KDI Journal of Economic Policy, 2024, 46(1):91-129
https://dx.doi.org/10.23895/kdijep.2024.46.1.91

거시경제와 금융안정을 종합 고려한 최적 통화정책체계 연구†

허준영 · 오형석*

한국은행은 금융위기 이후인 2011년 법 개정을 통해 기존의 물가안정 이외에 금융안정 책무를 추가로 부여받았는데, 그 이후 장기간에 걸쳐 가계신용이 소득 여건에 비해 빠르게 증가해 온 결과 최근의 가계부채 상황은 소비와 성장을 제약하고 부정적 경제충격 발생 시 위기 발생 가능성을 높일 수 있다는 우려가 제기되고 있다. 현재의 금융불균형 누증 상황이 앞으로 우리 금융·경제의 안정적 흐름을 제약하지 않도록 정부와 중앙은행이 더욱 유의해야 할 시기인 것으로 판단된다. 본 연구는 BIS가 중장기 경제안정화를 위해 거시·금융안정(macro financial stability)을 모색하고자 제안한 정책운용 체계인 통합적 물가안정목표제(IIT)의 국내 적용 가능성을 점검해 보고, 정책적 시사점을 도출해 보았다. 우선 VAR 모형을 통해 통화정책의 주택가격, 가계부채 파급효과를 살펴본 결과, 금융위기 이후 금리 인하에 따른 위험선호 경향이 뚜렷하게 증대된 것으로 나타났다. 또한 DSGE 모형을 통해 2000년 이후 2021년까지 약 20여 년간의 통화정책 운영 행태를 분석해 본

Key Word: **거시경제·금융안정, 통화정책체계, 금리준칙, 가계부채**
JEL Code: E52, E58, E44

* 허준영: 서강대학교 경제학부 부교수(E-mail: joonyhur@gmail.com); 오형석: 한국은행 조사국 경제모형실 거시모형팀장(E-mail: ohs@bok.or.kr)

* Received: 2023. 11. 4
* Referee Process Started: 2023. 11. 29
* Referee Reports Completed: 2024. 1. 7
† 본 연구는 한국은행 연구용역 사업으로 수행되었다. 다만, 본 연구 결과는 집필자들의 개인 연구 내용이며, 한국은행의 공식 견해와는 무관함을 밝힌다. 본 연구에 소중한 조언을 아끼지 않으신 익명의 두 분 심사위원님들과 박철범 교수님(고려대 경제학과), 엄상민 교수님(경희대 경제학과), 한국은행 경제모형실 세미나 참가자분들께도 깊은 감사를 드린다. 아울러 본 연구 수행에 필요한 자료정리 등 관련 업무를 최선을 다해 지원해 준 한국은행 이시은 조사역님께도 진심으로 감사를 표한다.

결과, 한국은행은 기준금리 결정 시 물가와 성장을 종합적으로 고려하면서, 가계신용 증가에도 일부 대응한 것으로 나타나 약한 형태의 IIT를 운영한 것으로 분석되었다. 다만, 금리평활화 계수가 매우 높게 추정되어 금리 조정에 상당히 신중했던 것으로 나타났다. 한편, 중앙은행 손실함수를 최소화하는 최적 금리준칙을 추정해 본 결과, 물가와 성장을 균형적으로 감안하면서, 경제 여건 변화에 대응하여 기준금리를 보다 적극적으로 조정하고, 소득 여건에 비해 가계부채가 빠르게 증가하는 경우에는 가계신용 상황에도 유의하는 정책이 바람직한 정책방안으로 분석되었다. 이 같은 연구결과를 고려할 때 BIS가 제안한 통합적 물가안정목표제는 중장기 시계에서 우리 경제의 안정적 성장을 뒷받침할 수 있는 정책체계 대안으로 고려해 볼 수 있을 것으로 판단된다.

Ⅰ. 서 론

전통적으로 거시경제의 안정을 목적으로 통화정책을 운영하는 중앙은행이 가계신용 등 금융안정 요인에도 대응해야 하는지 여부에 대해서는 그간 학계와 국제기구, 각국 중앙은행 간에 이견이 존재해 왔다. 미 연준과 IMF는 금융불균형 발생 시 중앙은행의 통화정책이 아닌 거시건전성 정책으로 대응하는 것이 바람직하다는 입장을 견지해 왔다. 이는 통화정책은 경제 전반에 영향을 미치는 거시정책으로서 금융불균형 완화를 목적으로 활용될 경우 실물경제에 의도하지 않은 부작용을 초래할 우려가 있는 반면, 거시건전성 정책은 과열된 금융・자산 부문에 한정하여 선별적으로 영향을 미치게 되므로 금융안정 정책의 효율성이 담보된다는 점에 기인한다. 이에 따라 통화정책은 물가안정에, 거시건전성 정책은 금융안정에 중점을 두고 운영하는 분리대응원칙(separation principle)이 바람직하다는 견해이다.

