



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사 학위논문

거시건전성정책과 통화정책의
정책효과 분석

-거시경제와 은행지표를 중심으로-

2022년 6월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

윤 동 욱

거시건전성정책과 통화정책의 정책효과 분석

-거시경제와 은행지표를 중심으로-

지도교수 김 소 영

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함

2022년 6월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학전공

윤 동 욱

윤동욱의 석사학위논문을 인준함

2022년 6월

위 원 장 조 성 진 (인)

부위원장 김 소 영 (인)

위 원 이 재 원 (인)

국문초록

본 논문은 Uhlig (2005)의 부호제약 SVAR모형을 채택하여 수요충격, 자본충격, 그리고 통화충격을 식별한다. 내생변수는 9개이며 거시경제지표, 은행대출지표, 은행자본지표로 대별된다. 분석에는 2003년 4분기부터 2021년 1분기까지의 분기자료가 사용되었다.

주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 양의 수요충격이 발생할 경우 실질GDP와 인플레이션은 상승하고 콜금리의 변동은 미미하였다. 거시경제의 수요증가에 따라 은행대출규모는 상승하였고 위험자산의 증가에 대비하기 위해 은행자본규모가 확대되었다. 둘째, 양의 자본충격으로 대변되는 완충자본 적립의무 확대가 시행될 경우 경제 내 신용공급이 감소하였다. 이에 따라 실질GDP와 인플레이션은 감소하였고 콜금리는 증가하였다. 은행은 규제비용을 충족하기 위해 대출감소보다 자본확대에 의존하는 행태를 보였다. 셋째, 음의 통화충격이 발생할 경우 실질GDP와 관련한 퍼즐현상이 발생하였다. 대출규모 측면에서 은행자본경로 및 위험추구경로가 정상적으로 작동하였고, 단기적으로는 위험추구경로가 우세한 것으로 파악되었다. 은행의 대출스프레드는 감소하였다.

본 논문은 거시적 관점의 거시경제지표와 미시적 관점의 은행지표를 고려하여 변수들 간의 동시적, 동태적 인과관계를 파악하였다는 의의가 있다. 이전까지 국내은행들을 대상으로 시행된 분석들은 단일방정식을 이용한 연구가 대부분이었고, SVAR 모형을 이용한 연구 역시 거시경제 지표들에 한정되었다. 이에 본고는 은행지표를 실물과 금융을 연결하는 매개체로 설정하여 충격요인을 식별하였고, 특정 부문에서 발생한 충격이 상호간에 유의한 영향을 미친다는 것을 밝혀냈다.

주요어 : 부호제약 SVAR, 거시건전성정책, 통화정책, 실물경제, 금융시장

학 번 : 2020-27767

목 차

제 1 장 서론	1
제 2 장 선행연구	4
제 3 장 방법론	7
제 1 절 부호제약 SVAR 모형	7
제 2 절 변수 및 데이터	10
제 3 절 충격식별 및 부호제약	13
제 4 장 분석결과	18
제 1 절 수요충격	18
제 2 절 자본충격	19
제 3 절 통화충격	21
제 5 장 결론	24
참고문헌	26
부록	29
Abstract	33

표 목 차

[표 1] 충격식별을 위한 부호제약	16
[표 2] 부호제약과 관련한 선행연구 요약	17

그 립 목 차

[그림 1] 국내 BIS자기자본비율 도입 현황	2
[그림 2] 거시경제지표 추이	11
[그림 3] 은행대출지표 추이	12
[그림 4] 은행자본지표 추이	13
[그림 5] 양의 수요충격에 대한 충격반응	19
[그림 6] 양의 자본충격에 대한 충격반응	21
[그림 7] 음의 통화충격에 대한 충격반응	23

제 1 장 서론

1998년 바젤은행감독위원회(BCBS, Basel Committee on Banking Supervision)에 의해 바젤I이 제정된 이후, 2004년 바젤II의 확정을 거쳐 2010년 바젤III이 도입된다. 바젤III은 바젤II의 세 개의 축(pillars)¹⁾을 중심으로 자본의 질과 양을 강화하고, 유동성규제와 거시건전성(macro-prudential) 감독체계를 도입하여 종합적 감독체계의 역할을 한층 강화하였다. 거시건전성 감독체계의 본질적인 목표는 특정 변수의 위험요인이 시스템 전체로 전이되는 것을 제어하는 것이며 시계열 차원에서 경기순응성(procyclicality) 완화를 위한 완충자본 부과, 예대율 및 레버리지 규제, LTV·DTI·LTI 강화 등이 있고, 횡단면 차원에서 상호연계성(inter-connectedness) 완화를 위한 SIFIs 규제, 익스포저 규제 등이 있다.

본고는 시계열 차원의 거시건전성정책 중 완충자본 규제에 분석의 초점을 맞춘다. 완충자본 규제는 기존의 BIS 최저자기자본비율(CAR, Capital Adequacy Ratio)과는 별도로 자본적립 의무를 부과하는 정책수단으로 경기대응완충자본(CCyB, Countercyclical Capital Buffer), 자본보전완충자본(CCB, Conservation Capital Buffer), 그리고 손실흡수추가자본(ALA, Additional Loss Absorbency)²⁾으로 구성된다.

CCB의 경우 모든 은행들을 대상으로 상시적인 2.5%의 보통주자본(common equity tier 1)을 적립하도록 요구하여 은행의 손실흡수력을 제고한다. ALA 역시 시스템상 중요성(systemic importance)에 따라 각 등급별로 최저 1%에서 최대 3.5%까지, 항시적 보통주자본 적립의무를 부과한다. 반면 CCyB의 경우 금융시장과 금융시스템 상황에 따라 탄력적으로 운용³⁾하며 0-2.5%의 보통주자본 적립의무를 부과한다. 다시 말해

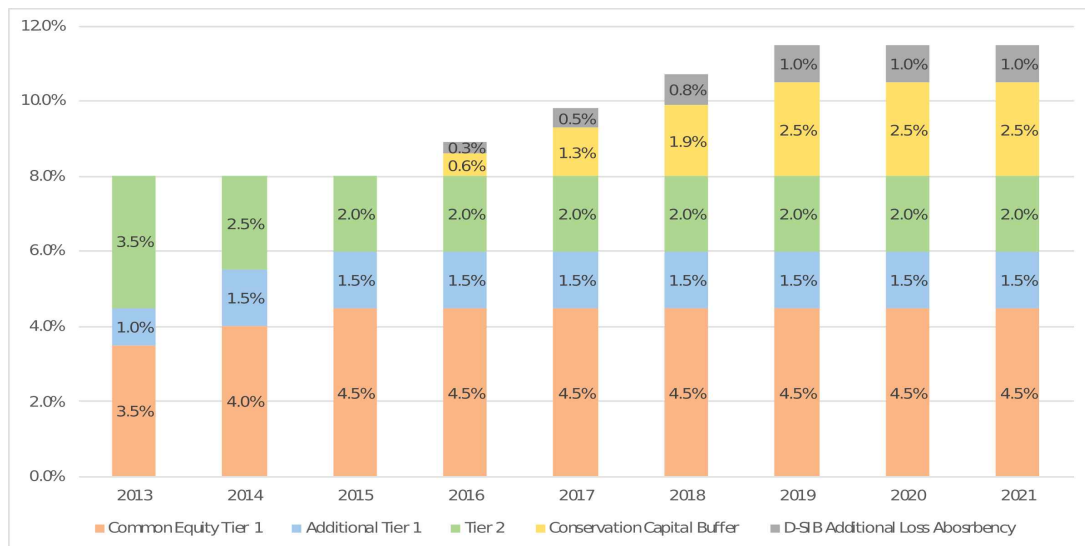
1) 최저자기자본 규제(Minimum Capital Requirements), 감독기능 강화(Supervisory Review), 시장규율 강화(Market Discipline)

2) ECB의 경우 SRB(Systemic Risk Buffer) 등으로 명명하기도 한다.

3) BCBS가 제시한 준칙(rule)과 각국 금융당국의 재량(discretion)을 조화한다.

거시건전성 정책수단으로써 CCyB는 신용순환(credit cycle) 과정에서 과도한 신용팽창(boom)을 억제하고, 은행의 완충자본 적립을 유도하여 신용붕괴(bust)시 발생하는 손실을 감내할 수 있도록 한다(Hanson et al., 2011).

[그림 1] 국내 BIS자기자본비율 도입 현황



자료: 금융감독원

금융측면의 신용순환에 초점을 맞추는 거시건전성정책과 달리 통화정책은 실물측면, 즉 전통적인 경기순환(business cycle)에 중점을 둔다. 경기변동의 원인은 단기적인 총수요 부족, 기술 발전 및 생산성 진보 등이 있고, 통화정책은 재정정책과 더불어 경기변동의 평탄화(smoothing)를 달성하는 안정화정책(stabilization policy)으로 역할을 수행해왔다.

한편 글로벌 금융위기의 발발 이전까지 학계의 주류에서 금융부문의 중요성은 과소평가되어 왔다. 금융부문은 실물부문에 의존하여 변동한다는 의견이 주를 이뤘으며, 장기간의 대완화기(the Great Moderation) 역시 하나의 주요한 원인으로 작용하였다. 아울러 정책당국 역시 실물 측

일례로 신용갭(credit-to-GDP gap)이 준칙지표로 사용되며 자산가격, 금융기관 손익수준 등을 고려하여 완충자본 적립수준을 결정한다.

면의 순환에만 치중하여 금융과열로 인한 불균형을 포착하지 못하였다. 결국 금융위기에서 기인한 경기침체는 막대한 비용을 초래하였다. 이 후 정책시행 과정에서 금융의 중요성은 정당하게 고려되었고, 금융순환에 대응하기 위한 거시건전성정책이 본격적으로 연구되기 시작하였다.

정책 목표와 특성 측면에서 통화정책과 거시건전성정책은 각각 실물 순환과 금융순환 대응에 비교우위를 가지고 있다. 따라서 두 정책은 실질적인 운용에 있어 비교우위가 있는 순환에 대해 각각 대응해야 한다는 것에 공감대가 형성되어 왔다(IMF, 2013). 다만 각각의 정책은 실물과 금융에 모두 영향을 미치며 금융의 지속적인 발달은 이러한 경향을 심화하는 추세를 보이고 있다.

이러한 배경하에 본고는 금융측면의 거시건전성정책과 실물측면의 통화정책의 정책효과를 식별하여 두 정책수단이 한국경제에 미치는 유효성을 검증하고자 한다. 기존의 국내 선행연구의 경우 은행지표와 거시경제 변수의 동시적 상관관계를 모두 고려한 동태적 분석이 매우 적다. 이에 본고는 Uhlig (2005)의 부호제약(sign restrictions)을 부여한 SVAR 모형(Structural Vector Autoregressive model)을 채택하고, 미시적 관점에서 금융부문을 반영하는 은행지표와 거시적 관점에서 실물부문을 반영하는 거시경제지표를 사용하여 분석을 수행한다. 구체적으로 수요충격(demand shock), 자본충격(capital shock), 통화충격(monetary shock)을 식별하여 충격에 따른 내생변수의 변화를 포착하고 정책적 시사점을 도출한다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 관련 선행연구에 관해 개관하고 3장에서는 본 논문에 사용된 방법론, 즉 모형, 데이터, 그리고 충격식별 및 부호제약에 대해 서술한다. 이어 4장에서는 분석결과에 대해 논의하고 마지막 5장에서 결론과 시사점을 정리한다.

