

The Effect of Banking Sector's Business Conditions on the Transmission Mechanism of Monetary Policy *

Jaeho Yun[†] Hoon Tae Ryoo[‡] Jin Mo Chung[§]

Abstract In this paper, we estimate a dynamic factor model for Korean macro economy and banking sector's business conditions by using the FAVAR (Factor augmented vector autoregressive) model, and analyze impulse responses of various variables such as macro aggregates and banks' financial ratios. Our empirical analysis shows that the macro economy tends to affect the banking sector unilaterally over time. Next, in our counter-factual analysis where we artificially remove the effect of banking sector on the macro economy in the FAVAR model, we find that there is no substantial effect of banking sector's business conditions on the transmission mechanism of monetary policy.

Keywords FAVAR, banks' financial ratio, Transmission mechanism of monetary policy.

JEL Classification E5, G2

*This work received a financial support from the Bank of Korea.

[†]Corresponding author, Department of Economics, Ewha Womans University (yunjaeho@ewha.ac.kr)

[‡]Office of Bank Examination, The Bank of Korea (htryoo@bok.or.kr)

[§]Pohang Branch, The Bank of Korea (serajilo@bok.or.kr)

은행 부문 경영상태가 통화정책 파급경로에 미치는 영향 *

윤재호[†] 류훈태[‡] 정진모[§]

Abstract 본 연구는 FAVAR(Factor augmented vector autoregressive) 모형을 사용하여 거시경제 및 은행 부문을 추가한 동태적 요인모형을 추정하고 통화정책 충격에 대한 거시경제 변수, 은행 경영지표 등 여러 변수들의 충격반응 분석을 수행하였다. 실증 분석 결과, 주로 거시경제 부문이 은행 요인에 시차를 두고 일방적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 다음으로 은행 요인이 거시경제 요인에 미치는 영향을 인위적으로 제거한 반사실적 충격반응 분석결과, 은행 부문 경영상태가 통화정책 파급경로에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

Keywords FAVAR, 은행 경영지표, 통화정책 파급경로

JEL Classification E5, G2

*이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것입니다

[†]교신저자, 이화여자대학교 경제학과 조교수 (yunjaeho@ewha.ac.kr)

[‡]한국은행 금융검사실 (htryoo@bok.or.kr)

[§]한국은행 포항본부 (serajilo@bok.or.kr)

1. 머리말

통화정책 파급경로중 비전통적인 파급경로인 신용경로 및 위험추구경로는 은행 부문의 역할을 중요시한다.¹ 과거 신고전학파적 견해에서는 신용시장의 완전성(completeness)을 가정하면서 은행은 단순한 자금중개만을 수행한다고 주장하였다. 이에 반해 신용경로에서는 역선택, 도덕적 해이 등 대출자와 차입자간 정보 비대칭성으로 인한 금융시장 불완전성과 관련된 은행 부문의 역할을 강조하고 있다. 신용경로의 등장은 과거 실증분석 연구에서 지적되었듯이 총수요의 변동성이 금리 변화만으로 설명하기에 과도한 데 일부 기인한다.

또한 Borio and Zhu(2008)가 주장한 위험추구경로(risk-taking channel)도 은행의 역할을 강조하는 통화정책 파급경로로서 최근 들어 관심을 모으고 있다. 위험추구경로는 저금리 기조 등 통화정책의 영향에 따라 경제주체가 인지하는 위험(measured risk)이 낮아지면서 은행 등 금융기관이 과도하게 위험추구를 하게 되는 경로를 의미한다. 구체적으로 금융기관의 위험측정치인 VaR(value at risk)가 낮아지면 금융기관이 레버리지를 확대하게 되며 이것이 경제 전반의 신용증가로 이어지면서 실물경제에 영향을 미치는 통화정책 파급경로이다. Adrian and Shin(2010)은 미국과 같이 자본시장이 금융시스템의 중심인 “shadow banking” 시스템에서는 투자은행 등이 경기순응적 레버리지를 운용하기 때문에 저금리 기조 등에 의해 경제내에 과도한 신용증가가 발생한다고 보았다. 이와 유사하게 Kim et al. (2013)은 은행 중심의 경제시스템인 한국을 대상으로 한 분석에서 전 세계적인 저금리기조에서 글로벌은행의 레버리지 확대가 한국 은행들의 외화차입 등 비핵심부채(noncore liability) 증가로 이어져 경제내의 신용증가가 발생한다고 보았다.

이와 같이 신용경로나 위험추구경로는 통화정책 파급경로에서 모두 은행 등 금융기관의 중요성을 강조하고 있다. 본 연구도 통화정책 파급경로에서 은행의 역할을 중시하지만 이들 통화정책 파급경로의 이론들과는 관심을 달리 한다. 신용경로와 위험추구경로가 은행대출 등 거시적인 총량지표에 초점을 맞추는 반면, 본 연구에서는 유동성, 자본적정성, 수익성, 자산건전성 등 은행의 각종 미시적인 경영지표를 통해 나타나는 은행 경영상황 변화가 통화정책 파급경로에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 구체적으로는 Bernanke et al. (2005)의 FAVAR(factor-augmented vector autoregression) 모형에 은행 부문을 포함시켜 거시경제와 은행 부문간의 동태적인 상호관계를 분석함과 함께 통화정책 파급경로에서 은행 부문의 기여를 통계적으로 분석하고자 하였다.

¹ 이하의 논의는 윤재호(2012)를 참조하였다.

FAVAR 모형을 통한 통화정책 분석에는 다음과 같은 장점이 있다. 먼저 중앙은행은 통화정책 수행을 위해 수많은 정보변수를 이용하여 현재 경제상황을 판단하는데, 현재 널리 사용되는 구조적(structural) VAR 모형의 경우 소수의 경제변수만을 포함시키기 때문에 중앙은행의 의사결정과정의 모형화에 미흡하여 실제 통화정책 충격을 적절하게 식별하지 못할 수도 있다. 또한 구조적 VAR 모형은 소수의 경제변수에 대한 통화정책의 영향만을 분석할 수 있는데 반해, FAVAR 모형은 많은 변수들을 모형 내에서 동시에 고려하기 때문에 이들 수많은 변수들에 대한 통화정책의 충격반응 분석이 가능하다.

또한 FAVAR 모형은 경제변수의 측정오차 문제를 극복할 수 있는 좋은 통계적 수단으로 생각된다. 계량경제학에서 널리 알려져 있는 바와 같이 경제변수의 측정오차가 심각한 경우 추정치의 편의(bias) 문제가 발생한다. 특히 본 연구에서는 은행경영지표를 사용하고 있어 측정오차 문제가 더욱 심각할 수도 있다. 예를 들어 기간간 혹은 기관별로 상이한 대손충당금 적립 기준은 각종 재무비율에 대해 이러한 측정오차 문제를 발생시킬 수 있다. 그러나 여러 은행경영지표들을 이용하여 요인을 추출한다면 이러한 측정오차들이 변수 상호간에 상쇄되어 측정오차 문제를 완화시킬 수 있다.

본고의 FAVAR 모형 실증분석을 위하여 과거 FAVAR를 활용한 문헌중 특히 Boivin and Giannoni (2009)과 Jimborean and Mesonnier (2010)를 참조하였다. 먼저 Boivin and Giannoni (2009)는 2000년대 들어 세계화(globalization)의 진전으로 미국 통화정책의 유효성이 저하되었을 가능성을 제기하고, Bernanke et al. (2005)의 FAVAR 모형에서 글로벌 부문을 포함시켜 글로벌 요인을 추출하였다. 이들의 글로벌 부문은 미국과 교역이 많은 15개국의 국내총생산, 물가, 금리 등 총 49개 변수로 구성된다. 이들 변수들에 주성분 분석(principal component analysis)를 적용하여 글로벌 요인을 추출하게 된다. 이러한 글로벌 요인을 거시경제 요인과 함께 사용하여 VAR 모형을 분석한 결과, 글로벌요인에 의해 미국 통화정책 파급경로가 영향을 받았다는 유의한 통계적 증거는 발견할 수 없었다.

본 연구의 경우에도 국내은행, 시중은행, 지방은행, 특수은행 각 부문의 주요 은행경영지표를 이용하여 은행 부문 요인을 추출하였기 때문에 Boivin and Giannoni (2009)이 글로벌 부문에 사용한 방법론을 은행 부문으로 대상을 바꾸어 적용한 것이 된다. 또한 거시경제 요인과 은행 요인 상호간의 관계에 관한 실증분석을 위한 구체적인 방법도 Boivin and Giannoni (2009)을 참조하였다.

한편 Jimborean and Mesonnier (2010)는 Boivin and Giannoni (2009)의 글로벌 부문을 은행 부문으로 대체하고 프랑스 경제의 통화정책 파급경로에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 개별 은행들의 경영지표(레버리지비율, 유

동성비율 등)들로부터 주성분을 추출하여 이를 FAVAR의 변수로 사용하였다. 구체적으로 레버리지비율, 유동성비율 등 경영지표별로 다른 FAVAR 모형을 고려하고 있다. 예를 들어 레버리지비율을 이용한 FAVAR 모형에서는 수십개 프랑스 은행들의 레버리지비율들로부터 2개의 은행 요인을 추출한 후 이를 거시경제 요인들과 함께 VAR 모형을 구축하여 분석하는 것이다. 이들의 연구결과에서도 은행의 경영지표가 통화정책 파급경로에 유의한 영향을 주고 있지는 않는 것으로 나타났다.

본 연구의 주제는 Jimborean and Mesonnier (2010)와 유사하나 은행 요인의 추출에 있어서는 전혀 다른 방법을 사용한다. 본 연구에서는 은행 요인 추정을 위하여 기존 연구보다 상대적으로 많은 은행경영지표(CAEL 지표 등을 활용)를 활용하며, 이들로부터 종합적인 은행 부문 요인을 추출하여 이를 FAVAR 모형내에서 분석한다.

