

통화정책과 주택시장: 부호제약을 이용한 베이지안 VAR 분석*

Monetary Policy and Housing Market: Bayesian VAR Analysis using Sign Restrictions

이 영 수 (Young-Soo Lee)**

〈 Abstract 〉

This paper examines the dynamic impact of monetary policy shocks on the Korean housing market using a Bayesian VAR model. I identify the monetary policy shocks by imposing a mixture of zero, range, and sign restrictions on the responses of variables, and analyze the impact of the shocks by means of impulse response functions and forecast error variance decompositions. Data covers the period from January 2006 to December 2017.

The results are as follows: First, monetary policy shocks give rise to bigger impacts on housing transaction volume than on housing price. Second, monetary policy shocks bring about larger effects on the housing market than on the macro goods market. Third, the impacts of monetary policy shocks on housing price get profoundly bigger with the inclusion of the financial crisis period data. Fourth, the effects of monetary policy shocks can be overrated if we do not set the proper limits to the range of mortgage rate change.

키워드 : 통화정책, 주택시장, 베이지안 VAR, 부호 제약

Keyword : Monetary Policy, Housing Market, Bayesian VAR, Sign Restrictions

I. 서론

2007년~2009년 글로벌 금융위기 이후 한동안 지속되던 저금리 및 금리하락 기조가 변화하고 있다. 미국은 0~0.25%의 사상 최저수준이던 기준금리를 2015년 12월에 0.25% 포인트 인상한 이후 최근까지 일곱 차례에 걸쳐 2.25~2.5%까지 인상하였으며, 우리나라 역시 1.25%이던 기준금리를 두 차례에 걸쳐 1.75%로 인상한 바 있다.

* 이 논문은 2018학년도 영산대학교 교내연구비의 지원에 의하여 이루어진 것임.

** 영산대학교 부동산학과 교수, yslee@ysu.ac.kr

기준금리 인상에 따른 통화정책 충격은 실물시장뿐만 아니라 주택시장에도 지대한 영향을 미치게 된다. 일반적으로 기준금리 인상에 따른 이자율 상승은 주택수요를 위축시키고, 이러한 주택수요의 위축은 주택가격의 하락과 주택거래량의 감소를 초래하는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 통화정책 관련 변수, 거시경제 변수, 그리고 주택시장 변수들로 구성된 VAR 모형을 통해 통화정책 충격이 우리나라 주택시장에 미치는 동태적(dynamic) 파급 효과를 실증적 그리고 구체적 수치로써 파악하고자 한다. 모형에 사용된 변수는 콜금리, 주택대출금리, 통화량, 생산, 물가, 주택가격, 주택거래량의 7개 변수이다. VAR 모형의 추정에는 베이지안 추론¹⁾을, 그리고 통화정책 충격의 식별(identification)²⁾은 기본적으로 부호제약³⁾을 이용하였다.⁴⁾

통화정책이 주택시장에 미치는 영향에 대한 실증적 분석은 그동안 국내에서도 다수의 연구가 이루어져 왔다. 기존의 국내연구와 비교하여 본 연구는 다음과 같은 특징(차별성)을 갖는다.

첫째, 주택시장 변수로 주택가격뿐만 아니라 주택거래량을 포함하는 모형을 설정하였다. 통화정책과 주택시장을 다룬 대부분의 기존 연구에서는 주택거래량을 고려하지 않고 있다. 주택거래량은 주택가격과 함께 주택시장을 구성하는 가장 기본적인 변수이며, 두 변수간의 동적 연관성도 매우 높은 것으로 알려져 있다는 점에서, 이들 변수를 모형 내에 함께 고려하는 것은 통화정책 충격이 주택시장에 미치는 효과를 보다 정밀하게 살필 수 있는 장점을 갖게 될 것이다.

1) 베이지안 VAR(BVAR) 모형은 VAR 모형의 차수(lag) 결정과 관련하여 소위 '차원의 저주' 문제를 완화시키는 장점이 있다. BVAR 모형을 이용하여 통화정책의 효과를 분석한 국내 논문은 손종철(2010) 외에 찾아보기 어렵다. 손종철(2010)은 본 연구와는 달리 충격의 식별에서 DAG 인과분석을 반영한 출레스키 분해를 이용하였다.

2) VAR 모형에서 충격의 동태적 파급효과를 파악하기 위해서는 오차항들과 충격항들간의 관계를 규정하는 충격행렬의 식별 작업이 선행되어야 한다. 충격행렬의 식별에서 널리 사용되는 방식은 제로(0) 제약이며, 출레스키 분해, 동시적 제약, 장기제약 방식 등을 포함한다.

3) 부호제약은 통상적인 제로(0) 제약 방식이 갖는 가정의 엄격성을 지양하고 부호제약이라는 완화된 가정을 통해 충격을 식별하는 장점이 있다. 부호제약을 이용한 국내 연구로는 차경수·황상연(2013), 이근영·김남현(2016), 허종만·이영수(2018) 등이 있다.

4) 통화정책과 주택시장의 연관성 분석에서, 본 연구와 같이 BVAR 모형과 부호제약을 결합한 해외 연구로는 Jarocinski and Smets(2008), Peersman(2011) 등이 있다. 우리나라의 경우, BVAR 모형과 부호제약을 결합한 연구는 찾아보기 어렵다.

둘째, 모형내의 이자율 변수로 콜금리와 주택대출금리를 함께 사용하였다. 기존의 연구에서는 이자율 변수로 콜금리(강희돈, 2006; 손종철, 2010; 차경수·황상연, 2013)만을 이용하거나, CD 금리(이근영·김남현, 2016) 혹은 주택대출금리(허종만·이영수, 2018)만을 이용하고 있다. 본 연구에서는 콜금리를 통화정책 변수로 사용하였으며,⁵⁾ 주택대출금리는 주택시장과 밀접한 관련을 갖는 이자율 변수라는 점을 감안하여 모형에 포함시켰다. 두 개의 이자율 변수를 함께 고려함으로써, 콜금리 변동을 통해 나타나는 통화정책이 주택시장에 미치는 영향을 보다 포괄적으로 분석하는 효과를 얻을 수 있을 것이다.

셋째, 부호제약을 통한 충격의 식별이 갖는 단점을 보완하기 위해 부호제약과 함께 제로 제약을 혼합적으로 사용하였다. 부호제약 방식에서는 충격이 변수들에 미치는 동태적 효과가 제로 제약에서와는 달리 일정한 값이 아니라 집합(범위)으로 계산되며, 범위가 넓은 경우 분석의 효율성이 떨어지는 단점이 있다. 본 연구에서는 이러한 단점을 보완하기 위해 통화정책충격이 실물 거시경제 변수에 동시적인(simultaneous) 영향을 미치지 않는다는, 거시경제학에서의 통상적인 가정에 입각한 제로 제약을 부호제약과 함께 사용하였다.⁶⁾

넷째, 통화정책 충격이 주택대출금리에 미치는 동시적인 영향의 크기를 현실적 범위로 제약하였다. 부호제약에서는 통화정책 충격이 발생하는 경우 주택대출금리를 비현실적인 큰 값으로까지 상승시킬 수 있다. 본 연구에서는 기준금리 인상에 따른 주택대출금리의 상승 한도를 일정한 수준까지로 제약하고 이러한 제약을 통해 앞서의 제로 제약과 함께 부호 제약이 갖는 단점(넓은 충격효과 범위)을 보완하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I장의 서론에 이어, II장에서는 본 연구와 관련된 국내외 선행연구들을 개관하였다. III장은 모형 및 연구방법에 대한 설명이다. 베이지안 VAR 모형과 추정 방법을 설명하였으며, 부호제약 방식의 방법론과 함께 제로 제약과 범위제약을 어떻게 부호제약에 연계시키는가를 다루었다. IV장은 실증분석 결과이다. 데이터에 대한 설명, 충격반응함수와 분산분해의 결과 등을 서술하였다. 아울러 주택대출금리에 대한 범위 제약을 완화하거나 범위 제약을 가하지 않을 경우 어떠한 결과가 나타나는가를 분석

5) 우리나라의 기준금리는 2008년 2월까지의 콜금리를 사용하였으며, 2008년 3월부터는 7일물 RP금리로 변경하였다. 한국은행의 기준금리와 콜금리는 IV장의 <그림 1>에서 보는 바와 같이 매우 유사한 움직임을 보인다.

