAVAR 모형을 제안함으로써 VAR 모형의 한계인 정보누락의 가능성을 낮추면 물가퍼즐 등의 문제를 완화할 수 있다고 주장하였다.

두 번째 방법은 설화적 접근법(Narrative Approach)이다. 동 방법론은 통화정책 결정회의 의사록(Minutes), 경제전망 등 중앙은행의 통화정책 관련 문건을 기초로 중앙은행이 의도한 정책금리와 미래 경제여건에 대한 정보를 식별한다. 대표적으로 Romer and Romer(2004)는 FOMC 의사록 분석을 통해 미 연준이 의도한 정책금리(Intended Funds Rate)의 변화를 도출하고, 이것이 현재의 경제여건과 무관하다

는 점을 주장한다. 더 나아가 의도한 정책금리 가운데 미래 경제상황에 대한 정보로 설명되지 않는 부분을 외생적인 통화정책 충격으로 식별하였다. 구체적으로 그린북(Greenbook) 전망 수정치에 연준이 통화정책 결정시 활용하는 미래 경제상황에 대한 정보가 집약되어 있다고 가정하고 의도한 정책금리 가운데 이들로 설명되지 않는 부분을 외생적인 통화정책 충격으로 정의하였다. Cloyne and Hurtgen (2015)은 같은 방법을 영국의 사례에 적용하였다. Antolin-Diaz and Rubio-Ramírez (2018)은 부호제약과 설화적 접근법을 결합한 VAR 모형을 구축하였다.

세 번째 방법은 고빈도로 나타나는 시장의 반응을 통해 통화정책 충격 식별을 시도하는 것이다. 이는 통화정책 결정 전후의 짧은 시간 동안 금융시장 가격변수의 움직임에는 통화정책 이외 여타 요인의 영향이 제한적이라는 점에서, 외생적인 통화정책의 변화를 포착할 수 있다는 것이다. 이들 연구들은 주로 단기금리 선물에 미래 정책금리에 대한 시장의 기대가 집약되어 있다고 보고 정책금리 발표 전후의 짧은 시간 동안 발생한 선물가격 변화를 이용해 통화정책 충격식별을 시도하였다. 우선 Kuttner (2001), Cochrane and Piazzesi (2002)는 FOMC 회의결과 발표시간을 고려해 채권수익률의 움직임을 분석하였다. Gürkaynak et al. (2005)은 FOMC의 정책금리 발표 전후 FFR 선물 가격의 변화를 계산하고 해당 변수가 금리 기간구조에 유의한 영향을 미친다고 주장하였다. 한편, Gertler and Karadi (2015)는 고빈도 데이터로 산출한 통화정책 서프라이즈를 도구변수로 이용하는 Proxy VAR 모형을 구축해 통화정책 충격이 거시경제에 미치는 영향과 지속성을 분석하였다. Paul (2020)의 연구는 통화정책 서프라이즈를 도구변수로 활용해 통화정책 충격이 자산가격과 실물경제에 미치는 영향의 시간에 따른 변화를 분석하였다. Cesa-Bianchi, Thwaites and Vicondoa (2020)는 영국의 사례를 바탕으로 통화정책 서프라이즈를 시산하고 VAR 모형을 이용해 통화정책 충격의 영향을 파악하였다.

다만, 고빈도 데이터를 사용하는 경우에도 외생적인 통화정책 충격이 적절하게 식별되지 않을 수 있다는 비판도 제기된다. 이는 다수의 연구가 지적하고 있는 바와 같이 중앙은행 정보효과(Central Bank Information Effect)가 존재하는 경우 이를 통화정책 충격으로 오식별할 가능성이 있기 때문이다. 중앙은행 정보효과는 Romer and Romer (2000)의 연구 이후 대두되었는데, Romer and Romer (2000)는 미 연준이 경제전망에 있어 민간보다 우위에 있으며 민간이 연준으로부터 추가정보를 획득하고 기대를 수정한다고 주장하였다. 이에 착안해 이후의 연구들은 고빈도 데이터

를 이용하는 것에서 더 나아가 통화정책에 담긴 중앙은행의 경제전망 관련 정보가 민간의 기대에 영향을 미치는 현상을 정보효과로 간주하고 이의 존재를 검증하고 모형에 반영하기 위해 노력하였다. Nakamura and Steinsson (2018) 은 고빈도 데이터를 통해 식별한 통화정책 충격이 금리의 기간구조는 물론 민간의 기대에도 영향을 준다는 점을 보이며 중앙은행 정보효과가 존재함을 규명하였다. 아울러 정보효과를 고려한 뉴케인지안 모형을 통해 정보효과의 실물적 효과에 대한 이론적 근거를 제시하였다. Jarociński and Karadi (2020) 는 중앙은행 정보효과를 간과하는 경우 통화정책의 파급효과를 과소평가할 수 있음을 보이며, 고빈도 데이터를 이용해 산출한 서프라이즈를 통화정책 충격, 정보충격으로 분리하고 각 충격의 파급효과를 분석하였다. 최근에는 정보효과의 존재를 긍정하는 연구(Cieslak and Schrimpf, 2019; Kerssenfischer, 2019 등) 뿐만 아니라 동 효과의 존재에 의문을 제기하는 연구(Bauer and Swanson, 2020 등) 또한 이루어지고 있는 상황이다. 이는 고빈도 데이터를 통한 통화정책 충격 식별과 정보효과에 대한 논의가 학계 및 해외 중앙은행에서 활발히 진행되고 있음을 시사한다.

한편 국내 연구의 경우에는 고빈도 데이터를 이용해 통화정책 충격을 식별하거나 중앙은행 정보효과를 분석한 연구는 다소 부진한 모습이다. 나현주·최정재(2016) 는 일중 고빈도 데이터를 이용해 시장에서 예상하지 못한 경제뉴스 충격이 채권시장에 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 안창모(2012), 안창모(2013) 는 3년 국채선물 시장의 일중 고빈도 데이터를 사용해 통화정책 충격 식별을 시도하였으나 통화정책 충격이 외환·금융시장에 미친 영향만을 분석하였으며 실물경제에 미치는 영향을 포함하지는 않았다. 한편 중앙은행 정보효과를 직접 다루지는 않았지만 중앙은행이 공표한 정보가 금융시장에 미치는 영향을 분석한 연구는 일부 존재한다. 손욱·성병목·권효성(2005) 은 일별 데이터를 이용해 분석한 결과 통화정책 신호 또는 대외발언이 금융변수의 수준에 미치는 영향력은 크지 않았지만 변동성을 확대시킨 것으로 분석하였다.

본 논문은 한국에서 고빈도 데이터를 이용하는 한편, 더 나아가 중앙은행 정보효과를 고려해 통화정책 충격을 식별함으로써 동 충격의 거시경제적 파급효과를 분석하였다는 점에서 의의를 가진다. 코로나19 등 주요 경제위기 상황에서 통화정책에 내재된 향후 경기전망에 금융시장이 주목한다는 점, 아울러 최근에는 기준금리 인상 가능성에 따라 주식과 채권 간 대체관계가 두드러지고 있다는 점에서 Jarociński

and Karadi (2020)이 제시한 방법론이 적합한 것으로 판단했다. 다만, 구체적인 변수 선정과 세부적인 모형 설정 등에서 한국의 특수성을 반영하였다. 특히 한국은 단기금리 선물시장이 발달하지 못했으나 국채선물 시장이 활성화되었다는 점에 착안해 통화정책 서프라이즈 산출시 국채선물을 이용하였다.

더 나아가 본 논문에서는 국채선물 데이터를 이용해 산출한 통화정책 서프라이즈가 통화정책 이외 여타 요인으로부터 비롯되지 않았으며, 리스크 프리미엄 충격과도 무관하다는 점을 밝혔다. 이와 같은 시도는 글로벌 금융위기 이후 주요국 중앙은행이 정책금리를 매우 낮은 수준으로 유지해온 과정에서 단기금리선물을 통한 통화정책 충격 식별이 제약될 가능성을 보완할 수 있다는 점에서 기존 선행연구와 차별성을 가지는 부분이다. 이는 1년 이상 만기의 채권 데이터를 바탕으로 통화정책 서프라이즈를 산출하였던 Kerssenfischer (2019)의 연구에서도 시도되지 않았다는 점에서 의의가 있다. 아울러, 본 논문에서는 통화정책을 단순히 정책금리 결정뿐만 아니라 통화정책결정 의결문 공표, 총재 기자회견담회를 포함하는 광의의 개념으로 해석하고 한국에서 중앙은행이 제시하는 메시지가 금융시장에 미치는 영향의 중요성과 그것의 경제적 파급효과에 대한 분석을 시도하였다는 점에서 의의가 있다.

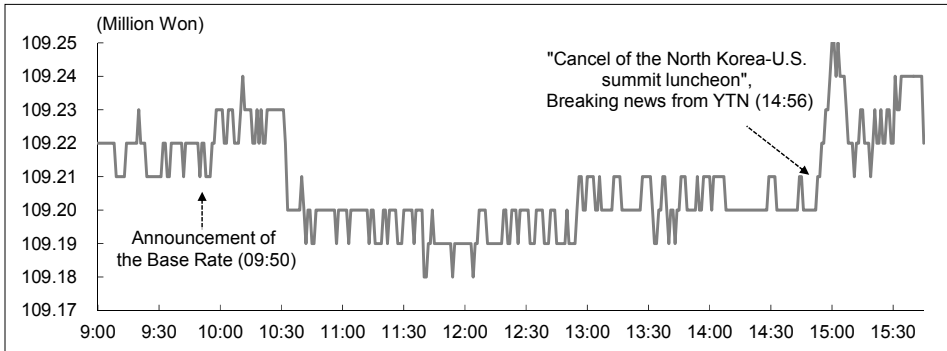
II. 통화정책 충격 식별 방법 및 데이터 소개

1. 고빈도 데이터를 활용한 통화정책 서프라이즈 산출

통화정책 충격을 정확하게 식별하기 위해서는 여타 거시경제 충격으로부터 통화정책 충격을 식별해야 한다. 금융시장은 통화정책 이외의 경제충격에도 민감하게 반응하기에 데이터의 주기(frequency)가 길어질수록 다양한 충격이 혼재되어 통화정책 충격의 영향을 파악하는 데에 한계가 존재한다.

〈Figure 1〉은 통화정책방향 결정회의 당일 3년 국채선물의 일중가격 추이로, 저빈도 데이터를 사용하는 경우 통화정책 충격을 정확하게 식별하지 못하는 사례이다. 2019년 2월 기준금리 동결 이후 국채선물 가격이 소폭 상승한 이후 하락하였지만, 북미 정상회담 관련 불확실성 확대로 오후에 가격이 반등한 경우이다. 이와 같은 사례는 저빈도 데이터에 다양한 충격이 혼재되어 있음을 보여주며 이들의 영향을 통화정책에 기인한 것으로 오식별할 가능성이 존재함을 보여준다.

〈Figure 1〉 A Case Where Other Economic Shocks rather than Monetary Policy Effected on the Monetary Policy Board's (MPB's) Policy-Setting Meeting Day



Note: The daily price trend of 3-year KTB (Korea Treasury Bond) futures on the day of the MPB's policy-setting meeting held in February 2019.

이에 본 논문은 고빈도 데이터를 이용해 외생적인 통화정책 충격의 식별을 시도한다. 구체적으로 식 (1) 과 같이 한국은행 기준금리 발표시점 (τ) 을 기준으로 $\tau - 10$ 분부터 $\tau + 20$ 분 동안 금리선물 수익률 (R) 변화를 금융시장에서 예상하지 못한 금리선물 서프라이즈 (S_t) 로 간주한다.¹⁾ 한국은행 기준금리 공표시점 전후로 짧은 시간 동안 금융변수의 움직임은 여타 경제충격으로부터 무관한 통화정책의 결과로 해석할 수 있기 때문이다. 아울러 금리선물 서프라이즈 (S_t) 는 시장참가자들이 예상하지 못한 통화정책 충격이 금융시장에 영향을 미치고 있으며, 신속하게 가격변수에 반영된다는 것을 의미한다.

$$S_t = R_{t, \tau+20} - R_{t, \tau-10} \\ = E[R_{t+N} | \Omega_{t, \tau+20}] - E[R_{t+N} | \Omega_{t, \tau-10}] \quad (1)$$

단, $R_{t, h}$ = 통화정책방향 결정회의 당일 (t) h 시점에서 형성된 금리선물 수익률 (N = 잔존만기)

$\Omega_{t, h}$ = 통화정책방향 결정회의 당일 (t) h 시점에서 시장참가자의 정보집합

1) 금리선물 수익률 (R) 은 미래 금리경로에 대한 기대 (r) 와 리스크 프리미엄 (rp) 으로 구성된다. 다만, Gürkaynak et al. (2005), Nakamura and Steinsson (2018), Piazzesi and Swansson (2008) 등은 통화정책 서프라이즈에 포함된 리스크 프리미엄의 영향은 미미하다고 주장한다. 본 논문에서도 통화정책 서프라이즈가 리스크 프리미엄 충격으로부터 비롯되지 않았다는 점을 실증적으로 분석했다. 이에 대한 내용은 제IV장에 서술하였다.

본 논문에서는 단기금리 선물시장이 발달하지 않은 우리나라의 경우에는²⁾ 3년물 국채금리가 시장 지표금리(Benchmark)로 기능한다는 점에 착안해 3년 국채 선물 데이터를 이용해 금리선물 서프라이즈를 산출하였다.³⁾ 특히 글로벌 금융위기 이후 저금리 기조가 장기간 유지되어 왔으며 한국은행이 기준금리 조정 이외에도 다양한 정책을 활용해왔다는 점에서 국채금리를 이용해 광의의 통화정책을 파악하는 것이 중요하다는 점을 고려하였다. 다만 3개월 이자율스왑(IRS) 금리를 이용해 단기금리를 이용한 서프라이즈도 산출하여 강건성을 검증하였다.⁴⁾ 금리선물 서프라이즈가 양의 값을 가지는 경우 금융시장에서 예상보다 통화정책을 긴축적이라고 인식하였음을 의미한다(본고에서 산출한 서프라이즈의 추이는 부록 A를 참고하기 바란다.).

한편 금리선물 서프라이즈(S_t)는 식 (2)와 같이 통화정책에 기인한 부분(m_t)과 이외 교란요인(η_t)의 합으로 표현할 수 있다. 만약 교란요인이 존재하면서 유의미하게 큰 값을 가진다면 서프라이즈를 통화정책 충격으로 식별하는 데에 한계가 존재한다. 따라서 서프라이즈를 통화정책 충격으로 간주하기 위해서는 다음의 두 가지 조건이 성립해야 한다. 첫 번째로는 교란요인(η_t)이 여타 거시경제 및 금융 상황과 무관해야 한다(조건 1). 두 번째는 η_t 의 분산이 매우 작아 η_t 의 크기가 매우 작아야 한다는 것이다(조건 2). 만약 $Var(\eta_t)$ 가 유의미하게 큰 값을 가진다면 서프라이즈가 오직 통화정책으로부터 기인한 결과라고 해석할 수 없게 된다.

$$S_t = m_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim (0, \sigma_\eta^2) \quad (2)$$

단, m_t 와 η_t 는 서로 직교(Orthogonal)한다.

조건 (1) $E[\eta_t | y_t] = 0$ (y_t 는 여타 정치, 경제 관련 변수 등을 의미)

조건 (2) $Var(\eta_t) \approx 0$

-
- 2) 우리나라의 경우 통화안정증권 금리선물이 상장폐지된 이후 단기금리 선물시장이 존재하지 않는다.
- 3) Kerssenfischer (2019), Smolyansky and Suarez (2021) 등도 국채 수익률을 이용해 통화정책 충격을 식별하였으며, 국내연구는 안창모(2012), 안창모(2013) 등이 국채선물 가격을 이용한 바 있다.
- 4) 3개월 IRS 금리는 현재로부터 3개월 이후 금융투자협회가 고시하는 CD(91일물) 최종호가수익률과 교환되는 고정금리를 의미한다. 다만, 우리나라의 경우 3개월 이자율 스왑거래 규모가 감소해왔다는 점을 고려해 본고에서는 국채선물을 중심으로 통화정책 충격을 식별하고 IRS 금리는 강건성 검토에 활용하였다.

금리선물 서프라이즈(S_t)는 기준금리 공표 전후 30분간 금리선물 시장에서 발생한 가격변수 변동폭이라는 점에서 조건 (1)은 자연스럽게 충족된다. 이는 기준금리가 공표되는 오전 10시 내외에 여타 경제충격이 발생하는 경우가 드물기 때문이다. 우선 기준금리 공표일자와 주요 거시경제지표(GDP, 소비자물가, 국제수지, 고용 등) 공표 일자와 공표 시각이 대체로 다르다는 점을 들 수 있다.⁵⁾ 주요국의 금융 및 거시경제 충격의 영향 또한 미미할 것으로 판단된다. 이는 시차로 인해 전일 미국, 유럽 등 주요국에서 발생한 경제충격은 개장 초반에 반영되는 경우가 많으며 한국은행 기준금리 공표 시점을 전후로 새로운 충격이 발생한 경우가 드물기 때문이다.⁶⁾

다음으로 조건 (2) 또한 서프라이즈 발생시점에 통화정책 이외 여타 경제충격이 발생하지 않았다면 $\eta_t \approx 0$ 과 같다는 점에서 충족된다. 이를 위해 Rigobon (2003)의 이분산을 통한 식별 방법(Identification through Heteroskedasticity)을 활용해 금리선물 서프라이즈(S_t)에 포함된 잡음(η_t)의 존재유무를 검증한다. 통화정책방향 결정회의 당일 발생한 서프라이즈의 집합을 R_1 으로 두고 그렇지 않은 경우 비슷한 시간에 발생한 금융시장 가격변수의 움직임을 R_2 로 둔다. 이후 Nakamura and Steinsson (2018), Cesa-Bianchi, Thwaites and Viccondoa (2020)를 참고해 식 (3)과 같이 서프라이즈가 금리의 기간구조에 영향을 미치는 회귀모형을 설정한다.

$$\Delta i_t = \alpha + \beta S_t + \epsilon_t \quad (S_t = m_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim (0, \sigma_\eta^2), \quad \epsilon_t \sim (0, \sigma_\epsilon^2)) \quad (3)$$

단, Δi_t = 만기별 국고채 금리의 직전 영업일 대비 변동폭(%p)

-
- 5) 국내 경제지표는 한국은행 기준금리 공표일과 다른 날에 발표된 경우가 대부분이었으며, 국내 주요 경제지표는 통상 오전 9시 이전, 혹은 12시 정각에 발표되므로 기준금리와 공표일이 동일하더라도 서프라이즈 산출시 이용한 '30분 구간'에는 영향을 미치지 않았다. 한편, 2020년 이후 서프라이즈에는 코로나19 확진자 수 발표에 따른 잡음이 발생할 수 있으나 발표시간이 서프라이즈 산출구간에 포함되는 경우가 드물었다. 아울러 실시간 코로나 확진자수를 집계해 제공해주는 민간기관(코로나라이브) 등에 힘입어 코로나19 확진자 수 충격의 영향은 개장 초반에 반영되었을 것으로 생각할 수 있다.
- 6) 해외 중앙은행인 미 연준, ECB는 시차 문제로 정책금리 발표, 주요 인사 발언 등이 기준금리 발표와 같은 시간에 진행된 경우는 없었다. 일부 해외 경제지표(중국 국가통계국의 제조업/비제조업 PMI 지수)가 기준금리 공표일 10:00시(한국시간 기준)에 발표된 경우가 소수 있었으나, 전체 표본중 차지하는 비중이 미미하였다.

이때 $\hat{\beta}_{OLS}$ 는 R_1 을 이용해 S_t 가 Δi_t 에 미치는 영향을 추정하며 $\hat{\beta}_{Rigobon}$ 은 기준 금리 발표시에만 m_t 가 발생한다는 가정하에 m_t 가 Δi_t 에 미치는 영향을 나타낸다. 즉 $\hat{\beta}_{Rigobon}$ 의 경우 $Var_{R_1}(m_t) > Var_{R_2}(m_t) \approx 0$, $Var_{R_1}(\eta_t) = Var_{R_2}(\eta_t)$ 와 같이 가정하고 β 를 추정하는 것이다. S_t 가 오직 통화정책으로부터 기인한다면 $Var_{R_1}(\eta_t) = Var_{R_2}(\eta_t) = 0$, $S_t = m_t$ 와 같게 되어 $\hat{\beta}_{OLS} = \hat{\beta}_{Rigobon}$ 이 성립하게 된다.⁷⁾ 이를 검증한 결과를 <Table 1>에 제시하였다.

<Table 1> OLS and Rigobon(2003) Estimation Results for Equation (3)

	1 year	3 year	5 year	10 year
(OLS)	0.92 [0.65, 1.20]	1.10 [0.78, 1.43]	1.01 [0.69, 1.33]	0.78 [0.48, 1.09]
(Rigobon)	0.97 [0.47, 1.33]	1.15 [0.55, 1.60]	1.04 [0.46, 1.46]	0.80 [0.23, 1.22]

Note: 95% confidence interval in square brackets ([]). However, for Rigobon(2003) estimator, we reported Weak-IV robust confidence interval using the bootstrap method (iteration = 20,000). For R_1 (experimental group), we used surprises on the day of 129 regular MPB's policy-setting meetings held since April 2009. For R_2 (control group), we selected days when the bond market opened at 9 a.m, not belonging to the experimental group, from April 2009 to June 2021. Then, we calculated the change in yield of 3-year KTB futures from 9:50 a.m. to 10:20 a.m. on those days.

<Table 1>을 보면 $\hat{\beta}_{OLS}$ 와 $\hat{\beta}_{Rigobon}$ 이 매우 유사한 값으로 나타났으며 OLS 추정량이 $\hat{\beta}_{Rigobon}$ 의 신뢰구간에 포함된다. 따라서 95% 신뢰수준에서 $\hat{\beta}_{OLS} = \hat{\beta}_{Rigobon}$ 와 같아 조건 (2)가 충족되어 S_t 가 오직 통화정책의 결과라고 해석할 수 있게 된다. 아울러 <Table 1>의 결과는 본 논문에서 산출한 금리선물 서프라이즈가 금리 기간구조 전반에 파급되고 있으며 장기물일수록 영향력이 작게 나타나는 등 일반적인 통화정책 요인으로서 특성을 가진다는 점을 보여준다.

7) 모형의 추정과정에서 Nakamura and Steinsson (2018)의 코드를 활용하였다. 이에 대한 자세한 설명은 부록 B를 참고하기 바란다.