그동안 한국경제를 대상으로 FAVAR를 이용한 많은 실증분석이 수행되었다. 일부 사례를 들면 김소영 (2009)은 Bernanke et al. (2005)과 유사한 모형을 이용하여 한국의 통화정책 분석을 수행하였다. 박강우 (2009)는 개별가격 변동과 통화정책의 관계를 FAVAR 모형을 통하여 분석하였으며, 성병목, 강기운 (2009)은 Boivin and Giannoni (2009)와 유사하게 해외요인이 한국의 통화정책 파급경로에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구의 경우 은행 부문을 도입하여 통화정책 파급경로 등 거시경제 부문과의 상호관계를 분석하였다는 점에서 기존 한국경제를 대상으로 한 FAVAR 분석과는 차이가 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 분석모형인 FAVAR 모형을 소개한다. 3장에서는 실증분석 결과를 소개하는데, 여기에서는 데이터, 거시 및 은행 요인 분석, 거시 및 은행 요인간의 관계 분석, FAVAR 모형 추정 결과, 통화정책 파급경로에 미치는 영향 분석 등을 소개한다. 마지막으로 4장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

2. FAVAR 모형 소개

2.1. FAVAR 모형

본 연구에서 분석할 FAVAR 모형은 글로벌 요인을 새로운 요인으로 추가하여 분석한 Boivin and Giannoni (2009)의 모형과 매우 유사하다. 다만 본고에서는 Boivin and Giannoni (2009)의 글로벌 요인을 은행의 CAEL 지표에서 추출한 은행 요인으로 대체하였다는 점에서 중요한 차이가 있다. 또한 본 연구는 은행 부문을 함께 감안한 FAVAR 분석이라는 점에서 Jimborean and Mesonnier (2010)의 연구와 유사하나 분석에 사용한 은행 경영지표 및 은행 부문 요인의

추출 방식에서 큰 차이가 있다. 이 절에서는 본고에서 분석하게 되는 FAVAR 모형을 소개하는데, 주로 Boivin and Giannoni (2009)의 논의를 참조하였음을 밝혀둔다.

먼저 경제내에서 거시경제 및 은행의 두 부문을 상정한다. 여기에서 각 부문의 여러 변수들은 미관측 요인에 의해 주로 변동한다고 가정한다. 즉 거시경제 부문 변수들은 $K^M \times 1$ 벡터인 거시경제 요인 MF_t 에 의해, 은행 부문 변수들은 $K^B \times 1$ 벡터인 은행 요인 BF_t 에 의해 주로 변동한다. 각 부문의 요인은 관찰 가능 변수들의 집합인 X_t^M (거시경제변수) 및 X_t^B (은행경영지표)로부터 각각 추정 가능하다. 여기에서 거시경제 및 은행 부문 변수의 각 벡터의 크기는 $N^M \times 1$ 및 $N^B \times 1$ 이며, 이는 각 부문에서 고려하는 변수의 숫자를 의미한다. 통상적으로 각 부문($i = M, B$)의 관찰 가능한 변수의 숫자 N^i 는 해당 부문 요인의 숫자 K^i 보다 훨씬 크다. 예를 들어 본 연구에서는 $N^M = 58$, $N^B = 40$, $K^M = 5$, $K^B = 2$ 로 설정하였다. 이러한 가정은 다음과 같은 관측방정식에 의해 나타낼 수 있다.

$$X_t^M = \Lambda_M MF_t + e_t^M \quad (1)$$

$$X_t^B = \Lambda_B BF_t + e_t^B \quad (2)$$

여기에서 Λ^M 과 Λ^B 는 요인 로딩(factor loading)(각각 $N^M \times K^M$ 및 $N^B \times K^B$ 행렬)이며, e_t^M 과 e_t^B 는 해당 요인들과 상관계수가 0인 오차항(각각 $N^M \times 1$ 및 $N^B \times 1$ 벡터)이다. 이들 오차항들은 시계열상관(serial correlation)이 있을 수 있으며, 동일 시점에서 오차항간에는, 즉 e_t^M 과 e_t^B 간에는 약한 상관관계가 있을 수 있다. 각 부문의 요인들은 기존의 주요 연구들과 마찬가지로 주성분(principal component) 분석에 의해 추정하기로 한다.

이들 요인 MF_t 및 BF_t 들의 동태적 특징은 동태적 요인모형(dynamic factor model)으로 모형화할 수 있으며, 구체적으로는 다음의 SVAR(structural vector autoregression) 모형에 의해 나타낼 수 있다.

$$\Phi_0 \begin{bmatrix} MF_t \\ BF_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} MF_{t-1} \\ BF_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t^M \\ v_t^B \end{bmatrix} \quad (3)$$

식 (3)에서 Φ_0 행렬에는 당기의 구조적 제약이 부과되며, $\Phi(L)$ 은 VAR 모형에서 통상적으로 사용되는 시차 다항식(lag polynomial)이다. 다음으로 v_t^M 와 v_t^B 는 구조적인 충격을 나타내는 확률벡터이며, 각 평균이 0이며 각 요소간 상관계수가 0인 i.i.d. 확률벡터로 가정한다.

본 연구에서는 당기의 구조적 제약과 관련된 Φ_0 행렬을 하삼각 행렬로 가정하였다. 따라서 Choleski 분해를 통한 축차적 VAR(recursive VAR) 모형과

본질적으로 동일하다. 이러한 식 (3)의 SVAR는 양변에 Φ_0^{-1} 을 곱해주어 식 (4)와 같은 축약형(reduced-form) VAR로 전환할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} MF_t \\ BF_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L) \\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} MF_{t-1} \\ BF_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^M \\ u_t^B \end{bmatrix} \quad (4)$$

여기에서 축약형 오차항인 u_t^M 과 u_t^B 벡터간에는 구조적 오차항 v_t^M 과 v_t^B 간의 관계와는 달리 0이 아닌 상관관계를 갖는다.

Bernanke et al. (2005), Boivin and Giannoni (2009) 등은 통화정책의 파급경로에 관한 분석을 시도하였기 때문에 정책금리를 별도의 거시경제 요인으로 고려하였다. 본 연구에서도 은행 요인이 통화정책의 파급경로에 미치는 영향을 분석하기 위해 이들 선행연구와 마찬가지로 정책금리의 대응변수로서 무담보 콜금리를 거시경제 부분의 독립적인 요인으로 고려하였다. 따라서 거시경제 요인은 (5)와 같이 구성된다. 식 (5)에서 F_t 는 콜금리를 제외한 미관측 거시경제 요인을 의미한다.

$$MF_t = \begin{bmatrix} F_t \\ R_t \end{bmatrix} \quad (5)$$

2.2. 추정 방법

식 (1)과 (2)에서 나타나는 요인의 추출은 최우추정법(MLE), 주성분 분석(principal component analysis) 등 여러 가지 방법이 사용되는데(Stock and Watson (2011) 참조), 본 연구에서는 추정의 편리성 등을 감안하여 주성분 분석을 사용하였다.

구체적으로 주성분 분석을 소개하자면, 먼저 해당 부문(거시경제 혹은 은행 부문)의 요인의 숫자가 r 이라면, 해당 부문에 속하는 모든 변수를 평균 0, 표준편차 1을 갖도록 표준화하고 이들 표준화된 변수를 대상으로 공분산 행렬을 구한다. 다음으로 이 공분산행렬의 고유치(eigenvalue)중 가장 큰 r 개의 고유치를 선택한다. 다음으로 각 고유치에 해당하는 고유벡터(eigen vector)를 해당 부문 변수들에 적용되는 가중치로 이용하여 r 개의 요인을 산출하면 된다.

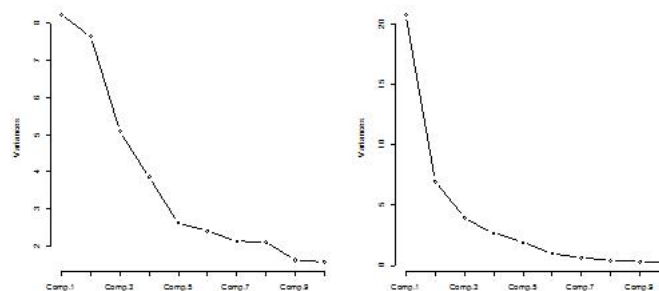
여기에서 각 부문의 정보를 적절히 요약하기 위하여 공통 요인을 몇 개 추출할 것인가(즉 요인의 숫자 r 의 선택)를 결정해야 한다. 여기에는 여러 가지 판단기준이 적용될 수 있는데 이중 Bai and Ng (2002)의 방식이 널리 이용된다. 그러나 동 방식을 본 연구의 데이터에 적용한 결과, 거시 및 은행 두 부문 모두 10개 이상의 요인이 적절한 것으로 나타났다. 본 연구에서 사용하고 있는 시계열 데이터가 비교적 짧아서 이렇게 많은 수의 요인을 모형에 포함시키는

것은 현실적으로 불가능하다. 따라서 본 연구는 scree plot을 이용하여 거시경제 및 은행 부문의 요인 숫자를 결정하였다. 그림 1은 거시경제 및 은행 부문 각각에 대해 i번째 요인(x축에 나타남)의 고유치를 나타낸다. 보통 scree plot에서는 요인의 숫자가 늘어나면서 고유치가 급격히 감소하다가 어느 지점에서 평탄해지는데, 고유치가 평탄해지기 바로 직전 요인을 마지막 요인으로 설정한다. 이 방식을 적용한다면 그림 1에서 나타나듯이 거시경제 및 은행 부문의 요인의 숫자는 각각 4개 및 2개가 적절한 것으로 생각된다. 그러나 거시경제 부문의 경우 정책금리가 사전적으로 요인으로 설정되어 있기 때문에, 거시경제 부문요인의 수는 정책금리를 포함하여 5개로 설정하였다. 은행 부문의 경우 scree plot의 결과를 따라 2개로 설정하였다.

그림 1: Scree Plots

(a) 거시경제 변수

(b) 은행 변수



한편 본 연구에서는 거시경제 및 은행 부문 각각에 대해서 요인을 추정하였다. 따라서 거시경제 및 은행 부문 요인간에는 상관관계가 존재한다. 은행 부문은 통상적인 주성분분석 방식을 통하여 2개의 요인을 추정하였다. 다만 앞서 언급하였듯이 본 연구에서는 거시경제 요인중 하나가 관측가능한 변수인 정책금리 대응변수인 무담보 콜금리이다. 이러한 상황에서의 거시경제 요인 추정을 위해서 본 연구에서는 Boivin and Giannoni (2009)의 요인 추정방식을 적용하였다.² 아울러 Jimborean and Mesonnier (2010)도 유사한 거시경제 요인

²또 다른 요인 추정 방식으로 Bernanke et al. (2005)의 방법을 생각할 수 있다. 이들은 먼저 1 단계에서 정책금리를 포함한 모든 거시경제 변수로부터 주성분 분석을 통해 요인을 추출한다. 그 다음으로 2단계에서 거시경제 변수중 콜금리와 동시적 상관관계가 없다고 판단되는 "slow moving" 변수를 선정하여 1단계에서 추출한 요인 각각에 대해 "slow moving" 변수와 콜금리에 대하여 회귀분석을 하고 회귀분석 추정식에서 콜금리로 설명되는 부분을 차감한 후 이를 최종적인 요인으로 간주하였다. 본 저자가 별도로 분석한 결과, Bernanke et al. (2005)의 방식과

추정방식을 채택한 바 있다.