제 2 장 선행연구

은행의 자기자본은 대출과 거시경제 상황에 영향을 받는 내생적인 변수이기 때문에 자본변화에 따른 대출경로와 거시경제지표의 변동을 식별하는 것에는 많은 어려움이 따른다. 이러한 어려움을 극복하기 위한 선행연구⁴⁾들의 접근 방법은 크게 세 가지 갈래로 나눌 수 있다. 첫째, 은행자본에 직접적인 영향을 미치는 충격 자체를 분리하여 식별하는 방법이다. 둘째, 은행자본에 대한 규제, 즉 CAR 등의 변동에 의해 야기된 충격을 분석하는 것이다. 셋째, VAR모형 등의 시계열 모형을 이용하여 변수들의 내생적인 변화를 식별하는 방법이다.

첫 번째 접근방법은 가장 광범위하게 이루어지는 방식으로, 대개 특정 사건이나 경제적 상황이 은행의 자본에 미치는 영향을 분석한다. 이에 대한 선구적인 연구로서 Bernanke et al. (1991)이 있다. 동 연구에 따르면 부동산 거품붕괴로부터 기인한 은행의 자기자본의 부족은 1990년대 초 미국 금융시장 내에서 발생한 신용경색(credit crunch)의 주원인 중 하나로 작용하였다.

Peek and Rosengren (1997)은 미국 내 일본은행에 초점을 맞춰 은행의 자본충격에 의한 대출규모 변동규모를 식별하였다. 구체적으로 1990년대 초, 일본 주식시장(Nikkei) 급락에 의해 유발된 모기업에 대한 자본충격은 미국 내 일본은행 지점의 비금융기업에 대한 대출규모 감소로 이어졌다는 것을 밝혀냈다.

Cetorelli and Goldberg (2012)는 대침체(the Great Recession) 기간 중 미국 내에 위치한 외국은행의 대출변동을 식별하였다. 은행자본의 대리 변수로써 ABCP-익스포저(asset-backed commercial paper exposure)을 사용하여 Peek and Rosengren (1997)의 연구결과를 재확인하고, 지

4) 본 장에서는 자본충격과 관련한 선행연구를 서술한다. 부호제약과 관련한 구체적인 연구는 제3장 제3절에서 서술한다.

점의 규모가 작아질수록 대출이 더 크게 감소한다는 사실을 밝혀냈다.

자본충격을 식별하기 위한 두 번째 접근은 자기자본에 대한 규제, 즉 CAR의 변화에 따른 은행의 대출행태를 분석하는 것이다. 은행의 자본적립 수준을 높이는 규제충격은 은행자본에 대한 직접적인 충격이며 이는 곧 대출규모와 거시경제 지표들에 영향을 미친다. 따라서 이러한 인위적인 충격의 부정적 영향을 최소화하기 위해 다양한 사전적 예측과 사후적 검증이 수행된다.

대표적인 사전적 예측으로 각국 금융당국에 의해 수행되는 스트레스 테스트(STARSII(한국)·STAMPE(EU))와 국제기구(BIS·IMF) 등에 의한 사전적 분석이 있다. 전자의 경우 시나리오 분석(scenario analysis) 등을 통해 은행의 자본적정성을 주기적으로 확인하여 은행의 손실복원력을 제고하는 것을 주목적으로 한다. 후자의 경우 바젤III 도입과 같은 대대적인 변화에 앞서 시행되며 MAG (2010)와 BCBS (2010)가 대표적이다. MAG (2010)에 의하면 CAR을 4년에 걸쳐 1%p 증가시킬 경우 금리스프레드는 15bp가 증가하고 대출규모는 1.5%p가 감소한다. BCBS (2010)의 추정도 유사한 결과를 보여주는데 1%p의 자본증가는 장기적으로 13bp의 금리스프레드 상승을 유발하였다.

한편 사후적 데이터를 이용한 분석으로 Peek and Rosengren (1995)이 있다. 1990년대 초 미국 내 뉴잉글랜드 지역에서 은행 자본규제의 강화는 은행의 자본경색(capital crunch)를 유발하였다. Woo (2003)는 일본의 은행 데이터를 이용하여 Peek and Rosengren (1995)이 주장한 자본경색 가설을 검증하였는데 1990년 말 은행을 대상으로 한 제약이 유발하는 일본은행의 대출감소를 식별하였다. 이외에도 영국 내 은행들에 부과되는 시변적(time-varying) 자본규제에 대한 분석이 이루어지기도 하였는데 Francis and Osborne (2009), Aiyar et al. (2012)이 대표적이다. 동 연구들에 의하면 은행에 대한 자본규제의 강화는 대출규모와 위험가중자산(risk-weighted asset)을 축소시키는 효과를 갖는다.

상술한 선행연구들의 한계점은 특정적이고 일회적인 사건에 초점을 맞춘다는 것과 은행 변수들과 거시경제 변수들 간의 상호작용을 간과한

다는 것이다. 동 연구들은 주로 단일방정식을 설정하는데 이는 곧 분석 대상이 되는 변수 이외에 요인들을 외생적으로 가정하는 것을 의미하고, 만약 내생성(endogeneity) 문제가 존재할 경우 잘못된 추정으로 이어질 가능성이 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해 VAR 모형과 같은 동태적 모형을 이용하는 것이 자본충격을 식별하기 위한 세 번째 접근방식이다.

Lown and Morgan (2006)은 VAR 모형을 통해 1990-2000년대 미국 내 자기자본비율 충격으로 인한 은행의 대출규모 감소를 분석하였다. 분석에는 CAR 등의 내생변수가 포함되었고, 구조적 충격은 콜레스키 분해(cholesky decomposition)에 기반하여 식별되었다. 한편 Berrospide and Edge (2010)은 상반되는 결과를 도출해냈다. 미국 내 대형 은행지주회사의 자료를 VAR 모형으로 분석한 결과, CAR에 대한 충격이 은행의 대출에 미치는 영향은 상대적으로 크지 않고 오히려 경제활동, 거시경제의 불확실성 등과 같은 요인에 중요한 역할을 미친다는 것을 밝혀냈다.

Noss and Toffano (2016)은 부호제약 SVAR 모형을 이용하여 영국 내 은행들을 대상으로 시행되는 총액자본규제(aggregate capital ratio)의 영향을 추정하였고 총액자본규제의 강화는 대출수준의 감소를 유발한다는 것을 식별하였다. Kanngiesser et al. (2017)은 유로지역 내 은행들의 데이터와 부호제약 SVAR 모형을 이용하여 수요충격과 자본충격이 유로지역의 거시경제지표와 은행대출지표에 미치는 영향을 분석하였다.

자기자본비율과 대출규모에 관한 국내연구로는 이병근, 황상원 (2009)과 오현탁, 최석규 (2009)가 있다. 이병근, 황상원 (2009)는 은행의 의사결정이 기존 주주들의 이익에 따라 이루어지는 상황에서, CAR의 강화는 은행대출 축소로 이어진다는 것을 밝혀냈다. 오현탁, 최석규 (2009)에 따르면 CAR이 더욱 강화된 2002년 이후, 자기자본과 가계대출 및 기업대출의 동조화 현상은 심화하였으며 이는 금융시장의 신용경색에 일정부분 영향을 미친 것으로 나타났다.

제 3 장 방법론

제 1 절 부호제약 SVAR 모형

본 논문은 충격요인이 거시경제지표와 은행변수에 미치는 영향을 분석하기 위해 Uhlig (2005)의 부호제약 SVAR 모형을 채택한다. VAR 모형은 다변량 자기회귀모형과 다중방정식을 기반으로 내생성 문제를 해결하고, 변수들의 동시적, 동태적 인과관계를 파악한다. 또한 분석결과를 기반으로 충격반응분석(impulse response analysis)을 실시하여 변수의 반응, 충격의 지속성 등을 식별할 수 있다는 장점을 가진다.

VAR 모형의 사용에는 필연적으로 식별(identification)의 문제가 발생한다. 경제이론 또는 가설에 기반을 둔 구조적 형태(structural form)의 VAR 모형을 직접 추정할 경우 내생성 문제가 발생하게 되고 유의미한 추정이 불가능해진다. 따라서 구조적 형태의 기존 VAR 모형을 축약형(reduced form)으로 변환하여 파라미터 값을 구한 뒤, 원래의 모형으로 환원하는 작업이 필요하다. 이러한 환원 과정에서 적절한 제약이 요구되는데, 대표적으로 출레스키 분해를 이용한 Sims (1980)의 순차적 모형(recursive model)이 있다. 이외에도 VMA(vector moving average)을 이용하거나 장·단기제약을 동시에 부여하는 등의 기법들이 사용되어 왔다.

동 모형들은 다양한 연구에서 사용되고 그 유용성을 인정받아 왔으나, 엄밀한 경제이론 또는 자명한 인과관계와 상반되는 결과를 도출하는 문제를 야기하였다. 구조적 모형을 통해 긴축적 통화충격 분석할 경우 오히려 물가가 상승하는 물가 퍼즐(price puzzle)이 발생하거나, 확장적 통화충격 상황에서 이자율이 증가하는 유동성 퍼즐(liquidity puzzle) 등이 그 예시이다. 이러한 한계를 극복하기 위해 Uhlig (2005)은 반응함수에 대해 부호제약을 도입하였다. 구체적으로 물가와 이자율에 대해서 비양(non-positive)제약을 부여하는 반면, 주 관심변수인 실질GDP에 대해서

는 제약을 부여하지 않고 충격을 식별하여 유의미한 통계적 결과를 성공적으로 도출해냈다.

부등호제약으로부터 충격벡터(impulse vector)를 도출하는 부호제약 방법론은 특성상 비적도식별(non-exact identification) 문제를 발생시킬 수 있고, OLS 추정 과정에서 표본화 불확실성(sampling uncertainty)이 존재할 수 있다(Uhlig, 2005). 이를 극복하기 위해 부호제약 모형은 베이지안 기법(bayesian technique)을 이용한다. 아울러 베이지안 기법은 상대적으로 많은 수의 변수와 적은 수의 표본이 주어질 때 발생하는 소표본 편향(small sample bias) 문제를 배제할 수 있고, 시계열 자료의 단위근(unit root)이나 공적분(cointegration) 관계에 영향을 받지 않아 강건성(robustness) 측면에서도 우수하다는 장점을 지닌다. 이하의 구체적인 모형 설명은 대부분 Uhlig (2005)에 의존한다.