2. 중앙은행 정보효과와 통화정책 충격

일반적으로 중앙은행은 현재의 경제상황에 대한 판단과 향후 경제전망에 근거해 기준금리를 결정한다. 마찬가지로 한국은행의 통화정책에는 향후 경제상황에 대한 정보가 포함되어 있을 가능성이 다분하다.⁸⁾ 이는 한국은행 금융통화위원회의 통화정책 결정으로부터 민간이 향후 경제상황에 대한 정보를 추가적으로 획득함으로써 기대를 조정할 여지가 있음을 시사한다. 이와 같은 중앙은행 정보효과(Central Bank Information Effect)가 존재하는 경우 금리선물 서프라이즈(S_t)는 엄밀한 의미의 통화정책 충격으로 간주할 수 없다. 이는 Miranda-Agrippino and Ricco (2021), Jarociński and Karadi (2020) 등이 지적하는 바와 같이 서프라이즈에 향후 경제상황에 대한 정보충격이 포함되어 있을 가능성이 존재하기 때문이다. 또한 본 논문에서는 국채선물을 이용해 서프라이즈를 산출하는데 장기금리와 선물 가격은 미래 경제상황에 대한 기대변화에 민감하게 반응하기에 정보충격을 분리하는 것이 필수적이라고 할 수 있다.⁹⁾

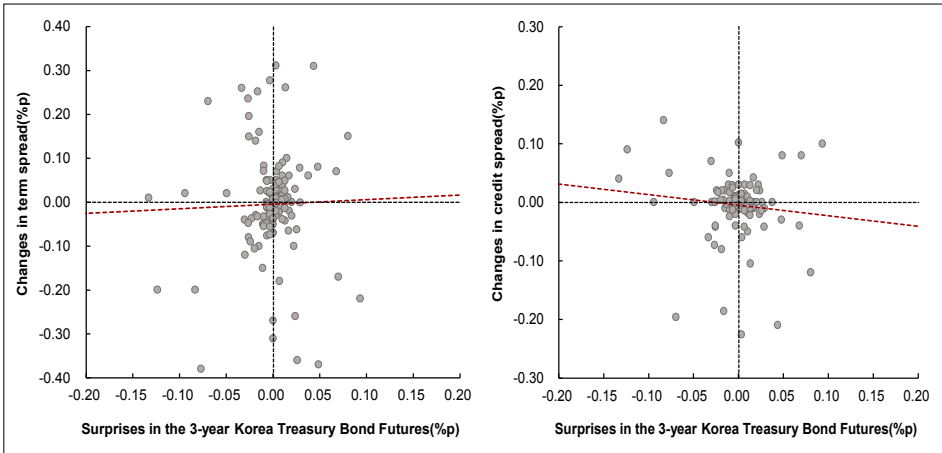
금리선물 서프라이즈에 향후 경기여건에 대한 정보가 내재되었는지 여부는 〈Figure 2〉에 제시한 금리선물 서프라이즈와 금리스프레드 간 관계를 통해서도 파악할 수 있다. 윤재호(2020) 등의 연구는 우리나라에서 기간스프레드와 신용스프레드는 향후 경제상황에 대한 예측력을 가지고 있음을 보여준다. 일반적으로 기간스프레드의 확대는 향후 경기가 개선될 것이라는 정보를 담고 있으며 신용스프레드의 확대는 향후 경기여건 악화에 대한 정보를 담고 있다. 이때 금리선물 서프라이즈와 관계를 분석할 경우 기간스프레드는 양(+)의 관계를 보였으며 신용스프레드는 음(-)의 관계를 보였다. 두 경우 모두 회귀분석 결과 통계적으로 유의미한 관계를 나타내지는 않았지만, 시장에서 통화정책을 긴축적으로 인식하였음에도 향후 경기여건이 개선될 것이라는 방향으로 금리스프레드가 반응한 것이다. 이와 같은 결과는

8) 2021년 현재 한국은행은 2, 5, 8, 11월 통화정책방향 결정회의시 「경제전망 보고서」를 발표하고 있으며 GDP 관련 7개, 고용 관련 3개, 물가 관련 3개, 대외교역 관련 6개, 해외 7개 변수를 전망하고 있다. 그 외의 통화정책방향 결정회의시에는 「최근의 국내외 경제동향」을 발표하고 있다.

9) 본 논문에서는 단기금리인 3개월 IRS 금리를 이용해 강건성 검정을 시도하였는데, 3개월 IRS 금리를 통해 산출한 서프라이즈에는 향후 경기여건에 대한 정보가 제한적이었던 것으로 나타났다. 이에 대한 자세한 설명은 제IV장을 참고하기 바란다.

금리선물 서프라이즈에 향후 경기여건에 대한 정보가 내재되어 있을 가능성을 시사한다.

〈Figure 2〉 Scatter Plot of Surprises in the 3-year KTB Futures and Yield Spreads

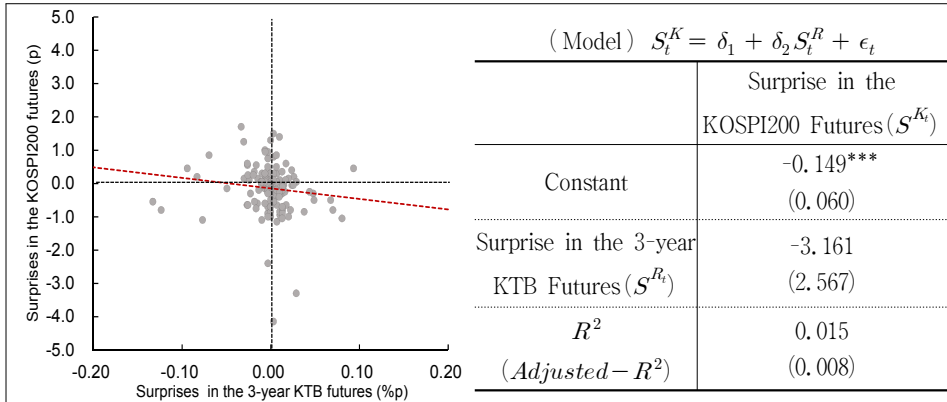


Note: The horizontal axis of graphs means the surprise in the 3-year KTB Futures on the day of the MPB's policy-setting meeting. Each vertical axis represents changes in the term spread and the credit spread on the same day compared to the previous business day. We use the 5-year KTB spot rate and the Call rate to calculate the term spread in the same way as Statistics Korea produces CLI (Composite Leading Indicators). We calculated the credit spread using the difference between the 3-month Commercial Paper spot rate and the 3-month Monetary Stabilization Bond spot rate.

이에 본 논문에서는 Cieslak and Schrimpf(2019), Jarociński and Karadi(2020) 등을 참고하여 금리와 주가 사이 관계를 바탕으로 통화정책에 존재하는 정보효과를 분리하고자 한다. 일반적으로 금리가 상승하면 주식으로부터 발생하는 현금흐름의 할인율이 높아지고 예금 및 채권 등의 수익률이 높아져 주식에 대한 수요가 감소한다. 아울러 총수요 측면에서 경기가 둔화되고 기업의 이자비용이 증가함에 따라 미래 배당금의 규모도 감소할 것이라 생각하는 것이 일반적이다. 다만 〈Figure 3〉을 보면 통화정책방향 결정회의 당일 발생한 금리선물과 주가지수 선물 서프라이즈는 대체로 음(-)의 관계를 보였으나, 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 특히 Bauer and Swanson(2020)이 지적하는 바와 달리 우리나라에서는 국채선물과 주가지수 선물 서프라이즈 간 체계적인 관계가 나타나지 않는다는 것은 이와 같은

정보효과가 존재할 수 있음을 시사한다.¹⁰⁾

〈Figure 3〉 Scatter Plot of Interest Rate Futures Surprises and
Stock Index Futures Surprises

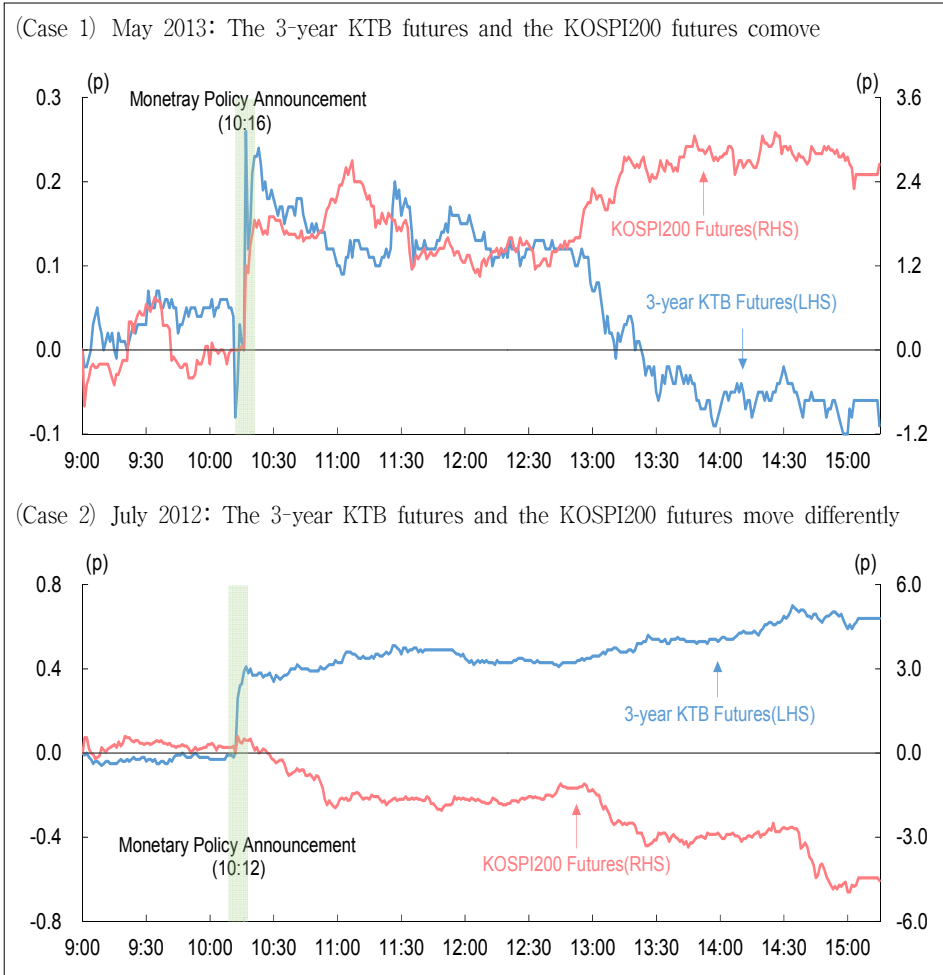


Note: The horizontal axis of the graph means the surprise in the 3-year KTB Futures on the day of the MPB's policy-setting meeting, and the vertical axis means the surprise calculated with the KOSPI200 futures. The right side is the estimation result of the Model with the Newey-West standard error in (). Asterisks indicate statistical significance at the * 10%, ** 5%, *** 1%, respectively.

〈Figure 3〉에 제시한 결과는 금리 상승에도 불구하고 선물시장 참가자들이 향후 경기가 개선될 것이라 생각해 주가지수가 상승할 것으로 기대할 가능성이 있음을 보여준다. 이에 대한 구체적인 사례는 〈Figure 4〉에 제시하였다. 우선 2013년 5월의 경우 기준금리 공표 이후 국채선물 가격은 상승(금리하락)하고 주가지수(KOSPI200) 선물가격도 상승한 경우로 일반적인 예측에 부합한다. 하지만, 두 번째 그림은 2012년 7월에 기준금리 공표 직후 국채선물 가격은 상승한 반면, 주가지수 선물가격은 하락해 이론적인 방향에 부합하지 않았음을 보여준다. 본 논문에서 분석한 결과 2009년 4월 이후 통화정책방향 결정회의 당일 금리선물과 주가선물 가격이 같은 방향으로 움직인 사례는 전체의 38% 수준으로 나타났다(〈Figure 3〉의 1사분면, 3사분면에 해당한다.).

10) Bauer and Swanson (2020)은 Campbell et al. (2012)과 Nakamura and Steinsson (2018)가 식별한 통화정책 서프라이즈가 주가에 매우 유의한 부정적인 영향을 미치고 있다는 점을 지적하며 통화정책 서프라이즈에는 정보효과가 존재하지 않을 수 있다는 주장을 펼쳤다.

〈Figure 4〉 Price Changes of the KTB Futures and the KOSPI200 Futures on the MPB's Policy-Setting Meeting Day



Note: The price of 3-year KTB futures and the KOSPI200 futures at the moment of the base rate announcement is standardized to zero

이와 같은 현상은 Romer and Romer (2000), Nakamura and Steinsson (2018), Jarociński and Karadi (2020) 등이 제기한 중앙은행 정보효과가 국내에도 존재할 수 있다는 점을 시사한다. 즉 중앙은행이 예상보다 완화적인 통화정책을 수행할 경우 민간은 향후 경기여건이 예상했던 것보다 부정적일 것이라 인식하며 자체적인 경제전망을 수정할 수 있다는 것이다. 이와 같은 중앙은행 정보효과를 고려하지 않을 경우 통화정책 충격을 적절히 식별하지 못하며 동 충격의 효과를 과소평가할 여

지가 존재한다. 따라서 통화정책을 식별하는 경우 중앙은행의 사적정보가 민간의 기대에 미치는 영향을 적절하게 분리해야 한다. 즉 서프라이즈(S_t) 가운데 통화정책으로부터 기인한 부분(m_t)을 통화정책 충격(Monetary Policy Shock, MP_t)과 중앙은행 정보충격(Central Bank Information Shock, CBI_t)으로 구분지어야 하는 것이다.

3. 통화정책 충격 식별을 위한 VAR 모형

본 절에서는 Jarociński and Karadi (2020)의 방법론을 이용해 중앙은행의 통화정책 결정에 따른 통화정책 충격과 중앙은행 정보충격을 식별하기 위한 부호제약 VAR 모형을 구성한다.¹¹⁾ 이를 위해 다음과 같은 두 가지 가정을 도입한다.

(가정 1) 고빈도 데이터로부터 추출한 서프라이즈는 해당 시점의 중앙은행 통화정책 결정의 영향만을 반영하고 여타 거시경제·금융 변수로부터 영향받지 않는다.

(가정 2) 외생적인 통화정책 충격과 중앙은행 정보충격의 식별은 사전적으로 설정한 부호제약을 따른다.

우선 첫 번째 가정은 서프라이즈가 당기의 통화정책으로부터만 기인하고 여타 거시경제·금융 상황으로부터 영향받지 않는다는 내용이다. 앞서 논의한 바와 같이 본 논문에서 산출한 서프라이즈는 이와 같은 특성을 모두 충족한다. 두 번째 가정은 기준금리 공표 시점 전후 금리선물과 주가지수 선물의 움직임을 바탕으로 통화정책 충격과 정보충격을 식별한다는 내용이다. 금리가 상승하고 주가지수가 하락하는 경우를 통화정책 충격으로 반대의 경우를 중앙은행 정보충격으로 간주한다.

이에 따라 <Table 2>와 같이 구조충격을 식별하기 위한 부호제약을 설정한다. 기타 충격이 서프라이즈에 미치는 영향에는 (가정 1)에 따라 모든 시차에 걸쳐 0의 제약을 부과하였다. 통화정책 충격 및 중앙은행 정보충격이 서프라이즈에 미치는

11) Jarociński and Karadi (2020)의 코드를 원용하되, 모형구조 등을 수정하였다.

영향에 대해서는 (가정 2)에 따라 당기에만 부호를 사전적으로 설정하고 나머지 기간에 대해서는 (가정 1)에 따라 0의 제약을 두었다. 한편, 각각의 충격이 여타 거시경제 및 금융변수에 미치는 영향에는 별도의 부호제약을 부과하지 않았다.

〈Table 2〉 Effects of Shocks on Surprises and Other Variables

	Monetary Policy Shock	Central Bank Information Shock	Other Shocks
Surprises			
- 3-year KTB futures yield	+	+	0
- KOSPI 200 futures price	-	+	0
Macro & Financial Variables	●	●	●

Note: Each +, - means the direction in which economic shocks affect variables. ● means no restriction, and 0 means that the shocks do not affect variables.

이상의 내용을 반영하여 식 (4)와 같은 VAR 모델을 축약형(Reduced-form)으로 구성하였다. h_t 는 이자율 서프라이즈(S_t^R), 주가 서프라이즈(S_t^K)로 이루어진 벡터이며 정기 통화정책방향 결정회의가 없는 달에는 0의 값을 가진다.¹²⁾ x_t 는 저빈도로 관측되는 변수들로 구성된 벡터로서 자산시장 상황을 보여주는 KOSPI 지수(x_{1t}), 실물경제 상황을 나타내는 실질 GDP(x_{2t}), 취업자수(x_{3t}), 소비자물가(x_{4t}), 민간의 기대를 반영할 수 있는 향후 경기전망 CSI(x_{5t}), 금융상황을 나타내는 신용 스프레드(x_{6t})로 구성된다. D_x 는 코로나19 경제위기의 영향을 반영하여 코로나19 기간(2020년 4월~2021년 6월)에는 1을 부여하고 나머지 기간에는 0을 부여한 외생(터미) 변수이다. 모형의 시차(Lag)는 통화정책의 파급시차를 고려하여 12개월로 설정했다.

$$\begin{bmatrix} h_t \\ x_t \end{bmatrix} = \sum_{p=1}^{12} \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ B_{h,p} & B_{x,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{t-p} \\ x_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ c_x \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ D_{x,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^h \\ u_t^x \end{bmatrix} \quad (4)$$

12) 한국은행 금융통화위원회는 2016년 이전에는 매달 통화정책방향 결정회의를 개최하였지만, 2017년부터는 개최횟수를 연 8회로 축소하였다. 한편, 본 논문에서는 정기 통화정책방향 결정회의만을 대상으로 하고 있어 2020년 3월은 임시 회의를 열었음에도 0의 값을 부과하였다.

$$\begin{aligned} \text{단, } h_t &= [S_t^R \ S_t^K]' \\ x_t &= [x_{1t} \ x_{2t} \ x_{3t} \ x_{4t} \ x_{5t} \ x_{6t}]' \\ \begin{bmatrix} u_t^h \\ u_t^x \end{bmatrix} &\sim N(0, \Sigma_u) \end{aligned}$$

식 (4)를 살펴보면 h_t 는 가정 (1)에 따라 축약형 오차항인 u_t^h 와 같다. x_t 는 h_t 에 영향을 줄 수 없으며 이에 따라 u_t^h 는 서프라이즈 벡터의 구조충격인 외생적인 통화정책 충격(MP_t)과 중앙은행 정보충격(CBI_t)의 선형결합만으로 이루어지게 된다. 이는 아래와 같이 식 (5)로 나타낼 수 있다. 이후 부호제약 가정에 따라 α 와 β 에 제약을 부과함으로써 통화정책 충격과 중앙은행 정보충격을 식별한다.

$$u_t^h = h_t = [S_t^R \ S_t^K]' = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ \beta_1 & \beta_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} MP_t \\ CBI_t \end{bmatrix}, \quad \text{단, } MP_t \perp CBI_t \quad (5)$$

(식별조건) 통화정책 충격: $\alpha_1 > 0$, $\beta_1 < 0$, 정보충격: $\alpha_2 > 0$, $\beta_2 > 0$

VAR 모형의 사전분포로는 Litterman(1986), Sims and Zha(1998) 등을 참고해 계수행렬 B 는 정규분포(Normal Distribution), 오차항의 분산-공분산 행렬 Σ_u 는 역 위사트 분포(Inverse Wishart Distribution)를 따르며 둘의 결합확률분포는 정규 역 위사트 분포(Normal-Inverse Wishart Distribution)를 따르도록 설정하였다. 개별 모수들의 조건부 사후분포는 깁스-샘플링 방식을 활용하여 추정하였다. 사전분포 설정시 초모수(Hyperparameter) 가운데 Σ_u 의 사전제약에 대한 전반적인 응집성(Tightness)을 제어하는 $\lambda_1 = 0.2$ 로 두었으며, 과거 변수에 대한 가중치로서 λ_2 (Lag Decay) = 1.5로 설정하였다. 구체적인 식별과정은 다음과 같다.

- (1) 축약형 방정식에서 계수 및 오차항의 분산-공분산 행렬 Σ_u 를 깁스-샘플링 방식으로 추정한다.
- (2) i 번째 Σ_u 에 대해서 Cholesky 분해 $\Sigma_u = PP'$ 를 만족하는 하삼각행렬 P 를 구한다.

- (3) $QQ' = I$ 를 만족하는 정방행렬 Q^{13} 를 임의로 추출한다.
- (4) $H = PQ^{14}$ 를 만족하는 H 로 구조모형을 추정하고 충격반응함수를 구한다.
- (5) 충격반응이 부호제약을 만족하면 H 를 저장하고 $i+1$ 번째 Σ_u 에 대해 (3)을 수행한다. 부호제약을 만족하지 않으면 i 번째 Σ_u 에 대해 (3)을 재수행한다.
- (6) 이와 같은 과정을 반복해 부호제약을 만족하는 모수를 N 개 생성한다.

위의 과정을 거쳐 만들어진 부호제약을 만족하는 N 개의 충격반응은 모두가 식별의 해가 될 수 있으므로 부호 제약 VAR은 집합으로 식별(Set Identified)된다. 이에 따라 충격반응 분석은 집중 경향성(Central Tendency)에 따라 측정되며 본 논문에서는 $N=100,000$ 으로 두고 중앙값을 중심으로 해석하였다. 한편 부호제약을 부과한 VAR 모형과의 비교를 위해 금리선물 서프라이즈를 모두 통화정책 충격으로 간주하는 축차적 VAR 모형을 가정하고 Cholesky 분해를 이용한 추정결과도 함께 제시하였다. 이때 변수간 외생성의 순서(Ordering)는 Jarociński and Karadi (2020) 등을 참고해 식 (4)에서 설정한 변수 간 순서를 이용하였다. 아울러 한국이 소규모 개방경제(Small Open Economy)라는 점을 고려해 해외요인의 영향력을 반영한 분석결과를 강건성 검정에 활용하였다.

본 논문의 분석 대상기간은 2009년 4월-2021년 6월이다. 이는 한국은행 (2017)에 따라 2009년 3월 이후 시장금리와 환율이 안정되는 등 글로벌 금융위기 충격의 여파가 진정되었다는 것을 반영하고 최근의 상황에 대한 현실설명력을 높이기 위함이다. 아울러 국내 국채선물 시장이 2000년대 중반 무렵부터 활성화되기 시작하였다는 점을 고려하였다. 한편, 코로나19 충격에 대해서는 한국은행 및 각국 중앙은행의 적극적인 통화정책에 힘입어 금융, 외환시장이 빠르게 위기상황에서 벗어났다는

13) 서프라이즈 벡터의 구조충격을 식별하기 위함으므로 2×2 행렬의 원소를 정규분포에서 임의추출한 뒤 QR분해로 정방행렬 Q^* 를 만든다. 나머지 영역은 영행렬과 항등행렬로

$$Q = \begin{pmatrix} Q_{2 \times 2}^* & 0 \\ 0 & I \end{pmatrix} \text{를 구성한다.}$$

14) $\Sigma_u = PP' = PQQ'P' = PQ(PQ)' = HH'$ 이며, H 는 P 와 달리 하삼각행렬이 아니다.

점에서 분석 대상기간에 포함하였다.¹⁵⁾ 다만 코로나19 특수성을 반영하기 위해 코로나19 경제위기가 본격화된 2020년 4월부터 2021년 6월까지의 기간에 더미변수를 부과하였으며, 코로나19 위기 이전까지 기간을 대상으로 한 분석결과는 강건성 검증에 제시하였다.

4. 기초데이터

본 논문은 2009년 4월부터 2021년 6월까지 129번 개최된 한국은행 금융통화위원회의 정기 통화정책방향 결정회의가 거시경제, 금융시장에 미친 영향을 분석한다.¹⁶⁾ 이를 위해 금리선물 서프라이즈, 주가지수 선물 서프라이즈, 실질 GDP, 소비자물가지수, KOSPI 지수, 신용 스프레드, 취업자수, 향후 경기전망 CSI를 사용하였다.

우선, 금리선물 서프라이즈는 인포맥스 단말기에서 제공하는 일중 국채(3년) 연결선물 가격 데이터를 수익률로 변환하고¹⁷⁾ 기준금리 공표 시점(τ)을 기준으로 $\tau-10$ 분 $\sim\tau+20$ 분 동안의 변동폭을 산출하였다. 기준금리 공표 시점은 연합뉴스에서 제공하는 1보 기사를 기준으로 산정하였다.¹⁸⁾

주요 선행연구와 달리 국채선물 데이터를 사용한 것은 다음의 이유 때문이다. 우선 단기금리 선물시장이 발달한 미국과 달리 우리나라는 통화안정증권 금리선물 시장이 상장폐지되는 등 단기금리 선물시장이 발달하지 않았다. 이에 시장금리의 충

15) 한국은행 금융안정보고서(2020년 12월호)에 따르면 전반적인 금융시스템 상황을 보여주는 금융안정지수(FSI)가 4월 위기 단계에 일시적으로 진입한 이후 하락 추세를 보인 것으로 나타났다. 아울러 금융여건의 완화상태를 나타내는 금융상황지수(FCI)가 4월을 저점으로 빠르게 상승해 현재는 코로나19 이전 수준을 상회한 것으로 나타났다(한국은행 통화신용정책 보고서, 2021년 3월호).

