

금융위기 전후의 통화정책 은행대출 경로

김 현 정*

2008년 글로벌 금융위기 이후 둔화된 경기를 회복시키기 위해서 한국은행은 통화완화정책을 장기간 시행하고 있지만 경기는 금융위기 이전으로 회복되지 못하고 있다. 지속적인 저금리로 인한 잠재적인 문제점은 통화정책의 시행이 유의한 효과를 실물경제에 줄 수 있을지 의문시된다는 점이다. 본 연구에서는 금융위기 전과 후에 은행대출 경로를 통한 통화정책의 영향이 변화가 있었는지 그리고 저금리 수준에서 통화정책의 효과가 유효 하였는지를 분석하였다. 본 연구에서는 먼저 시변계수(time varying parameter) VAR 모형을 이용하여 시간이 흐름에 따라 통화정책에 대한 은행대출 반응이 변화되었는지 살펴보았다. 또한 동학적 패널모형(dynamic panel model)을 이용하여 금융위기 이전과 이후를 기간별로 나누어 통화정책에 대한 은행대출의 변화를 분석하였다. 분석 결과 금융위기 이후 장기적으로 총대출과 가계대출 증가율에 대한 통화정책의 영향은 감소되었고 단기적인 저금리 구간에서 기업대출 증가율에 대한 통화정책의 효과는 약화되는 것으로 조사되었다.

핵심주제어: 통화정책 은행대출 경로, 저금리, 시변계수 VAR 모형, 동학적 패널모형, 가계대출

경제학문헌목록 주제분류: E5, E4, G1

I. 서론

한국은행은 2008년 글로벌 금융위기 이후 10년 넘게 통화완화정책을 이어가고 있다. 하지만 2011년 이후 경제성장률은 잠재성장률을 밑돌며 GDP 갭이 마이너스를 지속하고 있다.¹⁾ 장기간의 통화완화정책 시행에도 불구하고 경기는 회복되지 못하였고 기준금리는 실효하한에 근접하여 금리를 통한 통화정책 시행 여력

* 고려대학교 대학원 경제학과 박사과정, E-mail: hjkim98@gmail.com

투고일: 2021. 2. 25 수정일: 2021. 3. 28 게재확정일: 2021. 3. 31

1) 2011~2019년 사이 GDP 갭은 평균 -0.57이다(자료: IMF, Reb. Of Korea 2020 October).

은 크지 않다는 우려가 많이 있다.²⁾ 이러한 상황에서 2020년 초 발생한 코로나19로 인한 경기 둔화를 최소화하기 위해서 한국은행은 2020년 2월 1.25퍼센트였던 기준금리를 0.5퍼센트로 0.75퍼센트 포인트 하락시켜 제로 퍼센트(0%) 수준의 금리 시대에 돌입했다. 장기간의 통화완화정책에도 불구하고 경기가 회복되지 못한 상황에서 코로나19로 인해 현재의 초저금리 환경은 단기간 내에 변화되지 못할 것이라는 의견이 커지기 시작했다.³⁾ 저금리가 지속되면 발생할 수 있는 잠재적인 문제점은 통화정책의 시행이 유의한 효과를 실물경제에 줄 수 있을지 의문시 된다는 점이다.

중앙은행은 통화완화정책을 통해서 경기 및 소비, 투자 둔화를 억제하고자 한다. 완화된 통화정책은 여러 경로를 통해서 실물경제에 영향을 주지만 그중에서도 가장 중요한 경로 중 하나는 은행대출 경로이다. 완화적 통화정책을 시행하면 신용공급 측면의 은행대출 경로를 통해서 은행대출은 증가되어야 한다. 하지만 저금리가 장기화되면 은행대출이 오히려 감소되어 통화완화정책의 유효성은 감소될 수 있다는 실증분석 결과가 여러 문헌들에서 제시되고 있다. 일반적으로 금리의 수준 및 기간구조의 변화가 은행의 수익성에 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 금리가 많이 낮아질 경우에는 예대마진이 축소될 수 있고 이로 인해 수익성이 악화된 은행은 신용공급을 감소시킬 수 있다는 것이다.

Wang(2020)은 유럽 은행들의 자료를 분석하여 저금리가 은행 수익에 미치는 영향을 분석하였는데 단기적인 금리하락은 대출 공급을 자극할 수 있지만 장기적으로 저금리에서는 예대마진이 하락되어 대출이 감소될 수 있다고 분석하였다. Claessens *et al.*(2018)은 기준금리의 하락이 예금과 대출금리에 상이하게 영향을 미치기 때문에 통화정책의 효과가 약화되는 것이라고 분석하였다. 낮은 금리가 장기간 지속되면 예금자 이탈 우려로 인해 예금금리는 하방 경직성을 갖게 되는 반면 대출금리에는 기준금리 하락이 반영되어 순이자 마진이 감소되고 대출성장은 위축된다는 것이다. Heider *et al.*(2019)은 기준금리가 음의 수준으로 내려가면 은행의 대출 공급에 부정적인 영향을 준다고 보았다. 특히, 예금 의존적인 은행의 경우 기준금리가 음의 수준으로 내려가더라도 예금금리는 음의 값을 가질 수 없기 때문에 자금조달 비용이 증가하여 대출성장이 더욱 위축된다고 보았다.

Borio and Hofmann(2017)은 금융위기 이후 통화정책의 효과는 약화될 수 있음을 분석하였다. 왜냐하면 저금리가 장기간 지속되면서 채무 증가, 금융기관의

2) 2020년 5월 한국은행 총재 간담회에서 실효하한이 언급되었다.

3) KB경영연구소(2020), '중장기 금리 전망과 결정요인 점검'에서 언급되었다.

신용공급 축소 그리고 경제 전망의 불확실성 등으로 인해 미 연준의 적극적인 통화완화정책의 효과는 둔화될 수 있다는 것이다. Jannsen *et al.*(2019)은 금융위기 이후 실물경제에 미치는 통화정책의 영향을 살펴보기 위해 20개 선진국 자료를 이용하여 금융위기 발생 초기 국면과 경기회복 국면을 나누어 각 국면별 통화정책의 효과를 실증분석하였다. 분석 결과 금융위기 발생의 초기 국면에서 통화정책의 효과는 매우 빠르고 강하게 생산과 인플레이션에 영향을 주었지만 저금리가 장기간 이어진 회복구간에서는 실물변수보다 금융변수에 미치는 영향이 더 증가되어 통화정책의 효과는 감소되는 것으로 조사하였다. Bouis *et al.*(2013)은 금융위기 이후 자연이자율의 감소로 정책금리 인하 효과 둔화, 비금융기업과 가계의 재무조정 때문에 통화정책의 유효성은 축소되었다고 분석하였다. Borio and Gambacorta(2017)는 1995년부터 2014년까지 Fed금리의 25번째 백분위 수준 이하를 저금리로 정의하고 은행대출 경로를 통한 통화정책의 효과를 실증 분석하였다. 그들은 낮은 수준의 금리는 은행의 대출사업 수익에 영향을 주어 순이자 마진이 감소되고 대출이 축소되면서 저금리 구간에서 통화정책 효과가 약화될 수 있다는 것을 발견하였다. 따라서 2008년 글로벌 금융위기 이후 저금리가 지속되면서 경기둔화를 방어하기 위해 사용한 통화완화정책은 금융 중개기관의 수익구조를 악화시켜 효과가 감소되었을 가능성이 있다.

하지만 국내에서도 이러한 현상이 벌어지고 있는지는 의문의 여지가 있다. 왜냐하면 국내 가계신용은 2020년 3/4분기 말 1,682.1조 원으로 전년 동기 대비 7.0 퍼센트 포인트 증가하며 사상 최대치를 경신하고 있기 때문이다.⁴⁾ 국내 가계대출 상승의 원인이 저금리 때문이라는 지적도 적지 않고, 특히 국내 은행을 통한 가계대출은 금융위기 이후 연평균 6.7퍼센트 상승되어 가계대출의 은행비중은 72.1 퍼센트에 이르고 있다.⁵⁾ 이에 따라 은행대출 경로를 통한 통화완화정책은 저금리 하에서도 효과가 감소되지 않았을 수도 있을 것으로 보인다. 따라서 저금리 하에서 통화정책에 대한 은행대출 증가의 반응이 변화되었는지 엄밀하게 분석해 보는 것이 매우 중요하다고 하겠다. 본 연구에서는 이를 위해 통화정책에 대한 은행대출 반응을 수요 요인과 은행특성 변수를 함께 고려하여 분석할 수 있는 동학적 패널모형(dynamic panel model)을 사용하여 분석하였다.