그런데 금융위기 발생을 계기로 과도한 가계신용 누증, 주택가격 거품 등 금융불균형 누증은 결과적으로 경제위기를 초래하는 등 금융안정 리스크가 거시경제에 막대하고 장기적인 영향을 미친다는 사실이 확인되면서, 중앙은행이 통화정책 운용 시 성장과 물가 등 거시경제 안정 이외에도 금융불균형 완화를 위해서도 적극 대응할 필요가 있다는 견해가 확산되었다. 이는 가계신용, 주택가격 등에 대한 통화정책의 파급효과가 확대[1]된 상황에서는 금융불균형 누증을 완화하기 위해 통화정책을 활용하는 것이 금융・경제 안정화 도모에 효과적이라는 점에 기인한다. 이에 더해 거시건전성 정책은 규제 회피 가능성 등으로 상황에 따라

[1]Borio and Zhu(2012) 등은 통화정책의 위험선호 경향이 증대된 상황에서는 금융불균형 완화를 위해 통화정책을 활용하는 것이 바람직하다는 견해를 제기하고 있다. 본고의 분석 등에서 금융위기 이후 기준금리 조정에 따른 가계신용과 주택가격의 반응이 이전 기간에 비해 상당폭 확대된 것으로 나타나, Borio and Zhu(2012)의 견해가 우리나라에서도 성립할 가능성이 높은 것으로 보인다.

금융불균형 완화 효과가 불확실할 수 있는 데다, 금융불균형 누증은 지속가능한 성장을 제약함으로써 성장과 물가 등 거시경제의 안정이라는 통화정책 본연의 목표 달성을 어렵게 할 수 있다는 점도 중앙은행의 통화정책 대응 필요성을 뒷받침하고 있다.

금융위기 이후 통화정책의 금융불균형 대응 필요 견해가 널리 확산되면서 주요국 중앙은행의 책무에 전통적인 물가안정 외에 금융안정을 추가하는 국가들이 증가하기 시작하였다.[2] 우리나라에서도 2011년 한은법 개정을 통해 한국은행의 통화정책 목적에 금융안정 조항이 추가되었다.[3] 그런데 한국은행은 주요국 중앙은행과 달리 통화정책 결정 시 금융안정 요인을 어떻게 고려하는 것이 바람직한지에 대한 논의와 합의가 아직까지 충분히 이루어지지 못한 상황이다.[4]

이 같은 상황에서 우리나라 가계부채 규모는 금융위기 이후 디레버리징을 경험한 미국 등 주요 선진국과 달리 증가세를 지속해 왔다. 특히 코로나19 이후에는 경제위기에도 불구하고 주택가격 상승을 배경으로 가계신용이 빠른 속도로 증가[5]하여 최근 우리나라 가계부채비율(104.5%, 2022년 말 기준)은 주요국 중 3번째[6]로 높은 수준까지 상승하였다.

학계와 주요 국제기구 등의 연구 결과에 따르면, 이 같은 가계부채 누증은 소비 등 성장을 제약할 뿐만 아니라 대내외 부정적 충격 시 위기 발생 가능성을 높이고, 경기 복원력을 상당폭 약화시키는 것으로 알려져 있다. 예를 들면 Cechtti *et al.*(2011)과 Lombardi *et al.*(2017) 등의 연구에서는 GDP 대비 가계신용비율이 각각 85% 및 80%를 상회할 경우 성장(GDP)의 둔화요인으로 작용하게 됨을 밝혔으며, Jordà *et al.*(2015) 등의 분석에 따르면

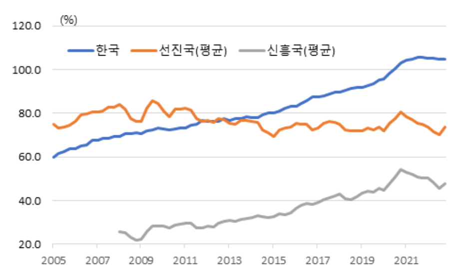

Figure 1. Trends in Household Debt in Major Countries (2005~2022)

Note: As a share of GDP, BIS.

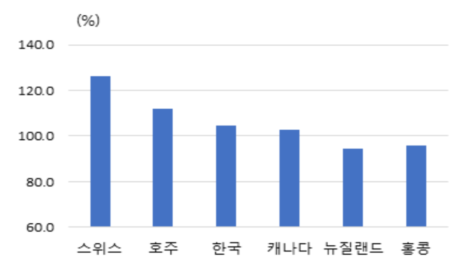

Figure 2. Household Debt to GDP Ratio in Major Countries

Note: As of 2022: Q4, BIS.

[2]금융위기 이후 IMF(2010)의 조사 결과 등에 따르면, 서베이 대상 국가 중 90% 이상의 대다수 중앙은행들이 금융안정 책무를 부여받고 있는 것으로 나타났다.