추정을 위한 구조적 VAR 모형은 다음과 같다.

$$AY_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_l Y_{t-l} + \epsilon_t, \quad t = 1, 2 \dots T$$

Y_t 는 $n \times 1$ 내생변수벡터(endogenous variable vector)이며, ϵ_t 는 $n \times 1$ 잔차벡터(residual vector)이다. A 와 B 는 각각의 변수에 대한 $n \times n$ 계수행렬(coefficient matrix)이다. 이 때 ϵ_t 는 $E(\epsilon_t) = 0$, $E(\epsilon_t \epsilon_t') = I$ 의 성질을 갖는 구조충격벡터(structural shock vector)의 역할을 한다.

구조적 VAR 모형을 추정하기 위해 축약형 VAR 모형으로 변환할 필요가 있다. 이를 위해 구조적 VAR 모형의 양변에 A^{-1} 을 곱한 뒤 축약형 VAR 모형으로 나타낸다.

$$Y_t = C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + \dots + C_l Y_{t-l} + e_t, \quad t = 1, 2 \dots T$$

C 는 $n \times n$ 계수행렬이고, e_t 는 $E(e_t) = 0$, $E(e_t e_t') = \Sigma$ 의 성질을 가지는 잔차벡터이다. 이 때 $C = A^{-1}B$, $e_t = A^{-1}\epsilon_t$ 의 관계가 성립한다.

Uhlig (2005)의 가정에 따라 $AA' = \Sigma$ 을 만족하는 A 를 정의할 때 A 의 열(column) a 를 충격벡터(impulse vector)로 정의한다. 이 때 a 는 Σ 의 출레스키 분해인 \tilde{A} ⁵⁾와 n 차 단위벡터(unit vector) α 에 의해 $a = \Sigma\alpha$ 로 변환될 수 있다. 이를 통해 a 에 대한 충격반응함수(impulse response function)을 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$r_a(k) = \sum_{i=1}^n \alpha_i r_i(k)$$

이 때 $r_i(k) (\in R^n)$ 은 Σ 의 출레스키 분해에 대해 i 번째 변수에 대한 k 번째 충격반응이며, 이와 같은 충격반응에 적절한 부호제약을 부여해 충격을 식별하는 것이 부호제약 방법론의 핵심이다.

본 논문에서 사용하는 베이지안 기법은 Uhlig (2005)의 순수 부호제약 접근(pure-sign-restriction approach)을 수행하기 위해 사용된다. 우선 $\Omega(B, \Sigma, K)$ 을 모든 충격벡터들의 집합으로 가정하고, $\tilde{A}(\Sigma)$ 을 출레스키 분해의 하방삼각행렬(lower triangular matrix)로 정의한다. 그리고 P_n, φ_n 를 각각 $n \times n$ 양정부호행렬(positive-definite matrix)의 공간(space)과 R^n 내의 단위구(unit sphere)⁶⁾로 가정한다. 한편 파라미터 (B, Σ, α) 는 $R^{l \times n \times n} \times P_n \times \varphi_n$ 의 사전분포(prior distribution)로부터 도출할 수 있다. 이 때 사전분포는 (B, Σ) 내의 Normal-Wishart분포에 비례한다. 즉 사전분포는 Normal-Wishart분포에 $\tilde{A}(\Sigma)\alpha \in \Omega(B, \Sigma, K)$ 의 지시변수(indicator variable)를 곱한 값에 비례⁷⁾하며, 사후분포(posterior distribution)는 Normal-Wishart분포에 지시변수를 곱한 값으로부터 도출된다.

이러한 가정하에서 통계적 추론을 위한 알고리즘(algorithm)은 다음과 같이 수행된다.

5) $\tilde{A}\tilde{A}' = \Sigma$ 으로 나타낼 수 있다.

6) $\varphi_n = \{\alpha \in R^n : \|\alpha\| = 1\}$

7) $a = \Sigma\alpha$ 이 $\alpha \in \Omega(B, \Sigma, K)$ 를 만족하면 비례하고, 그렇지 않으면 0이다.

1. 파라미터 (B, Σ) 을 사후분포인 Normal-Wishart분포로부터 뽑고, 동시에 사후분포인 균일분포(uniform distribution)로부터 α 를 추출하여 충격벡터 a 를 구성한다.
2. $k=0, 1, \dots, K$ 기간 동안의 내생변수 i 에 대한 충격반응 $r_{k,i}$ 를 구한다.
3. 모든 충격반응함수가 부호제약을 만족할 경우 계속적으로 추출한다. 만약 만족하지 못할 경우 충격반응함수를 버린다. 목표한 충격반응함수의 개수⁸⁾를 얻을 때까지 이러한 과정을 반복한다.
4. 추출한 결과를 이용하여 통계량을 계산한다.

제 2 절 변수 및 데이터

본 논문은 Kanngiesser et al. (2017)에서 사용된 내생변수들을 채택한다. 내생변수는 총 9개이며 변수의 범주는 크게 거시경제지표, 은행대출지표, 은행자본지표로 분류된다. 분석에 사용된 데이터는 모두 분기자료(quarterly data)⁹⁾이며 2003년 4분기부터 2021년 1분기까지 총 70분기의 시계열 자료로 구성된다.

첫 번째 범주인 거시경제지표에는 실질GDP, 인플레이션, 그리고 콜금리가 포함된다. 실질GDP와 인플레이션은 경제활동(economic activity) 및 물가변동을 나타내는 전통적인 거시경제지표이고, 콜금리는 물가안정을 위한 중앙은행의 운용목표이기 때문에 다른 거시경제지표에 비해 중요성이 월등하다. 또한 동 지표들은 여러 선행연구에서 거시경제를 묘사하고 경제적 후생을 측정하는 지표로써 꾸준히 검증되어 왔으므로 본 논문에서도 거시경제의 변동을 식별하기 위한 지표로써 채택한다.

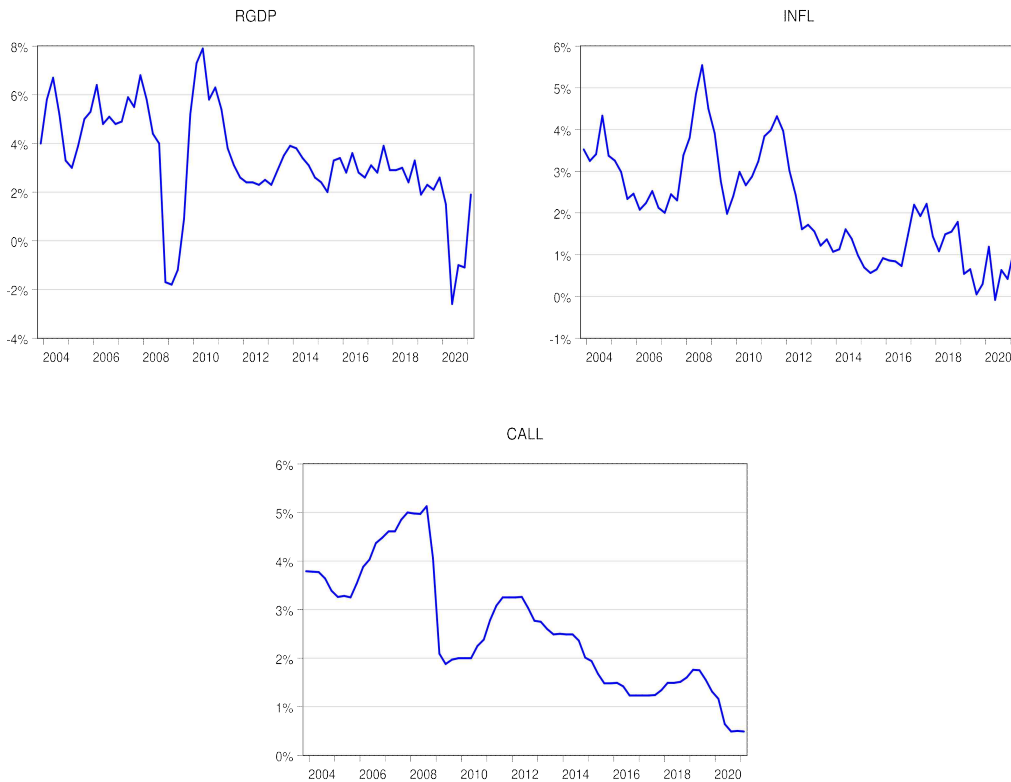
실질GDP 증가율(RGDP)은 전년 동기 대비로 계산된 성장변수(growth variable)이다. 인플레이션율(INFL)은 한국은행이 정책목표로 채택한 소비자물가지수(CPI)를 전년 동기 대비로 계산한 로그차분변수(log differ-

8) 본 논문은 10000개의 충격반응함수를 추출한다.

9) 분기자료인 점과 정책시차를 고려하여 모형의 시차(lag)를 4로 설정한다.

ence variable)이며, 콜금리(CALL)는 1일물 평균값으로 계산한 수준변수(level variable)이다. 모든 지표의 출처는 ECOS(한국은행 경제통계시스템)이다.

[그림 2] 거시경제지표 추이

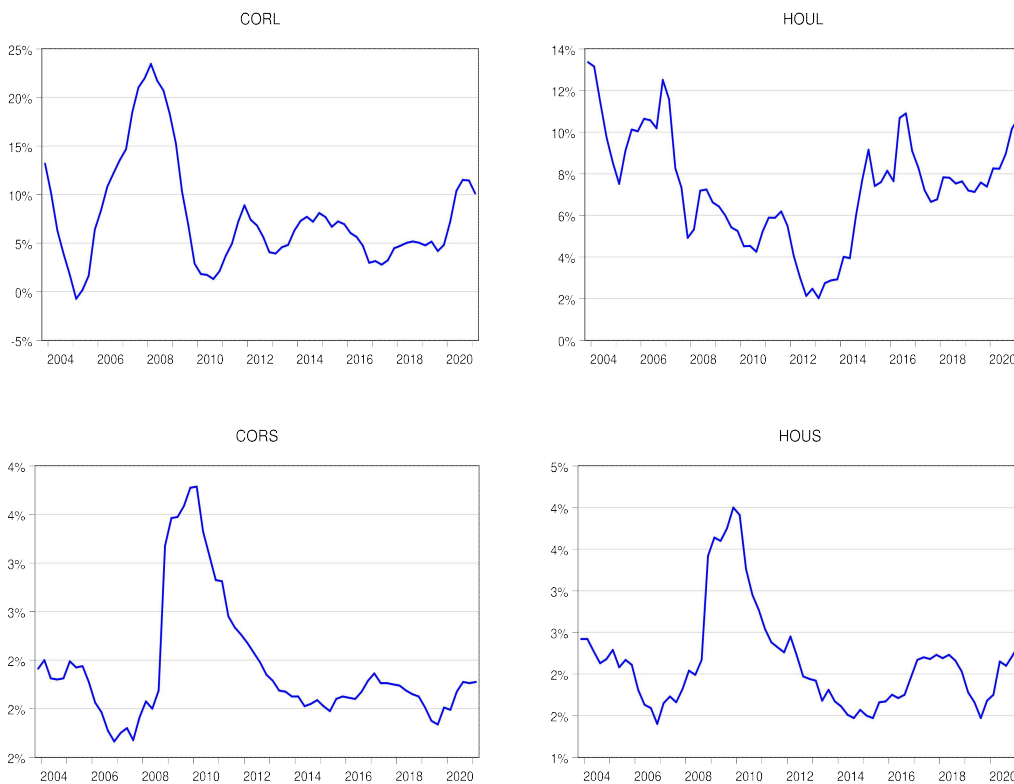


수요충격 및 자본충격이 전통적인 거시경제지표와 은행대출의 상호작용에 미치는 영향을 분석하기 위해 은행대출지표를 도입한다. 양적변수인 대출규모의 경우 예금은행의 대출로 한정하였는데, CAR과 CCyB의 주 적용대상이 예금은행이라는 점, 간접금융의 상당 부분을 예금은행이 차지한다는 점 등을 고려하였기 때문이다. 또한 대출부문에서 가계와 기업을 구분하여 계산하였으며, 이를 통해 경제주체별 대출규모의 변동을 파악할 수 있다. 한편 본 논문에서는 Noss and Toffano (2016) 등의 선행연구와 달리 대출스프레드를 명시적으로 도입하여 분석한다. 대출스프레드는 은행의 가중평균금리와 무위험 지표금리인 콜금리의 차이로 계산

되기 때문에 은행의 위험성향과 통화정책의 효과를 동시에 반영할 수 있다.