6) 이러한 혼합제약 방식은 Peersman(2011), Eickmeier and Hofmann(2013), Gambacorta et al.(2014) 등에서 사용된 바 있으며, 국내 연구에서는 필자가 아는 한 아직 사용된 적이 없다.

함으로써 이러한 범위제약이 갖는 의미 및 효과도 살펴보았다. V장은 결론이다.

II. 선행연구 분석

통화정책이 주택시장에 미치는 영향에 대한 실증적 분석은 동태적일반균형(DSGE) 모형을 이용한 분석과 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용한 두 가지로 크게 대별될 수 있다. 먼저 DSGE 모형을 이용한 연구로는 해외의 경우 Aoki et al.(2004)과 Iacoviello and Neri (2010) 등이 있으며, 국내의 경우 강희돈(2006)이 있다.⁷⁾

Aoki et al.(2004)은 Bernanke et al.(1999)의 금융가속화(financial acceleration) 모형을 주택시장을 포함하는 일반균형모형으로 확장한 DSGE 모형을 통해 금리변동 효과를 분석하였다. 모형의 모수 값은 영국의 데이터를 중심으로 설정하였으며, 모형에 대한 시뮬레이션을 통해 금리변동 효과를 파악하였다. 0.5%p의 통화정책 충격(이자율 상승 충격)은 당기에 주택가격을 0.48%p, 주택투자를 1.11%p 감소시키는 효과를 가지며, 통화정책의 신용경로를 감안하는 경우, 그 크기는 각각 0.99%p와 2.14%p로 확대되고 있음을 보고하였다.

Iacoviello and Neri(2010)는 미국의 데이터를 중심으로 DSGE 모형의 모수 값을 설정하고 모형에 대한 시뮬레이션 분석을 하였다. 통화정책 충격에 의한 금리 상승은 실질주택가격과 실질주택투자를 감소시키며, 감소효과는 Aoki et al.(2004)에서와 같이 실질주택가격보다 실질주택투자에서 훨씬 크게 나타나고 있다. 한편 예측오차 분산분해결과에 의하면, 통화정책 충격은 실질주택가격 변동의 11.4% 그리고 실질주택투자의 15.0%를 설명하는 것으로 분석되었다.

강희돈(2006)은 개별 경제주체의 최적 행태에 대한 미시이론을 기초로 뉴케인지언 DSGE 모형을 적용하였다. 모형의 추정은 4변수(콜금리, 주택가격, GDP, 물가) VAR모형의 충격반응함수를 이용한 구조적 추정법(structural estimation)을 사용하였다. 0.5%포

7) DSGE 모형을 사용하여 통화정책과 주택가격의 관계를 살펴 본 국내연구로 송인호(2016)도 있다. 다만 이 논문은 통화정책이 주택가격에 미치는 영향이 아니라, 주택가격과 거시경제의 연계성을 바탕으로 주택가격을 통한 통화정책의 안정성 효과를 살펴보고 있다. 분석 결과는 주택가격이 통화정책 메카니즘의 한 변수로 작용할 때 주택가격변수가 배제된 전통적 테일러 준칙에 비해 경기변동성을 줄이는 효과를 갖고 있는 것으로 나타났다.

인트의 정책금리 인상은 GDP 및 가계소비를 각각 1.6%와 1.2% 위축시키고, 주택가격을 1.1%까지 하락시키는 것으로 분석하였다.

통화정책이 주택시장에 미치는 영향에 대한 실증적 분석은 VAR 모형을 통해 보다 활발히 이루어지고 있다. VAR 분석에서 중요한 이슈중의 하나는 충격과 내생변수의 동시적 관계를 규명하는 충격의 식별 문제이다. 여기서는 본 연구에서와 같이 부호제약 방식을 사용한 선행연구들을 살펴본다.

부호제약 방식을 사용한 해외연구로는 Negro and Otrok(2007), Vargas-Silva(2008), Jarocinski and Smets(2008), Sá et al.(2011), Eickmeier and Hofmann(2013), Robstad(2018) 등이 있다.

Negro and Otrok(2007)은 통화정책관련변수(연방기금금리, 총지준금, 주택대출금리), 주택관련변수(주택가격, 거시경제변수(소득과 물가)의 6개 변수로 구성된 요인활용벡터자기회귀 (FAVAR) 모형을 구성하였다. 주택가격과 주택대출금리를 제외한 4개 변수에 부호제약을 가했으며, 분석결과는 연방기금금리의 인상이 주택가격을 하락시키고 주택대출금리를 인상시키는 효과가 있는 것으로 분석하였다. 예측오차분산분해의 결과는 통화정책 충격이 10분기의 예측시계에서 주택가격 변동의 8.89%, 주택대출금리 변동의 7.74%를 설명하고 있다.⁸⁾

Vargas-Silva(2008)는 통화정책변수(연방기금금리, 총지준금, 비차입지준금), 주택관련변수(주택가격, 주택투자 혹은 신규주택착공건수), 거시경제변수(소득, 물가, 상품가격지수)의 8개 변수 VAR 모형을 설정하였으며, 주택투자(혹은 신규주택착공건수)를 제외한 변수에 부호제약을 가하였다. 분석 결과는 긴축적 통화정책 충격이 주택투자와 신규주택착공건수에 부정적 효과(negative impact)를 미치는 것으로 나타나고 있다.

Jarocinski and Smets(2008)는 통화정책변수(연방기금금리, 통화량, 장단기금리차), 주택관련변수(주택가격과 주택투자), 거시경제변수(소득, 소비, 물가, 상품가격)의 9개 변수로 구성된 BVAR 모형을 이용하였으며, 통화정책 효과에 대한 부호제약은 통화량과 장단기금리차에만 적용하였다. 긴축적 통화정책 충격은 주택가격과 주택투자에 부정적 효과를 미치며, 24개월의 예측시계에서 차지하는 통화정책 충격의 비중은 주택가격 변동의 8.3%,

8) 부호제약을 이용하여 충격을 식별하는 경우, 충격반응함수나 분산분해값들은 일정한 값이 아니라 집합(범위)으로 나타난다. 선행연구에서 구체적인 수치로 제시된 부호제약연구에서의 분석 결과들은 모두 이러한 집합의 중앙값이다.

주택투자 변동의 13.6%인 것으로 분석하였다.

Sá et al.(2011)은 18개 OECD 국가들의 패널 VAR 모형을 이용하였다. VAR 모형은 통화정책변수(단기 및 장기금리, 실질민간신용), 주택관련변수(실질주택가격, 실질주택투자), 거시경제변수(소비, 물가, 투자, 환율, 경상수지)의 10개 내생변수로 구성되었으며, 4분기에 걸친 부호제약을 이용하여 통화정책충격을 식별하였다. 0.25%p의 단기금리 상승은 주택가격과 민간신용을 각각 최대 0.3% 그리고 주택투자는 최대 0.2%의 하락을 초래하는 것으로 분석하였다.

Eickmeier and Hofmann(2013)은 FAVAR 모형을 이용하여 통화정책충격의 효과를 살피고 있다. 내생변수는 소득, 물가, 연방기금금리의 세 개 변수와 232개 변수로부터 도출된 6개 요인변수로 구성되었으며, 충격의 식별은 부호제약을 이용하였다. 분석결과는 통화정책 충격이 여러 가지 주택가격지수들에 유의적인 영향을 미치며, 2001년~2006년의 미국 주택시장 활황에 상당한 기여를 한 것으로 분석하였다. 1%p의 정책금리 인상은 2%~5%의 주택가격 하락을 초래하며, 통화정책 충격의 비중은 5년의 예측시계에서 주택가격변동의 13%로 나타나고 있다.

Robstad(2018)는 단기이자율, 실질가계신용, 실질주택가격, 소득, 물가, 환율의 6개 변수 VAR 모형을 설정하였으며, 모든 변수에 부호제약을 가하여 통화정책충격을 식별하였다. 사용된 데이터는 노르웨이의 데이터이다. 분석결과는 1%p의 단기금리 상승충격이 실질주택가격을 최대 약 4%까지 하락시키는 것으로 분석하였다.