[3]한국은행법 제1조 ②, “한국은행은 통화신용정책을 수행함에 있어 금융안정에 유의해야 한다.”

[4]예를 들면 한국은행은 2018년 11월 금통위 회의에서 기준금리를 25bp 인상(1.50%→1.75%)하면서 가계대출 증가세 지속 등 금융안정에 유의할 필요성을 중점적으로 고려하였다. 당시 예금은행 가계대출 증가율은 7% 후반대(2018년 10월: 7.9%→11월: 7.8%, 전년 동월 대비)를 나타내었으며, 서울 APT 가격은 14%를 웃도는 높은 상승률(2018년 10월: 14.4%→11월: 14.2%, 전년 동월 대비)을 지속하였다. 당시 금통위 의사록을 살펴보면, 다수 위원들은 금융불균형 누적에 유의해야 한다는 의견을 제시하면서 금리 인상을 주장한 반면, 2명의 금통위원은 금융불균형 완화보다 거시경제의 하방 위험에 초점을 두고 금리 동결의 소수의견을 제시하면서 금통위 내에서도 동 이슈에 대한 이견이 컸던 것으로 보인다.

[5]2019년 말 대비 2022년 말 기준 가계부채비율 상승폭(+9.5%p)을 보면 우리나라는 홍콩(+14.4%p)에 이어 세계 2번째로 빠른 것으로 나타났다.

[6]2022년 말 가계부채비율(BIS 기준): 스위스(126.4%) 〉 호주(111.9%) 〉 한국(104.5%).

소득 여건을 벗어난 과도한 가계신용 증가와 주택가격 상승이 동반하여 발생할 경우 이 같은 부정적 파급효과가 더욱 심화되는 것으로 나타났다. 또한 Park *et al.*(2022; 2023) 등에서도 민간부채 누증이 실물경제에 미치는 효과를 분석해 본 결과, 가계부채 증가는 단기적으로 생산 증가를 유발하지만 3년 이후의 중기 시계에서는 성장의 둔화요인으로 작용하는 것으로 분석되었으며, 기업부채의 경우에는 중기적 시계뿐만 아니라 단기적으로도 생산 증가 효과가 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 민간부채 중 가계부채 누증은 선진국에서, 기업부채의 경우에는 신흥국에서 부정적 효과가 두드러진 것으로 분석되었다. 한편, 최근 국내 연구로 권도근 외(2023)는 우리나라를 포함한 국가별 패널분석을 통해 가계부채 증가는 단기적으로 경기부양 효과가 있으나, 중장기적으로는 성장둔화와 경기침체 요인으로 작용하는 것으로 추정하였다. 특히 동 연구에서는 가계신용 규모가 GDP 대비 80%를 초과할 경우 성장에 미치는 부정적 효과가 확대되는 것으로 분석되어 기존의 주요 연구 결과에 부합하였다.

국내 금융불균형 누증이 거시경제에 미치는 부정적 파급효과에 대한 우려가 높아지는 가운데 BIS는 2019년 거시경제와 금융안정을 종합적으로 고려하는 정책체계인 Integrated Inflation Targeting(이하 'IIT') Framework을 제안하면서, 동 체계가 성장과 물가만을 고려하는 물가안정목표제에 비해 중장기 경제안정화 도모에 보다 효과적이라는 입장을 밝혔다. 동 견해에 따르면, 중앙은행의 금융안정 도모 책무가 보다 강화될 필요가 있으며, 실제 통화정책 운용 시 금융안정 요인을 체계적으로 고려할 것을 권고하고 있다. 특히 금리준칙에 민간신용 관련 변수를 명시적으로 반영할 경우 성장과 물가뿐만 아니라 금융안정도 효과적으로 도모할 수 있다고 밝혔다. 아울러 중앙은행이 정책결정 과정의 투명성을 제고하고

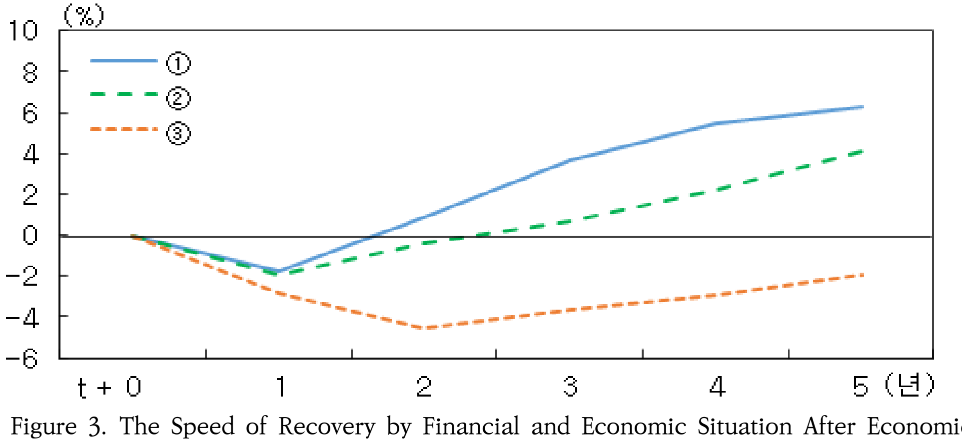

Figure 3. The Speed of Recovery by Financial and Economic Situation After Economic Downturn