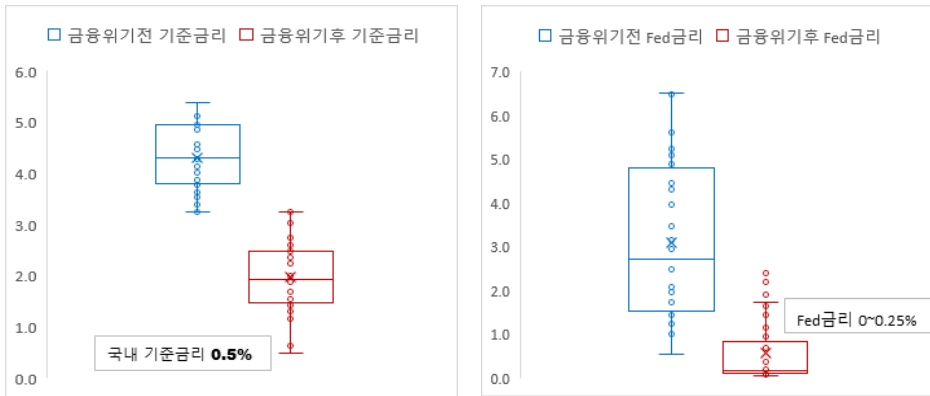
이러한 분석을 하는 데 있어서 가장 중요한 절차는 어떻게 저금리를 정의하는 가이다. 본 연구에서는 저금리를 두 가지 방법을 이용하여 정의하였다. 첫째, 금

4) 한국은행 금융안정보고서(2020년 1월)에서 가계신용 통계기준이다.

5) 금감원에서 추출한 국내 13개 은행들의 가계대출 전년 대비 증가율의 평균이다.

용위기 이전과 이후를 비교하여 금융위기 이후를 저금리 구간이라고 정의하였다. 금융위기 이전 콜금리의 최저점은 금융위기 이후 최고점이 되었고 평균은 양 기간 사이에 두 배가량 차이가 난다.⁶⁾ 또한 금융위기 이후에는 금리수준뿐만 아니라 경제상황도 이전과 많이 달라졌다. 금융위기 이전 국내 실질 GDP성장률과 소비는 연평균 5.18퍼센트, 1.22퍼센트이었지만 금융위기 이후에는 2.89퍼센트, 0.54퍼센트이다.⁷⁾ 금융위기 이후의 경기상황은 이전보다 낮은 경제성장률과 저금리 상태에 있는 것이고 이로 인해 통화정책의 영향도 다르게 나타날 수 있을 것이다. 따라서 금융위기 이후 지속된 낮은 금리수준과 경기상황의 구조적 변화 가능성을 감안하여 본 연구에서는 금융위기 이후를 저금리 상황이라고 정의하였다.

<그림 1> 한국과 미국의 금융위기 전후 각국 기준금리 비교



주: 한국은행 경제통계시스템, FRED Economic research.

둘째, 본 연구는 저금리를 정의하는 또 다른 방법으로 Borio and Gambacorta (2017)에서 사용된 기준금리의 25번째 백분위 수준 이하를 저금리로 정의하고 사용하였다. 단 Borio and Gambacorta(2017)가 금융위기 기간을 포함하여 Fed금리의 25번째 백분위 수준 이하를 저금리로 정의한 데 반해, 본 연구에서는 금융위기 이전과 이후의 각 기간 내에서 콜금리의 25번째 백분위 수준보다 낮은 경우를 저금리로 정의하였다. 이렇게 저금리를 정의하는 경우 금융위기 이전에서의

6) <그림 1> 한국과 미국의 금융위기 전과 후에 기준금리를 비교하였다(자료: 한국은행 경제통계시스템, FRED Economic research).

7) 금융위기 이전은 1999~2007년 금융위기 이후는 2012~2019년 실질 GDP 연평균 성장률, 소비는 분기 평균이다.

저금리와 금융위기 이후에서의 저금리의 정의가 달라진다. 즉, 상대적으로 고금리였던 금융위기 이전에는 상대적으로 높은 수준의 금리도 저금리로 정의된다. 본 연구에서 이와 같이 저금리를 각 기간에 대해 다르게 정의하는 이유는 단기적으로 금리가 저금리 구간에 빠졌을 때에도 은행대출 경로를 통한 통화정책의 효과에 변화가 있었는지 분석해 보려 하기 때문이다. 즉, 첫 번째 방법으로 정의한 저금리는 장기적으로 저금리가 지속된 경우에 대한 분석을 위한 것이라면, 두 번째 방법에 의해 정의된 저금리는 상대적으로 짧은 기간 동안 저금리에 빠진 경우를 분석하기 위한 것이라 하겠다. 저금리에 대한 어떠한 관점이 적절한 것인지에 대한 논의는 배제하고 본 연구에서는 저금리에 대한 두 가지 정의를 모두 사용하여 분석해 보고자 한다.

본 연구에서는 이상과 같은 분석을 동학적 패널모형(dynamic panel model)으로 시행하기 전에 시변계수(time varying parameter) VAR 모형을 사용하여 시간이 흐름에 따라 통화 정책에 대한 은행대출 반응에 어떠한 변화가 있었는지 살펴볼 것이다. TVP-VAR 모형의 분석 결과는 동학적 패널모형의 분석 결과와 일치되는 결론이 도출될 수 있는지 확인해 보기 위함이다. 또한 통화정책의 은행대출 경로를 분석하기 위해 본 연구에서는 총대출의 반응뿐만 아니라 총대출을 가계대출과 기업대출로 나누어 각각의 반응에 대해서도 분석하고자 한다. 가계대출은 국내 은행의 총대출에서 2000년 1분기에 21퍼센트 비중에 불과하였는데 2020년 2분기 45.5퍼센트로 증가되어 기업대출 53퍼센트 비중에 육박하고 있기 때문에 가계대출과 기업대출은 통화정책에 대한 반응에서도 상이한 양태를 보일 수 있다는 점을 감안한 것이다.⁸⁾

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, TVP-VAR 모형의 분석 결과 총대출의 경우 시간이 흐름에 따라 통화정책에 대한 반응에 차이가 없었지만, 가계대출과 기업대출로 나누어 분석할 때에는 가계대출만이 시간이 흐름에 따라 통화정책에 대한 반응이 감소하였다. 둘째, 동학적 패널모형을 이용하여 금융위기 이전과 이후를 나누어 분석한 경우에는 금융위기 이후 총대출 증가율이 통화정책에 대해 반응하는 정도가 감소함을 확인할 수 있었다. 총대출을 가계대출과 기업대출로 나누어 분석했을 때는 금융위기 이후 가계대출 증가율의 반응만이 통화정책에 대해 통계적으로 유의하게 감소하였다. 반면 통화정책에 대한 기업대출 증가율의 반응은 금융위기 이후에도 크게 변화되지 않았다. 통화정

8) 금감원에서 추출한 13개 은행의 총대출 중에서 가계, 기업, 기타 대출의 비중을 기준으로 하였다.

책에 대한 가계와 기업대출 증가율의 장기적인 반응은 TVP-VAR 모형과 동학적 패널모형의 분석 결과가 일치된다. 셋째, 동학적 패널모형을 이용하여 금융위기 이전과 이후의 각 기간 내 단기적인 저금리 구간에서 통화정책에 대한 총대출 증가율의 반응은 금융위기 이전에는 통화정책의 효과가 약화되었는데 금융위기 이후에는 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 단기적인 저금리 구간에서 통화정책에 대한 가계대출 증가율의 반응은 통계적으로 유의하지 않았고 기업대출 증가율의 반응은 통화정책의 효과가 약화되는 것으로 조사되었다.

종합적으로 살펴보면 금융위기 이후 장기적으로 통화정책에 대한 총대출과 가계대출 증가율의 반응은 감소되었다. 반면 기업대출 증가율에 대한 통화정책의 효과는 단기적인 저금리 구간에서 약화되는 것으로 조사되었다. 이는 은행별 특성과 수요 요인 등을 함께 고려해도 동일한 결과가 나타났다. 넷째, 단기적인 저금리 구간에서 통화정책에 대한 기업대출 증가율의 반응이 감소되는 이유는 저금리에서 기업대출의 예대마진이 감소되어 대출성장도 축소되었기 때문인 것으로 보인다. 기존의 문헌에서 제시한 저금리 시에 은행의 수익성이 악화되어 대출이 감소되는 결과는 기업대출 증가율에 적용되는 것으로 조사되었다.