기업대출 증가율(CORL)과 가계대출 증가율(HOUL)은 예금은행의 대출 규모로 계산되었고, 전년 동기 대비 증가율로 로그차분변수이다. 기업대출 스프레드(CORS)와 가계대출 스프레드(HOUS) 계산에 이용되는 가중 평균금리는 연리 신규취급액기준으로 측정한 수준변수이다. 모든 지표의 출처는 ECOS이다.

[그림 3] 은행대출지표 추이

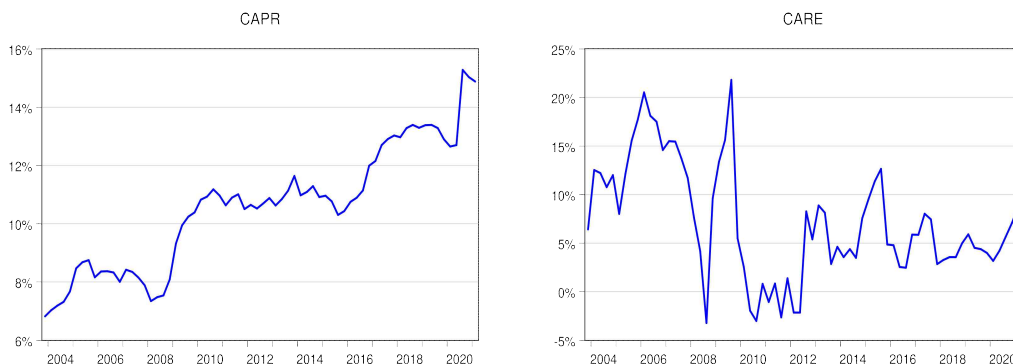


은행자본에 대한 직접적인 충격을 분석하기 위해 은행자본지표로써 자기자본비율과 자본준비금 증가율을 내생변수로 도입한다. 본 논문에서 채택한 자기자본비율은 기본자본(tier 1)을 통해 계산한다. 기본자본은 바젤III 이전에 제시된 개념이기 때문에 바젤III 이후 도입된 보통주자본

과의 직접적인 비교는 불가능하다. 그러나 보통주자본을 포괄하는 총자본이라는 점, 보다 긴 시계열을 통해 장기적 시계에서의 분석이 가능하다는 점, 그리고 표본수의 증가를 통해 통계적 효율성(efficiency)을 제고할 수 있다는 점 등을 고려하여 보통주자본 대신 기본자본을 도입한다. 한편 자본준비금(capital reserve)은 상업은행의 대차대조표 상에서 자본(equity)으로 기록되며, 자본손실 등의 우발적 상황에서 완충 역할을 수행¹⁰⁾한다. 따라서 은행의 복원력을 보여주는 지표로 활용할 수 있다.

자기자본비율(CAPR)은 일반은행(시중은행 6개·지방은행 6개) 12개와 특수은행 5개의 중위값(median)으로 계산¹¹⁾한 수준변수이며 출처는 FISIS(금융감독원 금융통계정보시스템)이다. 자본준비금 증가율(CARE)은 국내은행(일반은행·특수은행)의 자본준비금 총합을 전년 동기 대비로 로그차분한 변수이다. 출처는 BSS(은행연합회 은행통계정보시스템)이다.

[그림 4] 은행자본지표 추이



제 3 절 충격식별 및 부호제약

부호제약 SVAR 모형은 변수의 순서(ordering)에 영향을 받지 않고

- 10) 예상치 못한 손실을 의미한다. 예상된 손실의 경우, 정상-요주의-고정-회수 의문-추정손실로 분류하고 대손충당금을 사전에 적립하여 손실에 대비한다.
 11) 인터넷 전문은행의 경우 2017년 2분기부터 CAR과 관련한 데이터가 존재하기 때문에 자료의 일관성을 위해 제외하였다.

선행연구, DSGE(Dynamic Stochastic General Equilibrium) 모형 등으로 부터 추정된 결과를 반영하여 유의미한 결과를 도출할 수 있는 이점을 갖는다. 본 연구 역시 미시적 기초(micro-foundations)에 근거한 연역적 모형과 선행연구의 실증적 결과를 반영하여 부호제약을 설정한다.

본 논문은 각 충격요인을 효과적으로 식별하기 위해 개별충격(partial shock)을 분리하여 추정한다. 왜냐하면 다수의 충격(multiple shock)을 부호제약 모형으로 식별하는 것에 본질적인 어려움이 존재하기 때문이다. Fry and Pagan(2011)에 따르면 많은 선행연구에서 부호제약 SVAR 모형을 통해 다중충격을 식별하고자 하였으나 대부분 목표를 달성하지 못하였다¹²⁾. 그러므로 본 연구 역시 추정의 강건성을 위해 각각의 충격요인을 개별적으로 분석한다.

첫 번째, 수요증가로 인한 충격이 발생할 경우 실질GDP와 인플레이션 증가가 발생한다(Straub and Peersman, 2006; Gambetti and Musso, 2012; 이정익, 2012). 중앙은행은 양의 수요충격에 대응하기 위해 긴축 통화정책을 수행한다고 가정하는 것이 일반적이지만, 대침체 및 대봉쇄(the Great Lockdown) 기간 동안 주요국의 정책금리가 영의 하한(zero lower bound)에 다다랐다는 점을 고려하여 Kanngiesser et al., (2017)과 마찬가지로 콜금리에 제약을 부여하지 않는다¹³⁾.

가계 및 기업대출에는 양의 제약을 부여(Gambetti and Musso, 2012) 하는 반면, 대출스프레드에는 제약을 부여하지 않는다. 긍정적 수요충격에서 기인한 가격 및 수량효과는 대출수요를 증가시켜 스프레드를 상승시키지만, 다른 한편으로는 신용위험경로(credit risk channel)¹⁴⁾가 작용하여 스프레드가 감소하기 때문이다. 한편 대출규모의 증가는 위험가중 자산의 증가를 초래하며 이에 따라 은행은 비상시 복원력을 제고하기 위해 자본규모를 확대시킨다. 따라서 자본준비금 증가율에 대해 양의 제약

12) 별개의 충격요인이 동일한 부호제약으로 나타나는 등의 한계에서 기인한다.

13) 한국의 경우 직접적인 영의 하한을 겪지 않았으나 국제금리에 영향을 받는 소규모 개방경제라는 특징을 고려하면 실효 하한(effective lower bound)에 도달했다고 볼 수 있다.

14) 은행이 평가하는 차입자 위험이 감소하고, 이에 따라 대출금리가 하락한다.

을 부과한다. 그러나 자기자본비율에는 특별한 제약을 가하지 않는데, 자기자본규모 및 위험가중자산의 증가규모에 불확실성이 존재¹⁵⁾하기 때문이다.

두 번째, 자기자본비율에 대한 외생적 충격을 정책당국의 거시건전성 정책수단의 대리변수로 간주¹⁶⁾하고 동 비율의 상승이 미치는 영향을 분석한다. 우선 거시경제지표의 식별을 위해 Gerali et al. (2010)에서 제시된 제약을 채택하여 실질GDP와 인플레이션에 음의 제약을 부과한다. 콜금리의 경우 수요충격과 동일하게 특별한 제약을 부여하지 않는다.

은행대출지표 측면에서 Kanngiesser et al. (2017)의 가정을 수용하여 양의 자본충격이 음의 대출충격과 같은 효과를 가진다고 가정한다. 동 가정하에 관련 선행연구(Bassett et al., 2014; de Nicolo and Lucchetta, 2011; Gambetti and Musso, 2016; Mumtaz et al., 2015; Hristov et al., 2011)를 토대로 대출지표와 관련한 부호제약을 도출할 수 있다. 음의 대출충격이 발생할 경우 대출규모 감소와 대출금리 상승이 유발되어 결과적으로 대출스프레드가 상승하게 된다. 따라서 양의 자본충격이 주어질 경우 음의 대출규모와 양의 스프레드가 도출된다. 한편 은행은 자기자본비율을 충족하기 위해 자본준비금을 증가시키고 위험가중자산을 감소시킨다. 따라서 자본준비금 증가율에 양의 부호제약을 설정한다.

세 번째, 통화정책이 실물과 금융에 미치는 영향을 파악하기 위해 긴축적 통화정책을 가정한다. 전통적 선행연구에 따라 긴축적 통화정책은 콜금리의 증가와 음의 인플레이션을 유발하는 것으로 상정하고, 경제활동에 미치는 영향을 파악하기 위해 실질GDP에 대한 제약은 제거한다.

통화정책에 의해 유발된 대출규모 변동은 은행대출경로(bank lending channel)와 은행자본경로(bank capital channel)를 통해 파악¹⁷⁾할 수 있

15) 자기자본비율 = $\frac{\text{자기자본}}{\text{위험가중자산}}$ 에서 분모와 분자가 모두 상승한다.

16) CCyB의 적립이 보통주자본으로 한정된다는 것을 고려하면, 양의 자본충격은 완충자본 적립의무 확대로 파악할 수 있다.