Note: 1) t+0 indicates the year starting an economic downturn; 2) ① In cases where there is no simultaneous surge in housing prices or increase in household credit before an economic downturn. ② Cases where housing prices surged before an economic downturn. ③ Cases where there was a sharp increase in housing prices and a significant rise in household credit before an economic downturn.

Source: Jordà *et al.*(2015).

커뮤니케이션을 강화하는 것은 경제주체들의 효율적 기대형성을 통해 금융·경제 안정 도모 등 중앙은행 책무를 효율적으로 달성하는 데 도움이 된다는 의견을 제시하였다.

한편, 이와 관련하여 Shin and Shin(2023)은 한국의 경우 거시금융 전반의 안정을 도모하는 정책체계(macro-financial policy framework)에 통화정책을 함께 고려하는 것이 중요하고 중앙은행의 금융안정 책무가 명확히 설정될 필요가 있으며, 통화정책과 거시건전성 정책이 일관된 방식으로 운용되는 것이 중요하다는 견해를 제기하였다.

이에 본 연구는 코로나19 이후 국내 가계부채 누증에 대한 우려가 높아지고 있는 상황에서 향후 중장기 시계에 있어 한국은행이 거시경제와 금융안정을 효과적으로 도모하기 위한 정책체계를 마련하기 위해 BIS가 제안한 IIT[7]의 국내 적용 가능성을 점검해 보고, 최적의 통화정책 운용 전략을 분석해 보았다. 본고는 크게 4장으로 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 VAR 모형 분석을 통해 2000년부터 2021년까지 주요 충격(주택가격·가계신용·통화정책 등) 발생 시의 경제변수 반응을 살펴보고, 그 결과를 금융위기 전후로도 구분하여 비교해 본다. 제Ⅲ장에서는 DSGE 모형을 구축하여 2000년 이후 실증적 금리준칙(Taylor Rule) 추정을 통해 한국은행이 실제 운영해 온 통화정책 행태를 분석하고, 중앙은행 손실함수 분석을 통해 중기적 시계에서 거시경제·금융안정을 도모할 수 있는 최적 금리준칙을 추정해 본다. 제Ⅳ장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출한다.

Ⅱ. VAR 모형 및 추정 결과

1. VAR 모형 개관

본격적인 DSGE 모형 분석에 앞서 본 장에서는 우리나라 통화정책과 주택시장 사이의 상호작용에 관한 시계열 데이터로부터의 분석을 시행한다. 이를 위해 구조적 VAR 모형을 사용하는데, 동 모형은 외생적 통화정책 식별이 용이하고 추정이 간편하다는 점 등을 토대로 미국 등 선진국뿐만 아니라 우리나라를 대상으로 한 통화정책 효과 실증분석에 활발하게 이용되어 왔다.

이를 위해 다음의 축약형 VAR 모형(reduced-form VAR model)을 설정하였다.

$$Z_t = \mu_0 + DX_t + B_1 Z_{t-1} + \ldots + B_k Z_{t-k} + u_t,\ t = 1, \ldots, T \tag{1}$$

위 식에서 Z_t 및 X_t는 각각 내생변수 및 외생변수 벡터를 나타내며, μ_0은 상수 벡터를 의미한다. B_j는 내생변수에 대응하는 계수행렬($1 \le j \le k$)이며, D는 외생변수의 계수행렬을 나타낸다. u_t는 잔차항 벡터로, $E(u_t) = 0$, $E(u_t {u'}_t) = \Sigma$, 그리고 $s \ne t$일 때 $E(u_t {u'}_s) = 0$을 만족한다.

[7] IIT의 주요 내용에 대해서는 부록 1을 참조하기 바란다.