결론적으로 은행대출 경로를 통한 통화정책의 영향은 금융위기 이후에도 통계적으로 유의한 것으로 보인다. 하지만 통화정책의 변화에 대한 총대출과 가계대출 증가율의 반응은 장기적 관점에서 통계적으로 유의하게 감소되었고 기업대출 증가율의 반응은 단기적인 저금리 구간에서 통화정책의 효과가 약화되는 것으로 보인다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서 실증분석을 위한 방법론을 살펴보고, 제Ⅲ절에서는 분석된 결과를 살펴본 후, 마지막 제Ⅳ절에서 결론으로 이어진다.

Ⅱ. 분석 방법론

1. 시변 계수 자기회귀(time varying parameter VAR)모형

통화정책이 은행의 대출규모에 미치는 영향을 분석한 Bernanke and Blinder (1992)는 통화정책의 좋은 지표인 Federal Funds rate에 충격이 왔을 때 실업률, 유가증권, 예금, 대출의 반응을 VAR 모형을 통해 분석하였다. 변수들의 시계열적 상호작용을 파악하기 위해서 VAR 모형(Vector Autoregressive Model)을 사용하

였고 이 VAR 모형을 이용하여 통화정책 변수가 대출변수를 통해 실물경제에 미치는 영향을 살펴볼 수 있다. 본 연구에서는 시간이 흐름에 따라 은행대출 경로를 통한 통화정책의 영향이 변화되었는지를 알아보기 위해서 시변 계수 자기회귀(time varying parameter VAR)모형을 이용하여 분석하였다. TVP-VAR 모형이 일반적인 VAR 모형과 다른 점은 일반 VAR 모형은 분석기간 동안 계수 값이 고정되어 있는 것으로 분석하는 반면 TVP-VAR 모형은 시점별로 회귀계수 값이 다른 값을 갖도록 하는 것이다.

$$y_t = \beta x_t + \epsilon_t \tag{1}$$

$$y_t = \beta_t x_t + \epsilon_t \tag{2}$$

예를 들어, 식 (1)은 일반적인 VAR 모형이고 식 (2)는 TVP-VAR의 기본모형이다. 식 (1)과 식 (2)의 차이점은 식 (2)는 β_t 로 식 (1)의 β 와 달리 시점에 따라서 변화되도록 설정한다는 것이다.⁹⁾ 여기서 β_t 는 Primiceri(2005)가 제시한 대로 랜덤워크(randomwalk) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \nu_t \tag{3}$$

Primiceri(2005)는 TVP-VAR 모형의 시변 계수를 일종의 확률 변동성 모형(stochastic volatility model)으로 보고 다음과 같이 모형화하였다.

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + u_t, \tag{4}$$

$$t = 1, \dots, T, \text{ Var}(u_t) = \Omega_t$$

여기서 y_t 는 관측 가능한 내생변수로 (n×1) 벡터, c_t 는 시변 상수항, $B_{k,t,t-k}$ 는 시변 계수 행렬이고 u_t 는 관측 불가능한 충격이다. 식 (4)에 구조식별 제약을 부과하면 다음 식 (5)와 같이 설정된다.

9) 강규호(2016), 베이저안 계량경제학에서 관련 내용을 살펴볼 수 있다.

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + A_t^{-1}\Sigma_t\epsilon_t, \quad (5)$$

$$t = 1, \dots, T, \quad \text{Var}(\epsilon_t) = I_t$$

여기서 A_t 는 당기반응 계수행렬이고 Σ_t 는 공분산 계수행렬, ϵ_t 는 구조적 충격을 나타낸다. Ω_t 는 일반적인 하방 삼각행렬 분해로 다음과 같이 정의된다.

$$A_t\Omega_tA_t' = \Sigma_t\Sigma_t' \quad (6)$$

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \dots & \alpha_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

여기서 $\alpha_{ij,t}$ 는 t 시점에서 i 변수가 j 변수에 미치는 영향을 나타내고 시변 계수는 다음과 같이 정의된다.

$$B_t = B_{t-1} + \nu_t \quad (9)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \xi_t \quad (10)$$

$$\log\sigma_t = \log\sigma_{t-1} + \eta_t \quad (11)$$

위 식의 모형에 사용된 교란항(innovations)은 다음과 같이 결합정규분포를 따르는 것으로 가정된다.

$$V = \text{Var} \begin{bmatrix} \epsilon_t \\ \nu_t \\ \xi_t \\ \eta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (12)$$

식 (12)에서 I_n 은 n 단위행렬이고 Q, S, W 는 양정부호행렬(positive definite matrices)이다. 식 (12)와 같이 가정하는 것은 추정해야 될 파라미터의 숫자를 제

한하기 위한 것인데, 예를 들어 $Q = 0$, $S = 0$, $W = 0$ 일 경우 파라미터가 상수인 일반적인 VAR 모형이 되는 것이다. 이 모형은 베이지안 분석방법의 깁스 샘플링 알고리즘을 사용하여 사후적 파라미터의 분포(posterior distribution)로 추정하게 된다. 여기서 사용된 사전적(prior) 초기값은 일반 VAR의 OLS 추정치를 사용하였다. 구체적인 내용은 Primiceri(2005)와 Koop and Korobilis(2013)의 내용을 따랐다.

2. 동학적 패널모형(dynamic panel model)

TVP-VAR 모형은 시점별로 통화정책의 반응계수를 다르게 추정할 수 있기 때문에 금융위기 이전과 이후의 시간이 흐름에 따라 통화정책에 대한 은행대출 반응에 어떠한 변화가 있었는지 분석해 보기 위해 사용하였다. 그런데 만일 TVP-VAR 모형에서와 같이 거시변수만을 이용하여 분석한다면 은행의 개별적 특성에 의해서 대출규모에 변화가 생겼을 경우 이것이 통화정책의 은행대출 경로에 의한 것인지 아니면 은행의 특성 요인에 의한 것인지를 명확히 구분하지 못하는 단점이 존재한다. 따라서 수요 요인과 은행별 특성을 함께 고려하기 위해 은행별 대출 패널 자료를 분석하였다. 금융위기 이전과 이후의 각 기간별로 통화정책에 대한 은행대출 반응을 비교해 보기 위해서 데이터를 금융위기 이전과 이후의 기간으로 나누어 분석에 이용하였다. 본 논문에서 사용한 모형은 Borio and Gambacorta(2017), 구재운·맹경희(2013) 등 대부분의 논문에서 주로 사용되었던 것으로 다음과 같다.

$$\Delta Loans_{it} = \alpha_i + \beta \Delta Loans_{it-1} + \gamma \Delta MP_t + \lambda Y_{it} + \rho X_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (13)$$

여기서 i 는 은행별 구분이고 t 는 시간을 의미한다. $\Delta Loans$ 는 은행별 대출 증가이고 ΔMP 는 통화지표로 콜금리를 사용하였다. Y 는 은행대출에 영향을 주는 거시변수(실질 GDP, 인플레이션)들의 벡터이고 X 는 은행별 특성 변수(자산 규모, 유동성 등)를 나타낸다. 사용된 변수들은 <표 1>에서 자세히 살펴볼 수 있다. 은행별 대출 자료를 분석한 문헌들은 은행별 특성 변수에 따라 통화정책의 효과가 달라질 수 있다는 점을 지적하였다. Kashyap and Stein(1995)은 은행별 대출 자료를 사용하여 분석하였는데 은행의 자산규모가 큰 대형 은행일수록 통화정책의 변동시 내부 자산을 활용하여 자금을 조달할 수 있기 때문에 통화정책

의 영향을 적게 받는 것으로 조사하였다. 은행의 특성 변수로 자기자본 비율을 이용한 Kishan and Opiela(2000)는 자기자본 비율이 높을 경우 통화정책의 효과는 작아지는 것으로 보고하였다. 이밖에 은행의 유동성 비율이 높은 경우 통화정책의 효과가 감소된다는 연구 결과도 있다. Borio and Gambacorta(2017)는 은행의 특성 변수로 부채 펀딩 비용(funding expenses over total non-equity funding), 레버리지 비율, 유동성 비율 등을 사용하였는데 레버리지 비율만 유의한 것으로 조사하였다. 국내에서는 구재운·맹경희(2014)가 은행의 자산규모와 자본비율을 특성 변수로 추가하였고 두 변수 모두 유의한 것으로 분석하였다.