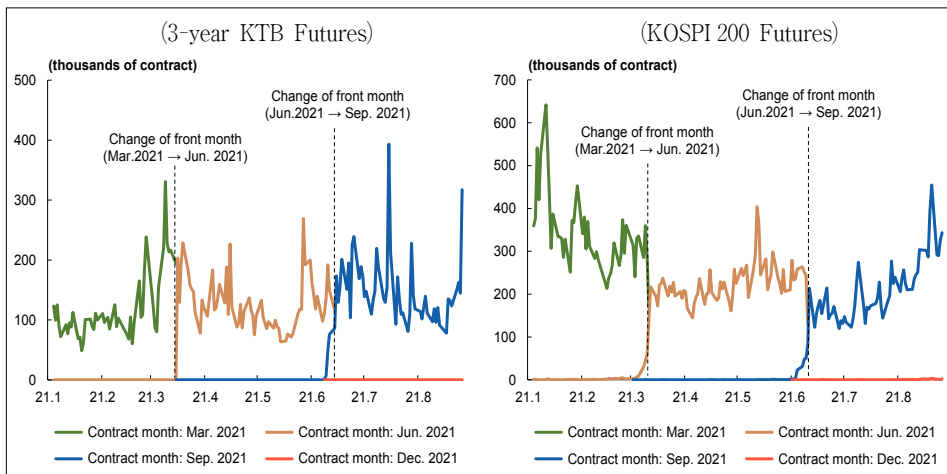
16) 2020년 3월 16일 개최된 임시 금융통화위원회의 경우 분석대상에서 제외하였다. 동 회의는 선물시장 거래시간 종료이후 정책결정을 발표해 서프라이즈 산출이 불가능하기 때문이다.

17) 국채(3년) 선물의 가격(F_t)은 만기3년, 액면금액 1억원, 표면금리 $C\%$ (2010년 10월 이후 $8\% \rightarrow 5\%$ 변경)로 만기마다 이자를 지급하는 가상의 국고채권의 가격(P_t)과 동일하다. 이로부터 국채(3년) 선물 수익률은 $P_t = F_t = \sum_{s=1}^6 \frac{(C/2)}{(1+R/2)^s} + \frac{100}{(1+R/2)^6}$ 를 만족하는 R 과 같이 산출할 수 있다.

18) 한국은행 통화정책방향 결정회의 당일 기준금리 공표시점은 본 논문의 부록 E를 참고하기 바란다.

격이 3년 국채선물에 선제적으로 반영된다(안창모, 2012). 특히 앞서 언급한 바와 같이 장기금리에는 미래 경기여건에 대한 기대가 반영되어 있다는 점에서 중앙은행 정보충격을 분리하는 데에 있어서는 단기금리 선물보다 장기금리 선물이 적합할 수 있음을 고려하였다. 연결선물 데이터는 최근월물을 기준으로 선물가격을 연결해 시계열의 연속성을 유지한다. <Figure 5>를 보면 선물의 경우 만기가 가까운 최근월물에 거래가 집중되므로 이를 활용한 연결선물 데이터는 향후 국채금리에 대한 시장 기대가 잘 반영되어 있음을 알 수 있다. 한편, 본 논문에서는 강건성을 위해 3개월 IRS 금리로 산출한 서프라이즈로도 분석하였다. 동 데이터는 Bloomberg에서 제공하는 일중 틱(tick) 데이터를 이용하였다(이에 대한 분석결과는 제 IV장을 참고하기 바란다.).

<Figure 5> Trading Volume of Futures (Front Month vs. Back Month)



주가지수 선물 서프라이즈는 연합인포맥스 단말기에서 제공하는 KOSPI200 연결 선물 가격 데이터를 이용해 계산하였다. <Figure 5>를 보면 해당 선물도 최근월물에 거래가 집중되고 있어 기초자산인 주가에 대한 기대가 반영되었다고 볼 수 있다. 특히, 주가지수 현물을 쓰지 않고 선물을 쓴 것은 두 시장간 가격의 추이가 거의 유사함에도 주요 거래주체의 측면에서 차이가 있기 때문이다. KOSPI200 선물 시장의 경우 현물시장에 비해 개인투자자 대비 기관투자자의 비중이 높아서¹⁹⁾ 경기 여건에 대한 정보접근이 보다 용이하고 이에 따라 시장금리에 보다 민감하게 반응

할 것으로 예상되기 때문이다. 다만, 본고에서는 주가지수 현물을 이용해서 서프라이즈를 산출해도 동일한 분석결과가 도출된다는 점을 부록 D에 제시하였다.

실질 GDP의 경우 월별 전산업생산지수와 경기동행지수를 기반으로 Chow-Lin 방법을 이용해 월별 데이터로 변환하였다. 이는 실질 GDP가 경제 전체의 상황을 판단하기에 유용하지만 속보성이 낮다는 점에서 실질 GDP와 분기 단위 움직임이 유사한 전산업생산지수의 속보성을 이용하고,²⁰⁾ 아울러 경기동행지수를 활용해 월별 경기의 흐름을 반영하기 위함이다. 소비자물가의 경우 X-13-ARIMA 방법으로 자체 계절조정하였다. 월별 KOSPI 지수의 경우 일별 종가의 평균데이터를 이용하였다. 신용 스프레드는 금융투자협회에서 제공하는 CP(91일물)과 통화안정증권(91일물)의 유통수익률 차이를 이용했다. 월별 취업자수 데이터는 통계청에서 제공한 계절조정 계열을 이용했으며, 향후경기전망 CSI의 경우 원계열을 이용하였다.²¹⁾ 본 논문에서 이용한 수준(level) 변수와 지수(index)는 로그 변환 이후 100을 곱한 값을 이용하였다. 본 논문에서 이용한 기초데이터의 추이와 출처 등은 부록 C에 정리해 제시하였다. 한편, 본 논문에서는 기본모형에서 활용한 거시경제변수 및 심리지수를 월별 전산업생산지수, 근원물가(식료품 및 에너지 제외 소비자물가), 실업률, 경제심리지수(ESI)로 대체하는 경우에도 분석결과가 일관되게 유지된다는 점을 보였는데 이에 대한 내용은 부록 D에 제시하였다.²²⁾

Ⅲ. 실증분석 결과

1. 기본모형: 통화정책에 내재된 중앙은행 정보충격 분리

본 절에서는 앞 장에서 제시한 모형을 통해 통화정책 충격에 대한 거시변수의 반응을 분석한다. 분석 결과는 〈Figure 6〉에 제시하였으며 주요 내용은 다음과 같다.

19) 2020년중 KOSPI 거래량 중 개인투자자 비중은 85.0%이며 KOSPI200 선물은 20.3%와 같다.

20) 전산업생산지수는 생산 측면에서 GDP 전망을 위한 기초지표로 활용된다. 2001년 1/4분기~2021년 2/4분기중 실질 GDP와 전산업생산지수의 전년동기대비 증가율의 상관계수는 0.900로 나타났다.

21) 계절성 존재여부를 검정한 결과 향후 경기전망 CSI에는 계절성이 발견되지 않아 원계열을 사용했다.

22) 근원물가와 경제심리지수는 X-13-ARIMA 방법으로 자체 계절조정 하였다.

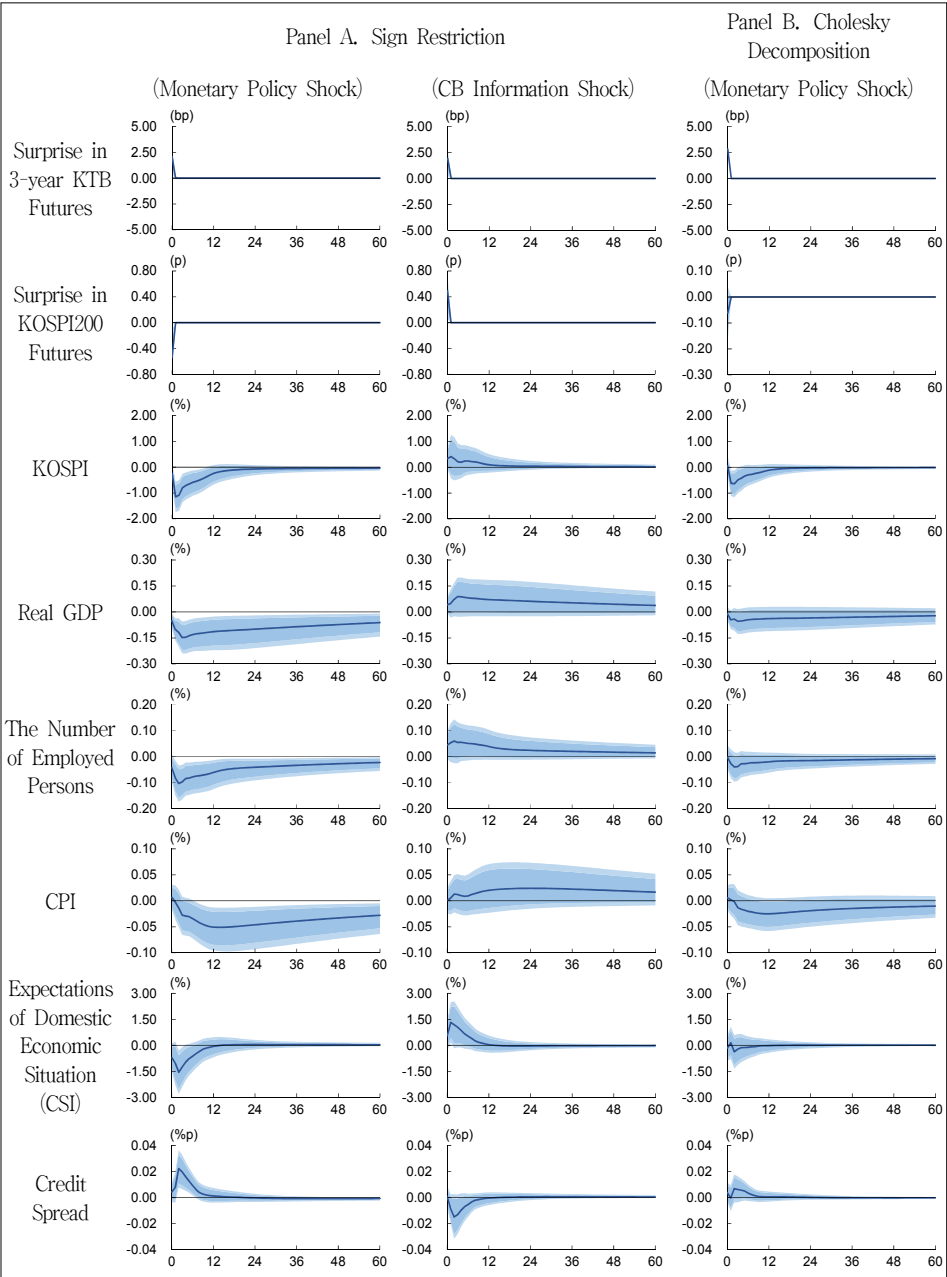
우선 정보충격을 고려하지 않은 축차적 VAR 모형의 결과와 비교시 정보충격을 분리함으로써 외생적인 통화정책 충격을 보다 정확하게 식별할 수 있었다. 둘째, 통화정책 충격과 정보충격이 기타 변수에 미치는 영향에는 제약을 부과하지 않았음에도 두 충격이 거시 및 금융변수, 경제주체의 기대에 미치는 영향은 상이했다. 셋째, 예측오차 분산분해시 실물변수의 변동에는 통화정책 충격의 기여율이 정보충격에 비해 큰 것으로 나타났다.

반면 정보충격을 고려하지 않고 통화정책 충격을 식별한 경우에는 다른 결과도 출되었다. 구체적으로 국채선물 서프라이즈(S_t^R)가 오직 통화정책 충격(MP_t)으로부터 비롯된다고 가정하고($S_t^R = \alpha \times MP_t$) 동 변수가 가장 외생적이라는 가정을 부여했다. 기타 변수들은 식 (4)와 같은 순서로 가정하였다. 추정 결과, 긴축적 통화정책 충격은 경기를 수축시키는 방향으로 작용하는 것으로 보인다. 통화정책 충격은 실질GDP 및 소비자물가를 감소시켰다. 다만 향후 경기전망 CSI와 신용스프레드 등 민간 기대변수의 경우 일관된 반응이 나타나지 않았다(〈Figure 6〉의 Panel B 참조).

부호제약을 부과하는 경우 거시변수들의 반응은 보다 뚜렷한 것으로 나타났고, 향후 경기전망 CSI와 신용 스프레드도 경제적 직관에 맞게 반응하는 것으로 분석되었다. 이는 긴축적인 성격의 통화정책 충격과 완화적 성격의 정보충격을 구분한 것에 기인한다. +1 표준편차 크기의 통화정책 충격은 3년 국채선물을 2.08bp 상승시키고, KOSPI200 선물을 0.54p 하락시켰다. 정보충격은 두 변수를 1.91bp, 0.49p 만큼 상승시켰다(〈Table 3〉 참조). 통화정책 충격은 실질 GDP, 소비자물가를 뚜렷하게 감소시켰다. 구체적으로 실질 GDP와 소비자물가를 최대반응 기준 각각 0.15%, 0.05% 정도 감소시키며, 5년간 평균적으로 0.09%, 0.04% 감소시키는 것으로 추정되었다. 고용여건을 나타내는 취업자수에도 통화정책 충격은 유의한 영향을 주었다. 통화정책 충격에 대해 취업자수는 5년간 평균적으로 0.04% 정도 감소하는 것으로 나타났다.

반면, 양(+)의 정보충격은 실질 GDP, 소비자물가 및 취업자수에 상이한 영향을 미쳤다. 정보충격은 확장적인 성격을 보였지만 통화정책 충격에 비해 주요 거시변수에 미치는 영향은 작았다. +1 표준편차 크기의 정보충격에 대해 실질 GDP와 취업자수는 5년간 평균적으로 각각 0.06%, 0.03% 상승하는 것으로 시산되었다. 소비자물가 또한 같은 기준으로 0.02% 상승했다.

〈Figure 6〉 Impulse Responses to the Monetary Policy Shock and the Central Bank Information Shock, Baseline VAR



Note: Impulse Responses of surprises and low-frequency data to one standard deviation shocks. The sample period is 2009:4 to 2021:6. The blue solid line and shaded areas report the median, 68% (darker), and 90% (lighter) band of a posterior probability distribution.

〈Table 3〉 Response of Surprises to the Monetary Policy and the Central Bank Information Shocks by Identification Method

	Sign-Restriction VAR				Cholesky	
	MP Shock		CBI Shock		MP Shock	
	median	90% interval	median	90% interval	median	90% interval
3-year KTB futures(bp)	2.08	[0.45, 2.92]	1.91	[0.22, 2.87]	2.83	[2.57, 3.13]
KOSPI200 futures(p)	-0.54	[-0.76, -0.11]	0.49	[0.06, 0.74]	-0.06	[-0.17, 0.04]

각 충격의 상이한 성격은 향후 경기전망 CSI, 신용 스프레드 및 주가에서도 나타난다. 우선 긴축적 통화정책 충격은 신용 스프레드를 최고 반응기준 2.2bp만큼 상승시키고 충격으로부터 20개월후 원래 수준으로 회복되었는데, 이와 같은 신용 스프레드의 반응은 통화정책의 ‘차입비용 경로(Credit Cost Channel)’을 시사한 Gertler and Karadi (2015)의 분석결과와도 부합한다. 향후경기전망 CSI는 통화정책 충격에 유의하게 감소했다. 본고에서 식별한 통화정책 충격의 반응결과는 ‘다른 조건이 일정한 상황’에서 ‘경제주체의 예상과 무관(Orthogonal)하게’ 결정된 중앙은행의 정책에 따른 경제의 동태적 반응을 의미한다. 이러한 긴축적 통화정책 충격은 경기안정화 효과를 발생시키고 그 영향이 지속됨에 따라 기대 변수가 하락하는 반응을 보인 것으로 판단된다. KOSPI 지수 또한 통화정책 충격의 영향으로 최대 반응 기준 1.15% 하락하는 것으로 시산되었다.

한편 정보충격의 경우 가계의 향후 경기전망과 KOSPI 지수를 상승시켰으며 신용스프레드를 감소시켰다. 제Ⅱ장에서 제시한 바와 같이 정보충격은 중앙은행이 정책결정시 민간에서는 통화정책 판단근거로 작용한 향후 경제여건을 추론하고, 이를 기반으로 정보집합을 수정하며 발생한다. 본 논문에서는 긴축적 통화정책 충격을 가정해 분석을 진행하였으므로 정보충격은 이에 내재된 향후 긍정적인 경제여건이 민간의 예상보다 좋았던 것으로 해석될 수 있다. 실제로 향후 경기전망 CSI는 충격 직후 0.55% 상승했으며 13개월후 원래 수준으로 수렴하다. Cho (2020), 김민국·이한식(2019) 등에 따르면 신용 스프레드 또한 경기에 선행하는 성격을 가진다고 알려졌는데 동 변수도 정보충격에 감소하는 반응을 보였다. 미래 경기여건 개선시 기업부도 확률 등이 감소하며 신용리스크가 감소할 수 있으므로, 이와 같은 변수의 동학은 경제적 직관에도 부합한다. 주가 또한 최대반응 기준 정보충격에 0.41% 상승하였다. 이는 예상보다 경기여건이 우호적일 것이라는 기대에 주식시장이 반응한

것으로 해석할 수 있다.

〈Table 4〉는 주요 변수의 각 시점별 예측오차 분산분해 결과에 해당한다. 우선, 충격 당기에는 통화정책 충격과 정보충격이 각 변수의 변동에 비슷한 정도로 기여한다는 것을 알 수 있다. 예를 들어, 실질 GDP 변동에 대한 통화정책 충격, 정보충격의 기여율은 각각 3.3%, 2.8%로 비슷한 크기이며 이는 다른 변수에서도 유사하게 나타난다. 그러나 시간이 지남에 따라 두 충격의 상대적인 영향력에 차이가 발생하였는데, 실물변수인 실질 GDP, 취업자수, 소비자물가에서는 통화정책 충격의 비중이 더욱 커지면서 정보충격의 상대적인 영향력이 작아졌다. 반면, 신용스프레드와 향후 경기전망 CSI는 통화정책충격 대비 정보충격의 상대적 비중이 시간이 지나더라도 실물변수에 비해 크게 유지되는 것으로 나타났다.²³⁾

〈Table 4〉 Forecast Error Variance Decomposition

Horizon (month)	KOSPI		Real GDP		Employed person		CPI		CSI		Credit spread	
	MP	CBI	MP	CBI	MP	CBI	MP	CBI	MP	CBI	MP	CBI
0	1.5	1.9	3.3	2.8	2.2	2.2	0.9	0.9	2.1	1.8	1.2	0.9
6	10.8	4.7	11.4	6.7	9.8	6.1	3.9	2.6	7.2	6.4	10.3	6.7
12	11.1	5.1	12.0	7.2	11.0	6.8	6.7	3.6	7.3	6.4	10.2	6.7
24	11.0	5.2	12.1	7.4	11.4	7.0	9.4	5.0	7.3	6.4	9.8	6.5
36	10.9	5.2	12.0	7.4	11.5	7.1	10.1	5.6	7.3	6.3	9.7	6.5

아래의 〈Table 5〉에서는 Jarociński and Karadi (2020)에서 제시한 통화정책 충격의 효과와 본고에서 산출한 효과를 생산측면과 물가측면에서 비교한다. 우선, 본고에서 부호제약으로 식별한 통화정책 충격에 따른 반응의 크기가 Cholesky 분해에 비해 큰 것은 정보충격의 효과를 분리한 것에 기인한다. 한편, 분석대상기간과 국가가 상이하다는 점에서 직접적인 비교는 어려울 수 있지만 Jarociński and

23) 한편, 정보충격을 고려하지 않는 경우 통화정책 충격의 기여도는 아래와 같이 작아진 것으로 나타났다.

(단위: %)

시점(월)	KOSPI	실질 GDP	취업자수	소비자물가	경기전망 CSI	신용 스프레드
0	0.8	0.9	0.8	0.9	0.8	1.1
12	4.5	2.9	2.7	3.1	2.1	2.8
36	4.3	3.0	2.9	3.4	2.2	2.8

Karadi (2020) 과 비교해도 본고에서 산출한 크기가 비슷한 것으로 나타났다.

〈Table 5〉 Comparison of the Effects of Monetary Policy Shocks

	Sample period	(Production side)	(Price side)
This paper (Sign-Restriction)	2009. 4 ~ 2021. 6	-0.15% (GDP)	-0.05% (CPI)
This paper (Cholesky Decomposition)	2009. 4 ~ 2021. 6	-0.05% (GDP)	-0.03% (CPI)
Jarociński and Karadi (2020) (Sign-Restriction, U.S.)	1990. 2 ~ 2016. 12	-0.10% (GDP)	-0.05% (GDP Deflator)

Note: Peak response to a tightening monetary policy shock(+1 standard deviation size).

2. 통화정책 충격 및 정보충격의 특징과 역사적 분해

본 절에서는 기본모형으로부터 도출된 통화정책 충격이 중앙은행의 정보집합을 명시적으로 고려한 다른 연구들의 가정에도 부합하는지 분석한다. 그리고 2009년 이후 주요 사례에서 나타나는 통화정책 충격과 정보충격의 특징을 분석한다.

구체적으로 본 논문에서 식별한 통화정책 충격이 Romer and Romer (2004) 와 Miranda-Agrippino and Ricco (2021) 가 정의한 통화정책 충격의 조건에도 부합하는지 검토하였다. 전술한 연구들은 중앙은행의 전망에 미래 경제여건에 대한 정보가 집약된다는 것을 전제로 중앙은행 경제전망의 영향을 통제한 통화정책 충격을 식별한다. 특히 Miranda-Agrippino and Ricco (2021) 는 경제전망으로 대표되는 중앙은행의 사적 정보(private information)를 통제하지 못할 경우 식별된 통화정책 충격이 시계열 상관에 오염될 가능성을 지적한다.²⁴⁾

이에 본고에서는 통화정책 충격이 적절하게 식별되었다 볼 수 있는지 검증한다. 통화정책 충격은 중앙값을 중심으로 추출한 구조충격을 바탕으로 시산하였는데, 우

24) 특히, 이런 비판은 시장의 반응(가격변수)으로 정책금리의 미래경제여건에 대한 내생적 반응을 통제하는 고빈도 데이터 식별(High Frequency Identification; HFI) 방법론에 제기될 수 있다. 동 방법은 시장의 반응으로 내생성을 통제하는데, 통화정책으로 '시장에 전달된 정보'와 '시장이 인식한 정보'가 동일함을 암묵적으로 전제하기 때문이다. 두 부분이 다르다면 식별에 사용된 가격변수에 잡음이 존재하고 시계열 상관 등의 문제가 발생할 수 있다. 다만 이에 대한 검증은 추후의 과제로 남기고자 한다.

의 계수 뿐만 아니라 전기($t-1$) 통화정책 충격 계수도 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 $Adjusted-R^2$ 도 0.08로 전반적인 모형의 설명력 또한 낮았다. 이러한 점으로 비추어 본고에서 식별한 통화정책 충격은 주요 선행연구의 가정에도 부합할 뿐 아니라 시계열 상관으로부터 벗어났다는 점을 확인할 수 있다.

〈Table 6〉 Estimation Results for Equation (6)

	Coefficient	Standard error	t-statistics (p-value)	R^2 ($Adjusted-R^2$)
Constant	0.078	1.356	0.06 (0.95)	0.17 (0.08)
Monetary Policy shock (former period)	0.057	0.227	0.25 (0.80)	
GDP growth rate forecasts	0.179	0.398	0.45 (0.65)	
GDP growth rate forecasts (first half) revision	-0.197	1.010	-0.19 (0.85)	
GDP growth rate forecasts (second half) revision	2.326	1.726	1.35 (0.18)	

Note: We used monetary policy shocks and forecasts revisions that appeared when Bank of Korea published the 'Economic Outlook Report' from April 2010 to May 2021. Standard errors are derived by the bootstrap method (iteration = 5,000).