부호 제약 방식을 이용한 국내연구로는 차경수·황상연(2013), 이근영·김남현(2016), 허종만·이영수(2018)가 있다. 차경수·황상연(2013)은 콜금리, 통화량, 소득, 물가, 주택가격의 5변수 VAR 모형을 설정하고, 주택가격을 제외한 변수들에서 4분기에 걸친 부호제약을 이용하여 통화정책충격을 식별하였다. 충격반응함수를 이용한 분석 결과는 통화정책 충격이 주택가격에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 보고하였다. 이근영·김남현(2016)은 CD금리, 주택가격, 전세가격의 3변수 VAR 모형을, 허종만·이영수(2018)는 주택대출금리, 주택가격, 주택거래량의 3변수 VAR 모형을 설정하였으며, 식별을 위한 부호 제약은 모든 변수에 적용하였다. 금리인상 충격은 주택가격, 전세가격, 주택거래량을 모두 하락시키는 효과가 있는 것으로 분석하였다.

III. 분석방법

1. 모형

통화정책이 주택시장에 미치는 영향을 분석하기 위해 7개의 내생변수로 구성된 VAR 모형을 설정한다. 사용된 변수는 콜금리(icall), 통화량(m), 생산(ip), 물가(cpi), 주택대출금리(ihl), 주택가격(hp), 주택거래량(hq)이다. 모든 변수들은 안정적인(stationary) I(0)의 변수로 변환하여 사용하였다.⁹⁾

본 연구의 VAR 모형은 다음과 같다.

$$X_t = B_0 + \sum_{k=1}^p B_k X_{t-k} + u_t \quad (1)$$

위 식에서 X_t 는 7개의 내생변수로 구성된 내생변수 벡터이며, B_0 와 B_k 는 각각 상수항벡터와 계수행렬이다. u_t 는 예측오차 벡터로서 Ω 의 공분산행렬을 갖는다.

예측오차 벡터 u_t 는 충격항 벡터와 다음과 같이 선형으로 연결된다.¹⁰⁾

$$u_t = H^* e_t \quad (2)$$

위 식에서 e_t 는 표준화된 충격항 벡터로서 단위행렬의 공분산행렬을 갖는다. H 는 e_t 의 변화가 초래하는 u_t 의 변화를 나타내는 충격행렬이며, 식 (2)로부터

$$\Omega = H^* H^T \quad (3)$$

이 성립한다. H^T 는 H 의 전치행렬을 표시한다.

9) 변수들에 대한 구체적인 설명은 IV장 1절(데이터) 참조.

10) 식 (1)을 축약벡터자기회귀(RVAR) 모형, 그리고 식(2)와 연계된 모형을 구조벡터자기회귀(SVAR) 모형이라고 한다.

2. 충격의 식별

통화정책 충격(기준금리 인상)이 내생변수에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 충격행렬인 H행렬 중 통화정책 충격과 관련이 있는 충격벡터 h를 식별하여야 한다.¹¹⁾ 본 연구에서는 통화정책의 충격벡터 h를 식별하기 위해 부호제약 방식과 함께 0 제약과 범위제약을 혼합하여 사용한다. 식별을 위한 제약조건들은 <표 1>과 같다.

<표 1> 억제적 통화정책충격(기준금리 인상)에 따른 부호 제약

	ip	cpi	icall	ihl	m	hp	hq
k=0	0	0	≥ 0 (0.25%p)	≥ 0 (0~i*)	≤ 0	≤ 0	≤ 0
$k \leq k^*$	≤ 0	no	≥ 0	≥ 0	≤ 0	no	no

주: 1) k는 통화정책 시행 이후의 시점을 표시하며, no는 부호 제약이 없음을 의미한다.

2) ip(산업생산), cpi(소비자물가), icall(콜금리), ihl(주택대출금리), m(통화량), hp(주택가격), hq(주택거래량)

<표 1>에서 보는 바와 같이 첫째, 통화정책 충격(기준금리 인상)은 콜금리를 상승시키는 충격으로 표현하였다. 기준금리 변동이 통상 0.25%p 단위로 이루어지는 점을 감안하여 통화정책 시행의 당기에 콜금리가 0.25%p 상승하는 것으로 상정하였다. 둘째, 기준금리 인상은 주택대출금리를 상승시키고 통화량은 축소시키는 효과를 갖는다. 이러한 제약은 통화금융시장의 속성상 자연스러운 제약이다. 다만 주택대출금리의 경우, 당기의 상승 한도를 i^* 로 제한하였다. 주택대출금리 상승폭이 지나치게 커지는 것은 비현실적이며, 이러한 제약을 통해 통화정책 파급 효과의 범위를 합리적으로 줄이는 장점을 갖는다. 본 연구에서는 i^* 의 값을 0.3%p를 기본으로 하여 분석하고, i^* 의 값이 0.5%p인 경우와 이러한 제약이 없는 경우 그 결과가 어떻게 달라지는지를 살펴본다. 셋째, 기준금리 인상은 당기에 실물시장(생산과 물가)에 영향을 미치지 않는다. 이러한 제약은 통화정책이 실물시장에 시차를 두고 영향을 미친다는 경제 이론에 기반을 두고 있으며, VAR을 이용하는 실증분석 연구에서 자주 이용되는 가정이다. 넷째, 기준금리 인상은 당기 이후 생산을 감소시키고 물가를 하락시

11) h는 충격행렬 H의 하나의 열벡터이다.

키는 효과를 갖는다. 다만, 실증분석 연구에서 금리상승이 단기적으로 물가를 상승시키는 소위 ‘물가 퍼즐’ 현상이 나타날 수 있는 점을 감안하여,¹²⁾ 물가에 대해서는 부호제약을 가하지 않았다. 다섯째, 기준금리 인상은 당기에 주택가격(hp)을 하락시키고 거래량(hq)을 줄이는 효과를 갖는다. 통화정책이 주택시장에 미치는 효과를 포괄적으로 살펴보기 위해 당기 이후에 대해서는 특별한 부호제약을 가하지 않았다.

이상에서 논의한 제약조건들을 반영하기 위해 본 연구에서는 기본적으로 Uhlig(2005)의 부호제약 방식을 원용한다. 부호제약에 의한 충격벡터의 식별은 h를 고정된 벡터값으로서가 아니라, 가능한 벡터들의 집합(범위)으로 식별한다는 특징을 갖는다. 벡터 h*를 이러한 가능한 집합에서의 하나의 원소라고 하자. Uhlig(2005)는 h*를 다음과 같이 설정하였다.

$$h^* = Fv \tag{4}$$

위 식에서 F는 출레스키 분해에 의해 계산한 예측오차 공분산행렬 Ω 의 하방삼각행렬이며, v는 단위벡터이다($\|v\|=1$).¹³⁾ h*는 단위벡터 v의 구체적인 값에 따라 다양한 값을 갖게 되며, h*의 집합은 h*와 연결되는 충격반응함수값들의 부호가 앞서의 부호제약에 부합하는 것들로 구성된다.

부호제약에 일부변수(ip와 cpi)에 대한 당기에서의 제로 제약을 추가하는 방법은 다음과 같다: VAR 모형에서 제로 제약과 관련이 있는 변수들을 맨 앞으로 배치하고, 단위벡터 v에서 제로 제약의 수만큼 앞부분의 항들을 0으로 설정한다. 이 경우 식 (4)의 F는 하방삼각행렬이기 때문에 충격벡터 h*의 앞부분의 항들은 0으로 나타나게 된다. 따라서 본 연구에서 h*는,

12) 이영수(2008)는 우리나라의 경우에도 물가 퍼즐 현상이 나타나고 있음을 보고한 바 있다. 물가 퍼즐과 관련된 서베이 논문은 Brissimis and Magginas(2006) 참조.

13) 충격행렬 H와 예측오차의 공분산행렬 Ω 는 $\Omega=HHT$ 의 관계를 갖는다. 부호제약에서 H의 가능한 집합은 이러한 관계를 만족시키는 모든 H 중에서 충격반응함수값들의 부호가 선형적 논리에 부합하는 것들로 구성된다. 행렬 H*를 이러한 가능한 집합에서의 하나의 원소라고 하자. 선형대수의 QR 분해에 의하면, 모든 실수정방행렬(real square matrix)은 하방삼각행렬 F와 직교행렬 Q의 곱으로 나타낼 수 있다. 즉 $H^*=FQ$ 이며, $\Omega=H^*H^{*T}= FQQ^TF=FFT$ 의 관계가 성립한다. Uhlig(2005)에서 h*는 행렬 H*를 구성하는 벡터 중의 하나이며, $QQT=QTQ=I$ 의 관계로부터 v가 단위 벡터가 되는 것을 유도할 수 있다.

$$h^* = F(0, 0, v_1)^T \quad (5)$$

로 설정되며, h^* 의 첫 두 항은 0의 값을 갖게 된다. 여기서 v_1 은 단위벡터이다.