<표 1> 변수의 정의

변수	내용	출처
$\Delta Loans_{it}$	은행 i 의 t 기 대출 증가율(총대출, 가계대출, 기업대출)	금감원
ΔMP	통화정책 변수(콜금리 변동분)	한국은행
Real GDP growth	실질 GDP 증가율(계절조정)	한국은행
CPI growth	소비자 가격지수 인플레이션	한국은행
Risk premium	회사채 AA 3년-국고채 3년 금리	한국은행
Total asset	은행별 총자산의 로그값	금감원
House price growth	주택매매가격종합지수 증가율	KB부동산
Lowrate dummy	콜금리 25번째 백분위수 이하 = 1, 그 외에는 = 0	
분석에 사용된 은행	국민은행, 신한은행, 하나은행 ¹⁰⁾ , 우리은행, 한국스탠다드차타드은행, 한국씨티은행, 경남은행, 광주은행, 대구은행, 부산은행, 전북은행, 제주은행, 중소기업은행	금감원

단기적으로 저금리 하에서 은행대출 경로를 통한 통화정책이 효과적으로 영향을 주고 있는지 살펴보기 위해서 Borio and Gambacorta(2017)가 사용한 25번째 백분위 수준 이하의 콜금리를 저금리로 설정하고 더미변수를 추가하여 식 (13)을 식 (14)와 같이 변형하였다.

10) 국민은행, 신한은행, 하나은행은 합병 전후 분기 자료의 평균을 대체하여 사용하였다.

$$\begin{aligned} \Delta Loans_{it} = & \alpha_i + \beta \Delta Loans_{it-1} + \gamma \Delta MP_t \\ & + \delta \Delta MP_t * Lowrate_{it} + \lambda Y_{it} + \rho X_{it-1} + \epsilon \end{aligned} \quad (14)$$

여기서 $Lowrate_{it}$ 항은 콜금리 분포의 25번째 백분위수에 해당하는 금리수준보다 낮으면 1이고 그렇지 않으면 0이 되는 더미변수이다. 본 연구에서는 은행별 대출 자료를 금융위기 이전과 이후로 나누고 식 (14)를 적용하여 각각 추정하였다. 여기서 금융위기 이전은 1999년 1분기부터 2007년 4분기까지이며 금융위기 이후는 2012년 1분기부터 2020년 2분기까지이다.¹¹⁾ 식 (13)과 식 (14)의 추정식은 일반적인 동학적 패널모형(dynamic panel model)의 형태이고 일반화된 적률법(generalized method of moments: GMM)을 적용해서 분석하였다. Arellano and Bond(1991)는 차분 적률법(difference GMM) 방법을 사용하였는데 각 t 마다 도구변수의 개수를 다르게 하고 회귀식의 오차항에 존재하는 시계열 상관을 고려하여 효율적인 추정을 할 수 있도록 하였다. 도구변수는 오차항 $\Delta \epsilon_{it}$ 과 상관이 없는 $(t-2)$ 기 변수들을 사용하였다. 이 차분 GMM 추정방법에서 고려해야 할 사항은 동학적 패널모형의 적률조건들에 사용되는 도구변수와 오차항의 공분산이 0이어야 하고 오차항 ϵ_{it} 에는 시계열 상관이 없어야 한다는 점이다. 따라서 동학적 패널모형이 올바르게 설정되었는지 살펴보기 위해서 도구변수들과 오차항이 서로 상관관계가 없다는 적률조건 충족과 고유오차 ϵ_{it} 에 시계열 상관이 없다는 검정을 해야 한다. 첫 번째 검정방법은 과다식별 검정(overidentification test)의 일종인 Sargan 검정을 실시하였고 두 번째 오차항의 시계열 상관 여부 검정을 위해서는 Arellano and Bond(1991)가 제안한 검정방법을 사용하였다. 이는 차분한 오차항 $\Delta \epsilon_{it}$ 에 시계열 상관이 있는지 여부를 확인하여 간접적으로 ϵ_{it} 에 시계열 상관 여부를 확인하는 방법이다. 여기서 차수 1에 대해서는 유의한 음수여야 하고 2차 이상에서는 유의하지 않다는 결과가 나와야 고유오차 ϵ_{it} 에 시계열 상관이 없다는 결론을 얻을 수 있게 된다.¹²⁾

11) 한국은행은 2008년 글로벌 금융위기와 2011년 유럽 재정위기 동안 적극적으로 완화적 통화정책을 시행하여 기준금리를 빠르게 낮추었다. 2008년부터 2011년까지의 기준금리의 표준편차는 1.05퍼센트로 이외 기간의 표준편차인 0.57퍼센트보다 두 배가량 크다. 여기서 경기 침체 및 금융위기 시작과 끝에 대한 논의는 배제하고 이 기간을 예외적인 기간으로 가정한 후 연구를 진행하였다.

12) 한치록(2019), 패널데이터 강의 내용에 설명되어 있다.

Ⅲ. 실증분석 결과

분석에 사용된 자료의 전체 기간은 1999년 1분기부터 2020년 2분기까지이다. 실질 GDP가 분기별로 발표되기 때문에 다른 데이터도 분기별 자료를 사용하였다. 은행대출 자료는 국내 17개 은행들 중 특수은행을 제외한 13개 은행들의 자료를 금감원에서 추출하여 사용하였다. 분석에 사용된 자료는 <표 1>에 자세히 설명되어 있다.

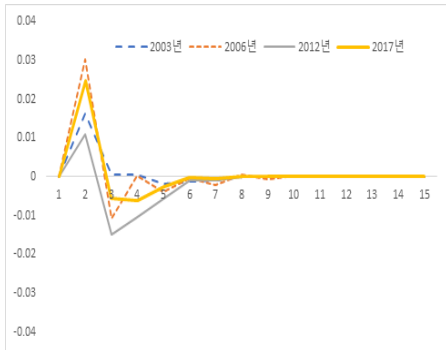
1. 시변 계수 자기회귀모형 분석

TVP-VAR 모형을 사용하여 금융위기 전후로 시간이 흐름에 따라 통화정책 충격에 대한 은행대출의 반응이 달라졌는지 살펴보았다. 실물변수에는 실질 GDP, 은행대출에는 13개 은행들의 대출 총합을 사용하였고 통화정책 변수에는 콜금리를 사용하였다. 외생성(exogeneity)을 고려하여 실질GDP, 은행대출, 콜금리의 일반적인 3변수 TVP-VAR 모형으로 추정하였다. 분석에 사용된 데이터의 분기기간은 총 86개이다. 금융위기 전후로 시간이 흐름에 따라 TVP-VAR 모형의 계수가 변화되었는지 살펴보기 위해서 오차항의 분산을 이분산(heteroskedasticity)으로 가정한 Koop and Korobilis(2013)의 방법을 이용하였다. 본 연구에서는 총 30,000번의 과정을 반복한 후 최초의 5,000개의 결과는 버리고(burn in) 남은 결과만을 가지고 분석에 사용하였다.

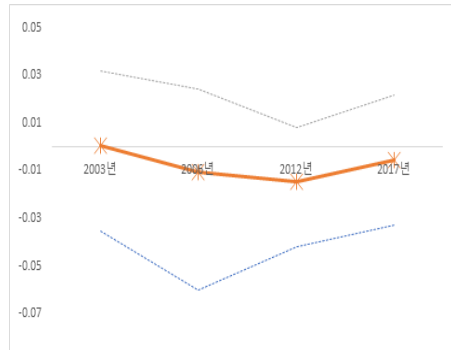
<그림 2>에서 수평축은 콜금리 충격 이후의 기간을 나타내고 수직축은 충격에 대한 반응의 크기를 의미한다. 여기서 콜금리 1퍼센트 포인트 상승 충격에 대한 총대출 증가율의 반응은 모든 시점에서 2분기에 상승하였다가 3분기에 하락한 후 6분기가 지나면서 점차 그 영향이 사라지는 것으로 보인다. <그림 3>은 통화정책 충격 이후 3분기가 지난 시점만 종단면으로 분리하여 살펴본 것이다.¹³⁾ 콜금리 1퍼센트 포인트 상승시 총대출 증가율의 반응은 금융위기 전과 후에 모두 -1퍼센트 포인트 정도 하락하였고 크게 변화되지 않았다. 총대출은 가계대출 45.5%, 기업대출 53%, 나머지는 기타 대출 비중의 합으로 구성되어 있다.

13) 대출은 계약(contract)이기 때문에 통화정책의 변화로 즉각 반응이 나타나지 않고 통계 수치로 적용되기까지 시차가 존재한다.

<그림 2> 콜금리 상승시 총대출 반응



<그림 3> 콜금리 상승시 총대출 3분기 후

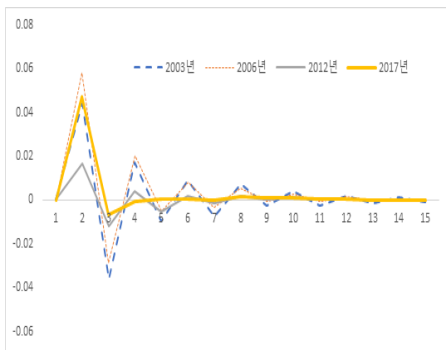


주: 점선은 25번째 및 75번째 백분위수 추정치.