이들의 요인 추정방식을 설명하자면, 첫 단계로 정책금리를 제외한 57개의 거시경제 변수들을 평균 0, 표준편차 1로 표준화한 후, 이들 표준화된 변수들을 대상으로 주성분 분석을 통하여 4개의 요인을 추정한다. 두 번째 단계로 57개 거시경제 변수 각각을 이들 4개의 요인 및 정책금리에 다중회귀분석한 후 각 거시경제 변수에 대해 정책금리가 설명한 부분을 차감한다. 세 번째로, 정책금리의 영향이 제거된 거시경제 변수들로부터 다시 한번 주성분 분석을 적용하여 4개의 요인을 추정한다. 다음으로 첫번째 단계를 다시 수행한다. 따라서 지금까지의 추정방식을 반복적으로 수행하여 최종적인 요인을 추출하게 된다.

한편 이들 5개의 거시경제 요인, 2개의 은행 요인을 이용하여 VAR 모형을 구성할 때 시차를 사전 설정하여야 한다. 시차 설정을 위해 앞서 구한 요인들로 구성된 7변수 VAR에 대해 AIC(Akaike information criterion), HQ(Hannan-Quinn), SC(Schwartz criterion) 정보기준치를 적용한 결과, AIC는 시차 3을, HQ는 시차 2를, SC는 시차 1을 지지하는 결과가 나타났다. 본 연구는 이중 중간 값인 2를 최종 시차로 설정하였다. 시차에 대한 강건성(robustness) 점검을 위하여 시차가 3인 경우의 충격반응 분석 결과를 부록에 수록하였다.

3. 실증분석 결과

3.1. 데이터

본 연구에서는 scree plot의 분석 결과에 근거하여 58개의 거시경제변수 및 40개의 은행경영지표로부터 거시경제 요인(5개) 및 은행 요인(2개)을 추출하였다. 이들 거시경제 및 은행경영 변수의 목록은 부록 표 1 및 부록 표 2에 각각 수록하였다. 분석대상 기간은 은행경영지표가 입수 가능하였던 2000년 1월~2014년 12월의 월별 데이터로 하였다. 한국의 경우 1990년대 후반에 이르러 인플레이션 타게팅, 금리 위주의 통화정책 등이 도입되는 등 통화정책 수행방식이 구조적으로 변화하였기 때문에 통화정책과 관련된 실증분석은 본 연구에서와 같이 2000년 이후의 데이터를 사용하는 것이 타당할 것으로 생각된다. 다만 거시경제 변수와 달리 은행경영지표들은 분기별로만 입수가 가능하기 때문에, 큐빅 스플라인(cubic spline)의 방식으로 분기 데이터를 월별 데이터로 보간(interpolation)하였다. FAVAR 모형 분석을 분기 데이터를 사용

본 논문에서 시도하는 Boivin and Giannoni (2009)의 방식은 분석 결과를 보았을 때 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

하지 않고 월별 데이터를 사용하는 이유는 본 연구의 추정대상 기간이 상대적으로 짧아서 분기 데이터를 직접 사용하면 FAVAR 모형에서 다수의 요인과 시차를 설정하는 경우에 모형 추정 시에 자유도의 손실이 크다고 판단하였기 때문이다. 다행히 본 연구에서 고려하는 은행 경영지표들은 변화가 많지 않고 지속성(persistence)이 매우 큰 특징이 있어서 월별 전환에도 큰 문제가 발생하지 않는다고 판단하였다.

거시경제 요인 추출을 위한 거시경제 변수의 선택은 Bernanke et al. (2005)을 비롯한 기존의 FAVAR의 문헌을 참조하였다. 즉 생산, 고용, 통화량, 물가, 환율, 주택가격, 이자율, 주식, 경상수지 등 다양한 부문에서 거시 및 금융시장 변수를 선택하였다. 여기에서 경제변수가 단위근을 갖는 불안정한 시계열로 판단되는 경우 차분(혹은 로그차분)하여 안정성있는 변수로 전환하였다.

은행 요인 추출을 위한 은행경영지표는 은행감독에서 사용되는 CAEL 지표³ 중에서 BIS 자기자본비율, BIS 기본자본비율, 단순자기자본비율, 고정이하여신비율, 연체율, 총자산순이익률, 자본이익률, 순이자마진, 원화유동성비율, 외화유동성비율의 10개 은행경영지표를 사용하였다. 이들 은행 경영지표들은 모두 비율이기 때문에 무한히 발산하는(분산이 무한대로 가는) 일은 발생하지 않을 것으로 생각된다. 이에 따라 이들 변수는 안정적인 변수로 가정하고 수준 변수를 그대로 사용하였다.

본 연구에서는 Jimborean and Mesonnier (2010)과 달리 은행경영지표 이용에 있어 개별은행 경영지표 대신 국내은행, 시중은행, 지방은행, 특수은행 등 각 부문별로 집계한 부문별 경영지표(총 40개)를 이용하였다.⁴ 이와 같이 부문별 경영지표를 사용하여 은행 요인을 추출하는 것은 다음과 같은 한국 은행데이터의 특수성을 감안한 것이다. 한국의 경우 2000년대에 은행 부문의 많은 인수 합병이 발생하였기 때문에 개별은행 데이터를 사용하는 경우 시계열이 단절되는 경우가 빈번하여 주성분 분석이 어려운 문제가 있다. 이에 대한 대안으로 시중은행, 지방은행, 특수은행 등 은행 부문별 경영지표를 이용하면 개별 은행간 인수 합병에 따른 시계열의 단절을 피할 수 있는 장점이 있다.

또한 본 연구에서는 부문별 은행경영 지표를 직접 이용하지 않고 여러 은행경영 지표들로부터 주성분 분석으로 요인을 추출한 후 이 요인들을 실증 분석에 이용하고 있다. 이는 은행의 경영지표를 직접 이용하는 경우 측정오차(measurement error)의 문제가 심각할 수 있다고 판단하였기 때문이다. 예를 들

³여기에서 CAEL은 자본적정성(capital adequacy), 자산건전성(asset quality), 수익성(earnings), 유동성(liquidity) 등의 머릿글자를 따온 것이다.

⁴Jimborean and Mesonnier (2010)은 개별은행의 은행 경영지표를 이용하여 은행 요인을 추출하였다.

어 은행 회계에서 대손충당금의 설정 기준은 시간에 따라 항상 일관된 방식으로 적용되지 않을 수 있으며 같은 시점에도 은행 간에 차이가 있다고 생각되어 자산건전성, 수익성, 자본적정성 등 여러 은행 경영지표들에 대해 측정오차를 발생시킬 수 있다고 생각된다. 이와 관련된 은행 경영지표를 이용하는 주성분 분석은 여러 은행경영 변수들을 한꺼번에 고려하기 때문에 이러한 개별 은행경영 지표의 측정오차들이 서로 상쇄되는 효과를 기대할 수 있어서 이들 변수들에 내재한 측정오차의 문제에 대한 좋은 해결책이 될 수 있다고 생각된다.

예를 들어 Fernald et al. (2014)는 중국의 통화정책 유효성 분석을 위해 FAVAR 모형을 분석하였는데, 이들은 중국 통계자료의 신뢰성에 문제가 있기 때문에 개별 변수를 직접 계량분석에 이용하게 되면 측정오차의 문제가 발생할 수 있다고 하였다. 이들은 이에 대한 대안으로 여러 거시경제변수들로부터 요인을 추출하여 분석하면 개별 변수의 측정오차가 상쇄되기 때문에 이러한 측정오차 문제를 극복할 수 있다고 하였다. 본 연구의 경우에도 은행경영 지표의 측정오차를 극복하는 방법으로 이러한 주성분 분석의 장점을 이용할 수 있을 것으로 생각된다.

3.2. 거시경제 및 은행 요인의 경제적 해석

그림 2는 주성분분석에 의해 추정된 거시경제 및 은행 요인들의 추이를 보여준다. 거시경제 요인에는 MF1, MF2, MF3, MF4 등 네 개의 미관측 요인에 정책금리(무담보 콜금리)을 더하여 다섯 개의 요인이 있으며, 은행 요인에는 BF1, BF2 등 두개의 미관측 요인이 있다. 그림으로만 보면 정책금리를 제외하고는 각 요인의 경제적 의미가 명확하지 않기 때문에 각 요인과 요인 추출에 사용된 거시경제 및 은행 변수들간의 상관관계 분석을 통하여 각 요인의 경제적인 의미의 해석을 시도하기로 한다.

표 1은 분석에 사용된 주요 개별 거시경제변수에 대해 5개 거시경제 요인과의 상관계수를 산출한 것이다. 먼저 MF1의 경우 제조업 산업생산지수(-0.85), 제조업 생산자제품 출하지수(-0.88), 기계설비류 내수출하지수(-0.61) 등 경기 관련 변수들과 매우 높은 음의 상관계수를 보여주고 있다. 또한 소비자물가(-0.37), 생산자물가(-0.56) 등과도 상대적으로 높은 음의 상관계수를 보여준다. 이렇게 경기 및 물가 변수와 같은 부호의 상관계수를 갖기 때문에 MF1은 총수요 변동을 반영하는 경기순환과 밀접한 연관을 가진 요인으로 생각된다. 다음으로 MF2는 CD 금리(0.81), 5년 만기 국고채 금리(0.74), AA- 회사채수익률(0.76)과 높은正的 상관계수를 보이고 있어 전반적인 이자율의 수준을 나타내는 요인으로 해석된다.