다음으로 2009년 이후 통화정책 충격과 정보충격의 추이를 살펴보고 주요 역사적 사례와 부합하는지 점검한다. 〈Figure 7〉은 국채선물 서프라이즈를 개별 구조충격의 기여도로 역사적 분해(Historical Decomposition)한 결과로, Panel A를 보면 경제위기 등으로 대내외 불확실성이 높았던 시기 충격의 크기도 큰 것으로 나타난다. 2010년~12년 유로 재정위기, 2013년 테이퍼 텐트럼(Taper Tantrum), 2020년 이후 코로나19 경제위기 등에서 통화정책 충격과 정보충격이 크게 시산되었다. 이는 대내외 불확실성이 증대되는 상황에서는 중앙은행의 정책결정과 경제전망에 대한 민간의 관심도가 높아지면서 정책 공표의 영향도 높아진 것으로 해석될 수 있다.

그러나 위기 상황을 제외하면 정보충격의 크기는 점차 작아지는 양상을 보인다. 특히 글로벌 금융위기 이후 포워드 가이드스와 같은 정책이 수행되며 통화정책 수행시 시장과의 소통을 더욱 강조하고 이들의 기대조정을 통한 통화정책 운용이 강조되었다. 한국은행 또한 통화신용정책의 예측가능성을 높이기 위해 시장과의 소통

을 강조하는 한편 기준금리를 점진적으로 조정하였다. 이러한 노력으로 평상시 통화정책을 운용하는 과정에서 정보충격이 점감한 것으로 이해할 수 있다.

주요 사례를 통해서도 본고에서 식별한 충격들이 경제적 직관과 부합된다는 것을 알 수 있다. 우선 기준금리를 25bp 인상한 2010년 11월 통화정책방향 결정일의 사례를 보면 통화정책 충격과 정보충격 모두 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타난다. 양의 정보충격이 나타난 것은 시장에서 생각보다 경기가 빠르게 개선되고 있다고 해석한 데 기인한다. 이는 같은 해 7월 기준금리 인상 이후 향후의 기준금리 인상 속도가 빠르지 않을 것이라는 기대가 시장에서 형성된 상황에서 11월에 대해 경기여건이 생각보다 강건한 것으로 받아들였음을 의미한다.

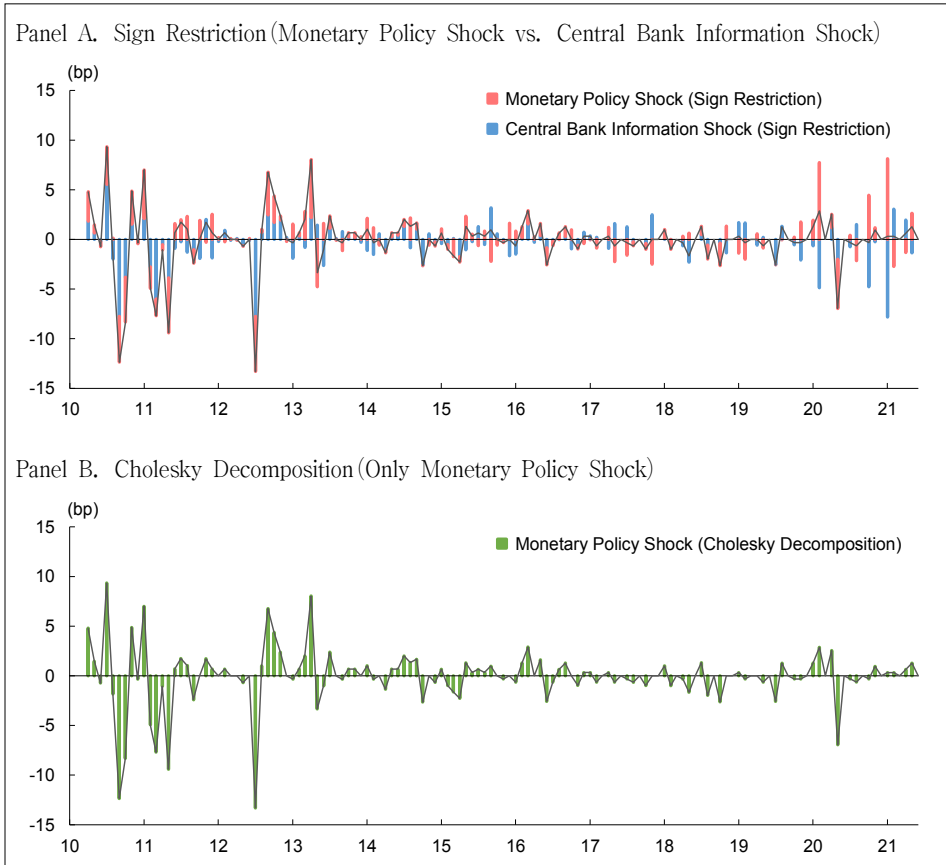
코로나19로 대내외적인 불확실성이 증폭되던 2020년 2월 또한 주목할 만하다. 당시 양(+)의 통화정책 충격과 음(-)의 정보충격이 시산되었다. 양의 통화정책 충격은 당시 시장에서 일부 형성된 금리 인하 기대가 어긋난 것에 기인했다 판단할 수 있다.²⁷⁾ 다만 금리를 동결했음에도 음의 정보충격이 나타난 것은 한국은행이 코로나19 충격에 대응하기 위해 기준금리 외에도 다양한 정책을 수행한 것에 기인할 가능성이 있다. 2020년 2월 통화정책방향 결정일 당시 기준금리 결정 뉴스와 거의 동시에 금융중개지원대출 한도 증액 등의 조치가 시장에 전파되었다.²⁸⁾ 금융시장 참가자들이 이러한 완화적 정책에 코로나19로 인한 향후 경기여건 악화가 내재되었다 이해하여 음의 정보충격이 발생한 것으로 볼 수 있다.

한편, 〈Figure 7〉의 Panel B는 정보충격을 고려하지 않고 Cholesky 분해를 통해 통화정책 충격 식별을 시도한 경우, 국채선물 서프라이즈 변동요인을 정확하게 파악할 수 없다는 점을 보여준다. 특히 정보충격의 크기와 방향에 따라 통화정책 충격을 잘못 식별할 가능성을 시사한다. 구체적으로 〈Figure 7〉의 Panel A를 보면 2021년 2월과 4월에 개최된 통화정책방향 결정회의 당일 음(-)의 통화정책 충격이 식별되어 시장에서 통화정책 결정을 예상보다 완화적으로 인식한 것으로 나타났다. 반면, Panel B에서는 양(+)의 통화정책 충격이 식별되어 시장에서 통화정책을 예상보다 긴축적으로 인식한 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과는 정보충격을 간과하는 경우 통화정책 충격을 정확하게 식별하는 데에 한계가 존재함을 의미한다.

27) 2020년 2월 24일 발표된 연합인포맥스의 기준금리 관련 서베이(인포맥스 컨센서스)에 따르면 19개 기관중 10개 기관이 기준금리 동결, 9개 기관은 기준금리 인하를 예상하였다.

28) 연합뉴스 1보 기사가 각각 9시 48분, 9시 52분에 게시되었다.

〈Figure 7〉 Historical Decomposition of the Surprise in the 3-year KTB Futures



Note: The gray line means the surprise in the 3-year KTB futures, and the bar graph shows the contribution of individual structural shocks. Panel (A) shows the contribution of the monetary policy shock (red bar) and the central bank information shock (blue bar) to the surprise using sign restriction. Panel (B) assumes no central bank information effect exists and considers all changes in the surprise are due to the monetary policy shock (green bar). Since 2017, there are no surprises in March, June, September, and December as the number of MPB's policy-setting meetings has been reduced from 12 to 8 times a year.

3. 기준금리 공표와 총재 기자회견담회 비교

한국은행은 기준금리를 공표한 이후 정책결정 내용과 현재 경제상황 및 경제전망을 담은 의결문을 공표하는 한편, 이를 더욱 상세히 설명하기 위해 총재 기자회견담

회를 개최한다. 의결문과 총재 기자간담회는 통화정책 결정에 관한 투명성을 높이고 정책의도를 명확히 시장에 전달하기 위한 핵심 수단으로써 기능하며 한국은행은 지속적으로 이를 보완해왔다. 우선 <Table 7>과 같이 의결문에 경기여건에 대한 다양한 정보를 포함시켰으며, 총재 기자간담회에서도 정책결정과 관련된 정보를 보다 풍부하게 제공하였다. 특히 의결문은 대체로 짧고 핵심적인 내용만을 담고 있는 것에 비해 총재 기자간담회는 기자들과 실시간 질의응답이 가능하므로, 한국은행은 기자간담회를 통해 시장의 잘못된 추측으로 인한 혼란 가능성을 줄이려 노력했다(한국은행, 2017).

<Table 7> Measures to Enhance the Transparency of Monetary Policy Operation

<Statement on Monetary Policy Decision>

	Key Points
Jul, 2007	While the statement was originally confined to a descriptive function largely focused on explaining economic developments, its content was improved by adding an assessment of overall economic conditions and, if necessary, an assessment of the underlying policy stance
Oct, 2008	Included the future monetary policy stance
Jan/Apr, 2010	Included domestic economic forecasts (January), and assessments of international economic conditions (April).
Oct, 2013	Included exchange rate trends
Jul, 2014	Included special considerations for the future operation of monetary policy.
Jan, 2017	To coincide with the scheduled release of economic forecasts, statements issued in Jan., Apr., Jul., and Oct. included projections of prices and economic growth, while statements issued in other months described possibilities for changes in previously projected developments in economic forecasts

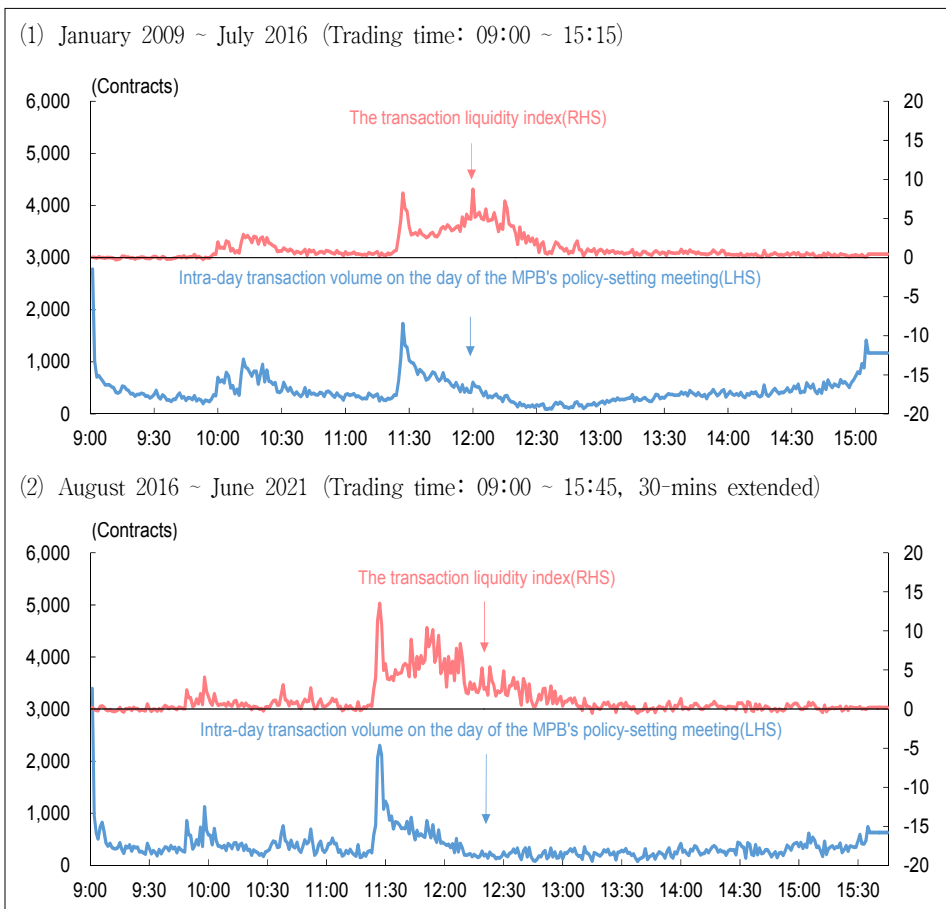
<Press Conference by the Governor>

	Key Points
Oct, 2010	Announced whether members of the MPB had reached a unanimous decision on the policy rate
May, 2013	Announced the number of members who had voted for or against decisions regarding the Base Rate
Oct, 2014	Announced any opinions of MPB members dissenting from the chosen Base Rate operations
Jan, 2016	Announced the names of dissenting Board members

Source: Bank of Korea (2017).

통화정책의 투명성 제고 측면 외에 시장의 반응 측면에서도 기자간담회가 중요함을 알 수 있다. 통화정책 결정회의 당일 3년 국채선물 시장의 반응을 보면, 특히 총재 기자간담회 이후 매매의 흐름이 변하는 경우가 빈번히 관찰되었다. 아울러 기자간담회에서 제기된 특정한 표현 등이 향후 경기여건에 대한 추가적인 정보로 해석되면서 시장에 영향을 주는 사례들도 있었다. 〈Figure 8〉를 보면 기자간담회가

〈Figure 8〉 Intra-day Trading Volume of the 3-year KTB Futures on the MPB's Policy-Setting Meeting Day



Note: We analyzed the samples since January 2009, excluding the days when transaction began at 10 a.m. due to the College Scholastic Ability Test.

The transaction liquidity index = (transaction volume on the MPB's policy-setting meeting day/transaction volume on the other days -1). The index greater than 0 means the trading volume on the day of the MPB's policy-setting meeting is higher than usual.

시작되는 11:20분 이후로 국채선물 거래량이 유의하게 늘어나고(푸른색 선) 평상시 같은 시간에 비해 통화정책방향 결정 당일에 거래량이 많은 것으로 확인된다(붉은색 선). 이는 총재 기자회견담회가 금융시장에 유의한 영향을 미치고 있음을 의미한다.

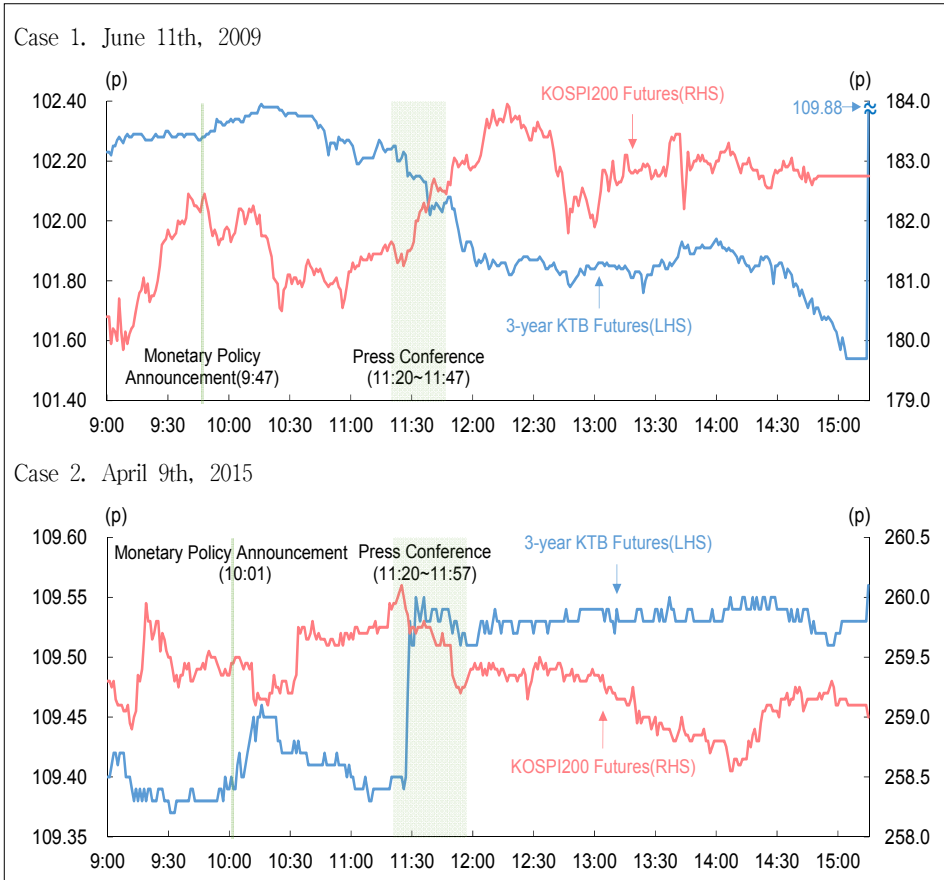
일중 가격의 측면에서도 기자회견담회 전후로 금융시장이 변하는 것을 관찰할 수 있다. <Figure 9>에 제시된 2009년 6월 통화정책방향 결정일은 이에 대한 첫 번째 사례에 해당한다. 당시 기준금리 동결을 채권시장 참가자들이 예측하고 있어²⁹⁾ 기준금리 발표에도 시장이 크게 변하지 않는 모습을 보인다. 그러나 총재 기자회견담회중 ‘경기 하강세가 끝났다’는 발언 이후 경기 개선을 전망하며 국채선물 매도가 증가해 가격이 하락하였으며, 주가지수 선물시장에서도 매수가 증가하는 모습을 보였다.

2015년 4월의 사례 또한 통화정책 충격 식별시 기자회견담회의 영향을 고려하는 것이 필요함을 제시한다. 해당 일 기준금리 동결발표 이후 국채선물 가격은 상승하고, 주가지수 선물 가격은 하락했다. 추후 각 시장은 혼조세를 보였으나 기자회견담회 도중 기준금리 결정에 대한 소수의견으로 인하 의견이 있었음이 알려지면서 금리 인하기가 더 빨리 도래되었다는 기대가 선물시장에 전파되었다. 이에 따라 3년 국채선물 가격은 0.11p 상승, 주가지수 선물 가격의 경우 0.6p 하락하였다.

본 논문은 이와 같은 점에 착안해서 총재 기자회견담회 또한 통화정책의 일환으로 간주하고 이를 포함해 통화정책 충격 식별을 시도하였다. 미 연준의 기자회견담회에서 제공되는 경제전망, 의장의 발언도 전세계 자산시장에 큰 영향을 주는 점은 한국과 동일하다. 다만 미국을 대상으로 한 대부분의 선행연구에서는 정책금리 결정 발표 전후의 짧은 시간 동안 통화정책 충격을 식별하였다. 이는 미 연준이 통화정책결정 회의 직후 기자회견담회를 개최한 사례가 역사적으로 그리 길지 않기 때문인 것으로 보인다. 미 연준은 정책금리 발표 직후 별도의 기자회견담회를 개최하지 않다가 2011년부터 FOMC의 경제전망이 통화정책 결정과 함께 발표되는 월에 의장 주재로 기자회견담회를 개최하였다(한국은행, 2017).

29) 2009년 6월 4일에 공표한 인포맥스 컨센서스에 참여한 20개 금융기관 중 19개 기관이 기준금리 동결을 예상하였다.

〈Figure 9〉 Cases where the Trading Trend of the Futures Changed after the Governor's Press Conference



반면 상대적으로 ECB를 대상으로는 기자간담회를 포함하여 통화정책 충격을 식별하는 연구들이 활발하게 이루어지고 있다. Kerssenfischer (2019)와 Altavilla et al. (2019) 등은 정책금리 발표 뿐 아니라 다양한 중앙은행의 정책발표가 금융시장에 미치는 효과를 고빈도 데이터를 통해 분석한 바 있다. 이는 ECB는 기자간담회를 통해 정책금리의 효과를 보완한 경우가 많기 때문인 것으로 보인다.

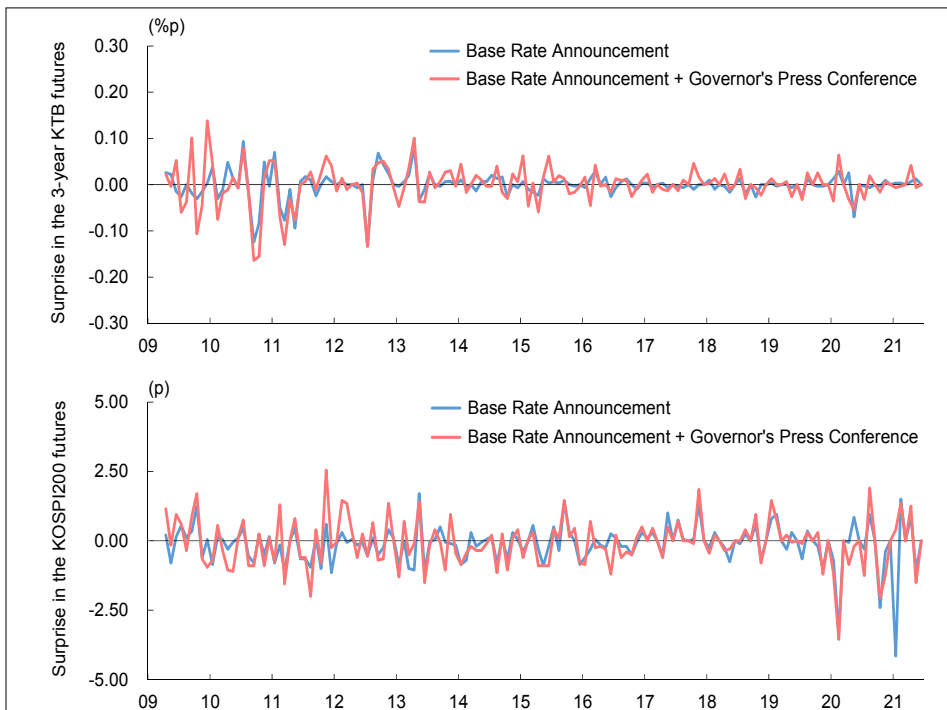
이에 본고에서는 기자간담회 또한 통화정책의 일환으로 고려하기 위해 기준금리 결정발표 당시의 금융자산 가격의 변화와 기자간담회 전후로 발생한 가격 변화를 누적하여 금융시장의 반응을 식별했다(식 7). 이러한 경우 각 선물 서프라이즈에는 금리결정 외 기자간담회의 효과까지 광의의 통화정책으로서 반영된다.

$$\overline{S}_t = \underbrace{(P_{t, \tau_1+20} - P_{t, \tau_1-10})}_{\text{기준금리 공표}} + \underbrace{(P_{t, \tau_3} - P_{t, \tau_2})}_{\text{기자간담회}} \quad (7)$$

단, \overline{S}_t = 통화정책방향 결정 회의 당일(t) 국채선물 및 주가지수 선물 서프라이즈
 $P_{t, h}$ = 통화정책방향 결정 회의 당일(t) h 시점의 국채선물 수익률 및 주가지수 선물 가격(τ_1 : 기준금리 발표시간, τ_2, τ_3 : 기자간담회 시작/종료시간)

〈Figure 10〉에는 서프라이즈 산출방식별 시계열 추이를 제시해 두었다. 기준금리 공표와 함께 총재 기자간담회를 고려한 서프라이즈(붉은색 선)의 경우 국채선물과 주가지수 선물 모두에서 기준금리 발표만을 고려한 경우(푸른색 선)와 전체적인 개형은 유사하지만 일부 기간에서 변동성이 확대되는 것으로 나타났다.