3. 베이지안 추정

본 연구에서 VAR 모형의 추정은 베이지안 추론을 이용한다. 베이지안 추정에서는 모수에 대한 사전적(prior) 분포와 데이터의 우도함수(likelihood)를 결합하여 사후적(posterior) 분포를 도출하고 이를 바탕으로 모수를 추론하게 된다. 본 연구에서 모수의 사전적 분포는 베이지안 벡터자기회귀(BVAR) 모형의 추정에서 주로 사용되는 Litterman(1986)의 Minnesota prior를 적용하였다.

Minnesota prior는 다음과 같다.

$$p(\Omega) \propto |\Omega|^{-(n+1)/2} \quad (6)$$

$$\beta_{i,j,k} \sim N(0, S_{i,j,k}^2)^{14} \quad (7)$$

$$S_{i,j,k} = \frac{\gamma k^{-\delta} f(i,j) s_i}{s_j}, \quad \text{where } f(i,j) = \begin{cases} 1 & \text{if } i=j \\ \omega & \text{if } i \neq j \end{cases} \quad (8)$$

식 (6)은 예측오차 벡터의 공분산행렬(Ω)에 대한 사전분포로서 n 은 내생변수의 숫자이다. 식 (7)은 계수들에 대한 사전분포(정규분포)이며, $\beta_{i,j,k}$ 는 VAR의 i 번째 방정식에서 j 변수의 래그 k 에 해당하는 계수이다. 식 (8)에서 γ , δ , ω 는 초모수(hyperparameter)이며, s_i 는 i 변수의 일변수(univariate) 자기회귀(AR)모형의 표준오차이다. 식 (7)-(8)이 의미하는 바는 VAR 모형의 계수의 표준편차가 래그가 커지거나 타변수인 경우($i \neq j$) 표준편차의 크기가 작아짐으로써, 계수값이 0으로 접근할 가능성이 높아짐을 의미한다. 본 연

14) Minnesota prior에서 내생변수들이 I(1)인 경우, 자기변수의 1차래그의 계수($\beta_{i,i,i-1}$)는 평균을 1로 설정한다. 그러나 본 연구의 경우 모든 변수들이 I(0)이며, 후술하는 Villani(2009)의 논의에 따라 평균을 0으로 설정하였다.

구에서 초모수들의 값은 통상적으로 사용되는 $\gamma=0.2$, $\delta=1$, $\omega=0.5$ 로 설정하였으며, s_i 는 AR(6)의 OLS 추정에 따른 표준오차 추정결과를 이용하였다.

본 연구에서 사용된 내생 변수들은 모두 안정적인 I(0)의 변수들이다. Villani(2009)는 I(0)의 변수들로 구성된 VAR 모형에서 상수항 벡터에 대한 사전적 정보를 이용하는 경우, 모형의 적합도가 높아질 수 있음을 지적한 바 있다. 본 연구에서도 Villani(2009)에서와 같이 식 (1)을 다음과 같이 변환하여 모수들을 추정한다.

$$X_t - \mu = \sum_{k=1}^p B_k (X_{t-k} - \mu) + u_t \quad (9)$$

식 (9)에서 벡터 μ 는 X_t 의 안정적 상태(stationary state)에서의 균형값을 표시한다. 본 연구에서 μ 에 대한 사전적 값(prior)은 X_t 의 데이터 평균값을 사용하였다.

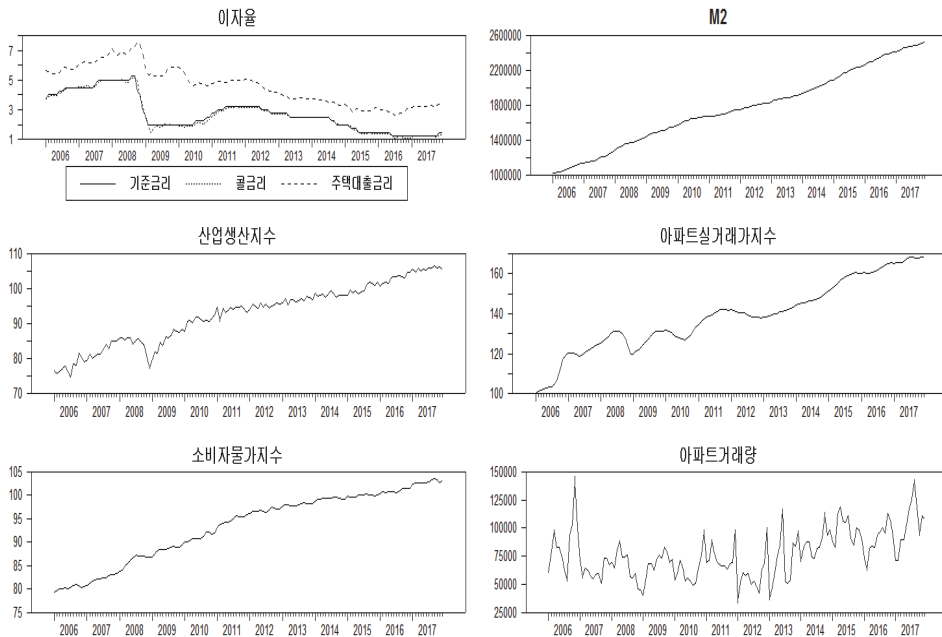
지금까지 논의한 사전적 분포와 우도함수를 이용하여 사후적 결합 분포(joint distribution)를 얻는다. 그러나 본 연구에서 필요한 모수들에 대한 사후적 한계 분포¹⁵⁾(marginal distribution)는 분석적인 방법으로는 다룰 수가 없으며(intractable), 통상적으로 조건부 분포들간의 수렴성을 이용한 Gibbs 샘플링 기법을 활용하게 된다.¹⁶⁾ 본 연구에서도 Gibbs 샘플링 기법을 이용하여 모수들을 추출하고, 추출된 모수들의 평균치를 모수추정치로 사용하였다. 추출횟수는 3,500회이며, 이중 앞의 500회는 모수로의 수렴을 위한 예비추출(burn-out)로 사용하고 나머지 3,000회의 결과를 평균치를 구하기 위한 모수추출치로 사용하였다.

15) 모수값을 분포로부터 추출하기 위해서는 모수들에 대한 한계분포가 필요하다.

16) Gibbs 샘플링 기법에 대해서는 Smith and Roberts(1993) 참조.

IV. 실증 분석

1. 데이터



주: 변수값은 자연로그로 변수 변환하기 이전의 값이다.

〈그림 1〉 변수들의 추이

본 연구에서 사용된 변수는 콜금리(icall), 주택대출금리(ihl), 통화량(m), 생산(ip), 물가(cpi), 주택가격(hp), 주택거래량(hq)의 7개 변수이다. 콜금리는 무담보1일물, 주택대출금리는 예금취급기관의 주택담보대출금리의 가중평균금리(신규취급액 기준), 통화량은 총통화(M2), 생산은 산업생산지수, 물가는 소비자물가지수, 주택가격과 거래량은 아파트실거래가지수와 아파트매매거래량을 이용하였다. 콜금리와 주택대출금리를 제외한 모든 변수들은 계절조정치를 사용하며,¹⁷⁾ 자연로그로 변수 변환하였다. 데이터는 월간 데이터이며,

17) 계절조정치가 공식적으로 발표되지 않는 소비자물가지수, 아파트실거래가지수, 아파트매매거래량은 X-12-ARIMA로 계절조정하였다.

아파트실거래가지수와 아파트매매거래량은 한국감정원의 DB(통계정보)를 통해 그리고 나머지는 한국은행의 DB(ECOS)에서 확보하였다. 데이터 기간은 2006년 1월부터 2017년 12월까지이다.

〈표 2〉는 변수들에 대한 단위근 검정 결과이다. 단위근 검정은 ADF검정과 PP검정을 이용하였으며, 이들 검정의 귀무가설은 '단위근이 존재한다'이다. 검정결과는 주택거래량을 제외한 모든 변수에 단위근이 존재하는 것으로 나타나며, 이러한 검정결과에 따라 주택거래량을 제외한 나머지 변수들은 1차 차분하여 사용하였다. 〈표 3〉은 VAR 모형에서 사용된 I(0) 변수들의 기초통계량이다.