그림 2: 거시경제 및 은행 요인 추이

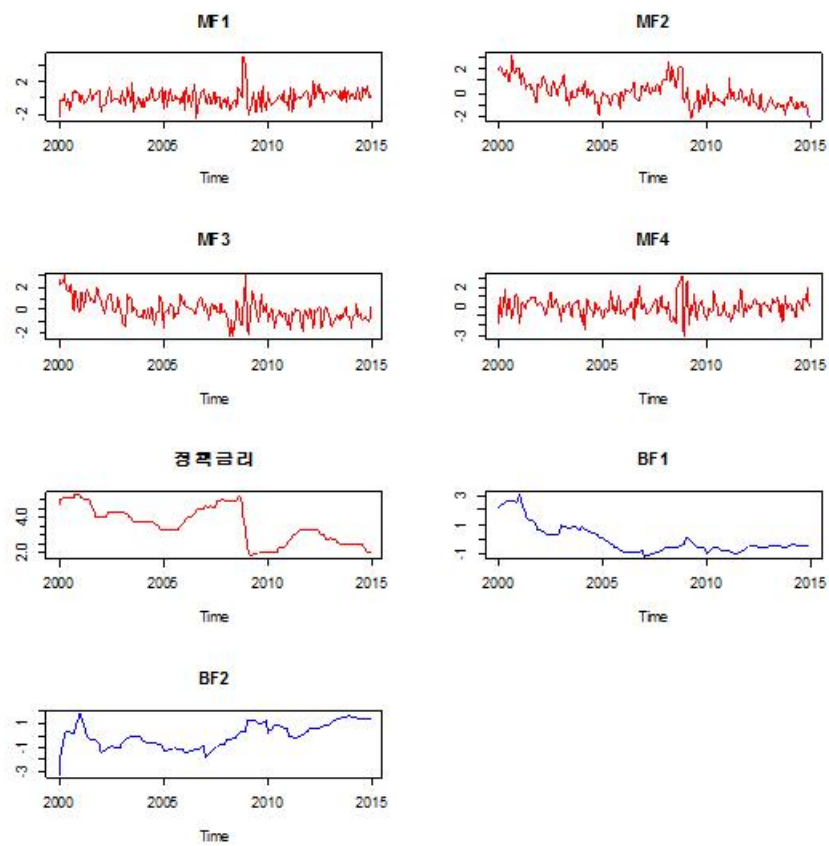


표 1: 주요 거시경제변수와 거시경제 요인간 상관계수

	MF1	MF2	MF3	MF4	정책금리
산업생산지수: 제조업	-0.85	-0.26	0.02	0.19	-0.11
생산자제품 출하지수 제조업	-0.88	-0.28	0.07	0.21	-0.10
생산자제품 재고지수 제조업	-0.05	0.17	-0.09	-0.27	0.10
내수출하지수 내구소비재	-0.41	-0.20	0.08	0.26	-0.06
내수출하지수 비내구소비재	-0.48	-0.23	0.25	-0.03	-0.02
내수출하지수 기계설비류	-0.61	-0.13	0.24	0.14	-0.02
통화량 (평균): M2	0.02	0.25	-0.14	0.11	0.17
통화량 (평균): Lf	0.01	0.31	-0.19	0.17	0.21
실업률	-0.12	0.32	0.40	-0.13	0.16
소비자 물가	-0.37	0.39	-0.33	-0.51	0.13
생산자 물가	-0.56	0.26	-0.42	-0.45	0.08
환율: 미 달러화	0.02	0.40	-0.39	0.67	0.16
환율: 일본 엔화	0.10	0.43	-0.34	0.53	0.19
환율: 유로화	0.09	0.33	-0.32	0.43	0.19
환율: 중국 위안화	0.00	0.42	-0.41	0.66	0.18
주택가격지수: 매매	-0.18	0.16	0.13	0.07	0.23
주택가격지수: 전세	-0.21	0.24	0.18	0.00	0.11
이자율 CD 91일	-0.07	0.81	0.48	0.07	0.95
국고채 금리 5년	-0.21	0.74	0.57	0.01	0.71
이자율 회사채 AA-	-0.11	0.76	0.54	0.07	0.69
종합주가지수	-0.09	-0.34	0.07	-0.29	-0.18
경상수지 상품수출	-0.41	-0.17	0.14	-0.19	-0.04
경상수지 상품수입	-0.40	-0.07	-0.02	-0.25	-0.04
경상수지 서비스수입	-0.14	-0.10	0.04	0.07	0.02
경상수지 서비스지급	-0.16	-0.22	0.30	-0.38	0.00
이자율 쿨(무담보)	-0.07	0.74	0.37	0.07	1.00

한편 MF3은 이자율 변수들과 정의 상관관계를, 물가수준과 음의 상관관계를, 환율과 음의 상관관계를 보여주고 있다. 또한 MF4는 환율과 正의 상관관계를, 물가와 음의 상관관계를 보여주고 있다. 이와 같이 앞서 설명한 MF1 및 MF2와 달리 MF3 및 MF4는 직접적인 경제적 해석이 어려운 특징이 있다.

표 2: 주요 은행변수와 은행 요인간 상관계수

	BF1	BF2
BIS 자기자본비율	-0.80	0.10
BIS 기본자본비율	-0.84	0.28
단순자기자본비율	-0.89	0.26
총자산수익률(ROA)	-0.82	-0.51
자기자본수익률(ROE)	-0.80	-0.53
순이자마진(NIM)	-0.60	-0.53
원화유동성비율	0.13	0.03
외화유동성비율	0.57	0.40
고정이하여신비율	0.91	-0.02
연체율	0.88	-0.29

주: 표의 은행 경영지표는 국내은행 기준임.

다음으로 표 2는 개별 은행경영지표와 은행 요인 BF1, BF2와의 상관계수를 나타낸다. 표 2에서는 편의상 국내은행기준 은행경영지표만을 수록하였다. 표 2를 보면 BF1 지표는 원화유동성비율을 제외한 대부분 경영지표와 높은 상관관계를 보여준다. 예를 들어 대부분의 자본적정성, 수익성지표와 -0.8 정도의 상관계수를 보여주고 있으며, 자산건전성지표와 0.9 내외의 상관계수를 보여주고 있다. 이에 따라 BF1은 은행 전반의 경영상태를 나타낸다고 해석 가능하다. 즉, BF1이 높으면 경영상태가 좋지 않은 상태를 나타낸다고 할 수 있다.

이에 반해 은행 부문의 두 번째 요인인 BF2는 주로 수익성 지표와 -0.5 정도의 상관계수를 보여주고 있다. 따라서 BF2는 BF1과 무관한 차원(dimension)에서의 수익성과 관련된 지표로 해석될 수 있을 것이다.

3.3. 거시경제 및 은행 요인간의 관계 분석

표 3: 거시경제 및 은행 요인간 상관관계수

	MF1	MF2	MF3	MF4	정책금리	BF1	BF2
MF1	1.00						
MF2	0.00	1.00					
MF3	0.00	0.00	1.00				
MF4	0.00	0.00	0.00	1.00			
정책금리	-0.07	0.74	0.37	0.07	1.00		
BF1	-0.07	0.50	0.48	0.03	0.50	1.00	
BF2	0.18	-0.34	-0.25	0.10	-0.56	0.00	1.00

표 3은 주성분분석으로 추정한 거시경제 요인과 은행 요인간의 상관관계를 보여준다. 여기에서 동일 부문 내 요인간 상관관계수는 정책금리를 제외하고는 자동적으로 0이 된다. 표 3을 통해 거시경제 및 은행 부문간 일부 요인 간에 통계적으로 유의한 상관관계를 볼 수 있는데, 예를 들어 BF1은 MF2(0.50), MF3(0.48) 및 정책금리(0.50)과 높은 상관관계를 보였으며, BF2 또한 MF2(-0.34), MF3(-0.25) 및 정책금리(-0.56)와 강한 음의 상관관계를 나타내었다.

다음으로 표 4를 통하여 개별 거시경제 변수에 대해 거시경제 요인들을 설명변수로 이미 포함시킨 상태에서 은행 요인이 추가적인 설명력을 갖는지 통계적으로 분석하였다. 이러한 분석방법은 Boivin and Giannoni (2009)의 분석방식⁵을 참조한 것이다. 먼저 표 4의 첫 번째 열은 거시경제변수를 피설명변수로 하고 거시경제 요인들을 설명변수로 설정한 회귀분석에서의 조정 결정계수(adjusted R²)를 보여준다. 다음으로 두 번째 열은 은행 요인만을 설명변수로 하였을 때의 조정 결정계수를 보여준다. 세 번째 열에서는 모든 거시경제 및 은행 요인을 함께 설명변수로 설정한 회귀분석의 조정결정계수가 나타난다. 여기에서 첫 번째 및 세 번째 조정결정계수의 차이가 각 거시경제 변수에 대한 은행 요인의 추가적인 설명력을 나타낸다고 할 수 있다.

표 4의 첫 번째 열을 보면 예상대로 거시경제 요인들이 주요 거시경제변수에 대해서 높은 설명력을 갖고 있음을 알 수 있다. 이는 이들 거시경제변수들로부터 거시경제 팩터가 추정된 데 따른 당연한 결과이다. 두 번째 열을 보면 일부 거시경제 변수들에 대해 은행 요인들이 높은 설명력을 보이고 있음을 알 수 있다. 특히 조정 결정계수가 실업률(0.43), CD 금리(0.61), 국고채 5년

⁵이들은 미국의 주요 거시경제변수를 대상으로 거시경제 요인에 더하여 글로벌 요인이 얼마나 추가적인 설명력을 갖는지를 분석하였다.

수익률(0.65), AA- 회사채수익률(0.55)에 대해 높게 나타났다. 이는 앞서 은행 요인이 주로 금리를 나타냈던 거시경제 요인과 높은 상관관계를 나타냈던 결과와 유사한 결과이다. 다음으로 세 번째 열을 보면 대부분 거시경제 변수들에 대해 은행 요인이 거시경제 요인을 통제하였을 때 추가적인 설명력을 갖지는 않는 것으로 나타났다. 다만 예외적으로 실업률에서 조정 결정계수가 비교적 크게 상승(0.45 → 0.60)하였다.

표 4: 주요 거시경제지표와 거시경제 및 은행 요인간 회귀분석의 조정 결정계수

	거시경제 요인	은행 요인	모든 요인
산업생산지수: 제조업	0.82	-0.01	0.83
생산자제품 출하지수 제조업	0.90	-0.01	0.91
생산자제품 재고지수 제조업	0.09	0.00	0.08
내수출하지수 내구소비재	0.27	-0.01	0.26
내수출하지수 비내구소비재	0.32	-0.01	0.34
내수출하지수 기계설비류	0.47	0.00	0.48
내수출하지수 기계설비류(선박제외)	0.43	0.00	0.44
통화량 (평균): M2	0.07	0.04	0.14
통화량 (평균): Lf	0.14	0.00	0.14
실업률	0.45	0.43	0.60
소비자 물가	0.65	0.01	0.65
생산자 물가	0.76	0.02	0.75
환율: 미 달러화	0.77	0.00	0.76
환율: 일본 엔화	0.58	-0.01	0.59
주택가격지수: 매매	0.06	0.13	0.14
주택가격지수: 전세	0.17	0.02	0.17
이자율 CD 91일	0.98	0.61	0.98
국고채 금리 5년	0.94	0.65	0.95
이자율 회사채 AA-	0.91	0.55	0.91
KOSPI 지수	0.20	0.00	0.20
경상수지 상품수출	0.23	0.01	0.23
경상수지 상품수입	0.20	0.01	0.20
경상수지 서비스수입	0.02	-0.01	0.02
경상수지 서비스지급	0.30	0.00	0.30
이자율 쿨(무담보)	1.00	0.55	1.00

표 5: 주요 은행경영지표와 거시경제 및 은행 요인간 회귀분석의 조정 결정계수

	거시경제 요인	은행 요인	모든 요인
BIS 자기자본비율	0.36	0.65	0.73
BIS 기본자본비율	0.39	0.77	0.83
단순자기자본비율	0.44	0.86	0.87
총자산수익률(ROA)	0.25	0.93	0.94
자기자본수익률(ROE)	0.26	0.92	0.93
순이자마진(NIM)	0.03	0.63	0.75
원화유동성비율	0.03	0.01	0.04
외화유동성비율	0.02	0.48	0.50
고정이하여신비율	0.61	0.82	0.88
연체율	0.49	0.86	0.91

주: 표의 은행 경영지표는 국내은행 기준임.