〈Figure 10〉 Comparison of Surprises by Calculation Method (Base Rate Announcement vs. Governor's Press Conference)



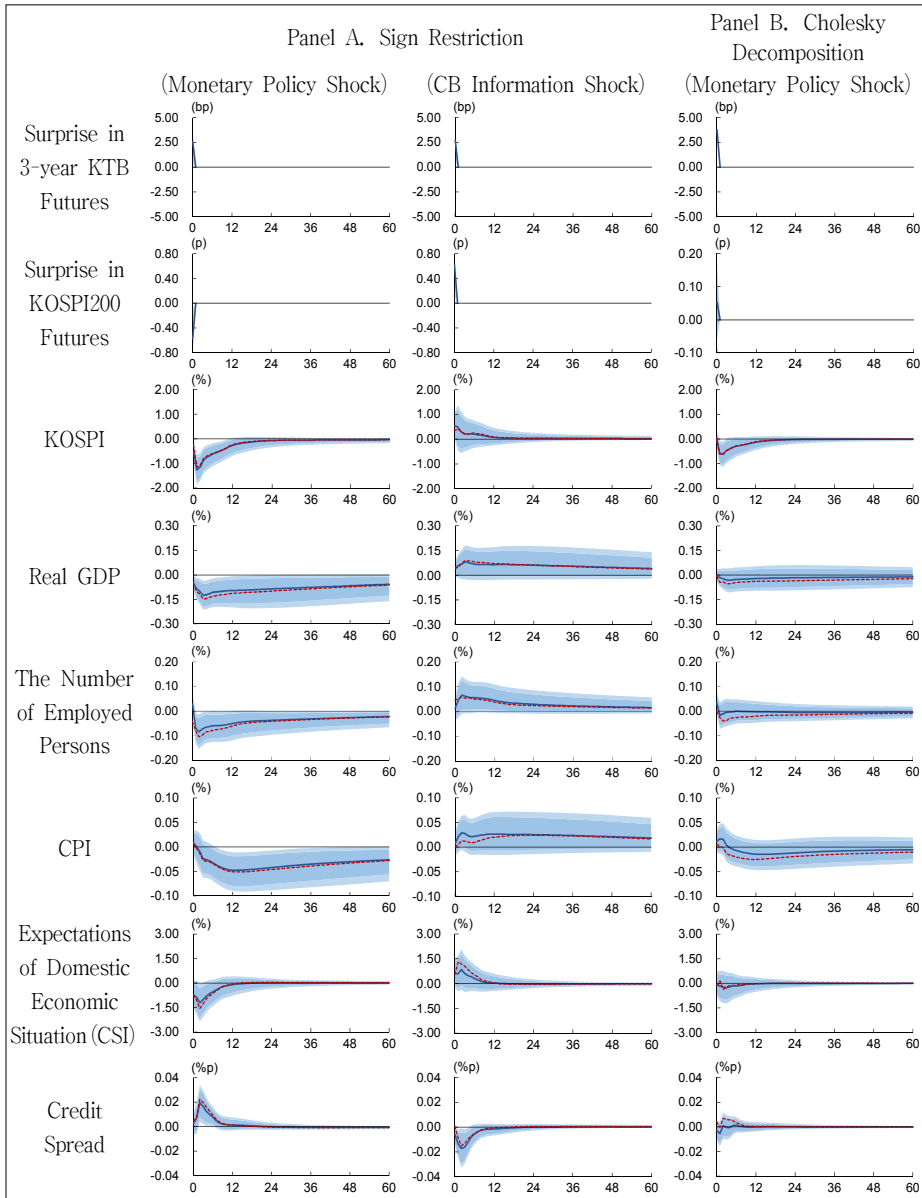
총재 기자회견담회를 고려한 서프라이즈를 가지고 충격반응함수를 추정해본 결과 주요 특징은 다음과 같다(분석결과는 <Figure 11>을 참조하기 바란다.). 우선, +1표준편차 크기의 통화정책 충격은 기자회견담회를 식별조건에 포함하더라도 긴축적인 효과를 유의하게 발생시키는 것으로 나타난다. 통화정책 충격은 당기에 국채 선물을 2.6bp, 주가 선물 가격은 0.57p 하락시켰다. 또한 최대반응을 기준으로 통화정책 충격은 실질 GDP, 소비자물가, 취업자수를 각각 0.15%, 0.05%, 0.07% 감소시켰는데 이러한 수치는 기본분석 결과와도 유사하다. 또한, 향후 경기전망 CSI 및 신용 스프레드도 각각 9개월까지 감소, 7개월까지 상승시키는 등 기본분석과 유사하게 추정되었다.

정보충격의 경우에도 기본모형과 같이 실질 GDP, 취업자수, 소비자물가지수에 확장적인 영향을 주는 것으로 추정되었다. 다만 소비자물가의 반응은 기본모형에 비해 큰 것으로 나타났는데 이는 그만큼 총재 기자회견담회에 향후 경기여건에 대한 정보가 많이 포함되어 있기 때문인 것으로 판단된다.³⁰⁾

기자회견담회가 포함될 경우 일부 변수에서 정보충격의 크기가 증가하는 것은 다음과 같이 이해할 수 있다. 정보충격은 통화정책에 내포된 경기여건에 대한 정보를 민간이 신뢰해서 발생하는 효과이다. 기준금리 결정만으로는 미래 경제여건에 대한 정보가 직접 전파되지는 않으나 기자회견담회에서는 정책결정 배경에 대한 설명, 향후 경제 여건에 대한 질의응답을 통해 미래 통화정책 방향과 경기여건에 대한 정보들이 더욱 풍부하게 금융시장에 전파된다. 이와 같이 시장에 전파된 정보들이 더욱 강한 효과를 발생시켰다는 것은 그만큼 중앙은행의 정책 결정과 이에 전제된 경제 전망을 시장이 신뢰했다는 것을 의미한다. 특히 한국은행은 전망보고서를 주기적으로 발간하고 이를 보완해 왔으며 각종 조사자료를 통해 경제 현안들이 중장기 성장에 미칠 영향을 제시해왔다. 이러한 노력을 바탕으로 중앙은행의 경기 판단에 대한 신뢰가 높아진 상황에서 기자회견담회시 정보가 더욱 많이 제공되었기에 정보충격 또한 증가한 것이다.

30) <Figure 11>에 제시한 Cholesky 모형의 분석결과도 이와 같은 주장의 근거가 될 수 있다. 정보효과를 분리하지 않고 기자회견담회를 포함한 서프라이즈를 그대로 통화정책 충격이라 가정할 경우 물가파를 현상이 강하게 나타났다.

〈Figure 11〉 Impulse Responses to the Monetary Policy Shock and Central Bank Information Shock, VAR Reflecting Governor's Press Conference



Note: Impulse Responses of surprises and low-frequency data to one standard deviation shocks.

Surprises are calculated as the sum of the changes from the baseline model and the governor's press conference. The sample period is 2009:4 to 2021:6. The blue line and shaded areas report the median, 68% (darker), and 90% (lighter) band of a posterior probability distribution. The dotted red line is the median in the baseline.

다만 Lee et al. (2019), Gorodnichenko et al. (2021)의 연구와 같이 기자회견담화의 경우 언어로 정보가 전달된다는 특성상 발화의 맥락, 어조 등에 따라 동일한 메시지도 시장에서 다르게 인식할 가능성이 있다. 이에 추후에는 의미론적 분석 등을 통해 기자회견담화의 메시지를 수치화하고 이를 통해 중앙은행의 발화와 시장의 인식 간의 관계를 분석할 필요가 있다. 다만 이러한 부분은 본고의 범위를 벗어나는 것이므로 추후의 연구과제로 남긴다.

IV. 강건성 검증

본 장에서는 제Ⅲ장에서 제시한 기본모형의 분석결과가 강건하다는 점을 보인다. 우선, 본 논문에서 이용한 금리선물 서프라이즈가 리스크 프리미엄 충격으로부터 영향받지 않았음을 보여 통화정책 충격이 적절하게 식별되었음을 규명한다. 둘째로 본 논문에서 서프라이즈 선택이 적합한지 검증한다. 다음으로 본 논문의 분석결과가 일반적인 상황에도 적용될 수 있다는 점을 보이고자 코로나19 경제위기 이전까지의 기간을 분석하는 경우에도 동일한 결과가 도출됨을 보인다. 마지막으로 한국이 소규모 개방경제 (small open economy)라는 점을 고려해 해외요인의 영향을 통제할 경우에도 분석결과가 강건하다는 점을 보인다.

1. 통화정책 충격 식별의 적절성에 대한 검증

본 논문에서 통화정책 충격 식별시 리스크 프리미엄 (risk premium) 등 불확실성의 영향을 고려하지 못했다는 비판이 존재할 수 있다.³¹⁾ 이는 3년 국채선물을 이용해 산출한 통화정책 서프라이즈가 리스크 프리미엄의 변동에서 비롯되었을 수 있음을 의미한다. 이에 본 절에서는 Piazzesi and Swanson (2008), Nakamura and Steinsson (2018) 등을 참고하여 통화정책 충격이 리스크 프리미엄으로부터 비롯되지 않았음을 보인다. 우선 Piazzesi and Swanson (2008)를 참고해 다음 회귀모형을 구성한다.

31) 본 논문에서 정의하는 리스크 프리미엄은 기간 프리미엄 (Term Premium)과 신용/유동성 프리미엄 (Credit/Liquidity Premium)을 포함한다.

$$y_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 x_{1,t^{(-1)}} + \theta_2 x_{2,t^{(-1)}} + \theta_3 x_{3,t^{(-1)}} + \theta_4 x_{4,t^{(-1)}} + \theta_5 x_{5,t^{(-1)}} + e_t \quad (8)$$

단, $y_{i,t}$ = 통화정책방향 결정 회의 당일(t) 금리선물 서프라이즈

$$X_{t^{(-1)}} = \begin{pmatrix} x_{1,t^{(-1)}} \\ x_{2,t^{(-1)}} \\ x_{3,t^{(-1)}} \\ x_{4,t^{(-1)}} \\ x_{5,t^{(-1)}} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \text{통화정책방향 결정회의 전 영업일 기간 스프레드}_{(1\text{년} - 91\text{일})} \\ \text{" 기간 스프레드}_{(3\text{년} - 1\text{년})} \\ \text{" 기간 스프레드}_{(5\text{년} - 3\text{년})} \\ \text{" 기간 스프레드}_{(10\text{년} - 5\text{년})} \\ \text{" 신용 스프레드}_{(\text{회사채}(AA\text{-등급}, 3\text{년}) - \text{국채}3\text{년})} \end{pmatrix}$$

식 (8)의 의미는 다음과 같다. 우선 장기금리는 향후 기대되는 단기금리와 리스크 프리미엄에 의해 결정된다. 마찬가지로 기간 스프레드(X_{t-1})도 정책금리 공표 이전에 향후 금리방향에 대한 시장의 기대³²⁾와 리스크 프리미엄을 담고 있는 지표로 간주할 수 있다. 다만 금리선물 서프라이즈는 정의상 시장이 예상하지 못해 발생했다는 점에서 기간 스프레드중 단기금리에 대한 시장의 기대 부분과는 무관할 것이다. 이에 만약 기간 스프레드가 금리선물 서프라이즈에 대한 설명력을 가진다면, 서프라이즈가 향후 금리에 대한 기대가 아닌 여타 변수, 즉 리스크 프리미엄의 변동으로부터 영향받았음을 의미한다. 유사한 논리를 신용 스프레드에도 적용할 수 있다. 신용 스프레드는 정책금리 공표 이전 신용 위험을 담고 있는 지표인데, 해당 지표가 금리선물 서프라이즈에 설명력을 가진다면 서프라이즈가 신용 위험에 오염되었을 가능성을 의미한다. 따라서 본 절에서는 식 (8)의 통계적 유의성을 검증하고자 한다.

식 (8)을 OLS 방법으로 추정하고 부트스트랩 방식의 표준오차 추정치를 <Table 8>에 제시하였다. 추정 결과를 살펴보면, 개별 기간/신용 스프레드의 회귀 계수가 유의하지 않았을 뿐 아니라 모형의 유의성($Adjusted-R^2$)도 매우 낮은 것으로 나타났다. 이는 식 (8)에 대해 금리의 기대가설이 성립한다는 것을 의미하며, 결과적으로 통화정책 충격 및 서프라이즈가 리스크 프리미엄의 영향과 무관하다는 것을 의미한다.

32) 기간 스프레드에 대한 논의는 윤재호(2020)을 참고하기 바란다.

〈Table 8〉 Estimation Results for Equation (8): Whether the Surprise in the 3-year KTB Futures Includes Risk Premium

	Surprise in the 3-year KTB Futures(S_t)				
constant	-0.00005 (0.003)	-0.0008 (0.003)	-0.0032 (0.005)	0.0043 (0.007)	0.0132 (0.009)
1year - 91day	-0.0050 (0.011)	-0.0286 (0.024)	-0.0313 (0.023)	-0.0314 (0.023)	-0.0268 (0.024)
3year - 1year	-	0.0240 (0.018)	0.0019 (0.025)	0.0222 (0.024)	0.0262 (0.024)
5year - 3year	-	-	0.0163 (0.030)	0.0350 (0.037)	0.0482 (0.038)
10year - 5year	-	-	-	-0.0434 (0.031)	-0.0553 (0.035)
credit spread	-	-	-	-	-0.0162 (0.010)
R^2	0.0025	0.0208	0.0241	0.0327	0.0493
$Adjusted-R^2$	-0.0053	0.0052	0.0007	0.0015	0.0107

Notes: 1) Asterisks indicate statistical significance at the * 10%, ** 5%, *** 1%, respectively.

2) Standard error derived by the bootstrap method (iteration = 5,000).

두 번째로는 Nakamura and Steinsson(2018)의 방법론을 이용해 통화정책 충격이 금융시장에서 얼마나 지속되는지를 검증하고자 한다. 이를 위해 식 (9)와 같이 만기별 국채 수익률의 변화를 통화정책 충격과 서프라이즈에 대해 회귀한다.

$$g_{t(-1+h)} - g_{t(-1)} = \rho_0 + \rho_1 y_t + \mu_t \quad (9)$$

단, $g_{t(+h)}$ = 통화정책방향 결정회의 당일(t)로부터 h 영업일 전후 국채 수익률
 y_t = 통화정책방향 결정회의 당일(t)에 발생한 국채선물 서프라이즈

Hanson and Stein(2015)에 따르면 리스크 프리미엄 충격은 발생 이후 금리의 기간구조에 장기적인 영향을 주지 못한다. 이에 보다 긴 시계(Horizon)에서 식 (9)가 유의하게 추정되는 경우에는 서프라이즈가 리스크 프리미엄으로부터 비롯되지 않았다고 해석할 수 있다.³³⁾ 식 (9)의 추정 결과는 〈Table 9〉에 제시하였다. 결과를 살펴보면 본고에서 산출한 통화정책 충격과 정보충격, 서프라이즈는 20 영업일 가

량의 시계에서도 금융시장에 유의한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 결과적으로 본고에서 산출한 서프라이즈에는 리스크 프리미엄의 영향이 제한적이라고 결론 내릴 수 있다. 다만 Nakamura and Steinsson (2018)에 비해서는 통화정책 충격의 영향이 다소 빠르게 사라지는 것으로 추정되었다. 이는 성병목 외 (2018) 등이 지적하듯 금융위기 이후 국내 금리가 주요국 장기금리에 동조화된 것에 기인한 것으로 보인다.

〈Table 9〉 Estimation Results for Equation (9): Persistence of Monetary Policy Surprise

Horizon	3-year KTB	5-year KTB	10-year KTB
$h=1$ (business) day	1.143*** (0.254)	1.065*** (0.243)	0.808*** (0.241)
$h=5$ days	1.256*** (0.290)	1.095*** (0.348)	0.972** (0.395)
$h=10$ days	1.165** (0.475)	0.975* (0.550)	0.803 (0.611)
$h=20$ days	1.086* (0.625)	1.179* (0.701)	1.094 (0.731)
$h=30$ days	0.796 (0.585)	0.508 (0.681)	0.336 (0.757)
$h=90$ days	-0.170 (1.079)	-0.095 (1.269)	0.166 (1.458)

Notes: 1) Asterisks indicate statistical significance at the * 10%, ** 5%, *** 1%, respectively.

2) Standard error derived by the bootstrap method (iteration = 5,000).

2. 서프라이즈 선택의 적절성

(1) 일중 고빈도 데이터 활용의 필요성

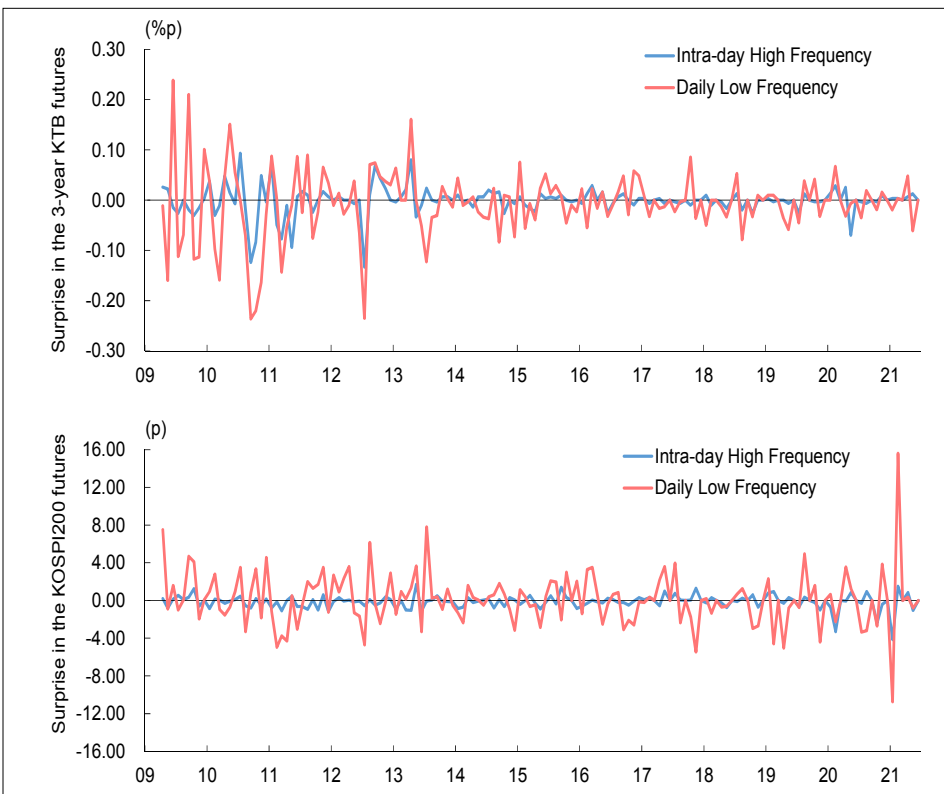
본 절에서는 일별 데이터(종가 전일 대비 변동폭)와 비교하여 통화정책 충격 식별 시 일중 고빈도 데이터 사용이 필요함을 보인다. 앞장에서 제시한 기본모형을 이용

33) Nakamura and Steinsson (2018) 또한 이와 같은 점에 착안해 보다 긴 시계에서 통화정책 충격이 금융시장에 지속된다는 점을 근거로 통화정책 충격에 리스크 프리미엄의 영향이 미미하였음을 보인다.

한 가운데 금리선물 및 주가선물 서프라이즈를 상대적으로 저빈도인 일별 종가의 전일 대비 변동폭으로 바꾸어 분석을 진행하였다.

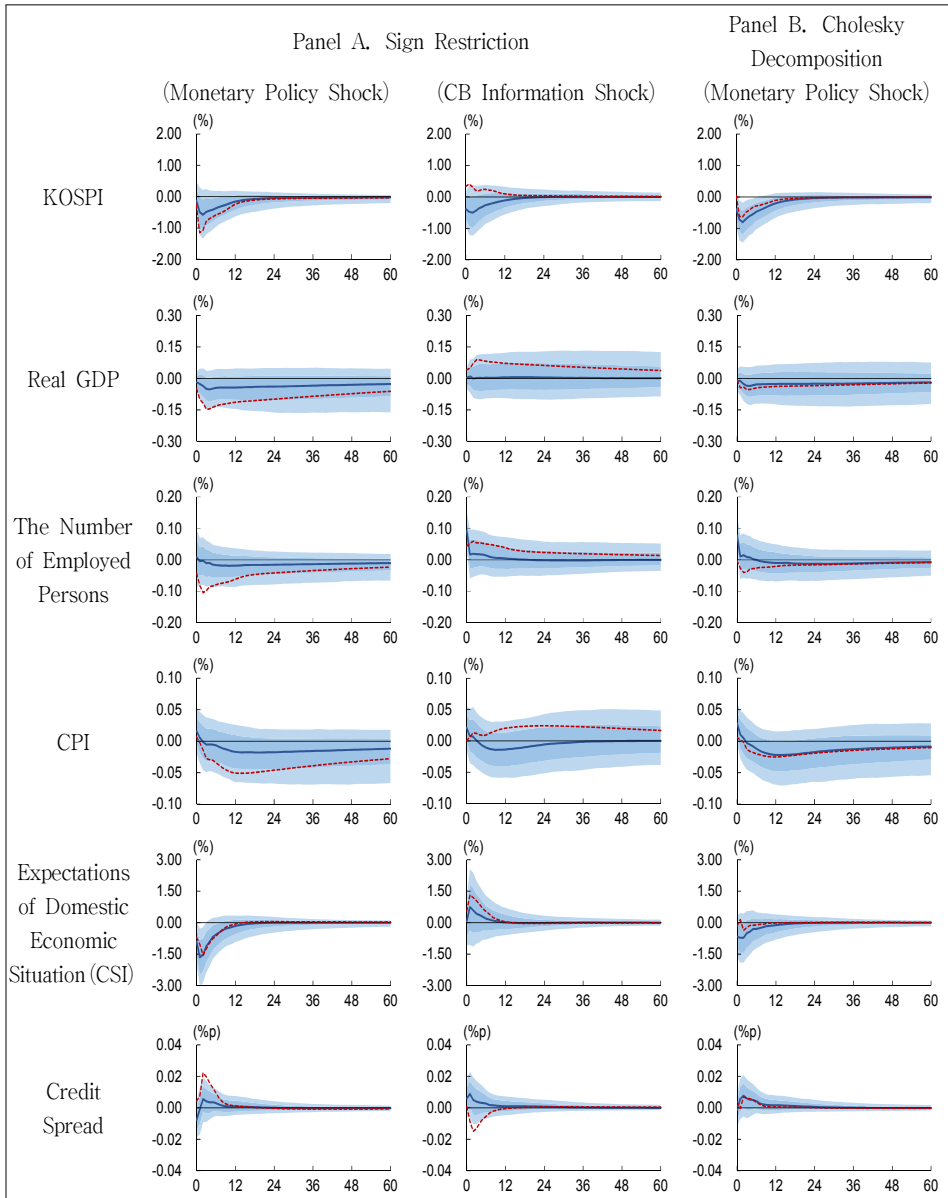
우선 저빈도 데이터는 상대적으로 변동성이 큰 모습으로 나타났다(〈Figure 12〉 참조). 이는 통화정책방향 결정회의 당일 통화정책 이외의 여러 경제충격이 발생한 것에 기인한 것으로 보인다.

〈Figure 12〉 Comparison of Surprises by Calculation Method (Intra-day High-Frequency vs. Daily Low-Frequency)



VAR 모델을 이용한 충격반응 분석결과 저빈도 데이터를 활용한 경우는 긴축적 통화정책 충격에 대해 취업자 수, 소비자물가지수가 충격 즉시 상승하는 등 퍼즐이 나타났다(〈Figure 13〉 참조). 아울러 정보충격에 대한 여타 변수들의 반응도 뚜렷하지 않았다.

〈Figure 13〉 Impulse Responses to Monetary Policy Shock and Central Bank Information Shock, VAR Using Daily Data(Low-Frequency Surprises)



(Table 10) Comparison of the Effects of Monetary Policy Shocks
(Intra-day High Frequency vs. Daily Low Frequency)

	Sample period	Impulse response estimation result (%)	
		(Production side)	(Price side)
Sign-Restriction	2009. 4 ~ 2021. 6	-0.05 (-0.15)	-0.02 (-0.05)
Cholesky	2009. 4 ~ 2021. 6	-0.04 (-0.05)	-0.02 (-0.03)

Note: Peak response of GDP and price variable to a tightening monetary policy shock (+1 standard deviation size) identified using the daily change in the (closing) price of KTB and stock index futures. Results of the baseline model are in the parentheses.

(2) 단기금리를 활용한 통화정책 서프라이즈 산출: 3개월 IRS 금리

본 논문에서는 3년 국채선물 수익률을 기반으로 통화정책 서프라이즈를 산출하고 이를 통해 통화정책 충격을 식별하였다. 본 절에서는 3개월 IRS 금리를 이용하는 경우에도 기본모형의 분석결과가 일관되게 유지되는지를 검증하고자 한다.