〈표 2〉 단위근 검정

	수준변수		차분변수	
	ADF	PP	ADF	PP
icall	-1.627	-1.217	-3.596***	-6.218***
ihl	-0.944	-0.908	-4.929***	-6.438***
m	-2.080	-2.200	-2.783*	-7.672***
ip	-2.138	-1.411	-4.798***	-16.753***
cpi	-1.189	-0.461	-2.843*	-9.264***
hp	-2.343	-2.071	-4.396***	-4.676***
hq	-4.032***	-7.061***	-	-

주: 1) 검정식의 차수(lag)는 6으로 설정하였으며, 추세는 고려하지 않았다.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준 하에서 귀무가설이 기각됨을 표시한다.

〈표 3〉 기초 통계량

구분	평균	표준편차	왜도	첨도	JB
$\Delta icall$	-0.030	0.171	-2.950***	12.519***	957.7***
Δihl	-0.028	0.165	-3.173***	20.087***	2218.9***
Δm	0.574	0.370	0.975***	2.456***	49.1***
Δip	0.180	1.301	-0.406*	2.486***	34.2***
Δcpi	0.175	0.240	0.436*	0.709	6.339**
Δhp	0.249	0.718	-1.842***	7.665***	361.6***
hq	10.854	0.255	-0.857***	1.302***	23.1***

주: 1) 변수앞의 Δ 는 차분, JB는 정규분포의 여부를 검정하는 자크베라 통계량을 표시한다.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준 하에서 귀무가설이 기각됨을 표시한다.

2. 분석: 충격반응함수와 분산분해

본 절에서는 통화정책충격으로 콜금리가 0.25%p 상승하는 경우, 실물시장과 주택시장에 미치는 동적 효과를 충격반응함수와 예측오차 분산분해를 통해 살펴본다. VAR 모형의 추정에는 베이지안 추론을 이용하였으며, 부호제약·제로제약·범위제약의 혼합제약을 통해 통화정책 충격에 따른 충격벡터를 식별하였다. 식별을 위한 부호제약기간(k^*)은 12개월이며, 통화정책충격 시점에서의 주택대출금리의 최대 상승값(i^*)은 0.3%p로 제약하였다. 충격벡터 식별과 관련하여 식 (5)의 단위벡터 v_1 의 값들은 일양분포(uniform distribution)에서 추출하였으며, 추출된 값들을 이용하여 부호제약을 만족시키는 3,000개의 식별결과를 찾아내고, 이에 따른 각각의 충격반응함수와 분산분해 값들을 계산하였다. 추정 및 분석 기간은 금융위기 기간의 특수성을 감안하여, 금융위기 기간을 제외한 기간A(2010.1-2017.12)와 금융위기 기간을 포함하는 기간B(2006.1-2017.12)의 두 기간으로 구분한다.

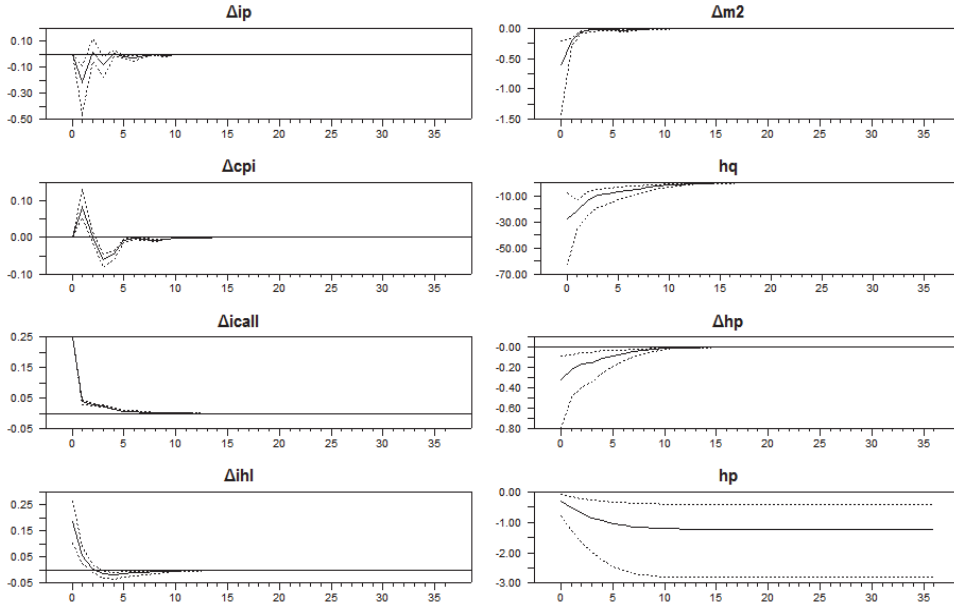
〈그림 2〉와 〈표 4〉는 3,000개의 충격반응함수의 중앙값과 14%~86%의 분위값을 보여준다. 충격반응함수를 통해 나타난 결과를 정리하면, 첫째, 콜금리 상승에 따른 주택시장에의 영향은 부호제약이 가해진 동기에서뿐만 아니라 부호제약이 가해지지 않은 그 이후에도 주택가격을 하락시키고 주택거래량을 감소시키는 효과를 갖는다. 주택가격 변화율(Δhp)은 기간A에서 통화정책충격 이후 약 9개월까지 기간B에서는 약 6개월까지 마이너스 효과가 나타나고 있으며, 주택거래량(hq)은 그보다 긴 기간에 걸쳐 마이너스 효과를 갖는다.¹⁸⁾

둘째, 통화정책충격의 효과는 실물시장보다 주택시장에서 더 크게 나타난다.¹⁹⁾ 기간A에서 통화정책충격에 따른 콜금리 0.25%p의 상승은 중앙값 기준으로 생산증가율(Δip)과 물가상승률(Δcpi)을 최대 0.22%p와 0.06%p 낮추는 효과를 갖는 반면, 주택가격증가율(Δhp)과 주택거래량(hq)에 미치는 감소 효과는 최대 0.33%p와 28.15%에 달하고 있다.²⁰⁾

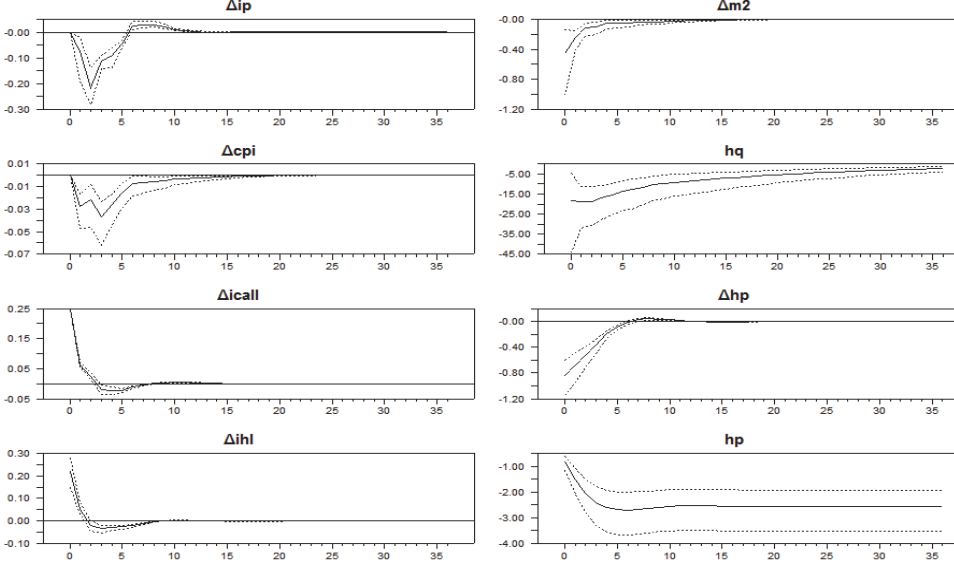
18) 이러한 결과는 손종철(2010)과 차경수·황상연(2013)의 분석결과와 다른 결과이다. 이 두 논문에서는 콜금리 변동이 주택가격 변동에 별 영향을 미치지 않는다고 보고하고 있다. 이러한 차이는 차경수·황상연(2013)의 경우, 주택가격에는 부호제약을 가하지 않았기 때문인 것으로 보인다. 본 연구에서와 같이 주택가격에 부호제약을 가한 이근영·김남현(2016)과 허종만·이영수(2018)에서는 본 연구에서와 동일한 현상이 발견되고 있다. 손종철(2010)의 경우 10변수 VAR 모형에서 이자율 변수로 콜금리만을 고려하였으며, 통화충격의 식별은 본 연구와는 달리 DAG 기법을 이용하였다.