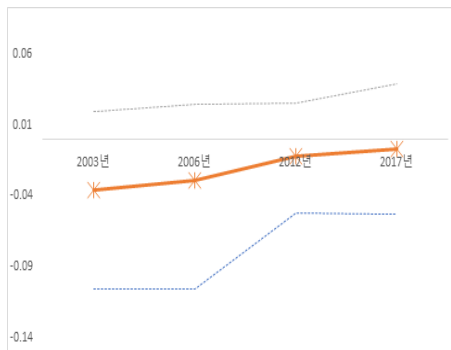
<그림 4>는 콜금리 1퍼센트 포인트 상승 충격에 대한 가계대출 증가율의 반응함수를 나타낸다. 금융위기 전과 후의 모든 시점에서 충격 이후 2분기에 가계대출 증가율이 상승하였다가 이후 하락되는데 금융위기 이후에는 가계대출 증가율의 하락폭이 감소되었다.

<그림 5>에서 통화정책 충격 이후 3분기 시점에서 종단면으로 살펴본 결과 금융위기 이전 가계대출 증가율은 -3퍼센트 포인트 정도 하락하였는데 금융위기 이후에는 -0.6~-1퍼센트 포인트 정도 하락의 폭이 감소되었다. 콜금리 변화에 대한 가계대출 증가율의 반응은 금융위기 이후 감소된 것으로 보인다.

<그림 4> 콜금리 상승시 가계대출 반응



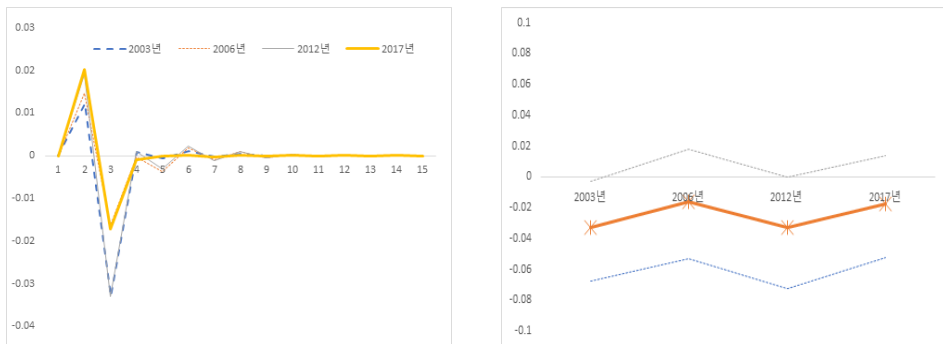
<그림 5> 콜금리 상승시 가계대출 3분기 후



주: 점선은 25번째 및 75번째 백분위수 추정치.

<그림 6>은 콜금리 1퍼센트 상승 충격에 대한 기업대출 증가율의 반응함수이다. 콜금리 상승 충격에 대한 기업대출 증가율의 반응은 금융위기 전과 후의 모든 시점에서 2분기에 상승한 후 3분기에 하락되고 6분기 이후에 점차 사라진다. <그림 7>에서는 콜금리 상승 충격 이후 기업대출 증가율의 3분기 후 반응을 중단면으로 살펴본 것인데 금융위기 전과 후에 모두 -1.5~3퍼센트 포인트에서 하락 반응하였고 크게 변화되지 않았다.

<그림 6> 콜금리 상승시 기업대출 반응 <그림 7> 콜금리 상승시 기업대출 3분기 후



주: 점선은 25번째 및 75번째 백분위수 추정치.

종합적으로 TVP-VAR 모형을 이용하여 금융위기 전후로 시간이 흐름에 따라 통화정책 충격에 대한 은행대출의 반응을 분석한 결과는 다음과 같다. 통화정책에 대한 총대출과 기업대출 증가율의 반응은 금융위기 이후에도 크게 변화되지 않았지만 가계대출 증가율의 반응은 금융위기 이후 감소되었다.

2. 동학적 패널모형 분석

동학적 패널모형을 사용하여 수요 요인과 은행별 특성을 모형에 함께 고려하여 은행별 대출 자료를 분석하였다. 본 연구에서는 은행별 특성 변수로 기존 문헌들에서 제시된 자산규모, 유동성 비율, 자기자본 비율 등을 모두 모형에 추가해 보았고 그중에서 일관되게 유의한 결과를 보여주었던 은행의 총자산 규모만을 포함하였다. 분석 결과 은행별 특성 변수로 사용된 은행 총자산의 계수는 음의 값으로 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 이는 다른 조건이 같을 때 은행의 규모가 클수록 금융시장의 제약이 적기 때문에 통화정책의 변화에 대해 대출 증

가가 크게 반응하지 않는 것으로 이해된다. 실제로 국내 대형 4대 은행들의 경우 통화완화정책으로 금리를 지속적으로 낮추었던 2013년 이후 총자산에서 유가증권 비중은 1.96퍼센트 포인트 증가되었지만 같은 기간 총대출 비중은 1.53퍼센트 포인트 감소하였다.¹⁴⁾ 즉, 기준금리 하락 시기에 대출을 증가시키지 않고 유가증권의 투자를 증가시킨 것으로 보인다. 이는 은행의 자산 및 자본 규모가 큰 은행의 경우 기타 유가증권의 투자로 인해 통화정책의 변동에 덜 민감하게 반응한다는 Kashyap and Stein(1995), Kishan and Opiela(2000), 구재운·맹경희(2014) 등의 연구 결과와 일치된다.

<표 2>는 총대출에 대한 함수의 추정 결과이다. (1)번 열은 기본모형으로 금융위기 기간을 포함하여 1999년 1분기부터 2020년 2분기까지의 은행별 대출 자료를 분석한 결과이다. 여기서 완화적 통화정책으로 콜금리가 하락되면 총대출 증가율은 상승 반응하며 이는 이론에 부합된다. (2)~(3)번 열은 금융위기 이전 기간의 자료를 분석한 결과로 (2)번 열은 단기적 저금리 구간을 고려하지 않았을 때의 모형이고 (3)번 열은 단기적 저금리 구간을 고려하였을 때의 모형으로 식 (14)를 적용하였다. (4)~(5)번 열은 금융위기 이후 기간의 자료를 분석한 결과로 (4)번 열은 단기적 저금리 구간을 고려하지 않았을 때의 모형이고 (5)번 열은 단기적 저금리 구간을 고려하였을 때의 모형으로 식 (14)를 적용하였다. 분석 결과 금융위기 이전에는 콜금리 1퍼센트 포인트 상승시 총대출 증가율은 -2.2~-3퍼센트 포인트 정도 하락하였는데 금융위기 이후에는 -1.9~-2.2퍼센트 포인트 정도로 하락폭이 감소하였다. 따라서 금융위기 이후 장기적으로 저금리가 유지되는 경우 통화정책에 대한 총대출 증가율의 반응은 감소되는 것으로 나타났다. 금융위기 이전 콜금리와 저금리의 교차항은 양의 값으로 통계적으로 유의하였고 금융위기 이후에는 통계적으로 유의하지 않았다. 이것은 금융위기 이전에는 단기적인 저금리 구간에서 통화정책에 대한 총대출 증가율의 반응이 약화되었지만 금융위기 이후에는 통계적으로 유의하지 않은 것이다. 전체적으로 총대출 증가율은 금융위기 이후 저금리가 지속되면서 통화정책에 대한 영향이 감소된 것으로 분석된다. 이는 TVP-VAR의 분석 결과와 다소 다른 것인데 TVP-VAR 모형이 은행별 특성과 수요 요인 등이 함께 제어되지 않고 분석되었기 때문인 것으로 보인다.

14) 국내 전체 13개 은행 중 대형 4대(국민, 신한, 하나, 우리) 은행의 총자산 중에서 유가증권, 총대출 비중을 기준으로 하였다(자료: 금감원).