17) 기존의 화폐중시견해(money view)에서 벗어난 신용중시견해(credit view)이며, 신용중시견해는 광의의 경로인 대차대조표경로(balance-sheet channel)와 협의의 경로인 은행기반경로(bank-base channel)로 구분된다. 본 논문에서

다. 두 경로에 따르면 기준금리가 상승할 경우 대출규모는 감소하고, 따라서 긴축적 통화정책의 시행은 음의 대출규모를 부과한다. 이 때 대출 스프레드에는 제약을 부과하지 않는데 콜금리 인상에 따른 직접적 효과와 가중평균금리에 대한 간접적 효과가 상충하기 때문이다. 한편, 통화충격에 따른 자기자본비율의 변화는 은행자본경로와 위험추구경로(risk-taking channel)를 통해 파악할 수 있다. 전자와 관련한 주요연구로 Van den Heuvel (2002)이 있는데 정책금리 인상은 예대금리 축소 및 은행 수익성 감소를 초래하고 이는 곧 은행자본의 감소로 이어진다. 결국 자기자본비율은 하락¹⁸⁾한다. 후자의 경우 Borio and Zhu (2012)가 주장한 것으로 정책금리의 변동이 은행의 위험선호에 영향을 주어 대출행태에 변화를 유발하는 경로를 의미한다. 동 경로에 따르면 금리가 상승하면 은행은 수익을 창출하기 위한 위험추구행위가 위축되고 위험가중자산은 감소한다. 결국 두 경로를 고려하면 통화정책이 자기자본비율에 미치는 영향을 특정할 수 없으므로 자기자본비율에는 제약을 부과하지 않는다. 마지막으로 자본준비금 증가율의 경우 은행자본경로를 고려하여 음의 제약을 부여한다.

[표 1] 충격식별을 위한 부호제약

	RGDP	INFL	CALL	CORL	HOUL	CORS	HOUS	CAPR	CARE
수요 충격	+	+		+	+				+
자본 충격	-	-		-	-	+	+	+	+
통화 정책		-	+	-	-				-

주: 각각 양의 수요충격, 양의 자본충격, 음의 통화충격을 가정한다.

서는 은행기반경로를 구성하는 대출경로와 자본경로에 초점을 맞춘다.
 18) 은행자본경로 메커니즘의 마지막 단계는 자기자본비율 하락으로 인한 대출 규모 감소이다.

[표 2] 부호제약과 관련한 선행연구 요약

저자	방법론	연구내용	부호제약
이정익 (2012)	SVAR	영구적 공급충격과 일시적 수요 충격을 통해 한국의 GDP와 인플레이션의 변동을 식별	RGDP(+) \cdot INFL(+)
Straub & Peersman (2006)	부호제약 SVAR	미국, 유럽 내의 거시경제적 충격 (통화정책, 정부지출 등)을 식별 하고, NK-DSGE 모형을 검증	RGDP(+) \cdot INFL(+)
Gambetti & Musso (2017)	TVP-VAR	대출충격이 미국, 유럽, 영국 내 의 경제활동, 인플레이션, 신용시 장에 미치는 영향 분석	RGDP(+) \cdot INFL(+) CORL(+) \cdot HOUL(+) CORL(-) \cdot HOUL(-) CORS(+) \cdot HOUS(+)
Hristov et al. (2012)	부호제약 Panel VAR	글로벌 금융위기 당시 유럽의 대 출충격을 국가 간의 이질성(충격 규모·시점)에 초점을 맞춰 분석	INFL(+) \cdot RGDP(+) CORL(-) \cdot HOUL(-) CORS(+) \cdot HOUS(+)
De Nicolo & Lucchetta (2010)	FAVAR	실물경제와 금융의 시스템 위험 측정을 위한 동적 모형 구성과 V AR을 이용한 스트레스 테스트	CORL(-) \cdot HOUL(-) CORS(+) \cdot HOUS(+)
Bassett et al. (2014)	VAR	“changes in lending standards” 이라는 새로운 신용공급 지표를 구성하여 대출변동 식별	CORS(-) \cdot HOUS(-) CORL(+) \cdot HOUL(+)
Mumtaz et al. (2018)	SVAR	몬테카를로 실험법을 이용하여 5가지 SVAR모형의 적합성 확 인, 미국 내 신용공급 충격 식별	RGDP(-) \cdot INFL(-) CORL(-) \cdot HOUL(-) CORS(+) \cdot HOUS(+)
Gerali et al. (2010)	DSGE	은행부문의 불완전경쟁과 금융 마찰을 포함한 모형을 통해 자 본충격을 식별	RGDP(-) \cdot INFL(-) CORL(-) \cdot HOUL(-) CORS(+) \cdot HOUS(+)

주: 수요충격은 검은글꼴, 자본충격은 빨간글꼴, 통화충격은 파란글꼴로 표시

제 4 장 분석결과

제 1 절 수요충격

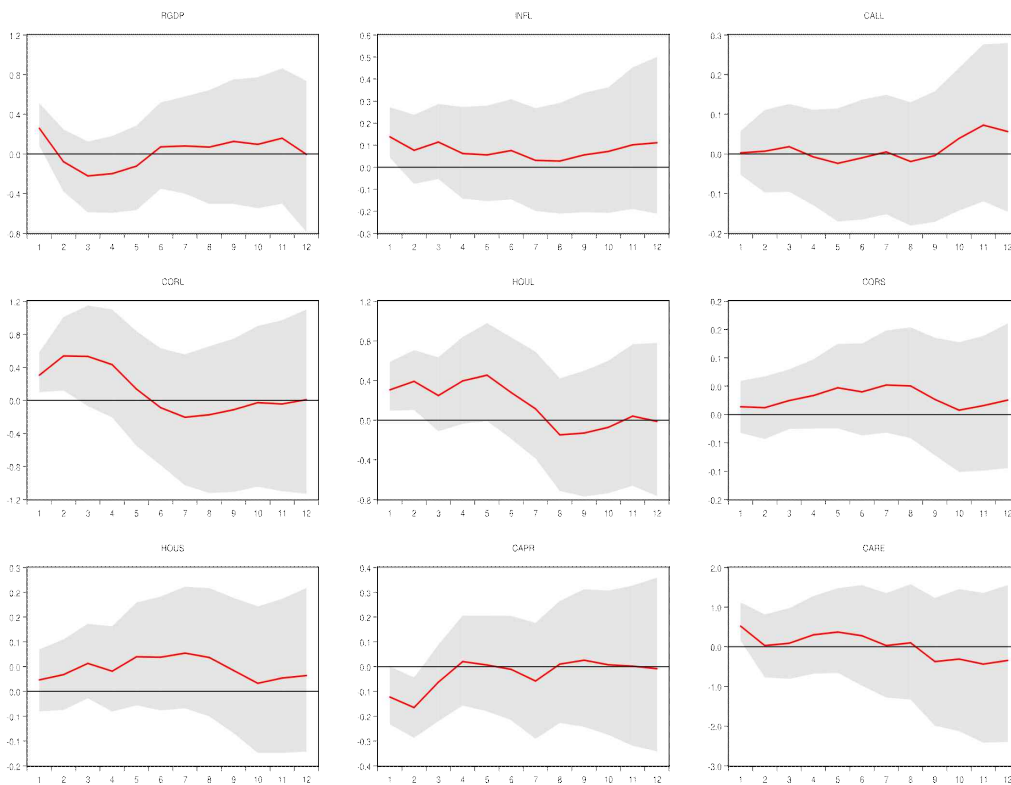
[그림 5]는 양의 수요충격이 발생할 경우 발생하는 내생변수들의 변동을 나타낸다. 우선 거시경제지표 측면에서 경제활동을 나타내는 실질 GDP 증가율은 0.27%p가 즉각 상승하였고, 실물경제의 일시적인 부양에 따라 인플레이션 역시 0.14%p가 증가하였다. 수요충격으로 인한 경기부양효과는 빠르게 해소되는 반면, 인플레이션은 다소 오랜 기간 동안 초기 상태보다 높은 수준이 유지되었다. 한편 인플레이션의 상승에 대응하기 위한 중앙은행은 콜금리 인상은 고점이 2bp에 불과한 미미한 수준으로 나타났다.

대출규모 측면에서 기업과 가계 모두 유사한 충격경로를 보이지만 고점과 조정속도에서 차이를 보인다. 우선 기업대출의 경우 2분기 0.56% 수준으로 정점을 찍고 완만하게 감소하는 반면, 가계의 경우 2분기에 0.41%로 고점을 기록한다. 이러한 대출증가율의 차이는 기업대출의 특성에서 기인한다. 기업의 경우 단기적 시계에서 당좌대출, 신용공여한도 등 다양한 경로를 통해 자금조달이 가능하고 이에 따라 더 높은 대출 증가율을 기록한 것으로 유추할 수 있다. 한편 조정속도 측면에서 기업은 충격 이후 5-6분기를 거쳐 복귀하나 가계의 경우 더 긴 기간인 7-8분기가 소요된다. 신동진, 이영환 (2013)에 의하면 LTV(2002년 도입), DTI(2005년 도입)와 같은 대출규제는 가계대출이 균형상태로 회귀하는 것을 지연시키는 요인으로 작용한다. 동 규제들이 도입 이후 꾸준히 지속, 확대되었다는 것을 고려하면 가계대출의 조정속도를 지연시키는 하나의 요인으로 작용하였을 것이다. 대출스프레드의 경우 가계와 기업 모두 기존에 비해 확대된 것으로 나타났다. 이러한 결과는 긴축 통화정책으로 인한 콜금리 상승분에 비해 대출금리 상승분이 더 컸다는 것을 의미하고, 결

과적으로 수요충격에서 기인한 효과가 신용위험경로보다 더 강하게 작용하였다는 사실을 함축한다.

은행자본지표 측면에서 자기자본비율은 3분기 동안 최대 0.16%p가 감소하고, 자본준비금 증가율은 1분기에 0.6%p가 상승한 후 원래 수준으로 복귀한다. 자기자본비율의 감소라는 결과를 통해 경기확장 국면에서의 위험가중자산 증가는 자기자본의 증가를 상회한다는 것을 알 수 있다.

[그림 5] 양의 수요충격에 대한 충격반응



주: 충격크기는 1표준편차(standard deviation)이다. 가운데 실선은 중위값을 나타내며 음영은 1표준편차(68%)의 구간(band)을 의미한다.

제 2 절 자본충격

[그림 6]은 양의 자본충격이 발생할 경우 각 내생변수들의 변동을 나타

낸다. 우선 경제활동의 순환은 자기자본비율의 순환과 동행한다. 1분기에 즉각적인 자기자본비율 증가와 더불어 실질GDP 증가율은 0.40%p 감소하고, 자기자본비율의 감소가 이루어지는 2분기부터 경제활동은 회복세를 보인다. 인플레이션의 경우 역시 1분기 0.20%p의 감소 후 소폭의 상하 변동과정을 거쳐 원래 수준으로 복귀한다. 결과적으로 완충자본 확대에 따른 거시경제지표의 변화는 상술한 선행연구들과 일치한다. 한편 콜금리는 최대 12bp까지 감소하는데 이는 경제침체와 디플레이션에 대응하기 위해 중앙은행이 확장적 통화정책을 수행한 것으로 이해할 수 있다.