19) DSGE 모형을 이용한 강희돈(2006)의 경우, 통화정책의 효과는 주택가격보다는 GDP에서 다소 높게 나타나고 있다. 강희돈(2006)의 경우, 이자율 변수로 콜금리만을 고려하고 주택시장에 직접적인 영향을 미치는 주택대출금리는 모형에 포함하지 않고 있다.

기간A: 금융위기 제외 (2010.1-2017.12)



기간B: 금융위기 포함 (2006.1-2017.12)



주: 실선은 중앙값, 점선은 14%와 86%분위값이다.

〈그림 2〉 이자율 충격에 따른 충격반응함수

실물시장보다 주택시장에서 통화정책충격의 효과가 크게 나타나는 이러한 특징은 금융위기를 포함하는 기간B의 경우에도 동일하게 발견된다.

셋째, 통화정책충격이 주택시장에 미치는 효과는 금융위기 기간을 포함하는 경우, 그렇지 않은 경우보다 크게 나타난다. 금융위기를 포함하지 않는 기간A의 경우, 콜금리가 0.25%p 상승함에 따라 주택가격(hp)은 장기적으로 중앙값 기준으로 -1.23% 변동하고 주택거래량 변동의 총누적치(Σhq)는 -117.47%인 반면, 금융위기 기간을 포함하는 기간B의 경우에는 그 수치가 각각 -2.58%와 -319.79%로 현저하게 크게 나타나고 있다.²¹⁾

넷째, 금리상승이 단기적으로 물가를 상승시키는 소위 ‘물가 퍼즐’ 현상이 나타난다. 기간A에서 통화정책충격 이후 1개월에서의 물가상승률(Δcpi)은 중앙값뿐만 아니라 14%분위의 하위값도 플러스의 값을 보이고 있다. 분석기간에 금융위기 기간을 포함하는 경우(기간B)에는 이러한 ‘물가 퍼즐’ 현상이 나타나지 않는다.

〈표 4〉 충격반응함수 값들의 비교

	기간A: 2010.1-2017.12	기간B: 2006.1-2017.12
$\Delta ih\{0\}$	0.19 (0.10, 0.27)	0.22 (0.28, 0.15)
$\Delta ip\{0\}$	-0.22 (-0.09, -0.45)	-0.21 (-0.14, -0.28)
$\Delta cpi\{0\}$	-0.06 (-0.04, -0.08)	-0.04 (-0.02, -0.06)
$hq\{0\}$	-28.15 (-7.14, -67.78)	-18.22 (-4.74, -44.15)
$\Delta hp\{0\}$	-0.33 (-0.09, -0.80)	-0.84 (-0.60, -1.15)
$ip\{\infty\}$	-0.34 (-0.16, -0.69)	-0.38 (-0.30, -0.50)
$cpi\{\infty\}$	-0.05 (-0.02, -0.11)	-0.17 (-0.08, -0.32)
$\Sigma hq\{\infty\}$	-117.47 (-60.42, -212.54)	-319.79 (-182.85, -563.33)
$hp\{\infty\}$	-1.23 (-0.41, -2.85)	-2.58 (-1.93, -3.54)

- 주: 1) { }안의 값은 충격반응함수의 시점을 표시한다.
 2) ()안에서 앞의 숫자는 14% 분위값, 뒤의 숫자는 86% 분위값이다.
 3) Σhq 는 hq 의 충격반응함수값들을 더한 누적치를 표시한다.

20) 주택거래량 변수는 로그로 변환된 수준변수로서 통화정책충격의 효과는 %p가 아닌 %로 표시된다.

21) 이러한 현상이 나타나는 이유 중의 하나로 통화정책 충격(기준금리 조정)이 금융위기 기간 중 집약적으로 이루어졌다는 점을 들 수 있다. 2006년 1월부터 2017년 12월까지 이루어진 총 25회의 기준금리 조정 중 12회는 2009년 12월까지의 4년간에 시행되었으며, 나머지 13회는 이후의 8년간에 걸쳐 시행되었다. 기준금리 조정폭이 통상적인 0.25%p를 넘어선 경우가 4회 있었는데(0.5%p 2회, 1.0%p 2회), 모두 금융위기 기간 중에 이루어졌다.

〈표 5〉는 예측오차 분산분해 결과로서 실물시장 및 주택시장 변수들의 변동에서 차지하는 통화정책 충격의 비중을 보여준다. 분산분해에서 나타나는 결과를 중앙값 기준으로 정리하면, 첫째, 통화정책충격의 비중은 실물시장보다 주택시장에서 크게 나타난다. 장기적으로(예측시계 ∞) 통화정책충격이 초래하는 생산증가율 변동 및 물가상승률 변동은 각각 1%에도 미치지 못하나, 주택가격증가율이나 주택거래량 변동에서 차지하는 비중은 이보다 훨씬 높은 수치이다. 둘째, 기간A에서 통화정책충격의 비중은 주택가격변동보다는 주택거래량 변동에서 보다 크게 나타난다.²²⁾ 주택가격증가율 변동에서 통화정책충격이 차지하는 비중은 5.08%인 반면, 주택거래량 변동에서의 비중은 16.53%로 높다. 셋째, 통화정책충격이 주택시장에 미친 효과는 금융위기기간을 포함하는 경우 그렇지 않은 경우보다 높게 나타나며, 주택거래량보다는 주택가격에 보다 큰 영향을 미친 것으로 나타난다. 기간B에서 주택가격증가율 변동에 미친 통화정책충격효과의 비중은 24.35%로 기간A에서의 5.08%에 비해 압도적으로 높은 수치를 보인다.

〈표 5〉 예측오차 분산분해

예측시계		Δip	Δcpi	Δhp	hq
기간 A	0	0.00 (0.00, 0.00)	0.00 (0.00, 0.00)	4.39 (0.38, 19.38)	10.45 (0.70, 37.82)
	6	0.25 (0.07, 0.69)	0.31 (0.19, 0.43)	5.04 (0.61, 19.69)	16.47 (5.55, 34.75)
	12	0.25 (0.07, 0.69)	0.31 (0.19, 0.43)	5.08 (0.63, 19.81)	16.53 (5.63, 34.66)
	∞	0.25 (0.07, 0.69)	0.31 (0.19, 0.43)	5.08 (0.63, 19.81)	16.53 (5.63, 34.66)
기간 B	0	0.00 (0.00, 0.00)	0.00 (0.00, 0.00)	20.92 (9.77, 33.43)	6.28 (0.43, 28.93)
	6	0.43 (0.26, 0.59)	0.65 (0.27, 1.10)	24.38 (13.03, 36.52)	15.46 (5.84, 40.99)
	12	0.45 (0.27, 0.61)	0.65 (0.27, 1.10)	24.35 (13.01, 36.49)	16.29 (6.19, 42.30)
	∞	0.45 (0.27, 0.61)	0.65 (0.27, 1.10)	24.35 (13.01, 36.49)	16.87 (6.40, 43.36)

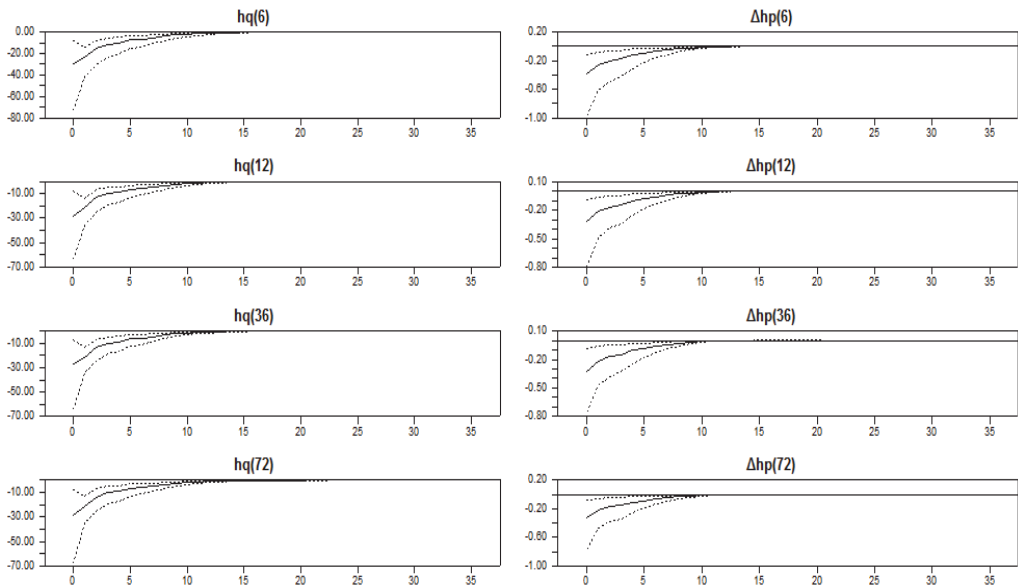
주: ()안에서 앞의 숫자는 14% 분위값, 뒤의 숫자는 86% 분위값임.