본 연구에서는 내생변수가 성장(GDP; y_t), 물가(CPI; p_t), 명목 정책금리(r_t), 실질주택가격(hp_t), GDP 대비 가계신용비율(hc_t)로 구성된 5변수 VAR을 구축하였다. 성장, 물가 및 정책금리는 통화정책 충격 식별에 있어 필수적인 변수이므로 포함되었다. 실질주택가격 및 가계신용비율은 통화정책과 금융안정 변수인 주택시장과 가계부채 간의 상호작용 분석 시 핵심이 되는 변수들이다. 동 모형 추정 시 미국의 성장(y_t^*), 미 국채 10년물 금리(i_t^*), 원유가격(op_t) 및 한국의 주요 교역국 대비 실질실효환율($reer_t$)을 외생변수로 통제해 주었는데, Han and Hur(2020)에서 보인 바 있듯이 이러한 변수는 재화시장 및 자본시장 개방도가 높은 우리나라의 특성을 반영함으로써 국내 통화정책 충격 식별의 신뢰성을 높여주는 역할을 한다.[8]

분석기간은 아시아 외환위기(Asian currency crisis) 및 한국은행의 물가안정목표제(inflation targeting)가 명시적으로 도입된 이후인 2000년 1/4분기부터 가장 최근의 데이터가 가용한 2021년 4/4분기까지로 설정하였다. 추정 시 모형의 시차구조(k)는 다양한 시차 선택 기준을 고려하여 3기로 설정하였다.

모형의 추정을 위해 베이지안(Bayesian) 방법을 사용하였다. 베이지안 분석 시 필수적인 모수의 사전분포(prior distribution)는 기존 미국을 대상으로 한 문헌인 Uhlig(2005)과 Mountford and Uhlig(2009) 등의 설정을 원용하였다. 구체적으로 식 (1)에 주어진 축약형 VAR의 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사전분포가 무한(∞) 분산을 가지는 노말-위샤트(Normal-Wishart) 분포를 따른다고 가정하였는데, 특히 사전분포의 무한(∞) 분산 가정은 사전분포로부터 오는 계수에 대한 정보를 최소화함으로써 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사후(posterior) 추정치를 기존의 OLS 추정치와 비슷하게 하는 역할을 한다. 이는 본고의 결과와 OLS를 사용한 기존 연구의 결과 간 추정 방법으로 인해 발생하는 차이를 최소화하기 위한 것이다.

일반적으로 식 (1)에 주어진 축약형 VAR 잔차항의 분산-공분산 행렬의 비대각(off-diagonal) 원소들은 0이 아닌 값을 가지며, 따라서 축약형 모형의 잔차항들은 상호 상관관계를 가지게 된다. 따라서 상호 독립적인 외생적 충격 식별을 위해 축약형 VAR을 다음과 같이 구조적 VAR(structural VAR)로 선형변환한다.

(2) $$AZ_t = A\mu_0 + ADX_t + AB_1Z_{t-1} + \ldots + AB_kZ_{t-k} + e_t$$

위 식에서 A는 내생변수 벡터와 같은 차원을 가지는 정방행렬이며, $Au_t = e_t$를 만족한다. e_t는 구조적 충격 벡터로서 $E(e_t) = 0$, $E(e_t e'_t) = \Omega$를 만족하며, Ω는 대각행렬이다. 일반적으로 이러한 성질을 만족하는 A 행렬은 무수히 많이 존재하며, 따라서 외생적 충격이 유일하게 식별되기 위해서는 A 행렬에 추가적 가정이 필요하다. 본고에서는 A 행렬 식별을 위해 내생변수들 간의 외생성에 순서를 가정하는 순차적 나열(recursive ordering) 방식을 도입한다(Sims, 1980). 변수들 간의 외생성 순서는 위에서 언급한 대로 성장(y_t), 물가(p_t),

[8]이 논문의 추정에 사용된 자료에 대한 자세한 설명은 부록 3에 제시되어 있다.

정책금리(r_t), 실질주택가격(hp_t), 가계신용비율(hc_t)로 한다. 동 식별 방식을 원용한 기존의 통화정책 문헌에서는 일반적으로 정책금리가 해당 기의 성장과 물가를 관측한 이후 결정되는 현실을 반영하여, 성장과 물가가 정책금리보다 외생적이라고 가정한다. 이렇게 결정된 정책금리에 금융안정 관련 변수들이 영향을 받는다고 상정하여 주택가격 및 가계신용비율을 정책금리보다 덜 외생적으로 처리하였다.[9]

추정된 축약형 모형의 계수행렬과 분산-공분산 행렬의 사후분포에서 5천개의 표본을 추출한 후, 각 표본에 대해서 위의 외생적 충격 식별 방법을 적용하여 최종적으로 5천개의 통화정책, 주택가격 및 가계신용비율 충격을 도출하였다.