표 5에서는 거시경제 변수 대신 개별 은행 경영지표를 피설명변수로 하여 표 4와 유사한 분석을 시도하였다. 여기에서 주된 관심은 은행 경영지표를 피설명변수로 하였을 때 은행 요인을 통제된 상태에서 거시경제 요인이 추가적인 설명력을 갖느냐가 된다. 표 5의 첫 번째 열은 주요 개별 은행경영지표를 거시경제 요인들에 대해 회귀분석 하였을 때의 조정 결정계수를 보여주는데, 고정이하여신비율(0.61), 연체율(0.49), 단순자기자본비율(0.44) 등 많은 은행 변수에서 높은 결정계수가 나타났다. 은행 요인을 이미 설명변수로 포함시킨 상황에서 거시경제 요인의 추가적인 설명력은 마지막 열에 나타나 있다. 특히 BIS 자기자본비율(0.65→0.73), 순이자마진(0.63→0.75), 고정이하 여신비율(0.82→0.88) 등에서 거시경제변수가 추가적인 설명력을 갖는 것으로 나타났다.

지금까지의 상관계수 및 회귀분석 결과에서 은행 및 거시경제 요인간에 유의미한 관계를 발견할 수 있었다. 다만 이들 분석결과는 여러 변수나 요인간의 동시적인 관계만을 분석하였기 때문에, 인과관계나 동태적인 상관관계를 파악할 수는 없는 한계가 있다. 이에 따라 동태적인 인과관계 분석을 위해 거시경제 및 은행 요인간의 그랜저(Granger) 인과관계를 분석하였다.

표 6은 거시경제 및 은행 요인간 그랜저 인과관계(Granger causality) 분석을 2~4의 시차를 대상으로 수행한 결과이다. 일부 거시경제 및 은행 요인간에 유의미한 인과관계가 나타났는데, 주로 거시경제 요인이 은행 요인에 대

해 일방적 영향을 미친다는 결과가 나왔다. 통상적인 5% 유의수준에서 은행 요인이 거시경제 요인에 영향을 미치는 결과는 "BF1 → MF3"에서만 유의하게 나타난 반면, 거시경제 요인이 은행 요인에 유의미하게 영향을 미친다는 결과는 "MF1 → BF1", "MF1 → BF2", "MF2 → BF1", "정책금리 → BF1" 그랜저 인과관계의 일부 시차에서 유의하게 나타났다. 이러한 결과를 보면, 주로 거시경제에서 은행 부문의 방향으로 그랜저 인과관계가 작동하는 것으로 보인다. 이와 같은 결과는 다음 절의 FAVAR 모형에서 요인들의 순서를 정할 때 거시경제 블록을 은행 블록보다 먼저 배치하는 근거로 사용하였다.

표 6: 거시경제 및 은행 요인간 그랜저 인과관계 검정결과

귀무가설	시차=2	3	4
MF1 ⇌ BF1	0.064	0.021	0.053
BF1 ⇌ MF1	0.818	0.910	0.818
MF1 ⇌ BF2	0.230	0.049	0.084
BF2 ⇌ MF1	0.397	0.594	0.588
MF2 ⇌ BF1	0.102	0.266	0.048
BF1 ⇌ MF2	0.290	0.364	0.095
MF2 ⇌ BF2	0.082	0.199	0.261
BF2 ⇌ MF2	0.105	0.206	0.326
MF3 ⇌ BF1	0.240	0.383	0.306
BF1 ⇌ MF3	0.000	0.000	0.001
MF3 ⇌ BF2	0.403	0.436	0.299
BF2 ⇌ MF3	0.183	0.506	0.499
MF4 ⇌ BF1	0.133	0.179	0.323
BF1 ⇌ MF4	0.375	0.395	0.627
MF4 ⇌ BF2	0.973	0.455	0.710
BF1 ⇌ MF4	0.323	0.161	0.311
정책금리 ⇌ BF1	0.171	0.287	0.018
BF1 ⇌ 정책금리	0.896	0.918	0.723
정책금리 ⇌ BF2	0.893	0.819	0.393
BF2 ⇌ 정책금리	0.092	0.140	0.109

주: 표 안의 숫자는 p-값을 나타냄. 굵은 글자는 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

3.4. 통화정책 충격에 따른 거시경제 및 은행 변수들의 충격반응 분석

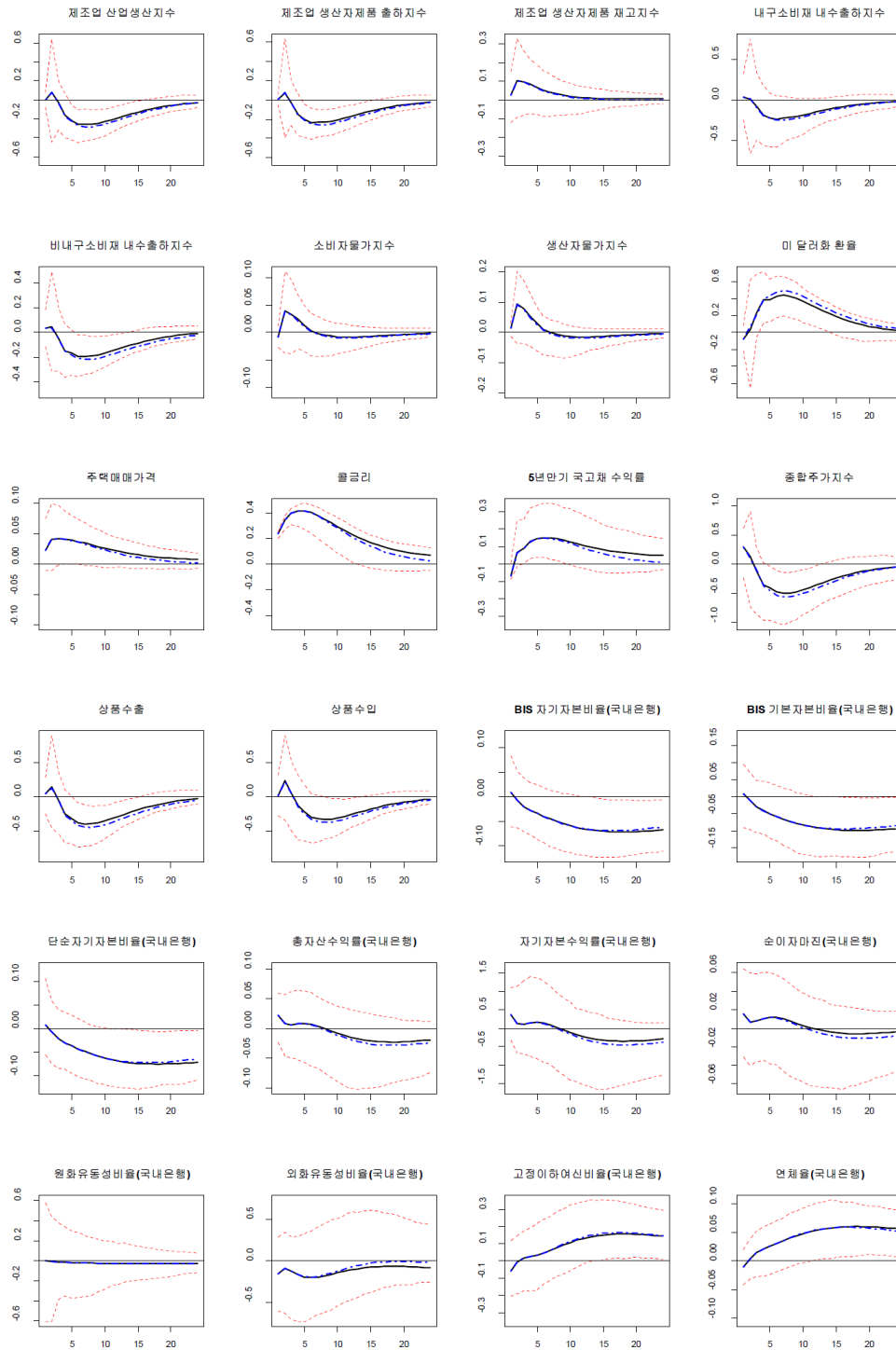
이 절에서는 앞서 추정한 거시경제 요인(MF1, MF2, MF3, MF4 및 콜금리)와 은행 요인(BF1, BF2)를 대상으로 FAVAR 모형을 분석한다. 구조적 충격의 식별을 위해서는 식 (3)의 Φ_0 행렬에 대한 적절한 제약을 부여할 필요가 있는데, 본 연구에서는 축차적(recursive) VAR 모형의 통상적인 가정인 하삼각행렬 제약을 부여하였다. 이는 VAR 변수의 외생성 순서에 따라서 변수 순서를 정하고 축약형(reduced-form) VAR 모형 오차항의 공분산 행렬에 콜레스키(cholesky) 분해를 수행하여 구조적 오차항을 추출하는 것과 동일하다. VAR 모형의 요인의 순서는 전절의 그랜저 인과관계 분석 결과를 참조하여 거시경제 요인이 은행 요인에 미치는 영향력이 반대의 영향력보다 더 강한 것으로 판단하였다. 따라서 최종적인 변수의 순서는 MF1, MF2, MF3, MF4, 콜금리, BF1, BF2가 된다. VAR 모형의 시차는 앞서 언급하였듯이 2로 설정하였다. 아울러 시차 3인 경우의 분석 결과를 부록에 제시하였다.

Φ_0 행렬에 대한 하삼각행렬 제약의 부여에 대한 경제적 해석을 하자면 당기에 있어서 거시경제 변수들이 은행 변수들에 영향을 미칠 수 있으나 은행 변수들은 거시경제 변수들에 당기에 영향을 미칠 수 없다는 가정을 부여한 것이다. 정책금리가 거시경제 요인 중 가장 마지막에 있기 때문에 동 가정 하에서 은행 변수들이 당기에 정책금리 결정에 영향을 미칠 수 없게 된다. 실제로 여러 은행 경영비율들은 재무제표로부터 산출되기 때문에 해당 기간이 끝나고 일정 기간이 지난 후에야 중앙은행이 알 수 있는 정보들이다. 따라서 실제로도 중앙은행 입장에서는 정책금리 결정에 최소한 당기에는 이들 은행 정보를 이용할 수 없는 현실적인 제약이 있다. 이러한 점에서 당기에 은행 변수들이 정책금리 결정에 영향을 미칠 수 없다는 가정이 합리화될 수 있다고 생각된다.