22) 이러한 특징은 통화정책충격의 비중이 주택가격변동에서보다는 주택투자변동에서 높게 나타난다는 해외연구결과(Aoki et al., 2004; Jarocinski and Smets, 2008; Iacoviello and Neri, 2010)와 맥락을 같이 하는 것으로 생각된다. 다만, 이러한 특징은 금융위기 기간을 분석기간에 포함하는 경우(기간B)에는 나타나지 않는다.

3. 강건성 분석

앞서의 분석에서 식별을 위한 부호제약기간은 12개월, 통화정책충격 시점에서의 주택대출금리의 최대상승가능값은 0.3%포인트로 제한하였다. 이 절에서는 부호제약기간이나 주택대출금리 최대상승가능값을 변화시킬 때, 그 결과가 어떻게 달라지는가를 주택시장에의 효과를 중심으로 살펴본다. 분석 기간은 금융위기를 제외한 기간A이다.

〈그림 3〉과 〈표 6〉은 부호제약기간이 변화되었을 때의 결과이다. 부호제약기간은 6개월, 12개월, 36개월, 72개월의 4가지 경우를 비교하였다. 부호제약기간이 6개월인 경우, 주택가격에 대한 장기효과가 중앙값 기준으로 -1.45%로 다른 경우에 비해 다소 높다는 것 외에 별다른 차이는 나타나지 않는다. 부호제약기간이 36개월이나 72개월인 경우에는 12개월의 부호제약기간의 경우와 거의 동일한 결과가 나타나고 있다.



주: ()안의 값은 부호제약 기간을 표시함.

〈그림 3〉 부호제약 기간별 충격반응함수

〈표 6〉 부호 제약 기간별 충격반응함수의 값

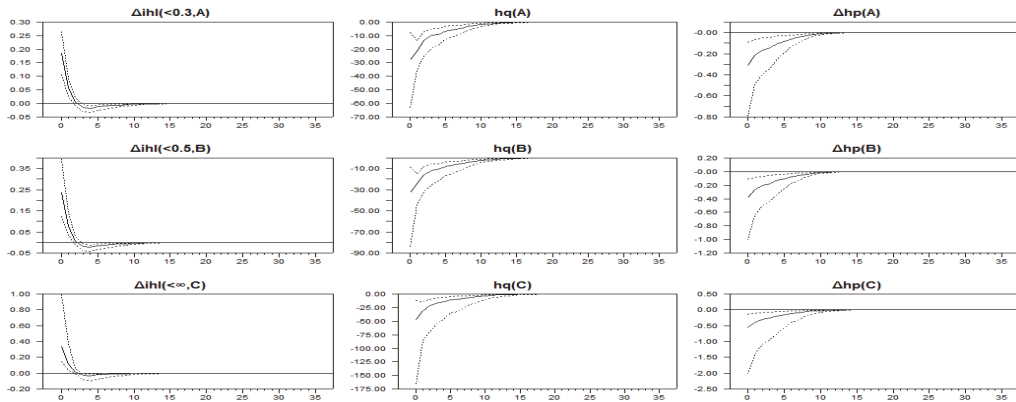
	A(n=6)	B(n=12)	C(n=36)	D(n=72)
$\Delta ih\{0\}$	0.18 (0.10, 0.26)	0.19 (0.10, 0.27)	0.19 (0.10, 0.27)	0.19 (0.11, 0.26)
$hq\{0\}$	-29.62 (-7.66, -73.42)	-28.15 (-7.14, -67.78)	-27.19 (-7.24, -63.94)	-28.32 (-7.41 -67.73)
$\Delta hp\{0\}$	-0.38 (-0.11, -0.97)	-0.33 (-0.09, -0.80)	-0.32 (-0.09, -0.75)	-0.32 (-0.08 -0.76)
$hp\{\infty\}$	-1.45 (-0.52, -3.43)	-1.23 (-0.41, -2.85)	-1.22 (-0.41, -2.70)	-1.24 (-0.40 -2.75)

주: 1) n은 부호 제약기간을 표시함.

2) { }안의 값은 충격발생후의 경과기간을 표시함.

3) ()안에서 앞의 숫자는 14% 분위값이며, 뒤의 숫자는 86% 분위값임.

〈그림 4〉와 〈표 7〉은 주택대출금리 최대상승 가능치를 변화시켰을 때의 결과이다. 그 결과를 정리하면, 첫째, 주택대출금리 최대상승 가능치를 높이는 경우 통화정책충격에 따른 주택대출금리의 변동값 역시 높아지는 결과가 나타나고 있다. 〈표 7〉에서 보는 바와 같이 주택대출금리 최대상승 가능치를 0.3%p로 제한하는 경우 0.25%p의 콜금리 상승은 동기의 주택대출금리를 중앙값 기준으로 0.19%p 상승시키는 효과를 가지며, 최대상승 가능치 제한을 0.5%p로 높이면 주택대출금리는 중앙값 기준으로 0.24%p로 상승, 그리고 최대상승 가능치에 대한 제약이 없는 경우 주택대출금리는 중앙값 기준으로 0.33%p로 상승한다. 둘째, 주택대출금리 최대상승 가능치가 높아지는 경우 통화정책이 주택시장에 미치는 효과 역시 커진다. 최대상승 가능치에 대한 제한이 없는 경우 0.25%p의 콜금리 상승은 중앙값 기준으로 주택거래량을 동기에 47.75% 감소시키고 주택가격을 장기적으로 2.21% 하락시키는 효과를 갖는 것으로 나타나는데, 이러한 수치는 최대상승 가능치를 0.3%p로 제한하는 경우에 비해 현저히 높은 수치이다. 셋째, 부호제약을 통한 충격의 식별에서 주택대출금리 최대 변동폭에 대한 제약이 없는 경우, 충격효과의 범위는 비현실적으로 커지는 현상이 나타날 수 있다. 〈표 7〉에서 보는 바와 같이, 0.25%p의 콜금리 상승 충격이 당기에 86%분위값 기준으로 주택대출금리를 0.99%p 상승시키고 주택거래량을 100% 이상 위축시키는 비현실적인 결과가 나타나고 있다.



〈그림 4〉 대출금리 제약과 충격반응함수

〈표 7〉 대출금리 제약별 충격반응함수의 값

	A($\Delta ih < 0.3\%p$)	B($\Delta ih < 0.5\%p$)	C($\Delta ih < \infty$)
$\Delta ih\{0\}$	0.19 (0.10, 0.27)	0.24 (0.12, 0.40)	0.33 (0.15, 0.99)
$hq\{0\}$	-28.15 (-7.14, -67.78)	-32.62 (-8.71, -84.41)	-47.75 (-11.35, -166.66)
$\Delta hp\{0\}$	-0.33 (-0.09, -0.80)	-0.39 (-0.11, -1.01)	-0.54 (-0.13, -2.03)
$hp\{\infty\}$	-1.23 (-0.41, -2.85)	-1.51 (-0.54, -3.61)	-2.21 (-0.64, -7.87)

주: 1) { }안의 값은 충격발생후의 경과기간을 표시한다.

2) ()안에서 앞의 숫자는 14% 분위값이며, 뒤의 숫자는 86% 분위값이다.

이러한 주택대출금리 최대상승 가능치와 주택시장에의 영향의 관계는 통화정책 효과를 파악함에 있어 주택대출금리의 변동폭이 현실적인 범위 안에서 움직일 수 있도록 충격벡터의 식별조건을 조정하는 것이 필요할 수 있음을 시사한다. 지난 2006년 이후 25차례의 기준금리 조정에서 금리조정 당월에 콜금리는 평균 0.26%p 그리고 주택대출금리는 평균 0.14%p 변동하였음을 감안할 때, 주택대출금리가 중앙값 기준으로 0.19%p 상승하는 0.3%p의 주택대출금리 최대상승 가능치 제약은 0.5%p 제약이나 무제약에 비해 현실성이 높은 것으로 판단된다.