2. VAR 모형 충격반응함수 추정 결과

Figure 4에는 위와 같은 방식으로 식별된 외생적 주택가격 1% 상승 충격에 대한 모형 내생변수들의 반응이 요약되어 있다. 주택가격 상승으로 성장은 단기적으로 증가하며, 물가 또한 상승한다. 이러한 반응은 해당 기간 동안 주택가격이 경기를 회복시키는 양(+)의 수요 충격으로서의 특징을 가지는 것을 나타낸다. 한편, 해당 충격에 대해 정책금리가 단기적으로

(Unit: %)

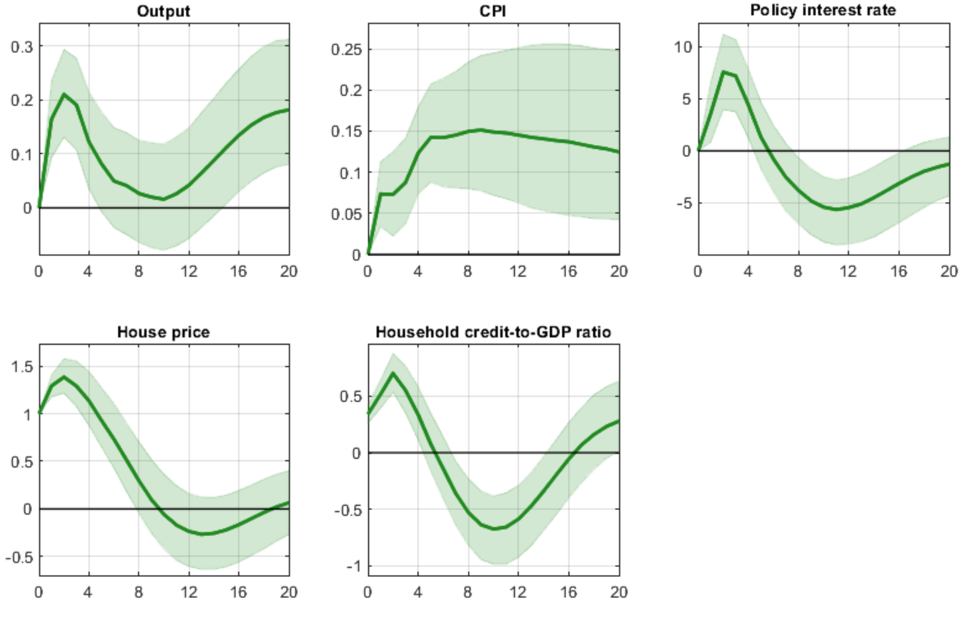

Figure 4. VAR Impulse Response Function: Positive Housing Price Shocks

Note: In each graph, solid lines and shaded areas represent the median and 68% error band estimates, respectively, with the x-axis indicating the period in quarter after the shocks.

[9] 2011년에 금융안정이 명시적으로 통화정책의 책무 중 하나로 명시된 우리나라의 경우, 성장과 물가 이외에도 주택시장이나 가계신용 변수들 또한 통화정책 결정 시 중요한 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하여 정책금리, 실질주택가격 및 가계신용비율 변수들의 순서를 바꾸어서도 해당 모형을 추정하였는데, 충격반응함수에 큰 차이가 없는 것으로 판명되었다.

인상되는 것으로 분석되어, 주택가격 상승 등에 따른 금융불균형 발생 시 중앙은행이 통화정책으로 대응했다는 점을 시사한다. 마지막으로 가계신용비율의 반응이 주택가격의 반응과 비슷한 모습을 나타내는데, 주택가격 상승에 따라 가계신용비율도 단기적으로 증가하였다가 충격 7분기 이후부터 음(-)의 반응으로 전환한다. 한 가지 주지할 점은 이러한 가계신용비율의 반응을 주택가격 상승으로 인한 성장의 단기적 증가 반응과 결합해 보면, 주택가격 상승에 따라 단기적으로는 가계신용의 증가가 성장의 증가보다 빠르다는 것이다.

외생적 가계신용비율 1% 증가 충격에 대한 충격반응함수는 Figure 5에 보고되어 있다. 주택가격 충격과 마찬가지로 가계신용비율의 외생적 증가는 단기적으로 성장을 증가시키는 것으로 판명되었다. 다만, 해당 충격이 물가 및 정책금리에 미치는 영향은 단기적으로 중간값 기준 양(+)으로 분석되었으나, 에러밴드(error band)가 충격 이후 모든 시점에 걸쳐 0을 포함하고 있어서 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 나타났다. 한편, 가계신용비율 상승으로 인해 주택가격 또한 단기적으로 상승하는데, 이러한 결과를 Figure 4의 결과와 종합해 보면, 2000년대 이후 주택가격과 가계신용비율 사이에 강한 공행성(comovement)이 존재하는 것을 알 수 있다.