그림 3은 FAVAR 모형에서 통화정책 충격에 대한 거시경제 및 은행 부문 여러 변수의 충격반응을 보여준다. 앞서 언급 하였듯이 FAVAR 모형의 장점중 하나는 요인 추정에 이용된 수많은 개별 경제변수들에 대해서 구조적 충격에 대한 각각의 충격반응 분석을 수행할 수 있다는 것이다. 통화정책 충격(콜금리 충격)은 예상치 못한 25bp 정책금리 인상으로 설정하였고, 각 충격반응 함수의 신뢰구간은 90%로 설정하였다. 신뢰구간 산출에는 Kilian (1998)의 부트스트랩(bootstrap) 방식을 사용하였다.

그림 3을 보면 통화정책 충격에 따른 실물경기 관련 경제변수들의 충격반응은 대체로 기존 경제이론과 일치하였다. 중앙은행의 예상치 못한 25bp 정책금리 인상 충격에 대해 제조업 산업생산지수, 제조업 생산자제품 출하지수, 종합주가지수, 상품수출, 상품수입 등은 모두 통계적으로 유의하게 하락하였다.

그림 3: 주요 거시 및 은행 변수의 통화정책 충격반응 함수
(거시경제 요인 5개, 은행 요인 2개, VAR 시차 2)



주: 각 그림의 점선은 붓스트랩(bootstrap)으로 구한 90% 신뢰구간을 나타냄.

한편 물가 관련 변수들의 충격반응을 보면 소비자 및 생산자 물가지수가 정책금리 인상에 의해 상승하는 물가퍼즐(price puzzle) 현상이 나타나고 있다. 별도의 분석으로 거시경제 및 은행 부문의 요인의 숫자를 다르게 시도하거나 VAR 모형의 시차를 다르게 설정하였지만 이러한 현상은 사라지지 않았다. 물가퍼즐 현상으로 인해 통화정책 충격이 제대로 식별되었는지에 대한 의문이 있을 수 있으나, 소비자 및 생산자물가의 충격반응함수를 보면 모든 시차에 걸쳐 90% 신뢰구간이 0을 포함하고 있기 때문에 다행히도 통계적으로 유의할 정도로 물가퍼즐 현상이 나타나고 있지는 않은 것으로 생각된다.⁶

주택 매매가격이 예상과 달리 금리 인상에 대해 상승하는 반응을 보이고 있는데 이는 글로벌 금융위기시 급격한 정책금리 하락에도 불구하고 부동산 가격의 하락폭이 크지 않았다는 사실이 추정결과에 반영한 것으로 보인다. 실제로 2000년 이후를 대상으로 콜금리와 주택매매가격의 2변수 VAR 모형을 추정하면 금리 인상에 대해 주택가격지수가 상승하는 결과를 얻었다. 다만 이러한 현상 역시 통계적으로 유의한 수준은 아니었다.

본 연구는 기존의 FAVAR 모형에서 은행 부문을 추가하였기 때문에 통화정책 충격에 따른 각종 은행 경영지표들의 반응을 알 수 있는 특징이 있다. 그림 3의 은행 개별 변수들의 충격반응을 보면 이들 변수들이 높은 지속성(persistence)을 보이기 때문에 충격반응 또한 장기간 지속되는 특징을 볼 수 있다. 25bp 정책금리 인상 충격이 발생하는 경우, 총자산수익률 등 수익성 지표의 당기 충격반응에 잘 나타나있듯이 일시적으로 은행의 수익성이 어느 정도 개선되는 것으로 보인다. 이러한 일시적인 수익성의 증가는 우리나라 은행들의 주택담보 대출이 CD금리 등 단기금리에 연동되어 있기 때문에 이자수익이 일시적으로 증대한 데 따른 것으로 보인다.

그러나 결국 정책금리 인상이 채무자의 이자상환부담을 증대시켜 채무상환능력을 저하시키기 때문에 장기적으로는 은행의 자산건전성이 저하될 수 있다. 이는 고정이하여신비율이나 연체율의 10개월 이후의 통계적으로 유의한 正의 충격반응에 나타나 있다. 이러한 자산건전성의 악화는 결국 장기적인 수익성의 하락(총자산수익률, 자기자본수익률 등의 하락), 자본적정성 저하(BIS 자기자본비율 등의 하락)로 연결되는 것으로 보인다.

⁶FAVAR 분석의 경우 수준 혹은 로그차분 변수의 사용 여부가 물가퍼즐 현상에 영향을 미칠 수 있다고 생각된다. 예를 들어 한국을 대상으로 한 분석에서 수준 변수들을 사용한 김소영(2009)의 FAVAR 분석은 정책금리 인상이 물가를 유의하게 하락시키는 것으로 나타났으나, 로그 차분 변수들을 사용한 성병목·강기윤(2009)의 FAVAR 분석에서는 본고와 마찬가지로 물가가 정책금리 인상에 대해 유의한 반응을 보이지 않았다. 미국의 경우에도 수준 변수들을 사용한 Bernanke et al. (2005)의 경우 정책금리 인상이 물가를 유의하게 하락시켰으나, Boivin and Giannoni (2009)의 경우 이러한 유의한 반응이 나타나지 않았다.

한편 구조적 통화정책 충격에 대한 개별 경제변수의 충격반응 분석 이외에도 통화정책 파급경로에 은행 부문이 미치는 영향을 반사실적(counterfactual) 분석을 통해 살펴보고자 하였다. 이를 위해 FAVAR 모형에서 은행 요인이 거시경제 부문에 미치는 영향을 인위적으로 제거한 다음 개별 경제변수의 반사실적 충격반응함수를 구하고 이를 실제 충격반응함수와 비교하였다. 이러한 반사실적 분석의 구체적인 방법론은 Boivin and Giannoni (2009)과 Jimborean and Mesonnier (2010)을 참조하였다.⁷ 구체적으로 반사실적 충격반응함수는 식 (4)의 동태적 요인모형의 Ψ_{12} 계수들을 강제로 0으로 설정한 상태에서 구한 충격반응 함수가 된다. 만일 반사실적 충격반응함수가 실제 충격반응함수의 신뢰구간 바깥에 있다면 이는 은행 부문이 통화정책 파급경로에 유의미한 영향을 미치는 것이라고 볼 수 있다. 반사실적 충격반응함수는 그림 3에서 굵은 점선으로 나타내었다.

이들 반사실적 충격반응함수를 보면 모든 변수에 있어서 반사실적 충격반응함수가 실제 충격반응함수의 신뢰구간 내에 위치하고 있다. 따라서 이는 은행 부문이 통화정책 파급경로에 유의미한 영향을 미치지 않았음을 의미한다. Jimborean and Mesonnier (2010)도 통화정책 파급경로 분석에서 이와 유사한 결과를 얻은 바 있다. 이는 앞서 언급한대로 거시경제 충격이 은행 경영변수에는 유의미한 영향을 미치지만 이러한 은행 상태의 변화가 다시 거시경제 충격에 영향을 미치는 피드백 효과는 크지 않다는 점에 기인한 것으로 생각된다.

다만 이러한 결과의 해석에는 주의가 필요한데, 이는 본 연구에서 사용한 은행 부문은 거시적인 총량 지표가 아니고 은행의 경영 상태를 나타내는 미시적 경영비율 지표이기 때문이다. 은행 부문과 관련한 각종 대출 등 총량 지표는 이미 통화량 등을 통해 FAVAR 모형의 거시경제변수에 이미 반영되어 있기 때문에 은행 총량지표는 통화정책 파급경로에서 이미 중요한 역할을 하고 있는 것으로 생각할 수 있다. 따라서 본고의 분석결과를 가지고 통화정책 파급경로에서 은행 부문의 역할이 작다고 단정할 수는 없으며, 은행의 거시적 총량지표를 통제된 상황에서 은행의 미시적인 경영지표가 통화정책 파급경로에 추가적인 영향을 미치지 않는다고 해석할 수 있을 것이다. Jimborean and Mesonnier (2010) 등에서도 은행 부문에서의 총량지표 등은 통화정책 파급경

⁷Boivin and Giannoni (2009)은 글로벌 부문이 미국 통화정책 파급경로에 의미있는 영향을 미치는지를 분석하였고, Jimborean and Mesonnier (2010)은 본 연구와 유사하게 은행 부문이 프랑스 통화정책 파급경로의 변화에 의미있는 영향을 미쳤는지 분석한 바 있다. 공교롭게도 두 연구 결과 모두 해당 부문이 통화정책 파급경로에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

로에 중요한 역할을 미친다고 언급하고 있다.

마지막으로 지금까지의 분석 결과가 요인의 갯수에 의해 영향을 받는지 알아보기 위해서 요인의 개수를 달리 하여 그림 3의 충격반응 분석을 시도하고 강건성(robustness)을 점검하였다. 먼저 거시경제 및 은행 부문의 요인을 하나씩 늘려서 각 6개 및 3개로 설정하여 충격반응 분석을 시도하였고, 거시경제 부문의 요인만을 하나 줄여서(거시경제 및 은행 부문 요인 각 4개 및 2개) 충격반응 분석을 시도하였다. 이 결과는 부록의 그림 1 및 그림 2에 수록하였는데, 본문 그림 3의 결과와 유사하다는 것을 알 수 있었다. 또한 요인의 갯수를 유지시키고 VAR 모형의 시차를 3으로 늘렸을 때의 충격반응 분석 결과는 부록의 그림 3에 수록하였다. 마찬가지로 질적인(qualitative) 결과는 본문의 그림 3과 큰 차이가 없을 알 수 있다. 따라서 본 연구의 결과는 요인의 갯수나 VAR 시차로부터 강건한 것으로 판단된다.

4. 결론 및 시사점

본 연구는 Bernanke et al.(2005)이 제안한 FAVAR 모형을 사용하여 거시경제 및 은행 부문을 대상으로 한 동태적 요인모형을 추정하고 통화정책 충격에 대한 거시경제 및 은행 부문 변수들의 충격반응 분석을 수행하였다. 여기에서 은행 부문을 나타내기 위해 CAEL 등 은행의 각종 미시적 경영지표들로부터 주성분분석을 통하여 추정한 요인들을 대용변수로 사용하였다. 이와 함께 통화정책 파급경로에 대한 은행 부문의 역할을 반사실적 충격반응 분석을 통하여 평가하였다.

본 연구의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 먼저 여러 거시경제 및 은행경영지표 변수에서 추출한 요인들을 대상으로 동시적 상관계수를 추정한 결과, 이들 간에 통계적으로 유의한 상관관계를 발견하였다. 아울러 그랜저 인과관계 분석을 수행한 결과, 주로 거시경제 요인이 은행 요인에 시차를 두고 일방적인 영향을 주는 동태적인 관계를 발견하였다.