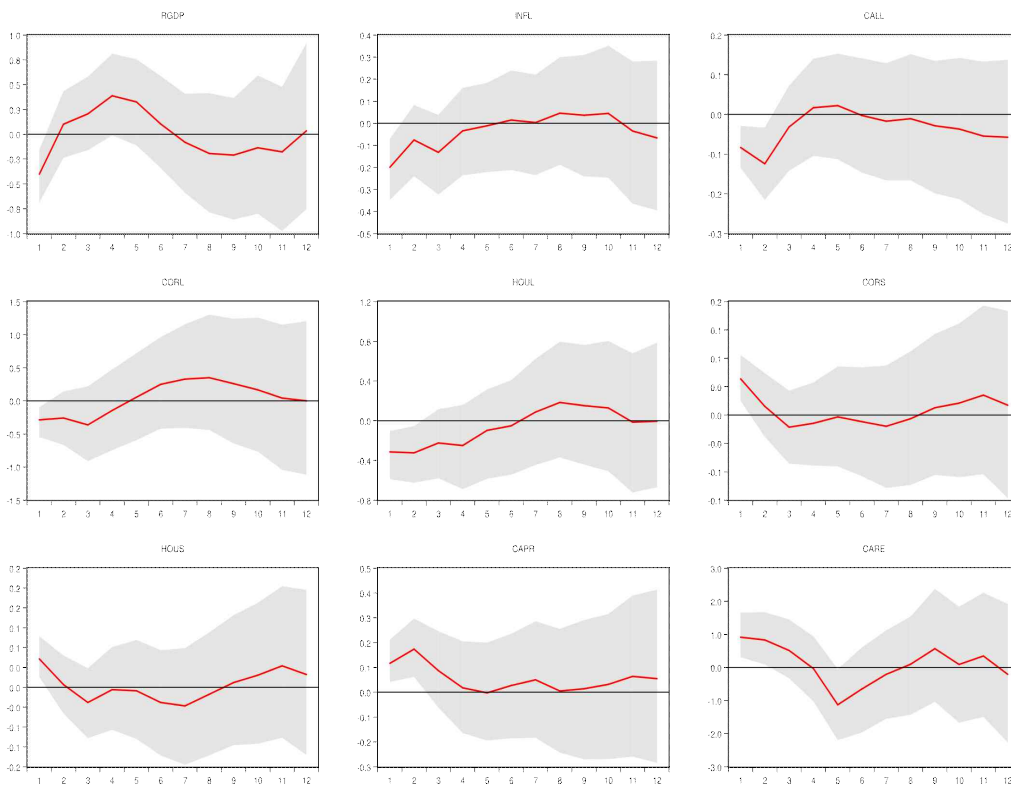
대출규모 측면에서 양의 자본충격과 음의 대출충격의 역의 상관관계는 기업과 가계대출 증가율의 감소로 재확인되었다. 각각 0.28%p와 0.31%p 수준의 하락이 식별되었다. 이 때 충격의 반응수준은 수요충격의 경우와 동일한 이유로 기업대출이 더욱 작게 나타나며 반응의 조정속도의 역시 가계대출 증가율에서 더욱 천천히 이루어졌다. 한편 대출스프레드의 경우 기업과 가계 모두 증가한다. 전자는 최대 5.0bp, 후자는 최대 5.7bp 수준으로 상승하는데 대출스프레드의 차감항목이 공통요인인 콜금리임을 감안하면, 가계의 대출금리가 더욱 상승하였음을 알 수 있다. 동결과는 기업의 자금조달시장 내에 존재하는 대여자들의 금리경쟁이 가계의 경우 보다 더욱 강하기 때문에 유발된 결과로 볼 수 있다.

자기자본비율의 경우 2분기에 0.20%p 증가한 뒤 원래 수준으로 복귀하며 자본준비금 증가율 또한 0.9%p 수준이 증가한다. 자기자본비율은 1분기에 즉각적인 상승을 보이는 자본준비금 증가율에 비해 더 늦은 조정을 보인다. 이는 위험가중자산을 줄이기 위한 대출의 감축속도가 자본규모의 확대속도보다 늦기 때문에 발생하는 현상이다. 한편 새롭게 부과된 자기자본비율을 달성하기 위해 국내은행은 자본규모의 확장과 대출규모의 감소를 수행하는데, 전자의 비중보다는 후자의 비중이 더 크게¹⁹⁾ 나타났다. 오현탁, 최현규 (2009)는 국내은행을 대상으로 한 자본비율 규제가 강화될 경우 대출규모의 감소보다는 자본규모의 확장에 더 큰 비중을

19) 0.9%p가 증가한 자본규모에 비해 총대출은 0.56%p가 감소하였다.

두어 규제를 충족시키는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 국내은행의 독특한 행태를 보여주는데, 다른 국가 내 은행들의 경우 시장 내 마찰로 인한 자본비용 등을 고려하여 대출규모의 감소를 더욱 선호하기 때문이다.

[그림 6] 양의 자본충격에 대한 충격반응



주: 충격크기는 1표준편차(standard deviation)이다. 가운데 실선은 중위값을 나타내며 음영은 1표준편차(68%)의 구간(band)을 의미한다.

제 3 절 통화충격

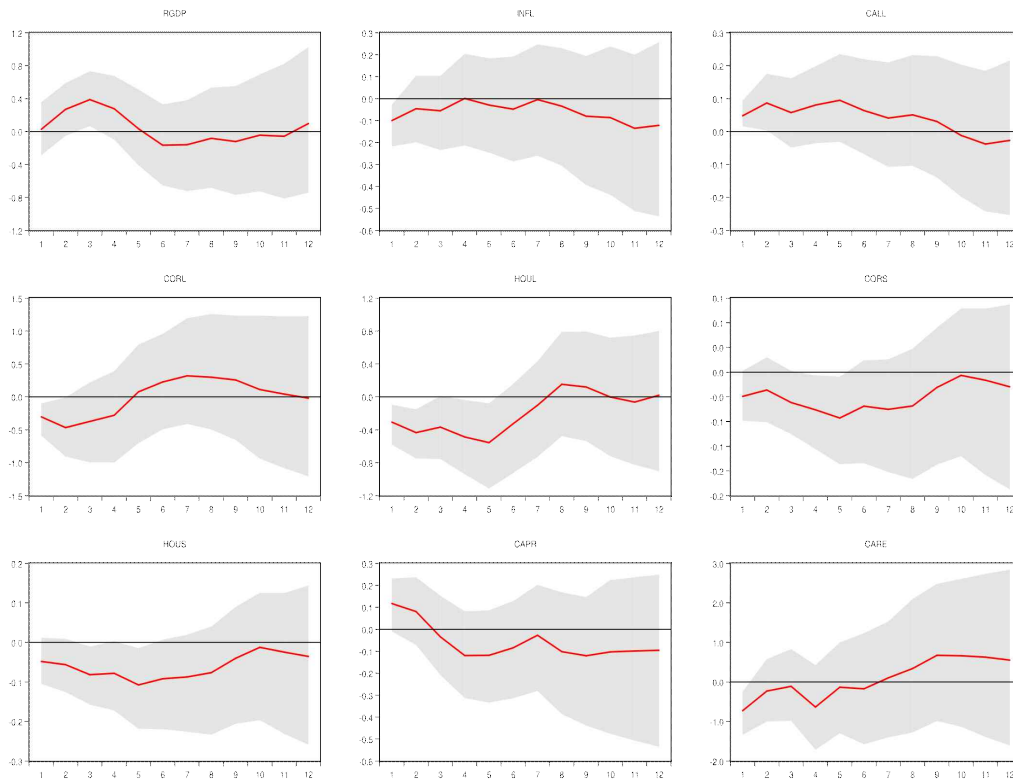
[그림 7]은 음의 통화충격, 즉 긴축적 통화정책 하에서의 내생변수 변동을 나타낸다. 우선 실질GDP의 경우 3분기 최대 0.40%의 증가가 나타난다. 이 때 긴축적 통화정책의 시행에도 불구하고 실질GDP가 증가하는

현상은 하나의 퍼즐(puzzle) 현상으로 파악할 수 있다. 김소영 (1999)에 따르면 소규모 개방경제에서 통화긴축 시 원유가격 충격, 해외요인 충격 등에 대해 구조적으로 반응할 경우 생산량이 증가할 수 있다. 또한 박갑제, 김영재 (2013)에 따르면 글로벌 금융위기와 같이 통화정책의 파급경로가 무력화되는 시기의 데이터를 포함할 경우 통화정책이 경제활동에 미치는 영향이 감소할 수 있다. 한편 인플레이션 측면에서 0.10%p의 감소가 나타나는데 이는 통화정책의 목표가 성공적으로 달성된 것으로 파악할 수 있다. 중앙은행의 정책수단인 콜금리의 경우 즉각적인 1분기 5bp 상승 이후 10분기까지 양의 증가를 나타낸다.

콜금리 상승에 따라 기업대출 및 가계대출 증가율은 각각 0.30%p, 0.32%p이 감소하며, 이는 동일한 기초의 거시건전성정책과 유사한 수준의 변화를 보여준다. 동 결과는 은행자본경로와 위험추구경로가 국내은행에서도 작동한 것을 보여준 이상진 (2021)의 연구결과를 재확인한다. 동 연구에 따르면 확장적 통화정책은 은행대출을 증가시키며 각각의 경로 통계적으로 유의하게 작동한다. 한편 기업 및 가계 스프레드는 모두 지속적인 음의 값을 보였다. 이는 콜금리 증가의 직접적인 효과가 미치는 영향이 가중평균금리의 상승을 압도하는 것을 의미한다. 또한 전자(3.8bp)의 감소분이 후자(5.0bp)보다 작은 것으로 확인되었는데, 이는 양의 자본충격에서와 마찬가지로 대여자들의 금리경쟁 차이에서 기인한 것으로 파악할 수 있다.

은행의 자본지표 중 자기자본비율은 2분기까지의 상승 이후 지속적인 음의 값을 보인다. 이는 1-2분기의 단기적 시계에서 국내은행의 위험추구경로가 은행자본경로보다 강하게 작용한 것을 의미한다. 구체적으로, 은행의 위험가중자산 축소 속도는 자기자본의 감소 속도보다 더 빠르다는 것을 알 수 있다. 3분기부터는 지속적인 자기자본비율의 감소를 보이며 이는 장기적인 은행자본의 감소에서 기인한 결과로 파악할 수 있다. 한편 은행의 자본준비금 증가율 측면에서 긴축적 통화정책은 은행의 자본규모의 감소를 유발하였고, 동 지표는 7분기가 되어서야 정상적인 수준으로 회귀하였다.

[그림 7] 음의 통화충격에 대한 충격반응



주: 충격크기는 1표준편차(standard deviation)이다. 가운데 실선은 중위값을 나타내며 음영은 1표준편차(68%)의 구간(band)을 의미한다.

제 5 장 결론

본 논문은 수요충격, 자본충격, 그리고 통화충격이 실물경제와 금융시장에 미치는 영향을 식별하였다. 분석을 위한 방법론으로 부호제약 SVAR 모형을 채택하였으며 거시경제지표, 은행대출지표, 은행자본지표로 대별되는 9개의 내생변수를 포함하여 분석하였다. 분석의 주요한 결과는 이하와 같다.