Figure 6는 VAR 모형으로부터 식별된 100bp 정책금리 인상 충격에 대한 충격반응함수를 나타낸다. 정책금리 인상으로 인해 중간값 기준 성장과 물가 모두 상당기간 동안 하락하며, 이러한 결과는 음(-)의 수요충격으로서의 긴축적 통화정책 충격의 성격과 부합하는 것으로 보인다. 또한 이러한 충격에 대해 주택가격 및 가계신용비율이 모두 충격 이후 2~3년

(Unit: %)

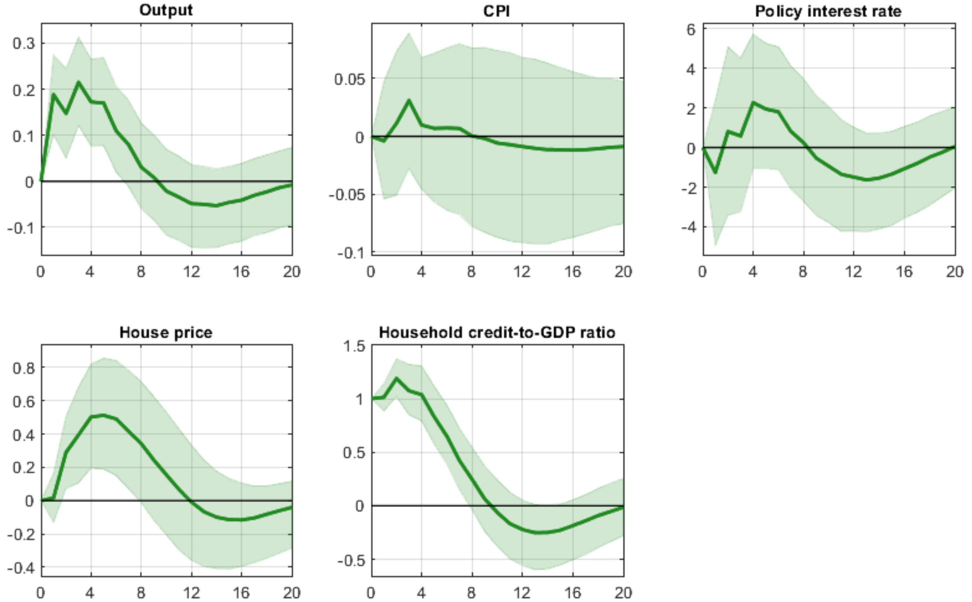

Figure 5. VAR Impulse Response Function: Positive Household Credit-to-GDP Ratio Shocks

Note: In each graph, solid lines and shaded areas represent the median and 68% error band estimates, respectively, with the x-axis indicating the period in quarter after the shocks.

(Unit: %)

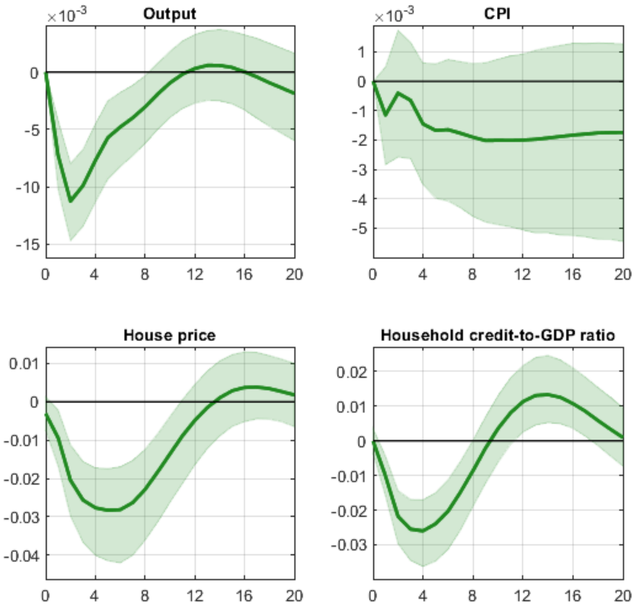

Figure 6. VAR Impulse Response Function:
100 Basis Points Policy Interest Rate Increase Shocks

Note: In each graph, solid lines and shaded areas represent the median and 68% error band estimates, respectively, with the x-axis indicating the period in quarter after the shocks.

동안 감소하는 것으로 나타나, 경제학 이론이 제시하는 금리와 자산가격(주택) 및 가계부채 사이의 음(-)의 상관관계가 데이터로부터도 관측되는 것을 알 수 있다.

3. VAR 모형 충격반응함수 추정 결과: Subsample 분석

위 절에서는 2000년 이후 자료를 이용하여 VAR 모형에 기반한 세 가지 외생적 충격의 반응함수를 분석하였다. 그러나 잘 알려져 있다시피 2008~09년의 글로벌 금융위기(global financial crisis: GFC)는 전 세계적으로 금융시장의 제도 변화 및 해당 시장에 대한 정책적 규제 강화의 계기가 되었으며, 주택시장과 이와 관련한 가계대출 행태 또한 예외가 아니었다. 이러한 측면에서 GFC를 포함한 2000년대와 이후 기간인 2010년대를 구분하여 해당 VAR 분석을 시행하고, 두 샘플에 대한 시사점이 달라지는지 여부를 시산하고자 한다. 이를 위해 앞에서 설명한 VAR 모형을 2000년 1/4분기 ~ 2010년 4/4분기까지와 2011년 1/4분기 ~ 2021년 4/4분기까지의 샘플로 나누어 분석한다.