3개월 IRS 금리는 현재 시점(t)으로부터 3개월이 지난 시점($t+3$ 개월)에서 형성될 91일물 CD 금리와 거래되는 고정금리로 미래 단기금리에 대한 시장의 기대수준을 보여준다. 일반적으로 91일물 CD 금리는 기준금리의 영향을 크게 받는다는 점에서 3개월 IRS 금리가 하락한다는 것은 시장에서 한국은행의 기준금리 인하를 기대하고 있다는 것을 의미한다.³⁴⁾ 이와 같은 점에서 IRS 금리는 통화정책 충격을 식별하기 위한 데이터로서 적절한 것으로 보인다.

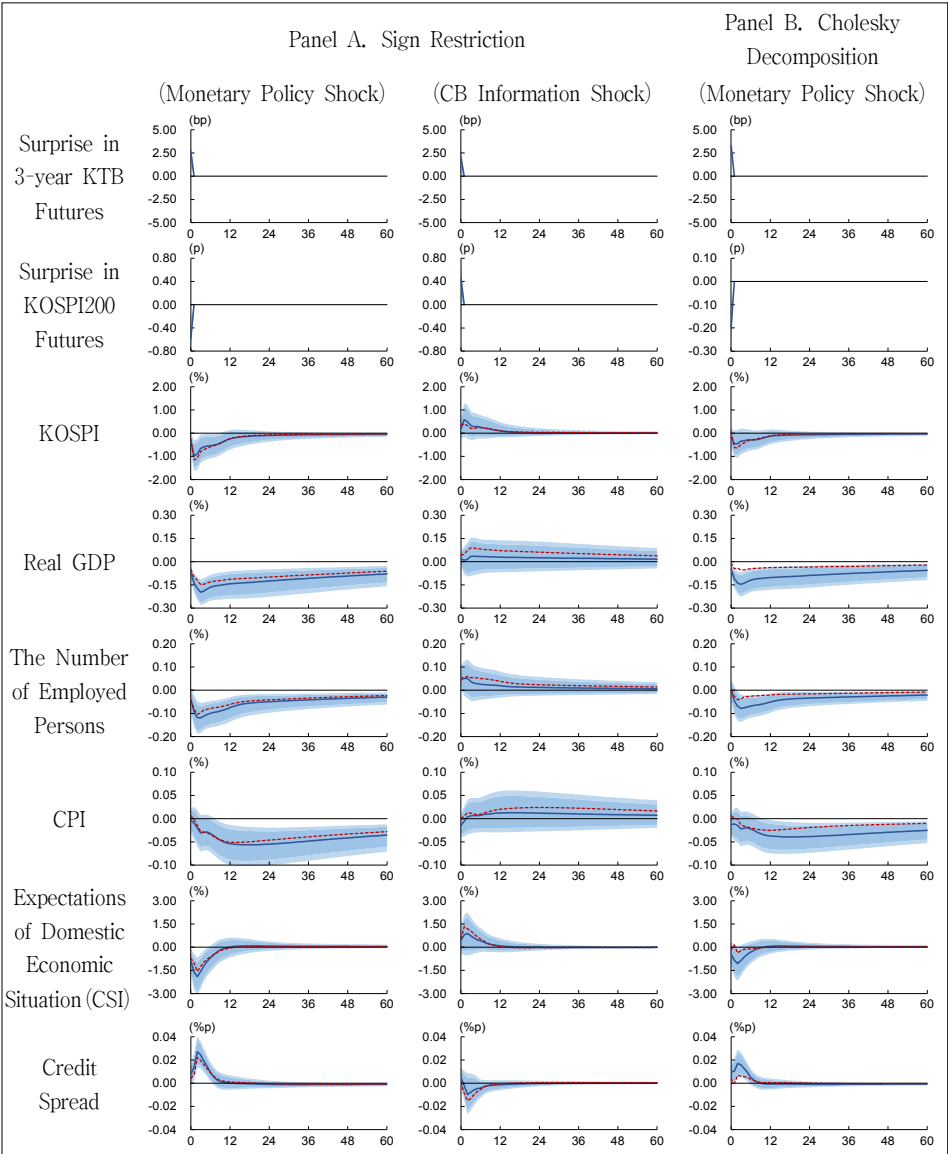
다만, 본 논문에서는 국내 금리스왑 시장의 거래규모가 축소되고 있다는 점에서 (한국은행, 2016) IRS 금리에 시장의 기대가 집약되는 데에는 한계가 있을 것으로 판단하였다. 아울러 IRS 금리가 단기금리에 대한 정보를 나타낸다는 점에서 국채선물에 비해 향후 경제상황에 대한 민간의 기대가 제한적일 것으로 간주하였다. 이와 같은 점을 고려해 본 논문에서는 IRS 금리를 기본모형에 사용하지 않고, 기본모형의 강건성을 검증하기 위한 목적으로 사용하였다. IRS 금리를 이용해 산출한 서프

34) 3개월 IRS 금리로 기준금리 25bp 인상(인하) 확률(P)을 다음과 같이 추정할 수 있다.

$$P = \frac{\hat{i}^e - i}{0.25} \times 100$$

단, \hat{i}^e : 시장에서 기대하는 단기금리(IRS금리), i : 금리동결시 단기금리(현재의 CD금리)

〈Figure 14〉 Impulse Responses to Monetary Policy Shock and Central Bank Information Shock, VAR Using Surprises in the 3-month IRS



Note: Impulse Responses of surprises and low-frequency data to one standard deviation shocks. Surprises are calculated in the same way with baseline except that 3-month IRS (Interest Rate Swap) is used instead of 3-year KTB (Korea Treasury Bond) futures. The sample period is 2009:4 to 2021:6. The blue line and shaded areas report the median, 68% (darker), and 90% (lighter) band of a posterior probability distribution. The dotted red line is the median in the baseline.

라이즈는 부록 A를 참고하기 바란다. 분석 결과는 <Figure 14>에 제시하였다. 기본모형과의 비교를 위해 IRS 금리를 이용한 분석 결과는 푸른색으로 나타냈으며 기본모형은 붉은색 선으로 제시하였다.

분석 결과 IRS 금리를 이용하는 경우 기본모형과 비교시 +1 표준편차 크기의 통화정책 충격에 따른 여타변수들의 반응의 크기는 비슷하게 도출되었다. 그러나 정보충격의 경우에는 기본모형과 다르게 미미하거나 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 아울러 부호제약을 통해 식별한 통화정책 충격과 Cholesky 분해를 통해 식별한 통화정책 충격에 따른 여타 변수들의 반응이 유사한 모습을 보였다. 이와 같은 결과는 IRS 금리를 통해 산출한 서프라이즈에 담긴 향후 경제상황에 대한 정보가 크지 않기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 서프라이즈에 포함된 정보효과를 분리함으로써 통화정책 충격을 식별하는 데에 있어서는 본 논문의 국제선물 금리를 쓰는 것이 타당하다고 결론내릴 수 있다.

(3) 기준금리 공표 전후 평균가격의 변화를 활용한 서프라이즈 산출

한편, 기본모형에서 활용한 서프라이즈는 일시적인 불균형으로 발생한 특이값이 서프라이즈의 크기를 왜곡시킬 수 있다는 비판이 제기될 수 있다. 반면, 기준금리 공표 전후 평균가격의 변화를 이용하면 일시적인 불균형이 존재하더라도 그 영향력을 다소 완화할 수 있다. 이에 기준금리 공표 직전 10분 동안 평균가격(A)과 10분이 지난 이후부터 10분 동안 평균가격(B)의 차이(B-A)를 서프라이즈로 산출하였다.

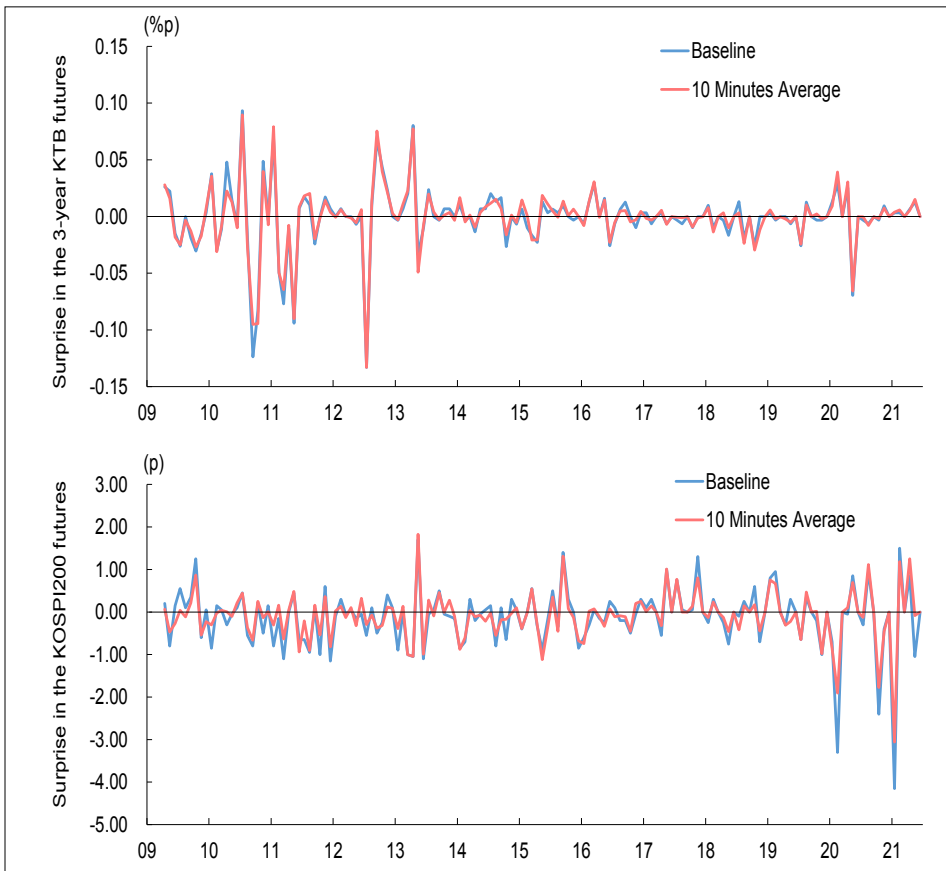
$$(기본모형) \quad S_t = P_{t, \tau+20} - P_{t, \tau-10} \quad (10)$$

$$(10분 \text{ 평균}) \quad S_t^{10m} = \underbrace{\frac{1}{10} \sum_{s=1}^{10} P_{t, \tau+10+s}}_{(B)} - \underbrace{\frac{1}{10} \sum_{s=1}^{10} P_{t, \tau-s}}_{(A)} \quad (11)$$

단, $P_{t, \tau}$ = 통화정책방향 결정회의 당일(t) h 시점의 선물가격 변수(τ : 기준금리 발표시간)

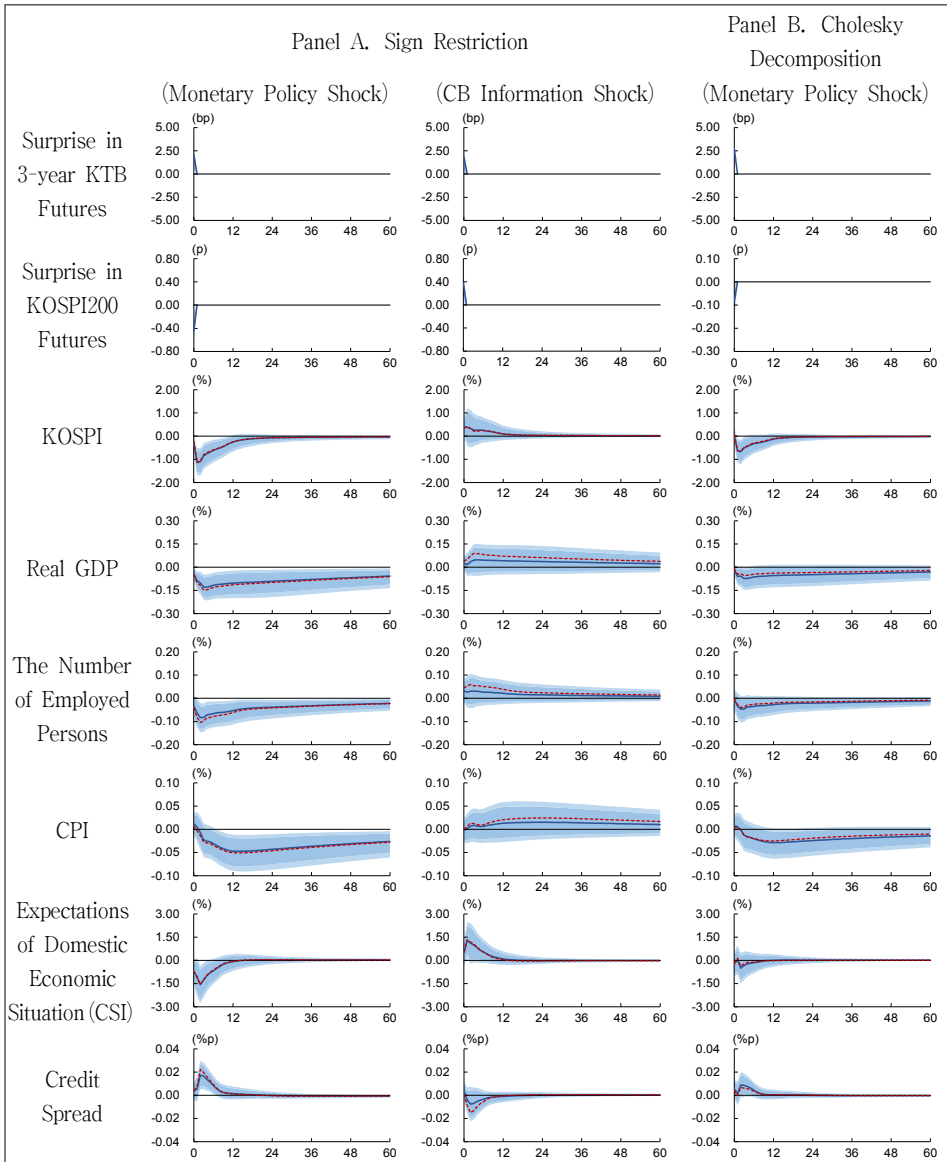
평균가격을 통해 산출한 서프라이즈는 〈Figure 15〉에 나타난 바와 같이 기본모형과 대체로 유사한 모습을 보였으나³⁵⁾ 코로나19 위기상황에서 주가지수 선물의 변동성이 다소 커진 것으로 나타났다. 한편, 통화정책 충격에 대한 여타 변수들의 반응도 기본모형과 유사한 것으로 분석되었다(〈Figure 16〉 참조).

〈Figure 15〉 Comparison of Surprises by Calculation Method
(Baseline vs. 10 minutes average)



35) 두 서프라이즈 계열의 상관계수는 금리선물이 0.98, 주가지수 선물이 0.94로 나타났다.

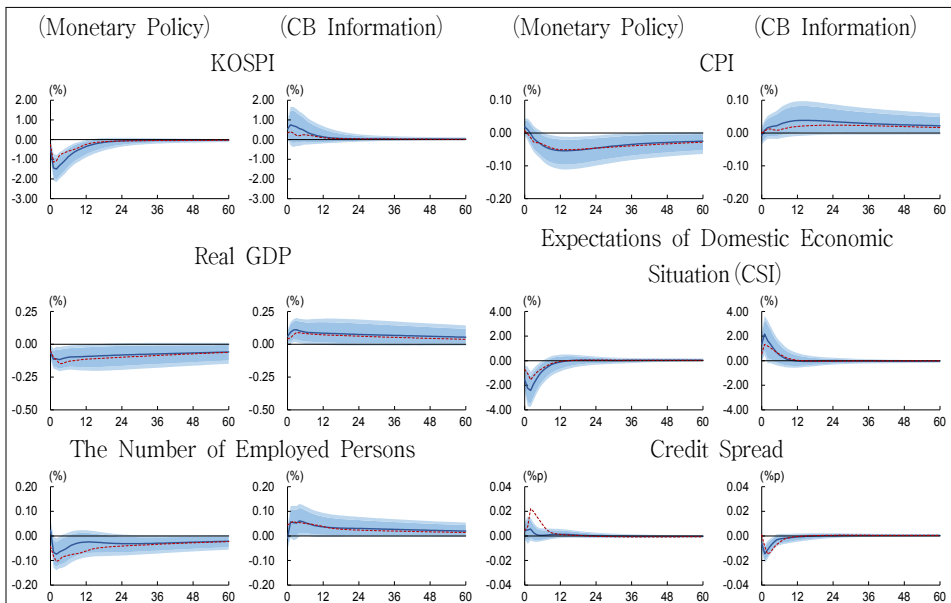
〈Figure 16〉 Impulse Responses to Monetary Policy Shock and Central Bank Information Shock, VAR Using 10 minutes Average Surprises



3. 코로나19 경제위기 발생 이전까지의 분석결과

본 논문에서는 코로나19 위기가 본격화된 2020년 4월 ~ 2021년 6월까지 기간에 대해 더미변수를 설정해 분석을 진행하였다. 다만, 코로나19 위기 이전까지 기간을 대상으로 하더라도 결과가 일관된 것으로 나타났다. 〈Figure 17〉에 제시한 분석결과를 살펴보면 실물 변수에 대한 통화정책 충격의 영향은 작아진 반면, 정보충격의 영향력은 보다 명확해진 것으로 나타났다.

〈Figure 17〉 Impulse Responses to Monetary Policy Shock and Central Bank Information Shock, VAR Using the Sample before COVID-19



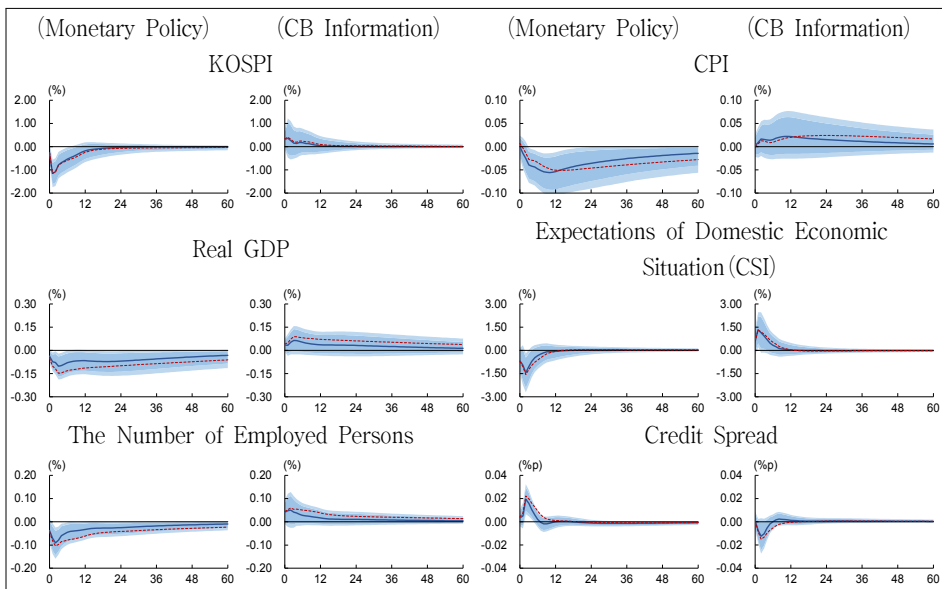
Note: Impulse Responses of surprises and low-frequency data to one standard deviation shocks. We use surprises in the baseline. The sample period is 2009:4 to 2020:3. The blue line and shaded areas report the median, 68% (darker), and 90% (lighter) band of a posterior probability distribution. The dotted red line is the median in the baseline.

4. 소국개방경제로서 해외요인의 영향을 통제하는 경우

한국의 경우 소국개방경제 (small open economy) 라는 점에서 국내 금융시장과 실물변수는 외국의 금융경제 상황으로부터 영향을 받게 된다. 이에 따라 해외요인의

영향을 모형에 반영하는 경우에도 기본모형에서 제시한 결과가 일관되게 나타나는 지검증하고자 한다. 이를 위해 본 논문에서는 (1) 미국의 산업생산지수, (2) 유가, (3) 미국 국채 10년물을 외생변수로 포함하여 분석을 실시하였다. 전 세계 실물경제 상황을 대표하는 월별 지표로서 미국의 산업생산지수를 이용하였으며 유가의 경우 공급충격으로 작용하고 물가에 큰 영향을 미치는 요인이라는 점에서 포함하였다. 아울러 국내 금융시장에서 장기금리가 미국 등 선진국의 장기금리에 크게 영향받는다는 점을 고려해 미국 국채 10년물을 포함하였다. 분석 결과는 <Figure 18>에 있으며 해외요인의 영향력을 통제한 경우에도 대부분의 변수들에서 통화정책 충격과 정보충격에 반응하는 방향이 유사한 것으로 나타났다. 다만 통화정책 충격과 정보충격 모두 실물변수에 대한 영향력이 소폭 작아지는 것으로 나타났는데, 이는 변수들의 움직임에 있어서 해외요인의 영향력을 제거한 것에 기인한 것으로 판단된다.

<Figure 18> Impulse Responses to Monetary Policy Shock and Central Bank Information Shock, VAR Including Foreign Variables



Note: Impulse Responses of surprises and low-frequency data to one standard deviation shocks. We use surprise data in the baseline. VAR model includes three foreign variables(U.S. Industrial Production, U.S. 10-year Treasury Note yield, and price of Dubai crude) as exogenous variables. The sample period is 2009:4 to 2021:6. The blue line and shaded areas report the median, 68% (darker), and 90% (lighter) band of a posterior probability distribution. The dotted red line is the median in the baseline

V. 결 론

최근 통화정책 충격 식별과 중앙은행 정보효과의 존재에 관한 논의가 활발히 이루어지고 있다. 우리나라도 고빈도 데이터를 이용한 통화정책 충격 식별과 정보효과의 존재 가능성을 점검할 필요성이 대두되고 있다. 이에 본고는 Jarociński and Karadi (2020)의 방법론을 활용하여 국내 최초로 통화정책 충격과 정보충격을 식별하고 각 충격이 거시경제에 미치는 영향이 상이하다는 점을 보였다. 아울러 국내 통화정책 식별 관련 국내 연구에 초석을 제공했다는 점에서 의의가 있다. 본고의 주요 시사점은 아래와 같다.

첫째, 고빈도 데이터를 이용해 통화정책 충격을 식별하고, 동 충격이 거시경제에 미치는 영향과 지속성을 분석하였다. 특히 글로벌 금융위기 이후 저금리 기간에도 통화정책이 여전히 유효하다는 것을 실증적으로 제시하였다. 이는 최근 일각에서 제기되는 금리위주 통화정책 효과에 대한 회의적 견해에도 불구하고 통화정책 파급경로가 여전히 작동하고 있을 가능성을 시사한다.

둘째, 통화정책과 관련하여 학술적·정책적 차원에서 정보효과를 고려할 필요성이 있음을 보였다. 본고의 분석에 따르면 금융시장은 기준금리 결정뿐 아니라 이에 내재된 경기여건에 대해서도 반응할 수 있다. 한편 총재 기자회견에서 정책 결정 배경 등을 투명히 전달하면서 정보충격의 효과가 일부 변수에서 증가하는 것으로 나타났다. 이는 평시에도 통화정책 결정배경과 경제전망 정보를 공유함으로써 민간이 중앙은행에 대한 신뢰를 높여온 것에 기인한다.

셋째, 고빈도 데이터 등을 활용하여 중앙은행의 정책에 대한 시장의 반응과 거시경제에 미치는 영향을 연구할 필요성을 제시했다. 본고는 저빈도 데이터가 아닌 고빈도 데이터를 사용함으로써 정보효과를 분리한 엄밀한 의미의 통화정책 충격을 식별하였다. 추후에도 고빈도 및 빅데이터를 바탕으로 통화정책 파급과정에 대한 연구가 활성화될 필요가 있다.