<표 2> 총대출 함수 추정 결과

VARIABLES	1999~2020년	1999~2007년 금융위기 이전		2012~2020년 금융위기 이후	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Total loans growth(t-1)	0.287*** [0.065]	0.163* [0.093]	0.155* [0.091]	0.441*** [0.058]	0.446*** [0.059]
ΔCall_rate	-0.008* [0.005]	-0.022*** [0.007]	-0.030*** [0.009]	-0.019*** [0.005]	-0.022*** [0.005]
ΔCall_rate*Low_rate			0.043*** [0.016]		0.026 [0.024]
Total assets(t-1)	-0.017*** [0.003]	-0.023* [0.014]	-0.026* [0.014]	-0.032*** [0.011]	-0.031*** [0.011]
real GDP_growth	0.182* [0.104]	0.283 [0.182]	0.219 [0.175]	-0.313** [0.129]	-0.404*** [0.140]
House_price_growth		0.159 [0.102]	0.162 [0.100]	-0.084 [0.123]	-0.074 [0.120]
Risk_premium	-0.003 [0.003]	-0.008 [0.009]	-0.013 [0.009]	0.019 [0.012]	0.020* [0.012]
CPI_inflation	-0.163 [0.218]	-0.777*** [0.250]	-0.770*** [0.251]	0.024 [0.192]	0.009 [0.191]
Constant	0.310*** [0.056]	0.426* [0.243]	0.486** [0.243]	0.578*** [0.195]	0.560*** [0.196]
Observations	1,079	429	429	364	364
Number of Banks	13	13	13	13	13
abond1	0.0110	0.0086	0.0085	0.0036	0.0039
abond2	0.1059	0.1523	0.1446	0.7130	0.7241
sargan	0.8998	0.8324	0.8883	0.2336	0.2321

주: 1) Robust standard errors in brackets *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

2) abond1와 abond2는 오차항의 1차와 2차 시계열 상관 여부를 검정하는 검정통계량의 p값, 1차는 유의한 음수, 2차는 유의하지 않음을 만족함.

3) sargan test는 도구변수와 오차항의 상관관계가 없는지를 검정하는 검정통계량의 p값으로 적률조건을 만족함.

<표 3>은 가계대출 함수의 추정 결과를 보여주고 있으며 (1)~(5)번 열에 대한 모형 설정은 <표 2>의 총대출 함수의 결과와 동일하다. 우선 (1)번 열의 기본 모형에서 콜금리 1퍼센트 포인트 상승에 대한 가계대출 증가율은 금융위기 이전에 -4.8~-5.2퍼센트 포인트 정도 하락 반응하였지만 금융위기 이후에는 -2.2퍼센

트 포인트 정도로 하락되는 폭이 감소되었다. 그리고 콜금리와 저금리의 교차항은 금융위기 전과 후에서 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 통화정책 변화에 대한 가계대출 증가율은 금융위기 이후 장기적 관점에서 통화정책의 효과가 감소된 것으로 분석된다.¹⁵⁾

<표 3> 가계대출 함수 추정 결과

VARIABLES	1999~2020년	1999~2007년 금융위기 이전		2012~2020년 금융위기 이후	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Household loans growth(t-1)	0.248* [0.139]	0.165*** [0.056]	0.164*** [0.055]	0.485*** [0.061]	0.483*** [0.044]
ΔCall_rate	-0.017** [0.007]	-0.048*** [0.015]	-0.052*** [0.018]	-0.024** [0.012]	-0.022* [0.012]
ΔCall_rate*Low_rate			0.028 [0.029]		-0.028 [0.037]
Total assets(t-1)	-0.041*** [0.010]	-0.051*** [0.012]	-0.051*** [0.013]	-0.029** [0.012]	-0.030** [0.014]
real GDP_growth	0.763*** [0.244]	-0.048 [0.226]	-0.056 [0.229]	-0.241 [0.165]	-0.138 [0.285]
House_price_growth		0.441*** [0.112]	0.427*** [0.113]	0.663*** [0.220]	0.660** [0.273]
CPI_inflation	-2.113*** [0.352]	-2.557*** [0.635]	-2.576*** [0.630]	-1.381*** [0.299]	-1.357*** [0.324]
Constant	0.752*** [0.191]	0.908*** [0.220]	0.909*** [0.221]	0.525** [0.219]	0.546** [0.247]
Observations	1,079	416	416	364	364
Number of Banks	13	13	13	13	13
abond1	0.0199	0.0263	0.0270	0.0062	0.0061
abond2	0.1334	0.2445	0.2498	0.6983	0.8547
sargan	0.5476	0.2068	0.2051	0.2104	0.2910

주: <표 2>와 같음.

은행 특성 변수인 총자산과 가계대출 증가율의 관계는 모두 통계적으로 유의

15) <표 3>에서 은행 특성 변수 및 다른 변수들을 제외하거나 저금리의 수준을 콜금리의 10 번째 백분위 수준으로 더 낮추고 분석하여도 동일한 결과가 나타났다.

한 음의 방향으로 나타났지만 금융위기 이후의 영향은 감소된 것으로 보인다. 결국 금융위기 이후 장기적으로 가계대출 증가율은 통화정책의 영향 및 은행 특성 변수의 영향들이 모두 감소된 것으로 보인다. 이러한 요인들 대신 가계대출 성장에 가장 많은 영향을 주고 있는 요인으로 주택매매가격의 성장을 꼽을 수 있을 것이다. 박연우·방두완(2012)에 의하면 국내의 주택가격과 은행대출은 상관성이 높아서 가계대출이 부동산 시장의 성장과 함께 증가되었다고 주장하였다. 임호렬(2005)은 주택가격 상승이 통화정책의 변화에 의해 유의한 연관을 가지고 있기 때문에 통화정책 기조의 변화는 신중해야 한다고 보았다. 또한 Hong, Park, and Song(2020)은 국내 부동산 가격의 상승은 부동산과 관련된 정책의 변화보다는 금리 감소로 인한 대출 증가에 의한 영향이 더 중요했던 것으로 조사하였다. 이러한 연구 결과를 감안하여 주택매매가격 변수를 모형에 추가하였다. 그 결과 주택매매가격 상승 시에는 가계대출 증가율이 증가되는 것으로 조사되었고 금융위기 이후 주택매매가격의 영향은 좀 더 상승된 것으로 보인다.¹⁶⁾

<표 4>는 기업대출 함수의 추정 결과를 보여주고 있으며 (1)~(5)번 열에 대한 모형 설정은 <표 2>의 총대출 함수의 결과와 동일하다. (1)번 열의 기본모형에서 금융위기를 포함하는 전체 기간에서 콜금리 상승시 기업대출 증가율은 통계적으로 유의하게 하락 반응하였지만 반응의 크기 및 유의성은 크지 않은 것으로 조사되었다. (2)~(5)번 열까지 금융위기 이전과 이후를 나누어 분석한 경우 통화정책의 변화로 콜금리 상승시 기업대출 증가율은 통계적으로 유의하게 음의 방향으로 나타났다. 금융위기 이전에는 콜금리 1퍼센트 포인트 상승에 대한 기업대출 증가율의 반응은 -1.7~-2.0퍼센트 포인트 정도 하락하였는데 금융위기 이후에는 -1.9~-2.6퍼센트 포인트 정도 하락하였다. 금융위기 이후에도 기업대출에 대한 통화정책의 영향은 크게 변화되지 않은 것으로 분석된다. 하지만 콜금리와 저금리의 교차항은 금융위기 전과 후 모든 기간에서 양의 값으로 통계적으로 유의한 결과가 나타났다. 이는 단기적인 저금리 구간에서 기업대출 증가율에 대한 통화정책의 효과는 감소되는 것으로 분석된다.¹⁷⁾

종합적으로 살펴보면 동학적 패널모형에서 금융위기 이후 장기적으로 총대출 증가율에 대한 통화정책의 영향은 감소되었다. 단기적인 저금리 구간에서 통화정책에 대한 총대출 증가율의 반응은 금융위기 이전에는 약화되었지만 금융위기

16) <표 2>에서 주택매매가격의 성장에 대한 총대출의 반응은 통계적으로 유의하지 않았다.

17) <표 4>에서 저금리 수준을 콜금리 분포의 10번째 백분위 수준으로 더욱 낮추어 추정하여도 동일한 결과가 나타났다.

<표 4> 기업대출 함수의 추정 결과

VARIABLES	1999~2020년	1999~2007년 금융위기 이전		2012~2020년 금융위기 이후	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Corporate loans growth(t-1)	0.176*** [0.056]	0.096* [0.056]	0.091* [0.055]	0.134* [0.081]	0.144* [0.083]
ΔCall_rate	-0.006* [0.005]	-0.020*** [0.008]	-0.017* [0.009]	-0.019* [0.011]	-0.026*** [0.009]
ΔCall_rate*Low_rate			0.072*** [0.023]		0.058** [0.029]
Total assets(t-1)	-0.009*** [0.002]	-0.014 [0.011]	-0.009 [0.009]	-0.032* [0.019]	-0.030 [0.018]
real GDP_growth	0.049 [0.098]	0.485* [0.250]	-0.125 [0.269]	-0.517*** [0.116]	-0.713*** [0.168]
House_price_growth		0.021 [0.105]	0.151* [0.087]	-0.521** [0.241]	-0.496** [0.236]
Risk_premium	-0.007*** [0.003]	-0.028*** [0.009]	-0.030*** [0.009]	0.020 [0.018]	0.024 [0.017]
CPI_inflation	1.076*** [0.168]	0.725*** [0.269]	0.915*** [0.286]	0.748*** [0.243]	0.732*** [0.247]
Constant	0.182*** [0.035]	0.264 [0.183]	0.196 [0.158]	0.583* [0.328]	0.546* [0.323]
Observations	1,079	429	416	364	364
Number of Banks	13	13	13	13	13
abond1	0.0028	0.0031	0.0024	0.0103	0.0093
abond2	0.2024	0.5442	0.4879	0.1058	0.1218
sargan	0.8954	0.8611	0.8368	0.2566	0.2930

주: <표 2>와 같음.