또한 FAVAR 모형에서 25bp의 정책금리 인상 충격으로 설정된 구조적 통화정책 충격에 대한 거시경제 및 은행 부문 여러 변수의 충격반응을 분석한 결과, 거시경제 변수들의 반응은 대체로 기존 연구와 유사한 결과를 보였다. 한편 통화정책 충격에 대한 은행 부문 변수들의 반응을 보면, 일시적으로 변동금리부 주택담보대출과 관련된 이자 수입 증대 등으로 은행의 수익성이 개선되는 것으로 보이나, 장기적으로는 차입자의 이자상환부담을 증대시켜 이들의 채무상환능력이 저하되기 때문에 은행의 자산건전성이 악화되고 수익성이 하락할 수 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 은행의 자본적정성도 통계적으로

유의하게 저하되었다.

다음으로 FAVAR 모형에서 은행 요인이 거시경제 부문에 미치는 영향을 인위적으로 제거한 다음 여러 경제변수의 반사실적 충격반응함수를 구하고 이를 실제 충격반응함수와 비교하는 반사실적 분석을 수행하였다. 이 결과 은행 부문이 통화정책 파급경로에 유의미한 영향을 미치지 않음을 발견하였다. 다만 본문에서 언급하였듯이 본 연구에서의 은행 부문은 신용대출 등 거시적 총량 지표가 아니고 은행의 경영상태를 나타내는 미시적 경영비율에 의해 대표된다는 점에서 해석에 주의할 필요가 있다. 본 연구의 결과는 은행의 신용대출 등 거시적인 총량지표를 통제된 상태에서 은행의 미시적인 경영지표가 추가적으로 통화정책 파급경로에 영향을 미치지 않는다고 해석되어야 할 것이다. 이는 그랜저 인과관계 분석 결과에서 나타나듯이 거시경제 부문이 은행 부문에 유의한 영향을 미치지만 이러한 은행 경영상황의 변화가 다시 거시경제에 영향을 미치는 피드백 효과는 크지 않은 데 따른 것으로 생각된다.

본 연구에서 사용한 FAVAR 모형은 거시경제 혹은 은행 부문 변수에서 흔히 발생하는 측정오차의 문제를 극복할 수 있는 유용한 통계적 수단으로 생각된다. 또한 수많은 정보를 참고하여 통화정책과 관련된 결정을 내리는 중앙은행의 의사결정 과정을 계량경제학적으로 적절히 분석할 수 있다는 장점이 있다. 다만 본 연구의 분석대상 기간은 은행통계의 가용성, 한국의 통화정책 관련 구조 변화 등으로 2000년 이후만을 대상으로 하기 때문에 표본기간이 상대적으로 짧은 한계가 있다. 이후에 데이터가 축적된다면 은행 부문이 통화정책 파급경로에 미치는 영향의 구조적 변화 등의 주제들이 흥미로운 연구과제가 될 수 있을 것으로 생각된다.

References

- 김소영 (2009). “요인 활용 다변수 자기 회귀 모형 (FAVAR)을 이용한 한국의 통화정책 파급경로 추정모형 개발,” *계량경제학보* 20 (3), 1-30.
- 박강우 (2009). “개별가격변동과 통화정책,” *한국은행 금융경제연구* 제373호.
- 성병목 · 강기윤 (2009). “해외요인이 통화정책 유효성에 미치는 영향,” *한국은행 조사통계월보* 4월호, 23-60.
- 윤재호 (2012). “금융환경 변화가 통화정책 파급경로에 미치는 영향에 관한 문헌 연구: 비전통적 파급경로를 중심으로,” *사회과학연구논총* 제28호 103-144.
- Adrian, T., and H. Shin (2010). “Financial intermediaries and monetary economics,” FRB NY Staff Reposts 398.
- Bai, J. and S. Ng (2002). “Determining the number of factors in approximate factor models,” *Econometrica* 70 (1), 191-221.
- Bernanke, B. S., J. Boivin, and P. Elias (2005). “Measuring monetary policy: A factor augmented vector autoregressive (FAVAR) approach,” *Quarterly Journal of Economics* 120 (1), 387-422.
- Boivin, J. and M. P. Giannoni (2009). “Global forces and monetary policy effectiveness,” in Jordi Gali and Mark Gertler, eds., *International Dimensions of Monetary Policy*, Chap. 8, 429-478. Chicago: University of Chicago Press.
- Borio, C., and H. Zhu (2008). “Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism,” *BIS Working Papers* 268.

Fernald, J. G., M. M. Spiegel, and E.T. Swanson (2014). "Monetary policy effectiveness in China: Evidence from a FAVAR model," *Journal of International Money and Finance* 49, 83-103.

Jimborean, R., and J. S. Mesonnier (2010). "Banks' financial conditions and the transmission of monetary policy: A FAVAR approach," *International Journal of Central Banking* 6 (4), 71-117.

Kilian, L., (1998). "Small-Sample Confidence Interval for Impulse Response Functions," *Review of Economics and Statistics*, 80(2), 218-230.

Kim, H, H, Shin, and J. Yun, (2013). "Monetary Aggregates and the Central Bank's Financial Stability Mandate," *International Journal of Central Banking*, 9 (S1), 69-107.

Stock, J.H., and M.W. Watson, (2011). "Dynamic factor models" in Michael P. Clements and David F. Hendry, eds., *Oxford Handbook of Economic Forecasting*, Oxford University Press.

부록 표 1: 거시경제변수 목록

구분	변수	계절조정	변환	자료
산업생산지수	제조업	SA	로그 차분	통계청
	자본재	SA	로그 차분	통계청
	중간재	SA	로그 차분	통계청
	내구소비재	SA	로그 차분	통계청
	비내구소비재	SA	로그 차분	통계청
생산자제품 출하지수	제조업	SA	로그 차분	통계청
	자본재	SA	로그 차분	통계청
	중간재	SA	로그 차분	통계청
	내구소비재	SA	로그 차분	통계청
	비내구소비재	SA	로그 차분	통계청
생산자제품 재고지수	제조업	SA	로그 차분	통계청
	자본재	SA	로그 차분	통계청
	중간재	SA	로그 차분	통계청
	내구소비재	SA	로그 차분	통계청
	비내구소비재	SA	로그 차분	통계청
내수출하지수	내구소비재	SA	로그 차분	통계청
	비내구소비재	SA	로그 차분	통계청
	기계설비류	SA	로그 차분	통계청
	기계설비류(선박제외)	SA	로그 차분	통계청
	기계수주(선박제외)	SA	로그 차분	통계청
산업생산 기타	건설수주	SA	로그 차분	통계청
	통화량 (평균)	NSA	로그 차분	한국은행
고용	M1	SA	로그 차분	한국은행
	M2	SA	로그 차분	한국은행
	Lf	SA	로그 차분	한국은행
	실업률	SA	무변환	통계청
	소비가	NSA	로그 차분	통계청
물가	생산자	NSA	로그 차분	한국은행
	수출	NSA	로그 차분	한국은행
	수입	NSA	로그 차분	한국은행
	근원(농산물 및 석유류 제외)	NSA	로그 차분	통계청
	소비자 상품	NSA	로그 차분	통계청
	소비자 서비스	NSA	로그 차분	통계청
	국내공급 원재료	NSA	로그 차분	한국은행
	국내공급 중간재	NSA	로그 차분	한국은행
	국내공급 최종재	NSA	로그 차분	한국은행

부록 표 1: 거시경제변수 목록 (계속)

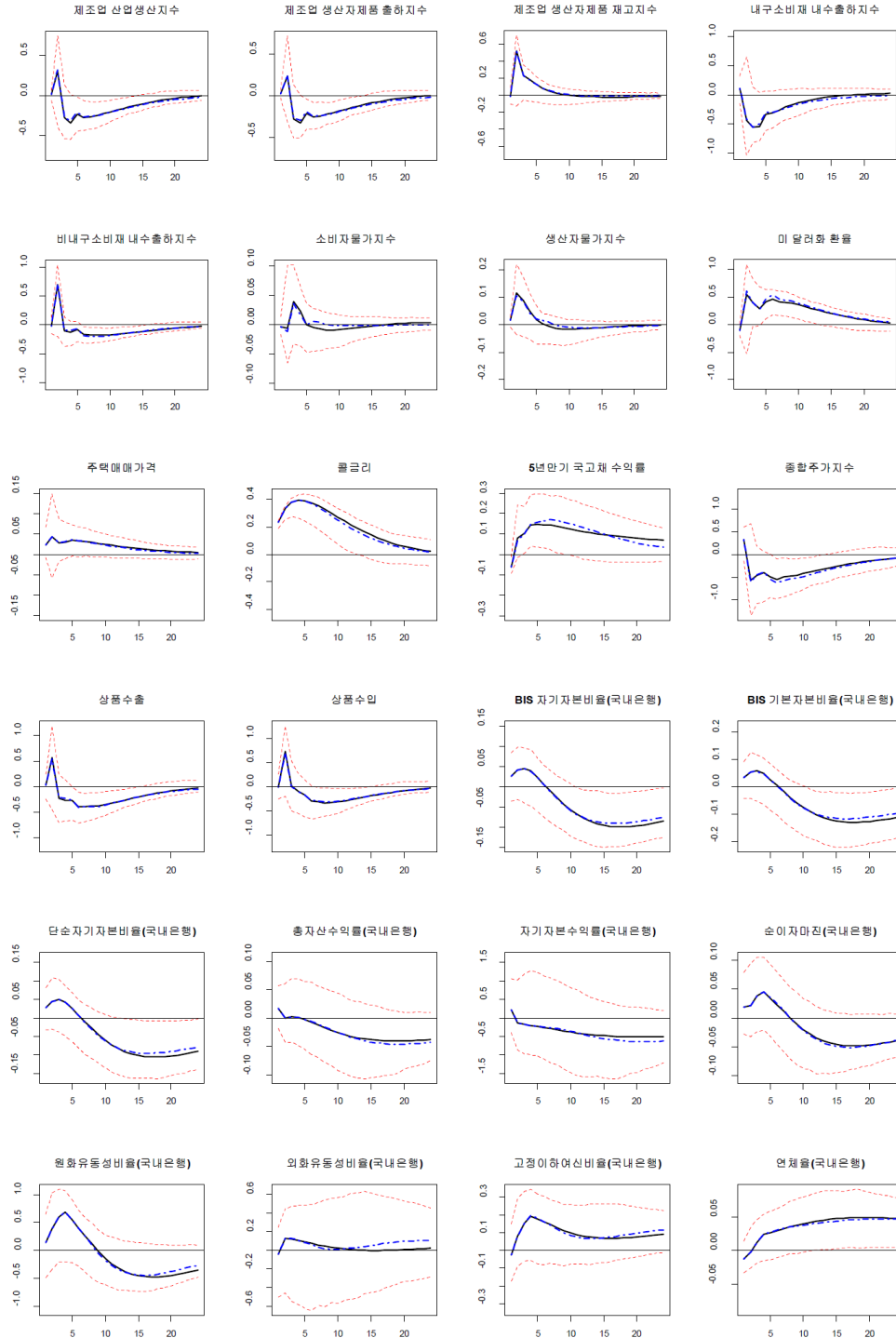
구분	변수	계절조정	변환	자료
환율	미 달러화	NSA	로그 차분	한국은행
	일본 엔화	NSA	로그 차분	한국은행
	유로	NSA	로그 차분	한국은행
	중국 위안화	NSA	로그 차분	한국은행
주택가격	주택매매가격	NSA	로그 차분	국민은행
	주택전세가격	NSA	로그 차분	국민은행
	콜(무담보)	NSA	무변환	한국은행
이자율	CD 91일	NSA	무변환	한국은행
	CP 91일	NSA	무변환	한국은행
	국고채 3년	NSA	무변환	한국은행
	국고채 5년	NSA	무변환	한국은행
	통안증권 (1년)	NSA	무변환	한국은행
	회사채 AA-	NSA	무변환	한국은행
	KOSPI	NSA	로그 차분	한국거래소
	상품수출	SA	로그 차분	한국은행
	상품수입	SA	로그 차분	한국은행
	서비스수입	SA	로그 차분	한국은행
주식 경상수지	서비스지급	SA	로그 차분	한국은행
	본원소득수입	SA	로그 차분	한국은행
	본원소득지급	SA	로그 차분	한국은행
	이전소득수입	SA	로그 차분	한국은행
	이전소득지급	SA	로그 차분	한국은행