한편 본 연구에서는 미처 다루지 못하였으나 앞으로의 연구에서 정보효과가 실물경제에 영향을 미치는 파급경로를 규명하고 관련된 구조 모형을 정립할 필요가 있다. 정보효과의 파급경로가 밝혀진다면 중앙은행이 정보효과를 보다 정교하게 제어하고 통화정책의 유효성을 높일 수 있을 것으로 생각된다. 또한 국고채 단순매입 등 더욱 다양한 사례에 대한 연구도 필요할 것이다. 이 밖에도 본고에서는 시장의

반응을 기반으로 통화정책 충격을 식별하였지만, 의사록과 기자간담회 등 중앙은행이 발송한 정보를 기반으로 통화정책의 파급과정을 연구할 필요가 있다. 특히 중앙은행의 정보는 동일한 표현일지라도 발화의 맥락, 거시·금융경제 여건 등에 따라 상이한 영향을 미칠 가능성이 있으므로 이를 종합적으로 분석할 필요가 있다.

■ 참 고 문 헌

1. 김민식·이한식, “금리스프레드의 경기 예측력 비교분석,” 『통계연구』, 제24권 제1호, 2019, pp. 1-25.
(Translated in English) Kim, Min Guk, and Hahn Shik Lee, “Predictability of Interest Rate Spreads for Economic Activity: A Comparative Analysis,” *Journal of The Korean Official Statistics*, Vol. 24, Issue 1, 2019, pp. 1-25.
2. 김소영, “소규모 개방경제에서의 통화정책 충격의 영향: 한국경제의 경우,” 『경제분석』, 제5권 제4호, 1999.
(Translated in English) Kim, So Young, “Effects of Monetary Policy Shocks in a Small Open Economy: The Case of Korea,” *Economic Analysis*, Vol. 5, Issue 4, 1999.
3. ———, “통화정책 충격의 거시 경제적 효과에 관한 실증 분석 문헌: 통화정책 충격의 식별에 관한 문제를 중심으로,” 『금융연구』, 제12권 제2호, 2007, pp. 95-126.
(Translated in English) Kim, So Young, “Empirical Literature on Macroeconomic Effects of Monetary Policy Shocks: Identification of Monetary Policy Shocks,” *Journal of Money & Finance*, Vol. 12, Issue 2, 2007, pp. 95-126.
4. 나현주·최정재, “경제 뉴스에 따른 금융시장 반응 분석 - 주식 및 채권선물 시장을 중심으로,” 한국은행 조사통계월보, 제70권 제7호, 2016, pp. 38-72.
(Translated in English) Na, Hyun Joo, and Jong Jae Choi, “Analysis of Financial Market Responses to Economic News - Centering around Stock and Bond Futures Markets,” *Bank of Korea Monthly Bulletin*, Vol. 70, Issue 7, 2016, pp. 38-72.
5. 성병목·원지환·이지혜·정성환, “국내외 장기금리의 동조화 원인 및 시사점,” 한국은행 조사통계월보, 제72권 제12호, 2018, pp. 16-37.
(Translated in English) Sung, Byeong Mook, Ji Hwan Won, Ji Hye Lee, and Sung Whan Chung, “Factors behind Synchronization of Domestic and Overseas Long-term Interest Rates and Implications,” *Bank of Korea Monthly Bulletin*, Vol. 72, Issue 12, 2018, pp. 16-37.
6. 손 욱·성병목·권효성, “통화정책 신호와 금융시장의 반응,” 『경제분석』, 제11권 제4호,

2005.

(Translated in English) Sohn, Wook, Byung mook Sung, and Hyo Sung Kwon, "The Financial Markets' Responses to Monetary Policy Announcements," *Economic Analysis*, Vol. 11, Issue 4, 2005.

7. 안창모, "통화정책 충격과 환율반응: 일중 고빈도 자료 분석," 『국제경제연구』, 제18권 제4호, 2012, pp. 113-131.

(Translated in English) Ahn, Chang mo, "Monetary Policy Shocks and the Exchange Rates: Intraday High-Frequency Data Analysis," *Kukje KyungJe Yongu*, Vol. 18, Issue 4, 2012, pp. 113-131.

8. ———, "예정된 통화정책 발표가 일중 주식시장에 미치는 충격효과," 『금융지식연구』, 제11권 제3호, 2013, pp. 301-323.

(Translated in English) Ahn, Chang mo, "Intraday Stock Market Behaviour around the Scheduled Monetary Policy Announcement Surprises," *Journal of Finance & Knowledge Studies*, Vol. 11, Issue 3, 2013, pp. 301-323.

9. 윤재호, "이자율 스프레드의 경기 예측력: 문헌 서베이 및 한국의 사례 분석," 『경제분석』, 제 26권 제3호, 2020, pp. 1-47.

(Translated in English) Yun, Jae Ho, "Predicting Economic Activity via the Yield Spread: Literature Survey and Empirical Evidence in Korea," *Economic Analysis*, Vol. 26, Issue 3, 2020, pp. 1-47.

10. 한국거래소, 『한국의 채권시장』, 2019.

(Translated in English) Korea Exchange, *Fixed Income Market Guide*, Seoul: Knowledge and Sensibility, 2019.

11. 한국은행, 『한국의 금융시장』, 2016.

(Translated in English) Bank of Korea, *Financial Markets in Korea*, 2016.

12. ———, 『한국의 통화정책』, 2017.

(Translated in English) Bank of Korea, *Monetary Policy in Korea*, 2017.

13. Andrade, P. and F. Ferroni, "Delphic and Odyssean Monetary Policy Shocks: Evidence from the Euro-Area," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 117, 2021, pp. 816-832.

14. Antolín-Díaz, J. and J. F. Rubio-Ramírez, "Narrative Sign Restrictions for SVARs," *American Economic Review*, Vol. 108, Issue 10, 2018, pp. 2802-2829.

15. Arias, J., J. Rubio-Ramírez, and D. Waggoner, "Inference Based on Structural Vector Autoregressions Identified With Sign and Zero Restrictions: Theory and Applications," *Econometrica*, Vol. 86, Issue 2, 2018, pp. 685-720.

16. Bauer, Michael D., and Eric T. Swanson, "The Fed's Response to Economic News Explains the Fed Information Effect," Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper 2020-06, 2020.

17. Bernanke B., J. Boivin, and P. Elias, "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, Issue 1, 2005, pp. 387-422.

18. Bernanke B., and K. Kuttner, "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal

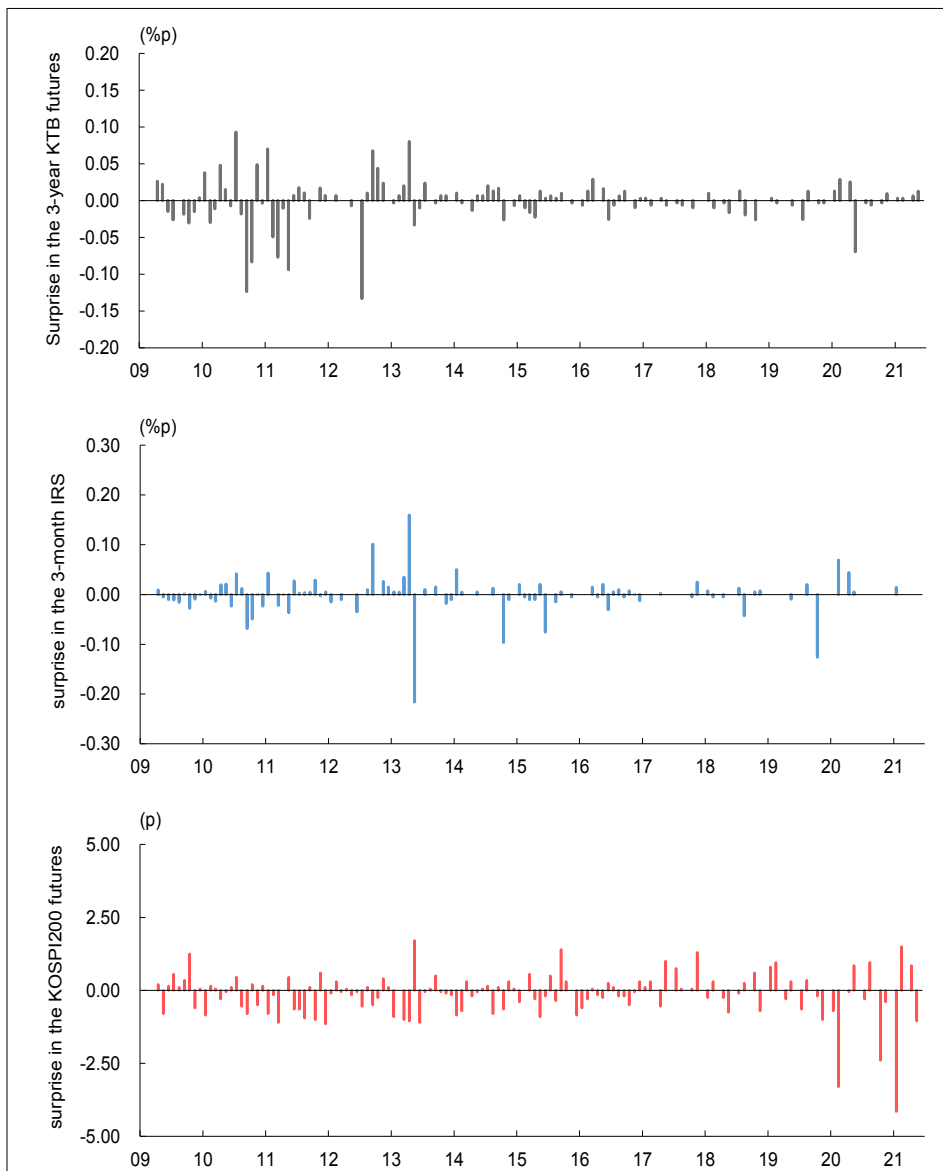
- Reserve Policy?" *The Journal of Finance*, Vol. 60, Issue 3, 2005, pp.1221-1257.
19. Campbell, R. et al., "Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 43, 2012, pp.1-80.
 20. Carlo Altavilla, Luca Brugnolini, Refet S. Gürkaynak, Roberto Motto, and Giuseppe Ragusa, "Measuring Euro Area Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 108, 2019, pp.162-179.
 21. Cesa-Bianchi A., G. Thwaites, and A. Vicondoa, "Monetary Policy Transmission in the United Kingdom: A High Frequency Identification Approach," *European Economic Review*, Vol. 123, Article 103375, 2020.
 22. Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, Issue 1, 1996, pp.16-34.
 23. _____, "Monetary Policy Shocks: What have we Learned and to what End?" *Handbook of Macroeconomics*, in: J. B. Taylor & M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Chapter 2, 1999(a), pp.65-148.
 24. _____, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 1, 1999(b), pp.1-45.
 25. Cieslak, A., and A. Schrimpf, "Non-monetary News in Central Bank Communication," *Journal of International Economics*, Vol. 118, Issue C, 2019, pp.293-315.
 26. Cloyne, J., and P. Hurtgen, "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.
 27. Cho. B. S., "The Monetary Policy Reaction Function in Korea with Multi-level Factors," *The Korean Economic Review*, Vol. 36, No. 2, 2020, pp.353-376.
 28. Cochrane, J., and M. Piazzesi, "The Fed and Interest Rates - A High Frequency Identification," *American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, 2002, pp.90-95.
 29. Faust J., E. Swanson, and J. Wright, "Identifying VARs Based on High Frequency Futures Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, Issue 6, 2004(a), pp.1107-1131.
 30. _____, "Do Federal Reserve Policy Surprises Reveal Superior Information about the Economy?" *The B. E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 4, Issue 1, 2004(b), pp.1-31.
 31. Gertler, M., and M. Karadi, "Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 7, No. 1, 2015, pp.44-76.
 32. Gilchrist, S., and E. Zakrajsek, "Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 102, No. 4, 2012, pp.1692-1720.
 33. Gürkaynak, Refet S., Brian Sack, and Eric 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.
34. Hanson, S., and J. Stein, "Monetary Policy and Long-Term Real Rates," *Journal of Financial Economics*, Vol. 115, Issue 3, 2015, pp.429-448.
 35. Jarociński, M., and P. Karadi, "Deconstructing Monetary Policy Surprises - The Role of Information Shocks," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 12, No. 2, 2020, pp.1-43.
 36. Kerssenfischer, M., "Information Effects of Euro Area Monetary Policy: New Evidence from High-Frequency Futures Data," Deutsche Bundesbank Discussion Paper No. 07/2019, 2019.
 37. Kuttner, K., "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 47, Issue 3, 2001, pp.523-544.
 38. Lee, Y. J., S. H. Kim, and K. Y. Park, "Deciphering Monetary Policy Board Minutes with Text Mining: The Case of South Korea," *The Korean Economic Review*, Vol. 35, Issue 2, 2019, pp.471-511
 39. Litterman, R., "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions-Five Years of Experience," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 4, Issue 1, 1986, pp.25-38.
 40. Melosi, L., "Signaling Effects of Monetary Policy," *The Review of Economic Studies*, Vol. 84, Issue 2, 2017, pp.853-884.
 41. Miranda-Agrippino, S., and G. Ricco, "The Transmission of Monetary Policy Shocks," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 13, Issue 3, 2021, pp.74-107.
 42. Nakamura, E., and J. Steinsson, "High-Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 133, Issue 3, 2018, pp.1283-1330.
 43. Pascal Paul, "The Time-Varying Effect of Monetary Policy on Asset Prices," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 102, Issue 4, 2020, pp.690-704.
 44. Piazzesi, M., and E. T. Swanson, "Futures Prices as Risk-adjusted Forecasts of Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55, Issue 4, 2008, pp.677-691.
 45. Rigobon, R., "Identification through Heteroskedasticity," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 4, 2003, pp.777-792.
 46. Rigobon, R., and B. Sack, "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51, Issue 8, 2004, pp.1553-1575.
 47. Romer, C., and D. Romer, "Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates," *American Economic Review*, Vol. 90, No. 3, 2000, pp.429-457.
 48. _____, "The Evolution of Economic Understanding and Postwar Stabilization Policy," Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole, Federal Reserve Bank of Kansas City, 2002, pp.11-78.
 49. _____, "A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications," *American Economic Review*, Vol. 94, No. 4, 2004, pp.1055-1084.
 50. Sims, C., and T. Zha, "Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models," *International Economic Review*, Vol. 39, Issue 4, 1998, pp.949-968.

51. Smolyansky, M., and G. Suarez, "Monetary Policy and the Corporate Bond Market: How Important is the Fed Information Effect?" *Finance and Economics Discussion Series*, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2021.
52. Uhlig, H., "What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 2, Issue 2, 2005, pp. 381-419.
53. Yuriy Gorodnichenko, Tho Pham, Oleksandr Talavera, "The Voice of Monetary Policy," Discussion Papers 21-02, Department of Economics, University of Birmingham, 2021.

〈 부 록 〉

A. 금리선물 및 주가선물 서프라이즈 추이



Note: Change of the 3-year KTB futures yields and KOSPI200 futures prices before (-10 min) and after (+20 min) the announcement of Bank of Korea base rate on MPB's policy-setting meeting days after January 2009.

B. Rigobon(2003) 추정량을 활용한 서프라이즈의 잡음 식별

본 절에서는 Rigobon(2003)이 제안한 이분산을 통한 식별 방법(Identification through Heteroskedasticity)을 활용해 금리선물 서프라이즈(S_t)에 포함된 잡음(noise)의 크기를 파악하는 방법에 대해 설명한다.³⁶⁾

우선 한국은행 기준금리 공표 당일 발생한 서프라이즈의 집합을 R_1 으로 두고 그렇지 않은 경우들을 R_2 로 둔다. 이를 기반으로 식 (B-1)과 같이 본고에서 산출한 서프라이즈가 금리의 기간구조에 영향을 미치는 회귀모형을 설정한다.

$$\Delta i_t = \alpha + \beta S_t + \epsilon_t \quad (\text{B-1})$$

단, Δi_t = 기준금리 공표 당일 만기별 금리의 전 영업일 대비 변동폭(%p)

R_1 = 한국은행이 기준금리를 발표한 당일 서프라이즈(실험군)

R_2 = R_1 에 포함되지 않는 서프라이즈(대조군)

식 R_1 에 속한 표본을 가지고 식 (B-1)을 OLS 방법으로 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{OLS} &= \frac{Cov_{R_1}(\Delta i_t, S_t)}{Var_{R_1}(S_t)} \\ &= \frac{Cov_{R_1}(\Delta i_t, S_t)}{Var_{R_1}(m_t) + Var_{R_1}(\eta_t)} \\ &= \frac{Cov_{R_1}(\Delta i_t, S_t)}{Var_{R_1}(m_t)} \times \frac{Var_{R_1}(m_t)}{Var_{R_1}(m_t) + Var_{R_1}(\eta_t)} \end{aligned} \quad (\text{B-2})$$

위 회귀식을 OLS 방법으로 추정한 결과가 강건성을 가지기 위해서는 서프라이즈 S_t 가 통화정책을 제외한 여타 요인으로부터 영향을 받지 않아야 한다. 그렇지 않은

36) Rigobon(2003) 추정량을 활용해 서프라이즈에 포함된 교란요인의 크기를 추정하는 방법은 Nakamura and Steinsson(2018)을 참조하였다.

경우 OLS 추정량은 내생성의 문제에 따른 편의(Bias)를 가져 추정결과를 신뢰할 수 없다. 이를 위해 Rigobon(2003)의 방법을 활용해 교란요인의 크기를 식별한 방법은 다음과 같다. 우선 S_t 가 통화정책 충격(m_t)과 여타 교란요인(η_t)의 합으로 구성되므로 식 (B-1)을 다음과 같이 표현한다.

$$\begin{aligned}\Delta i_t &= \alpha + \beta(m_t + \eta_t) + \epsilon_t \\ &= \alpha + \beta m_t + \omega_t\end{aligned}\quad (\text{B-3})$$

Rigobon(2003)의 방법에 따르면 R_1 과 R_2 를 이용해 식 (B-3)의 β 에 대한 추정량은 $g(\beta) = \{Cov_{R_1}(\Delta i_t, S_t) - Cov_{R_2}(\Delta i_t, S_t)\} - \beta \times \{Var_{R_1}(S_t) - Var_{R_2}(S_t)\} = 0$ 을 만족하는 β^* 로 식 (B-4)와 같이 도출된다.

$$\hat{\beta}_{Rigobon} = \frac{Cov_{R_1}(\Delta i_t, S_t) - Cov_{R_2}(\Delta i_t, S_t)}{Var_{R_1}(S_t) - Var_{R_2}(S_t)} \quad (\text{B-4})$$

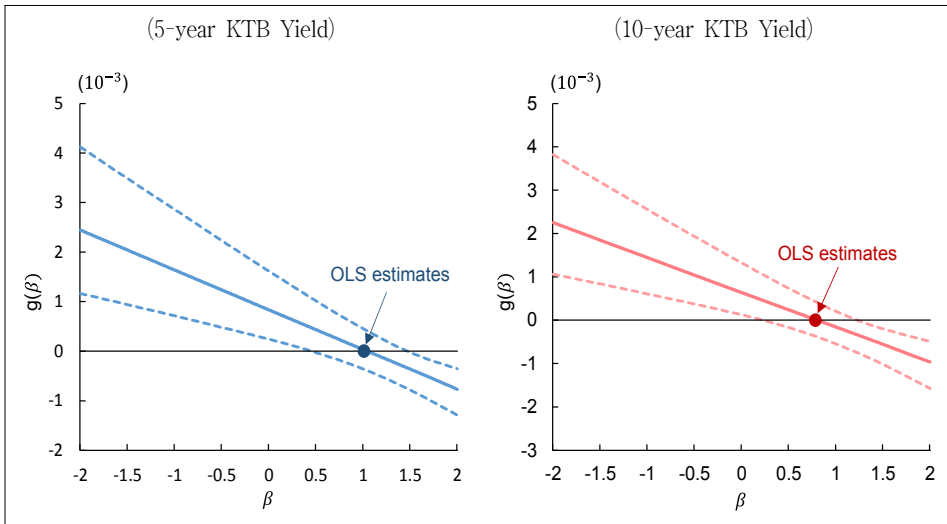
통화정책 충격이 R_1 에서 유의미하게 크게 나타나고 여타 잡음의 크기는 R_1 과 R_2 에서 동일한 경우, 즉 $Var_{R_1}(m_t) > Var_{R_2}(m_t) \approx 0$, $Var_{R_1}(\eta_t) = Var_{R_2}(\eta_t)$ 와 같은 조건이 만족되면 식 (B-4)를 다음과 같이 쓸 수 있다. 이는 기준금리를 발표하는 경우에만 m_t 가 존재한다는 가정하에 m_t 가 Δi_t 에 미치는 영향을 측정한다.

$$\hat{\beta}_{Rigobon} = \frac{Cov_{R_1}(\Delta i_t, S_t) - Cov_{R_2}(\Delta i_t, S_t)}{Var_{R_1}(m_t) - Var_{R_2}(m_t)} \quad (\text{B-5})$$

$Var(\eta_t)=0$ 인 경우 $\hat{\beta}_{OLS} = \hat{\beta}_{Rigobon} = \frac{Cov_{R_1}(\Delta i_t, S_t)}{Var_{R_1}(m_t)}$ 이 성립한다. 이 경우 $S_t \approx m_t$ 와 같음을 의미한다. 따라서 $\hat{\beta}_{OLS}$ 와 $\hat{\beta}_{Rigobon}$ 이 유사하면 교란요인의 크기가 미미한 것이므로 S_t 가 오직 통화정책으로부터 비롯되었다고 해석할 수 있게 된다. 따라서, Rigobon(2003) 추정량의 95% 신뢰구간은 $H_0: g(\beta) = 0$ 을 만족하는 $\hat{\beta}$ 의 범위이다. 따라서 $\hat{\beta}_{OLS}$ 가 $g(\beta) = 0$ 를 만족하는 범위에 포함되는 경우 OLS 추

정량과 Rigobon (2003) 추정량이 95% 신뢰수준에서 다르지 않다고 해석할 수 있다. 이를 <Figure B-1>과 같이 나타낼 수 있다. 점선은 $g(\beta) = \bar{\beta}$ 에 대한 95% 신뢰구간을 의미하며, $g(\beta) = 0$ 의 95% 신뢰구간은 5년물 금리의 경우 $[0.46, 1.46]$ 이며, 10년물 금리는 $[0.23, 1.22]$ 과 같다. 이때 OLS 추정량이 Rigobon 추정량과 매우 유사하며, Rigobon 추정량의 95% 신뢰구간에도 포함되는 경우 기타 잡음의 크기가 매우 작다고 결론내릴 수 있다.