이후에는 통계적으로 유의하지 않았다. 가계대출 증가율에 대한 통화정책의 영향은 금융위기 이후 장기적으로 감소되었다. 통화정책 변화에 대한 기업대출 증가율의 반응은 금융위기 이후에도 크게 변화되지 않았다. 하지만 기업대출 증가율에 대한 통화정책의 효과는 단기적인 저금리 구간에서 둔화되는 것으로 조사되었다. 즉, 총대출과 가계대출 증가율에 대한 통화정책의 영향은 금융위기 이후 장기적 관점에서 약화되었고 기업대출 증가율에 대한 통화정책의 효과는 단기적인 저금리 구간에서 감소되었다.

3. 금리와 은행대출의 수익성 관계

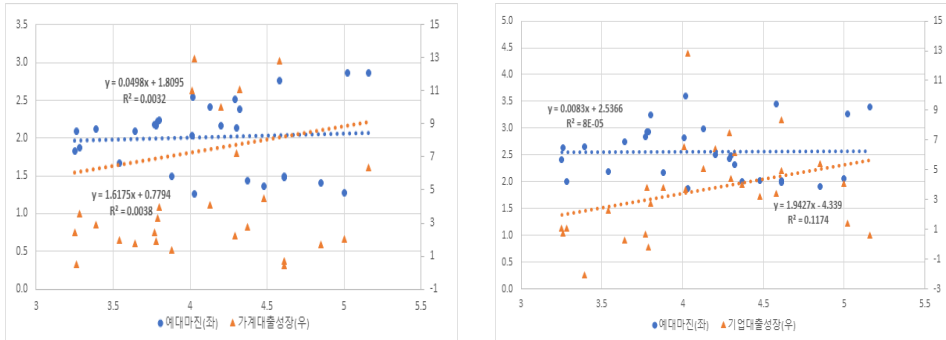
콜금리의 25번째 백분위 수준의 단기적인 저금리 구간에서 통화정책에 대한 가계대출과 기업대출의 증가율이 서로 다른 반응을 보이는 이유가 무엇인지 살펴해보겠다. 일반적으로 금리수준 및 기간구조의 변화가 은행의 수익성에 영향을 주는 것으로 알려져 있다. Borio, Gambacorta, and Hofmann(2017)은 은행의 수익성에 금리의 행태 변화가 영향을 준다고 분석하였는데 금리가 낮고 평평한 기간구조일 경우 은행의 수익성이 하락된다고 하였다. 국내에서는 서지용(2018)이 금리의 기간구조는 은행의 수익성에 유의한 영향을 주지 못하고 있지만 단기 금리수준이 은행의 이자 이익률에 비례적인 영향을 주고 있는 것으로 보고하고 있다. 은행은 통화정책의 기준금리 변화에 따라서 예금금리와 대출금리를 조정하는데 이때 은행의 수익을 결정하는 예대마진이 대출규모에 영향을 준다. 기준금리가 낮아지면 예금자 이탈 우려로 인해 금리 하락을 예금금리로 전가하지 못하게 되고 예대마진은 축소되어 은행 수익성이 악화된다. Claessens *et al.*(2018)과 Borio, Gambacorta, and Hofmann(2017)은 일반적으로 중앙은행이 완화적 통화정책으로 금리를 낮추어 저금리를 지속하면 은행의 수익성이 낮아진다고 보았다. 따라서 이로 인해 은행은 대출을 증가시킬 요인이 사라지고 은행대출 증가율이 감소된다. 결국 중앙은행이 완화적 통화정책으로 대출을 증가시켜 실물경제에 영향을 주고자 하는 효과는 감소될 수 있는 것이다.

<그림 8>은 금융위기 이전 국내 13개 은행의 가계, 기업대출 증가율과 예대마진과의 관계를 보여주고 있다. 가계대출의 예대마진은 저금리로 갈수록 크게 변화되지 않았지만 가계대출 증가율은 감소되었다. 기업대출의 예대마진은 저금리로 갈수록 변화되지 않았지만 기업대출 증가율은 감소되었다.¹⁸⁾ <그림 9>는 금융위기 이후 국내 13개 은행의 가계, 기업대출 증가율과 예대마진과의 관계를 보여주고 있다. 가계대출의 예대마진은 저금리로 갈수록 약간 상승하고 가계대출 증가율도 증가되었다. 반면 기업대출의 예대마진은 저금리로 갈수록 하락하고 기업대출 증가율도 감소되었다. <표 4>에서 금융위기 이후 통화정책에 대한 기업대출 증가율의 반응이 저금리 구간에서 약화되는 것은 은행의 예대마진이 감소되어 기업대출 증가율이 감소되었기 때문으로 보인다. 따라서 Borio and Gambacorta(2017)가 지적한 단기 이자율 감소로 금리가 매우 낮은 수준에 도달

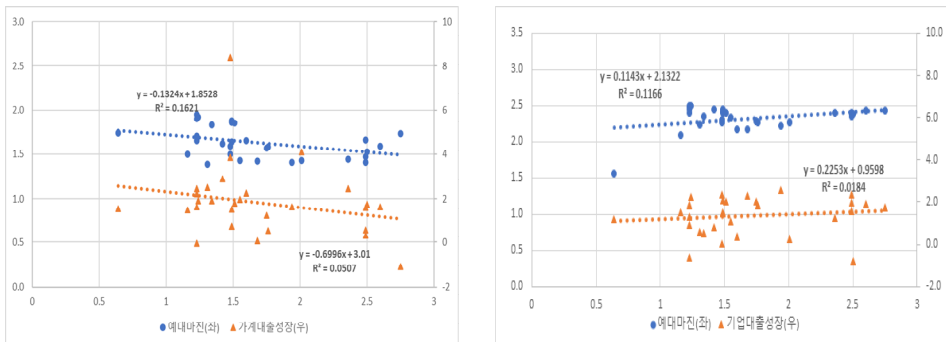
18) 가계대출의 예대마진은 가계대출금리와 예금금리의 차이이고 기업대출의 예대마진은 기업대출금리에 리스크 프리미엄을 감안한 후 예금금리와의 차이이다.

했을 때 은행 수익구조가 악화되어 통화정책이 은행대출 증가율에 미치는 효과가 감소된다는 분석 결과는 금융위기 이후 기업대출 증가율에 적용되었다.

<그림 8> 금융위기 이전 콜금리 수준별 예대마진과 가계 및 기업대출 성장



<그림 9> 금융위기 이후 콜금리 수준별 예대마진과 가계 및 기업대출 성장



반면 가계대출의 예대마진은 저금리 하에서도 하락되지 않았다. 그 이유는 가계대출에 대한 수요가 지속적으로 유지되고 있었고 가계대출 시장에서 국내 대형 4대 은행들의 시장 점유율이 크다는 점이 한 요인으로 보인다. 국내 대형 4대 은행의 가계대출 비중은 금융위기 이전 73.8퍼센트에서 금융위기 이후 79.8퍼센트로 상승되어 대출 시장에서 대형 은행들의 영향력은 더욱 확대되었다.19)

19) 국내 전체 13개 은행 중 대형 4대(국민, 신한, 하나, 우리) 은행의 가계대출 비중이다(자료: 한국은행 경제통계 시스템).

IV. 결론

본 연구에서는 은행대출 경로를 통한 통화정책의 영향이 저금리에서 달라지는지 분석하였다. 이를 위해 금융위기 이전과 이후로 기간을 나누고 상대적으로 저금리 기간인 금융위기 이후 통화정책의 효과가 달라졌는지 분석하였다. 또한 금융위기 이전과 이후의 각 기간 내에서도 단기적으로 저금리에 해당되는 구간을 정의하여 이 저금리 구간에서 통화정책의 효과가 변화되었는지 분석하였다.