V. 결론

본 연구에서는 베이지안 VAR 모형을 이용하여 통화정책이 주택시장에 미치는 동적 파급 효과를 분석하였다. VAR 모형의 변수로는 콜금리, 주택대출금리, 통화량, 생산, 물가, 주택가격, 주택거래량의 7개 변수를 사용하였으며, 부호 제약·제로 제약·범위 제약의 혼합 제약 방식을 통해 통화정책 충격을 식별하고, 식별 결과를 이용하여 충격반응함수 및 분산 분해 값들을 계산하였다. 분석 기간은 2010년 1월부터 2017년 12월까지이며, 금융위기 기간을 포함한 기간(2006.1~2017.12)에서의 분석 결과도 함께 제시하였다.

분석 결과는 다음의 네 가지로 요약된다. 첫째, 통화정책 충격에 따른 콜금리 상승은 주택가격을 하락시키고 주택거래를 위축시키는 효과를 갖는다. 둘째, 통화정책 충격은 주택가격을 변동시키는 효과보다는 주택거래량을 변동시키는 효과가 더 크다. 셋째, 통화정책이 미치는 영향은 실물시장보다 주택시장에서 높게 나타난다. 넷째, 이러한 세 가지 특징은 금융위기 기간의 포함 여부에 상관없이 나타나는 특징이다. 다만, 금융위기 기간을 포함하는 경우 주택시장에 미치는 통화정책의 효과가 보다 크게 파악되며, 특히 주택가격에 미치는 효과가 금융위기 기간을 포함하지 않은 경우보다 상대적으로 매우 높게 나타난다. 이러한 분석 결과들은 통화정책을 수립·시행함에 있어 경제 환경과 함께 주택시장에 미치는 영향을 보다 세심히 고려할 필요가 있음을 시사한다.

본 연구의 분석 결과는 다음과 같은 점에서 제약을 갖고 있다. 첫째, 해석상의 제약이다. 본 연구에서는 통화정책 효과의 크기를 부호 제약 논문에서 통상적으로 사용하는 중앙값 기준으로 설명하였다. 부호 제약에서는 충격 효과의 크기가 특정한 수치가 아니라 일정한 범위로써 표현되며, 중앙값은 나타낼 수 있는 하나의 가능한 수치에 불과할 수 있다는 점에 주의를 기울일 필요가 있다. 둘째 모형상의 제약이다. 본 연구에서는 주택시장에 초점을 맞추어 이자율 변수로 주택시장과 밀접한 관련이 있는 주택대출금리를 사용하였다. 통화정책이 미치는 효과 면에서 주택시장과 실물시장을 함께 분석하기 위해서는, 실물시장과 연계되어 있는 회사채 수익률 같은 장기금리도 고려할 필요가 있다. 또한 통화정책의 파급 경로를 반영하여 소비자 대출액 같은 변수들을 모형 내에 포함시킨다면, 보다 심도 있는 분석 결과를 얻을 수 있을 것이다.

참고문헌

1. 강희돈, “부동산가격 변동과 통화정책적 대응,” 『조사통계월보』, 7월호, 2006, pp. 23-60.
2. 손종철, “통화정책 및 실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석,” 『경제학연구』, 제58권 제2호, 2010, pp.179-219.
3. 송인호, “주택과 통화정책: DSGE 모형에 의한 한국에서의 안정화 효과 사례,” 『주택연구』, 제24권 제1호, 2016, pp.67-87.
4. 이근영·김남현, “금리와 주택가격,” 『경제학연구』, 제64권 제4호, 2016, pp.45-82.
5. 이영수, “한국의 주택가격과 거시경제: SVAR 분석,” 『부동산학연구』, 제14집 제3호, 2008, pp.129-147.
6. 차경수·황상연, “국내 주택매매가격 변동의 특징과 주요 거시경제변수와의 상호작용,” 『경제분석』, 제19권 제4호, 2013, pp.1-45.
7. 허종만·이영수, “이자율변동의 주택시장 파급효과 분석,” 『부동산분석』, 제4권 제1호, 2018, pp.55-70.
8. Aoki, K., J. Proudman, G. Vlieghe, “House prices, consumption, and monetary policy : a financial accelerator approach,” *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 13, 2004, pp.414-435.
9. Bernanke, B., M. Gertler, S. Gilchrist, “The financial accelerator in a quantitative business cycle framework,” In: Taylor, J. and M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*. North-Holland, 1999.
10. Brissimis, S. and N. Magginas, “Forward-looking information in VAR models and the price puzzle,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, 2006, pp. 1225-1234.
11. Eickmeier, S. and B. Hofmann, “Monetary Policy, Housing Booms and Financial Imbalances,” *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 17, 2013, pp.830-860.
12. Gambacorta, L., B. Hofmann, G. Peersman, “The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 46, No 4, 2014, pp.615-642.
13. Iacoviello, M. and S. Neri, “Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 2, 2010, pp.125-164.

14. Jarocinski, M. and F. R. Smets, "House Prices and the Stance of Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 90, No 4, 2008, pp. 339-65.
15. Litterman, R., "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions: Five Years of Experience," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, No 1, 1986, pp.25-38.
16. Negro, M and C. Otrok, "99 Luftballons: Monetary policy and the house price boom across U.S. states," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 54, 2007, pp.1962-1985.
17. Peersman, G., "Macroeconomic effects of unconventional monetary policy in the euro area," ECB Working Paper, No. 1397. 2011.
18. Robstad, Ø, "House prices, credit and the effect of monetary policy in Norway: evidence from structural VAR models," *Empirical Economics*, Vol. 54, No. 2, 2018, pp.461-483.
19. Sá, F., P. Towbin, and T. Wieladek, "Low Interest rates and Housing Booms: the Role of Capital Inflows, Monetary Policy and Financial Innovation," WP No. 79 in FRB of Dallas, 2011.
20. Smith, A. and G. Roberts, "Bayesian Computation via the Gibbs Sampler and Related Markov Chain Monte Carlo Methods," *Journal of the Royal Statistical Society Series B(Methodological)*, Vol. 55, No. 1, 1993, pp.3-23.
21. Uhlig, H., "What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, No. 2, 2005, pp.381-419.
22. Vargas-Silva, C., "Monetary Policy and the US Housing Market: A VAR Analysis Imposing Sign Restrictions," *Journal of Macroeconomic*, Vol. 30, No. 3, 2008, pp.977-90.
23. Villani, M., "Steady State Priors for Vector Autoregressions," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 24, No. 4, 2009, pp.630-650.

- | |
|---|
| <ul style="list-style-type: none"> • 접수일 2018. 10. 16. • 심사일 2018. 10. 23. • 심사완료일 2019. 01. 25. |
|---|

국문요약

통화정책과 주택시장: 부호제약을 이용한 베이지안 VAR 분석

본 연구에서는 베이지안 VAR 모형을 이용하여 통화정책이 주택시장에 미치는 동적 파급 효과를 분석하였다. VAR 모형의 변수로는 콜금리, 주택대출금리, 통화량, 생산, 물가, 주택가격, 주택거래량의 7개 변수를 사용하였으며, 부호 제약·제로 제약·범위 제약의 혼합 제약 방식을 통해 통화정책 충격을 식별하였다.

분석 결과는 다음의 세 가지로 요약된다. 첫째, 통화정책 충격에 따른 콜금리 상승은 주택가격을 하락시키고 주택거래를 위축시키며, 파급 효과의 크기는 주택가격보다 주택거래량에서 크게 나타난다. 통화정책 충격에 따른 0.25%p의 콜금리 상승은 중앙값 기준으로 주택가격증가율과 주택거래량을 각각 최대 0.33%p와 28.15% 하락시키는 효과를 갖는다. 둘째, 통화정책이 미치는 영향은 실물시장보다 주택시장에서 압도적으로 높게 나타난다. 생산증가율 및 물가상승률 변동에서 통화정책 충격이 차지하는 비중은 중앙값 기준으로 각각 1%에도 미치지 못하나, 주택가격증가율 변동에서는 5.08% 그리고 주택거래량 변동에서는 16.53%로 그 비중이 높다. 셋째, 이러한 두 가지 특징은 금융위기 기간의 포함 여부에 상관없이 나타나는 특징이다. 다만, 금융위기 기간을 포함하는 경우 주택시장에 미치는 통화정책의 효과가 보다 크게 나타나며, 특히 주택가격에 미치는 효과 면에서 금융위기 기간을 포함하지 않은 경우보다 상대적으로 높게 나타나고 있다.