<Figure B-1> Confidence Interval for $g(\beta) = \bar{\beta}$



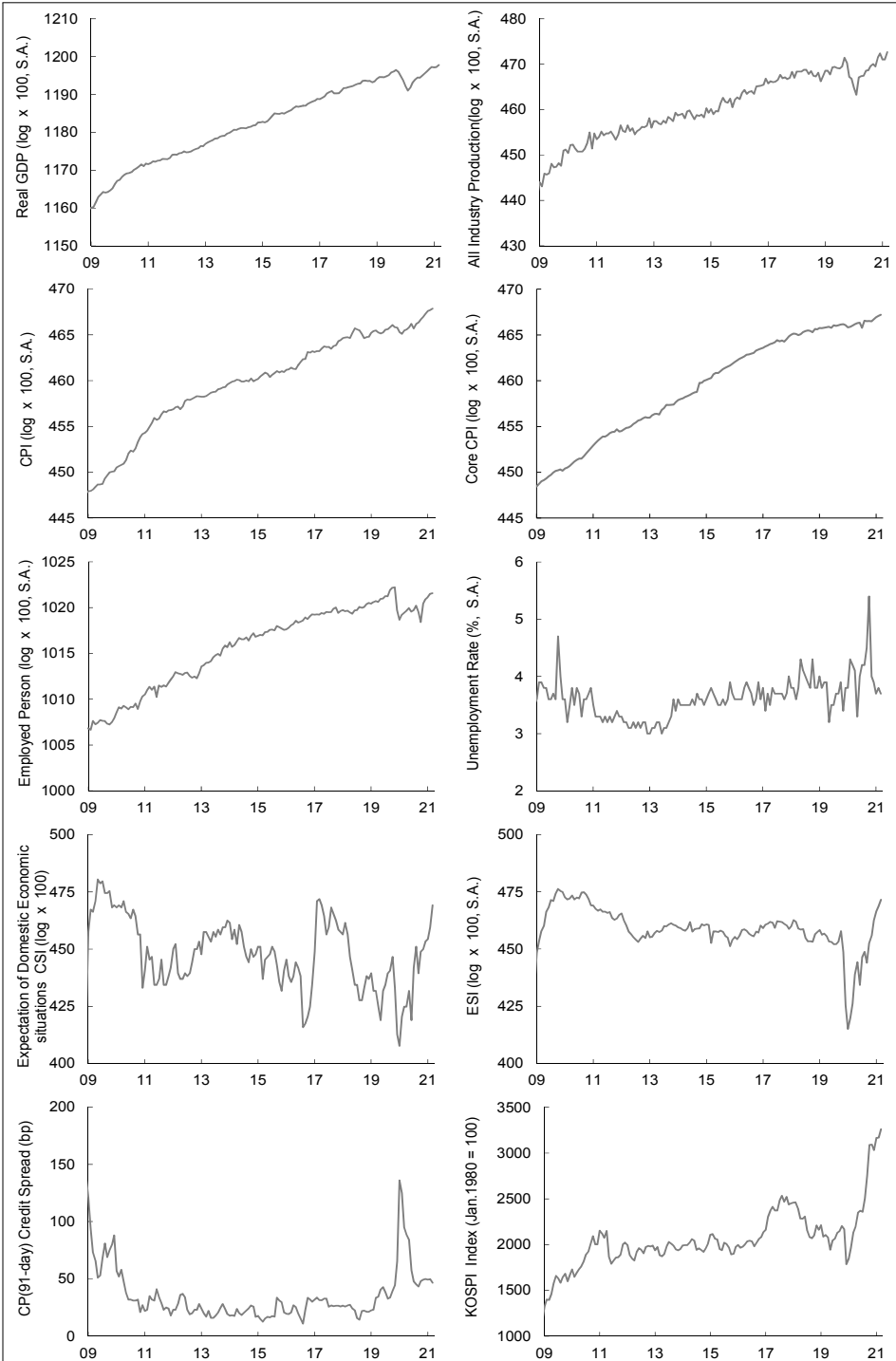
Note: The solid line means the median value, and the dotted line is the Weak-IV Robust 95% confidence interval satisfying $g(\beta) = \bar{\beta}$ when estimating the effect on the KTB nominal yield using a 1-day window. The confidence intervals are calculated using Bootstrap method (iteration = 20,000).

C. 기초데이터

〈Table C-1〉 Data Transforming Methods and Sources

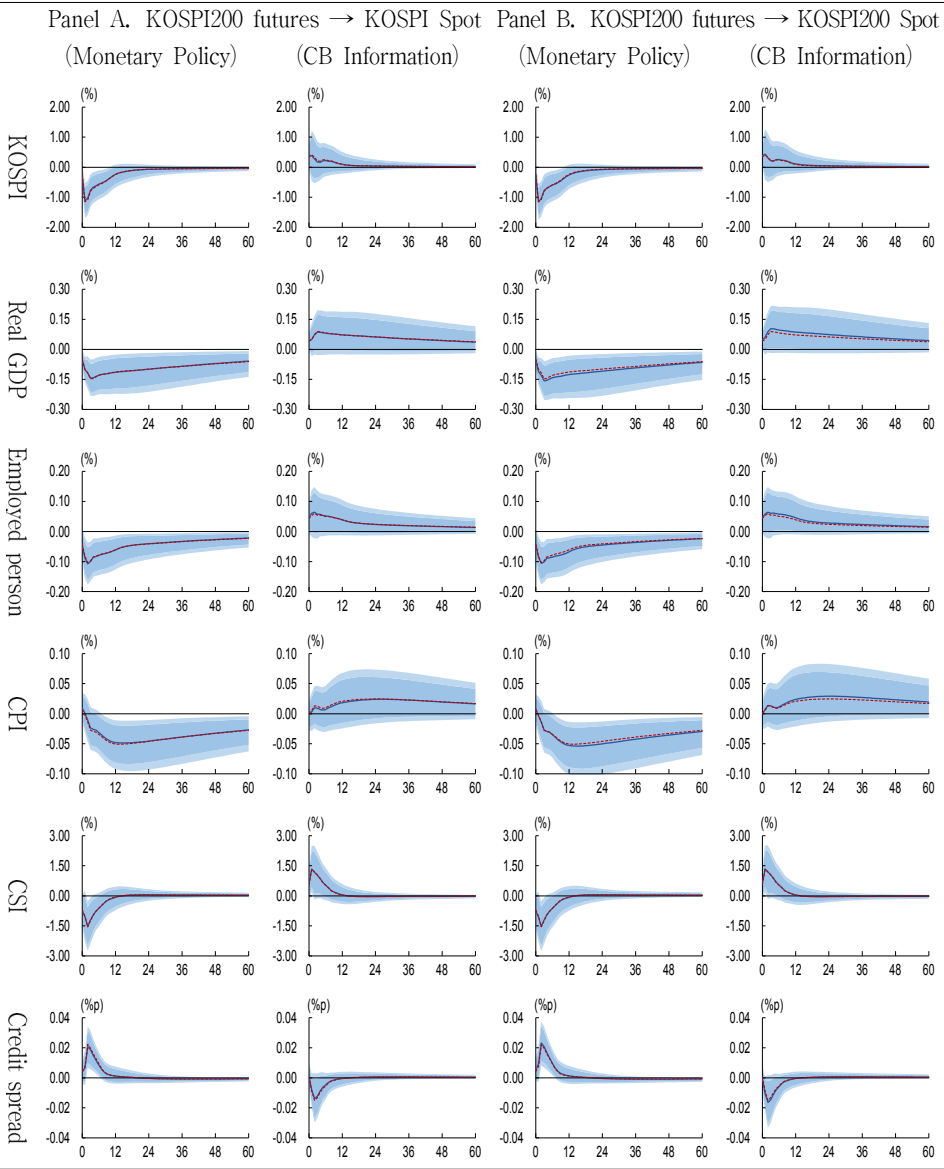
	Transforming/Calculating Method	Frequency	Source
3-year KTB Futures Price	• Convert price to yield by using price determination formula of futures	Minute	Infomax
KOSPI200 Futures Price	• Not applicable	Minute	Infomax
3-month IRS	• Not applicable	Tick	Bloomberg
Real GDP (S.A.)	• Monthly disaggregation by Chow-Lin method, and log transform	Quarterly → Monthly	Bank of Korea
All Industry Production Index (S.A.)	• Log transform	Monthly	Statistics Korea
CPI Index (S.A.)	• Seasonal adjustment by X-13-ARIMA, and log transform	Monthly	Statistics Korea
Core CPI Index (S.A.)	• Seasonal adjustment by X-13-ARIMA, and log transform	Monthly	Statistics Korea
KOSPI Index	• Log transform	Daily → Monthly (On Average)	Korea Exchange
Expectation of Domestic Economic Situation CSI	• Log transform	Monthly	Bank of Korea
ESI (S.A.)	• Seasonal adjustment by X-13-ARIMA, and log transform	Monthly	Bank of Korea
Credit Spread	• CP(91-day) - MSB(91-day) Yield	Daily → Monthly (On Average)	KOFIA
The Number of Employed Persons (S.A.)	• Log transform	Monthly	Statistics Korea
Unemployment Rate (S.A.)	• Not applicable	Monthly	Statistics Korea
10-year U.S. Treasury Note	• Not applicable	Monthly	FRED
U.S. Industry Production Index	• Log transform	Monthly	FRED
Dubai Crude Price	• Log transform	Monthly	FRED
KTB Spot Rate (1, 3, 5, 10 years)	• Not applicable	Daily	KOFIA

〈Figure C-1〉 Trend of Basic Data

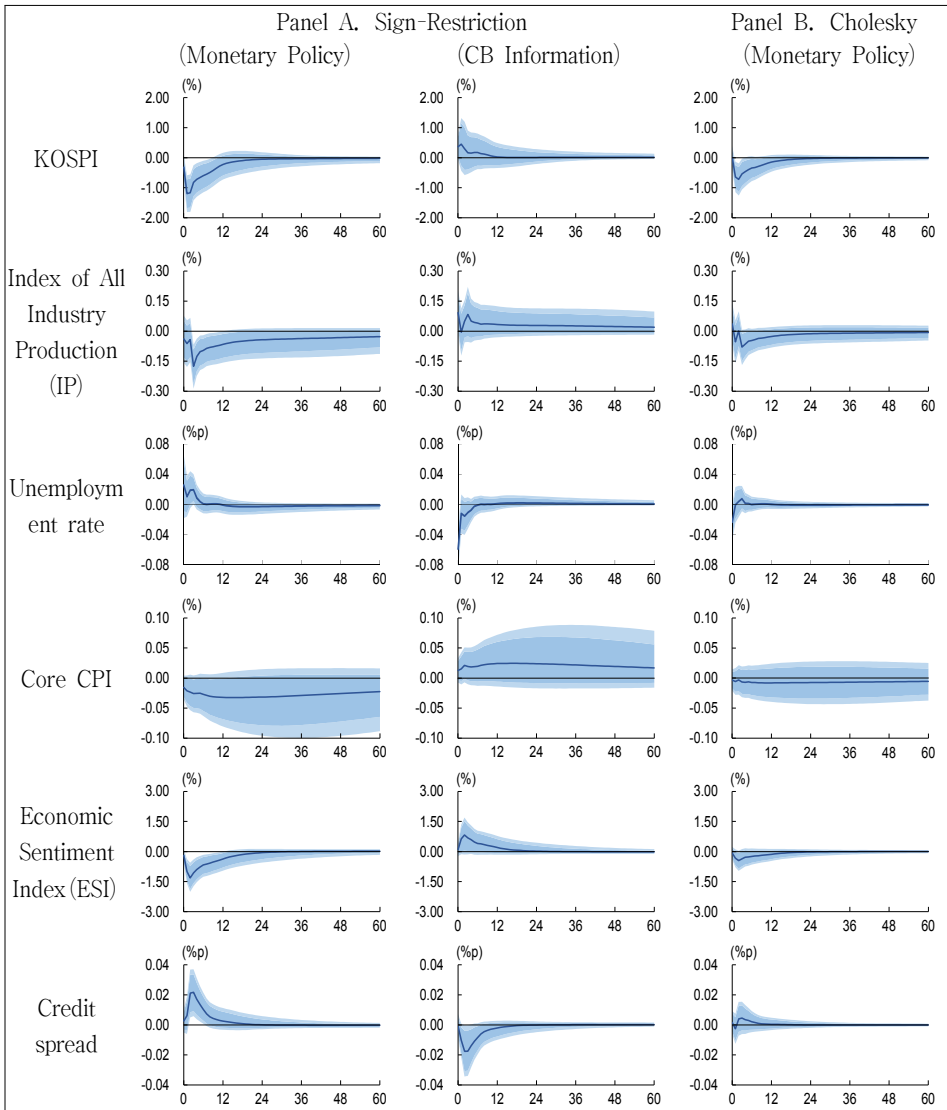


D. 기타 강건성 검증결과

D-1. Impulse Response When Monetary Policy Shocks are Identified Using High Frequency Data of Stock Market (Spot, not Futures)



Note: The blue line and shaded areas report the median, 68% (darker), and 90% (lighter) band of a posterior probability distribution. The dotted red line is the median in the baseline.

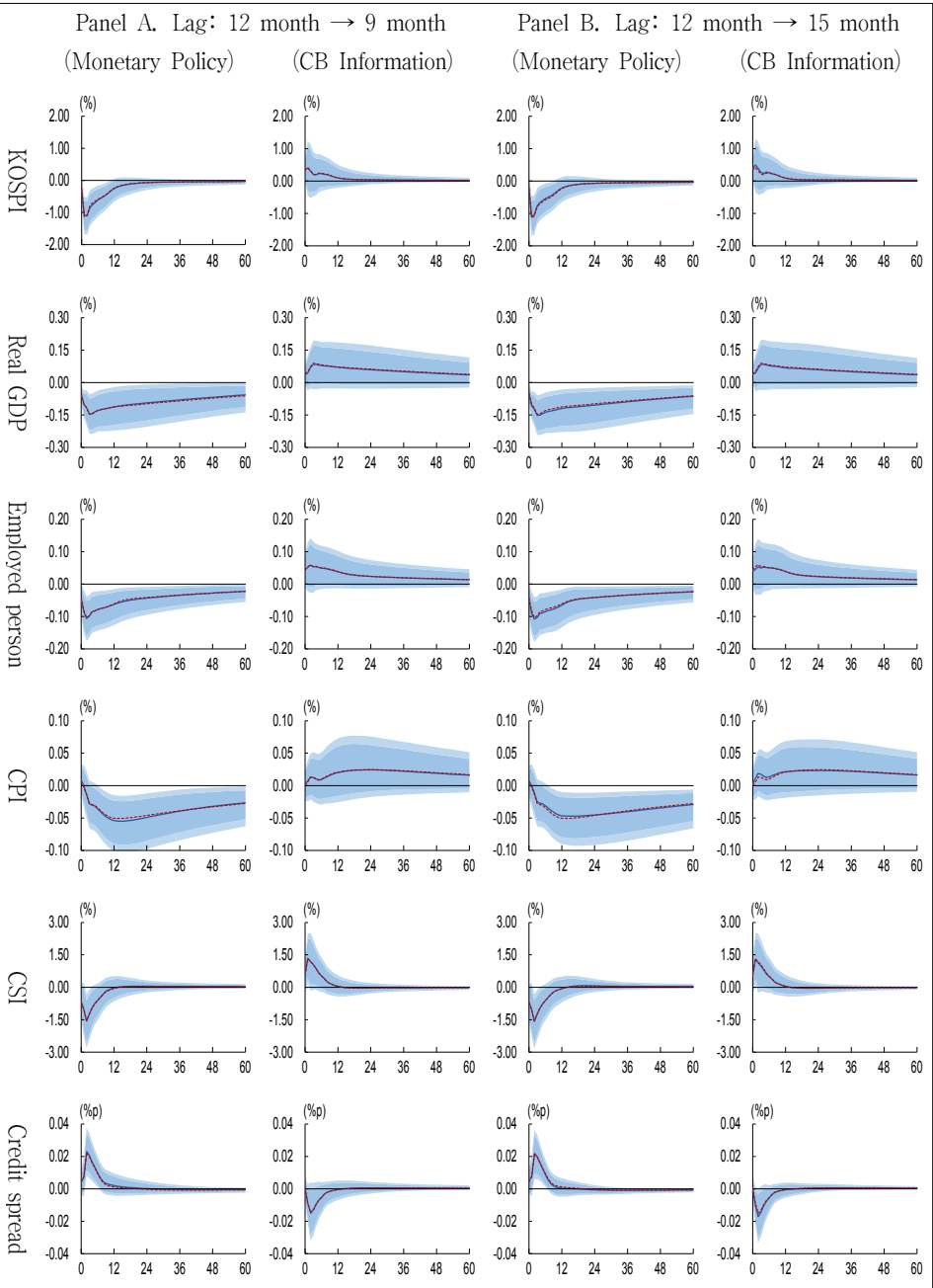
D-2. Impulse Response When Some Variables in the Baseline are Replaced³⁷⁾

Note: The blue line and shaded areas report the median, 68% (darker), and 90% (lighter) band of a posterior probability distribution.

37) Changes compared to the baseline model are as follows. Core CPI and ESI were seasonally adjusted by the X-13-ARIMA method.

① Production(Expenditure): Real GDP → IP, ② Employment: Employed person → Unemployment rate, ③ Price: CPI → Core CPI(excluding Food & Energy), ④ Private Expectation: CSI(Expectations of domestic economic situation) → ESI

D-3. Impulse Response When the Lag of the VAR Model is Changed



Note: The blue line and shaded areas report the median, 68% (darker), and 90% (lighter) band of a posterior probability distribution. The dotted red line is the median in the baseline.

E. 2009년 이후 한국은행 기준금리 공표시점과 총재 기자회견담회 시간

Date	Bank of Korea base rate announcement time ³⁸⁾	Governor's press conference	
		Starting Time ³⁹⁾	Duration (Minute) ⁴⁰⁾
2009-01-09	10:11	11:20	12
2009-02-12	10:13	11:20	45
2009-03-12	10:44	11:20	13
2009-04-09	09:47	11:20	27
2009-05-12	10:07	11:20	39
2009-06-11	09:47	11:20	27
2009-07-09	09:41	11:20	31
2009-08-11	09:46	11:20	33
2009-09-10	10:02	11:20	39
2009-10-09	10:03	11:20	51
2009-11-12	10:39	11:50	45
2009-12-10	09:58	11:20	35
2010-01-08	10:01	11:20	31
2010-02-11	09:48	11:20	44
2010-03-11	10:01	11:20	10
2010-04-09	10:02	11:20	50
2010-05-12	09:56	11:20	46
2010-06-10	10:20	11:20	36
2010-07-09	10:26	11:20	27
2010-08-12	10:22	11:20	43
2010-09-09	10:00	11:20	42
2010-10-14	10:19	11:20	48
2010-11-16	10:19	11:20	22
2010-12-09	10:00	11:20	48
2011-01-13	10:20	11:20	28
2011-02-11	10:10	11:20	41
2011-03-10	10:13	11:20	31
2011-04-12	10:22	11:20	47
2011-05-13	10:03	11:20	40
2011-06-10	10:20	11:20	35
2011-07-14	10:18	11:20	36
2011-08-11	10:15	11:20	52
2011-09-08	10:13	11:20	45
2011-10-13	10:05	11:20	33
2011-11-11	10:13	11:20	45
2011-12-08	10:08	11:20	45
2012-01-13	10:09	11:20	35
2012-02-09	10:09	11:20	42
2012-03-08	10:08	11:20	55
2012-04-13	10:10	11:20	26
2012-05-10	10:09	11:20	31
2012-06-08	10:14	11:20	46

2012-07-12	10:12	11:20	38
2012-08-09	10:13	11:20	40
2012-09-13	10:11	11:20	56
2012-10-11	10:04	11:20	39
2012-11-09	10:13	11:20	41
2012-12-13	10:13	11:20	31
2013-01-11	10:11	11:20	46
2013-02-14	10:10	11:20	48
2013-03-14	10:10	11:20	50
2013-04-11	10:17	11:20	54
2013-05-09	10:16	11:20	60
2013-06-13	10:08	11:20	56
2013-07-11	10:10	11:20	46
2013-08-08	10:15	11:20	26
2013-09-12	10:07	11:20	45
2013-10-10	10:10	11:20	44
2013-11-14	10:07	11:20	41
2013-12-12	10:08	11:20	38
2014-01-09	10:10	11:20	50
2014-02-13	10:10	11:20	41
2014-03-13	10:10	11:20	64
2014-04-10	09:55	11:20	45
2014-05-09	09:56	11:20	33
2014-06-12	09:54	11:20	34
2014-07-10	09:50	11:20	41
2014-08-14	10:10	11:20	52
2014-09-12	10:01	11:20	45
2014-10-15	10:02	11:20	41
2014-11-13	10:51	11:50	43
2014-12-11	10:01	11:20	53
2015-01-15	10:01	11:20	54
2015-02-17	09:59	11:20	26
2015-03-12	10:01	11:20	47
2015-04-09	10:01	11:20	37
2015-05-15	10:01	11:20	45
2015-06-11	10:04	11:20	49
2015-07-09	09:59	11:20	33
2015-08-13	09:56	11:20	32
2015-09-11	09:57	11:20	33
2015-10-15	09:57	11:20	28
2015-11-12	10:50	12:00	41
2015-12-10	09:57	11:20	42
2016-01-14	09:59	11:20	31
2016-02-16	10:01	11:20	41
2016-03-10	09:59	11:20	38
2016-04-19	09:58	11:20	42
2016-05-13	09:58	11:20	30
2016-06-09	09:59	11:20	58

2016-07-14	09:58	11:20	32
2016-08-11	09:57	11:20	39
2016-09-09	09:58	11:20	30
2016-10-13	09:58	11:20	32
2016-11-11	09:58	11:20	45
2016-12-15	09:57	11:20	45
2017-01-13	09:58	11:20	42
2017-02-23	09:58	11:20	45
2017-04-13	09:58	11:20	44
2017-05-25	09:57	11:20	36
2017-07-13	09:57	11:20	42
2017-08-31	09:57	11:20	34
2017-10-19	09:57	11:20	34
2017-11-30	09:53	11:20	40
2018-01-18	09:57	11:20	42
2018-02-27	09:48	11:20	36
2018-04-12	09:57	11:20	45
2018-05-24	09:55	11:20	36
2018-07-12	09:51	11:20	38
2018-08-31	09:55	11:20	43
2018-10-18	09:57	11:20	43
2018-11-30	09:57	11:20	43
2019-01-24	09:51	11:20	46
2019-02-28	09:50	11:20	43
2019-04-18	09:44	11:20	33
2019-05-31	09:58	11:20	44
2019-07-18	09:57	11:20	37
2019-08-30	09:49	11:20	41
2019-10-16	09:49	11:20	37
2019-11-29	09:52	11:20	28
2020-01-17	09:51	11:20	28
2020-02-27	09:48	11:20	26
2020-04-09	09:40	11:20	36
2020-05-28	09:48	11:20	35
2020-07-16	09:39	11:20	39
2020-08-27	09:39	11:20	30
2020-10-14	09:34	11:20	52
2020-11-26	09:37	11:20	58
2021-01-15	09:40	11:20	43
2021-02-25	09:41	11:20	53
2021-04-15	09:50	11:20	48
2021-05-27	09:49	11:20	49

38) Based on the time of Yonhap News Agency's the first report.

39) Based on the scheduled time of the Governor's press conference in Bank of Korea's weekly report plan.

40) Based on the video clip of the Governor's press conference on Bank of Korea website.

Identifying Monetary Policy Shocks Using High Frequency Data: Evidence from Korea -Focusing on the Central Bank Information Effect Contained in Monetary Policy-*

JoongSeop Ahn** · JooWan Kim*** · ByungHo Lee****

Abstract

This paper analyzes the effect of monetary policy using high frequency data of the financial market on the day of the Bank of Korea MPB's policy-setting meetings. We calculated "Surprise" of the financial market which occurred immediately after the announcement of the Bank of Korea Base Rate. Then we identified monetary policy shocks by purging the "Central Bank Information Effect" from the Surprise following Jarociński and Karadi (2020). We found that the monetary policy shock contracted the real economy, while the information shock expanded the real economy. These results imply that despite concerns about the effect of monetary policy raised after the Global Financial Crisis, the transmission of monetary policy in Korea is still valid.

Key Words: Monetary Policy, Central Bank Information Effects

JEL Classification: E43, E52, E58

Received: Sept. 27, 2021. Revised: Nov. 30, 2021. Accepted: Dec. 15, 2021.

* This paper is revised version of the paper submitted to '2021 Paper Awards in the Bank of Korea'. We thank Professor Chaewon Baek (Tufts University) and anonymous referees for useful comments. The views expressed herein are those of the authors, and do not reflect the official views of Bank of Korea. When reporting or citing this paper, the authors' names should always be explicitly stated.

** First Author, Junior Economist, Monetary Policy Department, Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul 04531, Korea, Phone: +82-2-759-4489, e-mail: joongseop.ahn@bok.or.kr

*** Co-Author, Junior Economist, Research Department, Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul 04531, Korea, Phone: +82-2-759-4261, e-mail: kimjoowan@bok.or.kr

**** Corresponding Author, Junior Economist, Economic Research Institute, Bank of Korea, 39, Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul 04531, Korea, Phone: +82-2-759-5433, e-mail: bbyy90@bok.or.kr