첫 번째, 양의 수요충격이 발생할 경우 대부분의 지표에서 선행연구와 동일하게 식별되었다. 실질GDP와 인플레이션은 증가하였고 콜금리의 변동은 미미하였다. 실물 측면의 수요증가는 은행 대출에 의한 신용공급이 확대시켰다. 이 때 기업대출의 규모는 가계대출보다 크게 나타났고 충격의 지속성은 가계대출이 더 장기간으로 유지되었다. 전자는 차입경로의 다양화, 후자는 LTV, DTI 등의 대출규제에서 기인한 것으로 보인다. 한편 자본지표의 변동 측면에서, 대출증가에 따른 위험가중자산의 확대에 따라 은행은 자본규모를 확충하는 행태를 보였다.

두 번째, 완충자본 적립의무 확대로 대변되는 양의 자본충격이 발생할 경우 신용공급 감소로 인한 실질GDP 감소와 인플레이션 감소가 발생하였고, 콜금리 역시 경기위축에 대응하기 위한 확장적 통화정책으로 인해 감소하였다. 대출지표 측면에서 가계 및 기업의 대출규모는 감소하고 대출금리 상승에 따라 대출스프레드는 증가하였다. 동 결과를 통해 건전성 정책의 강화는 신용공급의 축소를 유발하여 경제 전체의 침체를 유발할 가능성이 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 은행자본지표 측면에서 국내 은행은 규제비율을 충족시키기 위해 대출감소보다 자본확대에 의존하는 것으로 식별되었다.

세 번째, 긴축적 통화정책을 의미하는 음의 통화충격을 식별한 결과, 경제활동을 나타내는 실질GDP 증가율에서 퍼즐 현상이 발생하였다. 이는 소규모 개방경제의 특성 등에서 기인한 것으로 파악된다. 가계 및 기

업대출 측면에서 기존 연구에서 확인된 은행자본경로와 위험추구경로는 정상적으로 작동하는 것으로 판명되었다. 대출스프레드의 경우, 금리변동의 직접적 효과가 두드러져 감소한 것으로 나타났다. 한편 단기적 시계에서 위험추구경로가 은행자본경로보다 보다 강하게 나타났고 장기적으로는 은행자본경로가 우세한 것으로 식별되었다.

상술한 충격반응의 결과를 통해 도출할 수 있는 중요한 함의는 실물과 금융의 충격경로는 일방향이 아닌 양방향적 성격을 갖는다는 것이다. 즉, 실물부문의 수요 및 통화충격 또는 금융부문의 자본충격은 특정 부문에 한정되지 않고 서로 간에 유의한 영향을 미친다. 이러한 사실을 통해 두 가지 정책적 시사점을 도출할 수 있다. 우선 실물 혹은 금융부문에서의 충격은 위험요인의 전염(contagion)을 발생시킬 수 있고 나아가 시스템 리스크(system risk)의 단초가 될 수 있다. 따라서 정책수행에 있어 중앙은행과 금융당국의 각별한 주의가 요구된다. 다음으로 실물과 금융의 긴밀한 상관관계는 거시건전성정책과 통화정책간의 상호보완의 가능성을 시사한다. 즉 정책목표 달성을 위한 통화정책 수행에 제약이 존재할 경우 거시건전성정책을 통해 통화정책을 조력할 수 있고, 반대의 경우도 마찬가지이다. 이를 위해선 중앙은행과 금융당국의 긴밀한 정책공조를 통한 최적 정책조합(policy mix)의 도출이 요구되며, 특히 한국의 경우 각 정책의 시행 주체가 중앙은행과 금융당국으로 이원화되어있기 때문에 상시적 협조체제 구축이 필수적이다.

본 논문의 한계점은 다음과 같다. 우선 실제 사용되는 완충자본 적립의무는 보통주자본으로 한정하고 있는 바, 본 연구에서 채택한 기본자본과의 근본적인 차이가 존재한다. 향후 보통주자본에 대한 충분한 시계열자료가 확보되면 보다 엄밀한 분석이 가능할 것이다. 다음으로 거시건전성정책과 통화정책이 동시에 시행되는 경우에 관한 충격경로 분석이 부재하다. 두 정책은 정책목표 측면에서 근본적으로 차이가 있으므로 상황에 따라 상충적인 양상이 나타날 수 있다. 따라서 두 정책이 동일 또는 상이한 기조로 시행될 경우 발생하는 경기변동의 진폭을 식별하는 것이 유의미한 연구주제가 될 수 있다.

참 고 문 헌

- Aiyar, S., Calomiris, C., & Wieladek, T. (2014). Does Macro - Prudential Regulation Leak? Evidence from a UK Policy Experiment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(S1), 181 - 214.
- Bassett, W., Chosak, M., Driscoll, J., & Zakrajšek, E. (2014). Changes in bank lending standards and the macroeconomy. *Journal of Monetary Economics*, 62(1), 23-40.
- Basel Committee on Banking Supervision. (2010). An assessment of the long-term economic impact of stronger capital and liquidity requirements, Basel.
- Bernanke, B., Lown, C., & Friedman, B. (1991). The Credit Crunch . *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991(2), 205-247.
- Berrospide, J., & Edge, R. (2010). The Effects of Bank Capital on Lending : What Do We Know, and What Does it Mean? *Finance and Economics Discussion Series*, 2010(44), 1-48.
- Borio, C., & Zhu, H. (2012). Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?. *Journal of Financial stability*, 8(4), 236-251.
- Cetorelli, N., & Goldberg, L. (2012). Follow the Money: Quantifying Domestic Effects of Foreign Bank Shocks in the Great Recession. *The American Economic Review*, 102(3), 213-218.
- De Nicolò, G., & Lucchetta, M. (2010). Systemic risks and the macro-economy.
- Francis, W., & Osborne, M. (2009). Bank regulation, capital and credit supply: measuring the impact of prudential standards. *Occasional paper*, 36. ISO 690
- Fry, R., & Pagan, A. (2011). Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review. *Journal of Economic*

- Literature*, 49(4), 938–960
- Gambetti, L., & Musso, A. (2017). Loan Supply Shocks and the Business Cycle. *Journal of Applied Econometrics (Chichester, England)*, 32(4), 764–782.
- Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. (2010). Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(S1), 107–141
- Hanson, S., Kashyap, A., & Stein, J. (2011). A Macroprudential Approach to Financial Regulation. *The Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 3–28.
- Hristov, N., Hülsewig, O., & Wollmershäuser, T. (2012). Loan supply shocks during the financial crisis: Evidence for the Euro area. *Journal of International Money and Finance*, 31(3), 569–592.
- International Monetary Fund. (2013). The interaction of Monetary and Macroprudential Policies.
- Kanngiesser, D., Martin, R., Maurin, L., & Moccero, D. (2017). Estimating the impact of shocks to bank capital in the euro area.
- Lown, C., & Morgan, D. (2006). The Credit Cycle and the Business Cycle: New Findings Using the Loan Officer Opinion Survey. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(6), 1575–1597.
- Macroeconomic Assessment Group. (2010). Assessing the macroeconomic impact of the transition to stronger capital and liquidity requirements, August.
- Mumtaz, H., Pinter, G., & Theodoridis, K. (2018). What Do VARs Tell Us About The Impact of a Credit Supply Shock? *International Economic Review (Philadelphia)*, 59(2), 625–646.
- Noss, J., & Toffano, P. (2016). Estimating the impact of changes in aggregate bank capital requirements on lending and growth during an upswing. *Journal of Banking & Finance*, 62, 15–27.
- Peek, J., & Rosengren, E. (1995). The Capital Crunch: Neither a Borrower nor a Lender Be. *Journal of Money, Credit and*

- Banking*, 27(3), 625-638.
- Peek, J., & Rosengren, E. (1997). The International Transmission of Financial Shocks: The Case of Japan. *The American Economic Review*, 87(4), 495-505.
- Peersman, G., & Straub, R. (2006). Putting the New Keynesian model to a test.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381-419.
- Van den Heuvel, S. J. (2002). The bank capital channel of monetary policy. The Wharton School, University of Pennsylvania, mimeo, 2013-14.
- Woo, D. (2003). In Search of "Capital Crunch": Supply Factors behind the Credit Slowdown in Japan. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35(6), 1019-1038.
- 김소영. (1999). 소규모 개방경제에서의 통화정책 충격의 영향: 한국경제의 경우. *경제분석*, 5(4), 117-135.
- 박갑제, 김영재. (2013). 부호제약 식별을 이용한 통화정책충격의 효과 추정. *경제연구*, 31(3), 129.
- 신동진, 이영환. (2013). 대출규제가 가계대출에 미치는 영향 분석. *산업경제연구*, 26(5), 1995-2016.
- 오현탁, 최석규. (2009). 신 BIS 자기자본규제가 은행자산운용행태에 미치는 영향. *채무관리연구*, 26(3), 171.
- 이병근, 황상원. (2009). 은행의 자기자본비율규제가 신용공급에 미치는 영향에 관한 연구. *경제연구*, 27(2), 31-57.
- 이상진. (2021). 통화정책의 은행자본경로와 위험추구경로에 대한 실증분석. *경제분석*, 27(3), 1-32.
- 이정익. (2012). 구조적 VAR 모형을 이용한 총생산 및 인플레이션의 총수요-총공급 요인 분해. *경제학연구*, 60(4), 123-174.

부록

Kanngiesser et al. (2017)은 식별을 위한 부호제약을 도출하기 위해 다양한 실증연구와 더불어 Gerali et al. (2010)이 제안한 거시금융 DSGE(macro-financial DSGE)을 수정한 모형을 사용하였다. 동 모형은 은행 권역의 불완전 경쟁 등 금융시장 마찰(financial frictions)을 반영한 모형으로, 은행은 가계와 기업에게 대출을 제공하기 위해 예금을 제공하거나 유보금으로부터 자본을 축적한다. 또한 목표한 자기자본비율에서 벗어날 경우 비용이 발생한다. Kanngiesser et al. (2017)은 동 모형의 파라미터를 그대로 채택하되 거시건전성정책의 효과를 식별하기 위해 모형을 수정하였다. 이러한 개량 모형은 본고에서 사용된 9가지 내생변수에 대해 이론적 대응(theoretical counterparts)을 제공한다는 점에서 식별의 강건성을 뒷받침한다. 이하에서는 Gerali et al. (2010)이 제시한 모형 내 경제 주체들의 최적화 조건을 서술한다.