분석 결과 전체적으로 은행대출 경로를 통한 통화정책의 영향은 금융위기 이후에도 통계적으로 유의한 것으로 보인다. 다만 동학적 패널모형으로 분석한 결과 금융위기 이후 장기적으로 총대출과 가계대출 증가율에 대한 통화정책의 영향은 감소되었고 금융위기 전과 후의 각각의 단기적인 저금리 구간에서 기업대출 증가율에 대한 통화정책의 영향은 약화되었다. 즉, 통화정책의 변화에 대해서 총대출과 가계대출의 반응은 금융위기 이후 장기적 관점에서 약화되었고 기업대출의 반응은 단기적인 저금리 구간에서만 감소하였다.

본 연구에서는 통화정책 변화에 대해서 은행의 대출공급 반응이 다르게 되는 한 요인으로 기준금리 변화시 은행의 예대마진이 변화되기 때문이라는 점을 살펴보았다. 하지만 통화정책 변화에 대해 가계와 기업대출 증가율의 반응이 서로 다르게 나타나는 원인이 예대마진 때문만은 아닐 것이다. 다만 예대마진의 변화에 따라서 은행의 대출 공급에 변화가 생길 수 있다는 점을 고려해야 한다는 것이다. 본 연구 결과에서 나타난 통화정책 변화에 대해 가계와 기업대출 반응의 차이를 예대마진으로 살펴본다면 금융위기 이후 장기적 저금리 구간에서 가계대출의 예대마진은 하락하였고 금융위기 전과 후의 단기적 저금리 구간에서 기업대출의 예대마진은 둔화되었다. 실제로 금융위기 이전 가계대출 예대마진의 평균은 2.0퍼센트이었지만 금융위기 이후에는 평균 1.6퍼센트로 하락되었다. 반면 기업대출의 예대마진은 금융위기 전과 후에서 평균 1.9퍼센트를 유지하였지만 구간 내 저금리로 갈수록 예대마진은 감소되었다.²⁰⁾ 이로 인해 가계대출의 증가율은 금융위기 이후 장기적 관점에서 감소되었고 기업대출의 증가율은 단기적 저금리 구간에서 둔화되었던 것으로 생각해 볼 수 있을 것이다.

은행이 예대마진만으로 대출 증감을 결정하지는 않을 것이다. 하지만 은행은

20) 기업대출의 예대마진에서 리스크 프리미엄을 감안하지 않았을 경우 금융위기 전과 후에서 각각 평균 1.89퍼센트, 평균 1.90퍼센트이었다.

전체 수익성을 고려하여 수익이 축소된 대출 대신 유가증권의 투자를 증가시키는 운용의 변화를 고려할 수도 있을 것으로 생각된다.²¹⁾ 따라서 은행대출 경로를 통한 통화정책의 영향은 은행별 특성과 수익구조에 영향을 주는 금리의 수준 변화에 의해서 통화 정책자의 예상과 다소 다른 결과가 나타날 수도 있을 것이다. 그렇다고 해서 은행별 특성을 모두 파악하여 통화정책을 시행할 수는 없을 것이다. 다만 시기별로 은행의 수익구조 및 금융기관의 운용 형태에 영향을 줄 수 있는 부분을 통화정책 시행시 고려해 볼 필요는 있을 것으로 생각된다. 본 연구에서는 금리의 수준 변화에 따른 통화정책의 영향을 분석하였지만 좀 더 구체적으로 은행의 수익에 영향을 주는 기간구조의 변화 및 기타 요인들에 대한 분석을 통하여 은행대출 경로를 통한 통화정책의 효과를 깊이 있게 살펴보는 것도 의미 있는 연구 과제가 될 것이라고 생각된다.

참 고 문 헌

- 구재운·맹경희, “통화정책의 은행대출 경로: 은행대출함수의 추정을 이용한 분석,” 『경제연구』 제32권 제3호, 2013, 129~148.
- 박연우·방두완, “주택가격과 은행대출의 상관관계에 관한 연구,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 26, No. 1, 2012, 107~141.
- 서지용, “은행 수익성에 미치는 금리행태의 영향력,” *Journal of the Korean Data Analysis Society*, Vol. 20, No. 4, 2018, 1960~1971.
- 임호렬, “부동산 가격 급변동과 통화정책의 대응,” 『한국경제연구』 제14권, 2005, 85~112.
- Arellano, Manuel and Stephen Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, 58(2), 1991, 277~297.
- Bernanke, Ben and Alan S. Blinder, “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, 1992, 901~921.
- Bernanke, Ben and Mark Gertler, “Inside the Black Box: The Credit Channel

21) 2013년 이후 국내 전체 은행의 총자산에서 유가증권 비중은 1.96퍼센트 포인트 증가되었지만 같은 기간 총대출 비중은 1.53퍼센트 포인트 감소하였다.

- of Monetary Policy Transmission,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4, 1995, 27~48.
- Boivin, Jean, Michael T. Kiley, and Frederic S. Mishkin, “How has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?,” National Bureau of Economic Research Working Paper 15879, 2010.
- Borio, Claudio and Haibin Zhu, “Capital Regulation, Risk Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?,” BIS Working Papers, No. 268, 2008.
- _____, “Capital Regulation, Risk Taking and Monetary Policy: A Missing Link in the Transmission Mechanism?,” *Journal of Financial Stability*, 2011, 236~251.
- Borio, C., L. Gambacorta, and B. Hofmann, “The Influence of Monetary Policy on Bank Profitability,” *International Finance*, 20, 2017, 48~63.
- Borio, Claudio and Leonardo Gambacorta, “Monetary Policy and Bank Lending in a Low Interest Rate Environment: Diminishing Effectiveness? BIS Working Papers, No. 612, 2017.
- Bouis, Romain, J. Renne, and S. Watanabe, “The Effectiveness of Monetary Policy since the Onset of the Financial Crisis,” OECD Economics Department Working Papers No. 1081, 2013.
- Claessens, S., N. Coleman, and M. Donnelly, “‘Low-for-long’ Interest Rates and Banks’ Interest Margins and Profitability: Cross-country Evidence,” *J. Finan. Intermediation*, 35, 2018, 1~16.
- Gambacorta, Leonardo, “Monetary Policy and the Risk Taking Channel,” *BIS Quarterly Review*, 2009.
- Heider, Florian, F. Saidi, and G. Schepens, “Life Below Zero: Bank Lending under Negative Policy Rates,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 32, No. 10, 2019, 3727~3761.
- Hong, Jay H., Choonsung Park, and Joon Song, “Accounting for Changes in House Prices and Rent in Korea, 2001-2016,” *The Korean Economic Review*, Vol. 35, 2020, 249~283.
- Janssen, Nils, G. Potjagailo, and M. H. Wolters, “Monetary Policy during Financial Crises: Is the Transmission Mechanism Impaired?,” *International*

- Journal of Central Banking*, Vol. 15, No. 4, 2019, 81~126.
- Kashyap, Anil K. and Jeremy C. Stein, "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, 1995.
- Kishan, R. P. and T. P. Opiela, "Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 32, No. 1, 2000, 121~141.
- Koop, Gary, Roberto Leon-Gonzalez, and Rodney W. Strachan, "On the Evolution of the Monetary Policy Transmission Mechanism," *Journal of Economic Dynamic & Control*, 33, 2009, 997~1017.
- Koop, Gary and Dimitris Korobilis, "Large Time Varying Parameter VARs," *Journal of Econometrics*, 177, 2013, 185~198.
- Primiceri, Giorgio E., "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *Review of Economic Studies*, 72, 2005, 821~852.
- Wang, Olivier, "Banks, Low Interest Rates and Monetary Policy Transmission," *European Central Bank Working Paper Series*, No. 2492, 2020.

[Abstract]

Bank Lending Channel of Monetary Policy Before and After the Global Financial Crisis

Hyun Joung Kim*

Since the Global Financial Crisis of 2008, the Bank of Korea have taken easing monetary policy to boost the sluggish economy. In spite of this measure, the economy has been still weak. A latent problem caused by persistently low interest rate is that the monetary policy may have sapped a significant effect on the real economy. This paper analyses the monetary policy effectiveness at very low interest rates through bank lending channel before and after the Global Financial Crisis. In this paper, we started by estimating a time varying parameter VAR model to explore lending changes in long-term periods. And using a general dynamic panel model for two periods before and after the crisis, we estimated the growth rate of loans for monetary policy. Our analysis suggests that the impact of monetary policy on the growth rate of total and household loans would be significantly weak after post-crisis in the long-term periods. In another finding, the monetary policy is less likely to affect the growth rate of corporate loans at very low rates in terms of the short-term periods.

Keywords: monetary policy, low interest rate, TVP-VAR, Dynamic panel model

JEL Classification: E5, E4, G1

* Department of Economics, Korea University, E-mail: hjkim98@gmail.com