부록 표 2: 은행 경영비율 목록

구분	변수	계절조정	변환	자료
자본적정성	BIS 자기자본비율	NSA	무변환	금융감독원
	BIS 기본자본비율	NSA	무변환	금융감독원
	단순자기자본비율	NSA	무변환	금융감독원
수익성	총자산수익률(ROA)	NSA	무변환	금융감독원
	자기자본수익률(ROE)	NSA	무변환	금융감독원
	순이자마진(NIM)	NSA	무변환	금융감독원
유동성	원화유동성비율	NSA	무변환	금융감독원
	외화유동성비율	NSA	무변환	금융감독원
자산건전성	고정이하여신비율	NSA	무변환	금융감독원
	연체율	NSA	무변환	금융감독원

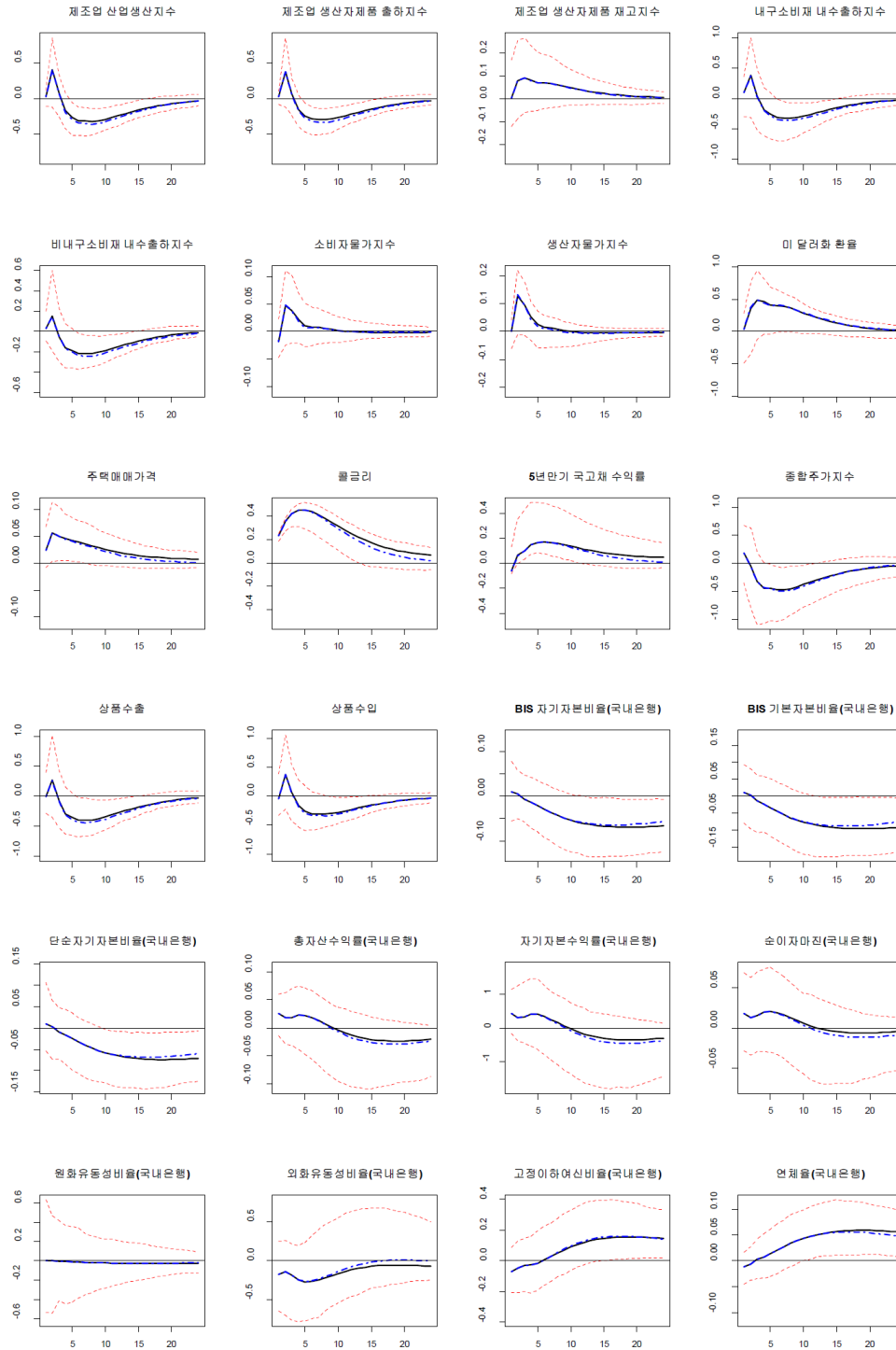
주: 각 경영비율에 대해 국내, 시중, 지방, 특수은행 등의 비율이 사용되었음.

부록 그림 1: 주요 거시 및 은행 변수의 통화정책 충격반응 함수
(거시경제 요인 6개, 은행 요인 3개, VAR 시차 2)



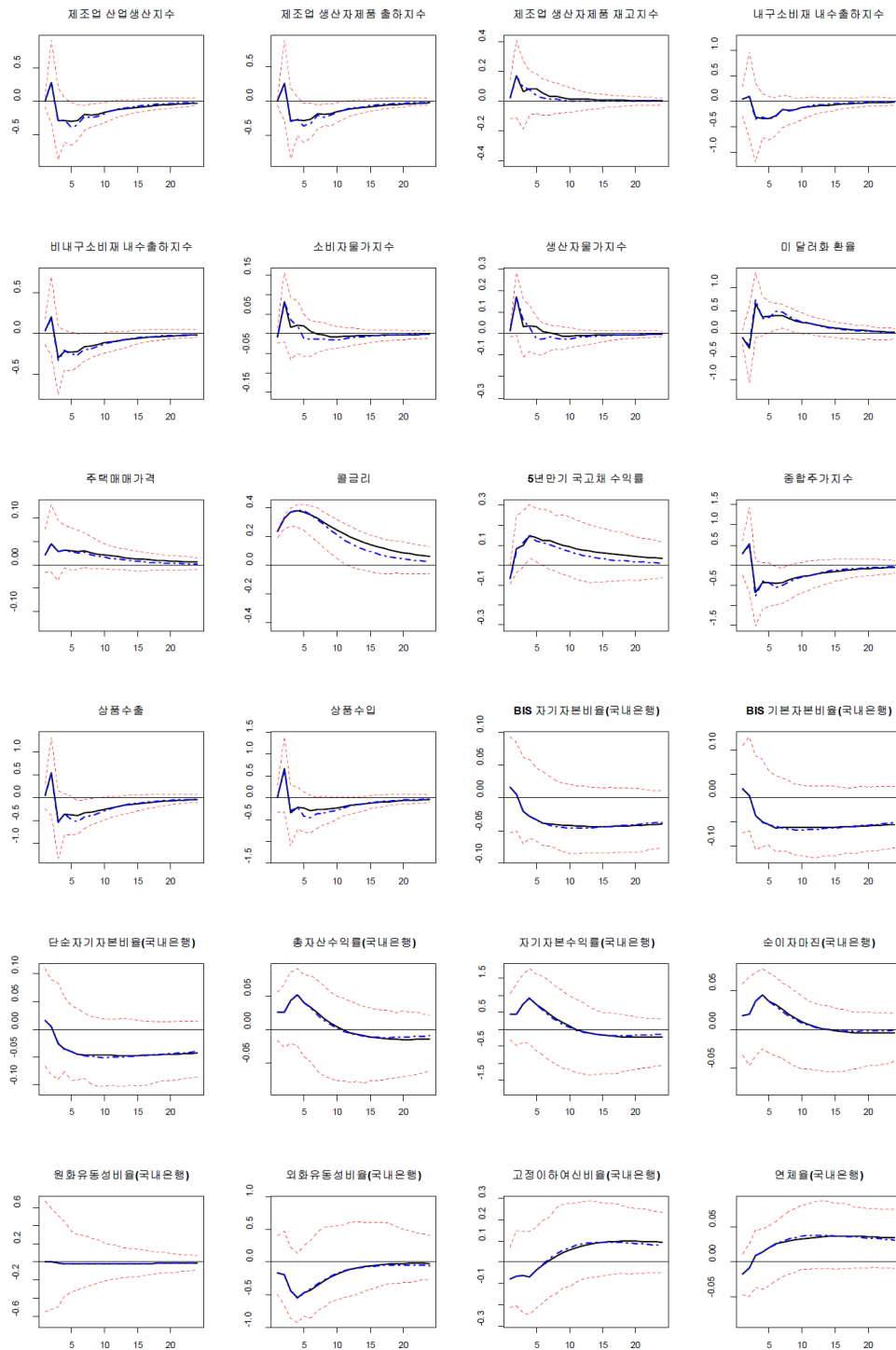
주: 각 그림의 점선은 붓스트랩(bootstrap)으로 구한 90% 신뢰구간을 나타냄.

부록 그림 2: 주요 거시 및 은행 변수의 통화정책 충격반응 함수
(거시경제 요인 4개, 은행 요인 2개, VAR 시차 2)



주: 각 그림의 점선은 붓스트랩(bootstrap)으로 구한 90% 신뢰구간을 나타냄.

부록 그림 3: 주요 거시 및 은행 변수의 통화정책 충격반응 함수
(거시경제 요인 5개, 은행 요인 2개, VAR 시차 3)



주: 각 그림의 점선은 붓스트랩(bootstrap)으로 구한 90% 신뢰구간을 나타냄.