1. Households(Patient/Impatient)

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_P^t \left[(1 - a^P) \epsilon_t^z \log(c_t^P(i) - a^P c_{t-1}^P) + \epsilon_t^h \log h_t^P(i) - \frac{l_t^P(i)^{1+\phi}}{1+\phi} \right]$$

$$\text{s.t. } c_t^P(i) + q_t^h \Delta h_t^P(i) + d_t^P(i) \leq w_t^P l_t^P(i) + \frac{(1 + r_{t-1}^d)}{\pi_t} d_{t-1}^P(i) + t_t^P(i)$$

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_I^t \left[(1 - a^I) \epsilon_t^z \log(c_t^I(i) - a^I c_{t-1}^I) + \epsilon_t^h \log h_t^I(i) - \frac{l_t^I(i)^{1+\phi}}{1+\phi} \right]$$

$$\text{s.t. } c_t^I(i) + q_t^h \Delta h_t^I(i) + \frac{(1 + r_{t-1}^{bH})}{\pi_t} b_{t-1}^I(i) \leq w_t^I l_t^I(i) + b_t^I(i) + t_t^I(i)$$

$$(1 + r_t^{bH}) b_t^I(i) \leq m_t^I E_t [q_{t+1}^h h_t^I(i) \pi_{t+1}]$$

$c_t^P = \text{consumption}$, $h_t^P = \text{housing}$, $l_t^P = \text{hours worked}$

$a^P = \text{habit coefficient}$, $\phi = \text{labor disutility}$, $w_t^P = \text{real wage}$

$\epsilon_t^z = \text{consumption disturbance}$, $\epsilon_t^h = \text{housing disturbance}$

$q_t^h = \text{real house price}$, $d_t^P = \text{real deposit}$, $t_t^P = \text{lumpsum transfer}$

$d_t^P = \text{real deposit}$, $\frac{(1+r_{t-1}^d)}{\pi_t} d_{t-1}^P(i) = \text{gross interest income}$

$b_t^I = \text{loans}$, $m_t^I = \text{LTV ratio for mortgages}$

2. Entrepreneurs

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_t^E \log(c_t^E(i) - a^E c_{t-1}^E)$$

$$\text{s.t. } c_t^E(i) + w_t^P l_t^{E,P}(i) + w_t^I l_t^{E,I}(i) + \frac{(1+r_{t-1}^{bE})}{\pi_t} b_{t-1}^E(i) + q_t^k k_t^E(i) + \psi(u_t(i)) k_{t-1}^E(i)$$

$$= \frac{y_t^E(i)}{x_t} + b_t^E(i) + q_t^k (1-\delta) k_{t-1}^E(i)$$

$$y_t^E(i) = a_t^E [k_{t-1}^E(i) u_t(i)]^\alpha l_t^E(i)^{1-\alpha}$$

$$(1+r_{t-1}^{bE}) b_t^E(i) \leq m_t^E E_t [q_{t+1}^k \pi_{t+1} (1-\delta) k_t^E(i)]$$

$\delta = \text{depreciation rate of capital}$, $q_t^k = \text{price of capital}$, $k_t^E = \text{physical capital}$

$u_t = \text{capital utilization}$, $\psi(u_t) k_{t-1}^E = \text{real cost of setting a level } u_t$

$y_t^E = \text{wholesale good}$, $a_t = \text{total factor productivity}$

3. Labor Market

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_s^t \left\{ U_{c_t^s(i,m)} \left[\frac{W_t^s(m)}{P_t} l_t^s(i,m) - \frac{\kappa_w}{2} \left(\frac{W_t^s(m)}{W_{t-1}^s(m)} - \pi_{t-1}^{\iota_w} \pi^{1-\iota_w} \right)^2 \frac{W_t^s}{P_t} \right] \right. \\ \left. - \frac{l_t^s(i,m)^{1+\phi}}{1+\phi} \right\}$$

$$\text{s.t. } l_t^s(i,m) = l_t^s(m) = \left(\frac{W_t^s(m)}{W_t^s} \right)^{-\epsilon_l} l_t^s$$

$W_t = \text{nominal wage}$, $\kappa_w = \text{adjustment costs}$

$\iota_w = \text{weighted average of lagged}$

4. Loan Demand(Households/Entrepreneurs) and Deposit Demand

$$\begin{aligned} & \text{Min} \int_0^1 r_t^{bH}(j) b_t^I(i, j) dj, \\ & \text{s.t.} \left[\int_0^1 b_t^I(i, j)^{(\epsilon_t^{bH}-1)/\epsilon_t^{bH}} dj \right]^{\epsilon_t^{bH}/(\epsilon_t^{bH}-1)} \geq \bar{b}_t^I(i) \\ & r_t^{bH} = \left[\int_0^1 r_t^{bH}(j)^{1-\epsilon_t^{bH}} dj \right]^{1/(1-\epsilon_t^{bH})} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{Min} \int_0^1 r_t^{bE}(j) b_t^E(i, j) dj \\ & \text{s.t.} \left[\int_0^1 b_t^E(i, j)^{(\epsilon_t^{bE}-1)/\epsilon_t^{bE}} dj \right]^{\epsilon_t^{bE}/(\epsilon_t^{bE}-1)} \geq \bar{b}_t^E(i) \\ & r_t^{bE} = \left[\int_0^1 r_t^{bE}(j)^{1-\epsilon_t^{bE}} dj \right]^{1/(1-\epsilon_t^{bE})} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{Max} \int_0^1 r_t^d(j) d_t^P(i, j) dj \\ & \text{s.t.} \left[\int_0^1 d_t^P(i, j)^{(\epsilon_t^d-1)/\epsilon_t^d} dj \right]^{\epsilon_t^d/(\epsilon_t^d-1)} \geq \bar{d}_t^P(i) \\ & r_t^d = \left[\int_0^1 r_t^d(j)^{1-\epsilon_t^d} dj \right]^{1/(1-\epsilon_t^d)} \end{aligned}$$

$r_t^b = \text{loan rate}, r_t^d = \text{deposit rate}$

5. Bank(Deposit/Wholesale/Retail)

$$\begin{aligned} & \text{Max} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} A_{0,t}^P \left[r_t D_t(j) - r_t^d(j) d_t^P(j) - \frac{\kappa_d}{2} \left(\frac{r_t^d(j)}{r_{t-1}^d(j)} - 1 \right)^2 r_t^d d_t \right] \\ & \text{s.t.} D_t(j) = d_t^P(j) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{Max} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} A_{0,t}^P \left[(1 + R_t^b) B_t - B_{t+1} \pi_{t+1} + D_{t+1} \pi_{t+1} - (1 + R_t^d) D_t \right. \\ & \quad \left. + (K_{t+1}^b \pi_{t+1} - K_t^b) - \frac{\kappa_{Kb}}{2} \left(\frac{K_t^b}{B_t} - v^b \right)^2 K_t^b \right] \\ & \text{s.t.} B_t = D_t + K_t^b \\ & R_t^b, R_t^d \text{ is given} \end{aligned}$$

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_{0,t}^P \left[r_t^{bH}(j) b_t^I(j) + r_t^{bE}(j) b_t^E(j) - R_t^b B_t(j) - \frac{\kappa_{bH}}{2} \left(\frac{r_t^{bH}(j)}{r_{t-1}^{bH}(j)} - 1 \right)^2 r_t^{bH} b_t^I \right]$$

$$\left[- \frac{\kappa_{bE}}{2} \left(\frac{r_t^{bE}(j)}{r_{t-1}^{bE}(j)} - 1 \right)^2 r_t^{bE} b_t^E \right]$$

s.t. $B_t(j) = b_t(j) = b_t^I(j) + b_t^E(j)$

$K_t^b = \text{bank capital}$, $D_t = \text{wholesale deposit}$, $B_t = \text{wholesale loan}$
 $K_t^b / B_t = \text{capital-to-assets ratio}$, $v^b = \text{target value}$

6. Producers(Capital/Final Goods)

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_{0,t}^E (q_t^k \Delta \bar{x}_t - i_t)$$

s.t. $\bar{x}_t = \bar{x}_{t-1} + \left[1 - \frac{\kappa_i}{2} \left(\frac{i_t \epsilon_t^{qk}}{i_{t-1}} - 1 \right)^2 \right] i_t$

$$\text{Max } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_{0,t}^P \left[(P_t(j) y_t(j) - P_t^W y_t(j) - \frac{\kappa_P}{2} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t-1}(j)} - \pi_{t-1}^{\epsilon_p} \pi^{1-\epsilon_p} \right)^2 P_t y_t) \right]$$

s.t. $y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-\epsilon_y} y_t$

$P_t = \text{final goods price}$

7. Monetary Policy and Market Clearing

$$(1 + r_t) = (1 + r)^{(1-\phi_R)} (1 + r_{t-1})^{\phi_R} \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\phi_\pi (1-\phi_R)} \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{\phi_y (1-\phi_R)} \epsilon_t^r$$

$\phi_\pi = \text{inflation weight}$, $\phi_y = \text{output growth weight}$, $r = \text{steady state policy rate}$
 $\epsilon_t^r = \text{white noise monetary policy shock with } \sigma_r$

$$y_t = c_t + q_t^k [k_t - (1 - \delta) k_{t-1}] + k_{t-1} \psi(u_t) + \delta \frac{K_{t-1}^b}{\pi_t} + \text{Adj}_t$$

$c_t = \text{aggregate consumption}$, $k_t = \text{aggregate physical capital}$

$K_t^b = \text{aggregate bank capital}$, $\text{Adj}_t = \text{all adjustment costs}$

Abstract

The Effects of Macroprudential Policy and Monetary Policy

-An Analysis of Macroeconomy and
Banking Indicators-

Dongwook Yoon

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This paper adopts the SVAR model with sign restrictions which was suggested by Uhlig (2005) to evaluate the demand shock, capital shock, and monetary shock. For these identifications, I consider nine endogenous variables which are broadly classified into macroeconomic indicators, bank lending indicators, and bank capital indicators. Quarterly data from the fourth quarter of 2003 to the first quarter of 2021 are used for the empirical analysis.

The main results are as follows. First, as a positive demand shock occurred, real GDP and inflation rise, but the movements in the call

rate is negligible. After a macroeconomic demand increased, the bank lending volume surged. Also the size of bank capital is expanded to prepare for the rise of risk-weighted asset. Second, as the obligation to reserve Countercyclical Capital Buffer(CCyB), represented by a positive capital shock, is imposed, the credit supply in the economy is shrunk. As a result, real GDP and inflation is decreased, and the call rate is increased. To meeting regulatory ratios, Banks tend to depend on capital expansion rather than lending reduction. Third, the negative monetary shock causes a Puzzle related to real GDP. In terms of bank lending, the bank capital channel and the risk-taking channel operated normally and the latter appears to prevail over the former. In addition, the bank lending spread decreases.

This paper is meaningful in that it examines the simultaneous and dynamic causality between macroeconomic indicators of macro-perspective and banking indicators of micro-perspective. Most of previous literatures analyzed domestic banks using single equation or employed the SVAR model which were limited to macroeconomic indicators. Accordingly, this paper identifies shock factors by setting the banking indicators as a medium connecting real economy and financial market. As a result, it was found that the shocks occurred in specific sectors have significantly mutual effect on each other.

Keywords : SVAR with sign restrictions, macro-prudential policy, monetary policy, real economy, financial market

Student Number : 2020-27767