Figure 7은 양(+)의 주택가격 충격에 대한 서브샘플 충격반응함수를 비교하고 있다. 가장 먼저 성장의 반응을 보면 샘플별로 큰 차이를 보이는 것을 알 수 있다. 2000년대 샘플의 경우 주택가격 상승 충격에 대해 성장이 단기적으로 증가하는 것으로 분석되는 반면, 2010년대에 대해서는 상당 기간 성장이 음(-)의 반응을 보이는 특징을 나타낸다. 이러한 충격

(Unit: %)

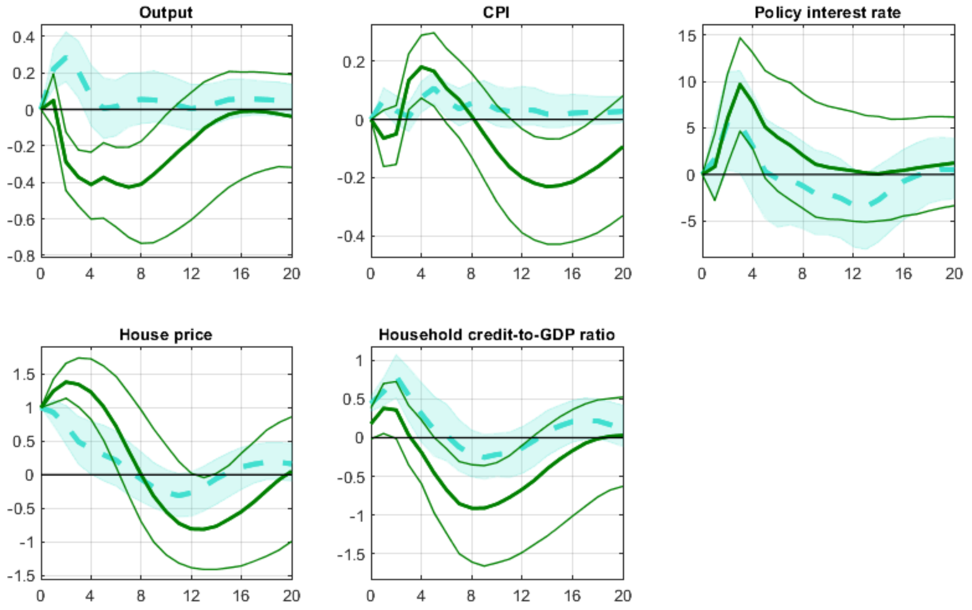

Figure 7. VAR Impulse Response Function: Positive Housing Price Shocks, Subsample

Note: 1) In each graph, dashed lines and shading represent the median and 68% error band estimates for the 2000s period, while solid thick and thin lines represent the median and 68% error band estimates for the 2010s period, respectively; 2) In each graph, the x-axis represents the period in quarters after the shocks.

반응함수의 패턴 변화는 이전과는 다르게 2010년대에 들어 주택가격 상승과 경기부양 사이의 양(+)의 공행성이 더 이상 관측되지 않음을 시사한다. 이와 같은 성장의 반응은 물가의 반응과 연관 지어 생각했을 때 더욱 흥미로운데, 2000년대에는 주택가격 상승 충격에 대해 상당 기간 물가가 상승하는 반응을 보인 반면, 이후 기간에 대해서는 해당 충격이 성장의 위축과 중기 시계에서의 물가 상승을 일으킨다. 이러한 결과는 2010년대 이후 기간에는 주택가격 상승 충격이 단기적으로 부정적 총 공급 충격의 성격을 가짐을 나타낸다.

한편, 주택가격 상승 충격에 대한 정책금리의 반응도 또한 샘플별로 상당히 다른 것으로 분석되었다. 2010년대의 경우 2000년대보다 주택가격 상승에 대해 정책금리가 더 큰 폭으로 인상된 것으로 나타났으며, 이는 주택가격에 대한 통화정책의 반응도가 최근 기간에 더욱 증대되었을 가능성을 시사한다. 마지막으로 가계신용비율의 반응 또한 2010년대에 들어서 모든 시계에 걸쳐 더욱 큰 폭으로 감소하였고, 그 변동성 또한 이전 기간에 비해 크게 증가한 것으로 추정되었다. 이는 주택가격 변화에 대해 가계신용비율의 변화가 2010년대에 들어 더욱 민감해진 것으로 해석할 수 있다.

가계신용비율에 대한 외생적 충격의 서브샘플 충격반응함수는 Figure 8에 제시되어 있다. 성장 및 물가에 대한 영향은 샘플별로 유사한데, 외생적 가계신용비율의 상승은 성장과 물가를 모두 상당 기간 동안 증가시키는 것으로 분석되었다. 다만, 이전 시기에 비해 2010년대에 성장과 물가의 반응이 더 지속적(persistent)인 것으로 나타났다는 특징을 보이며,

(Unit: %)

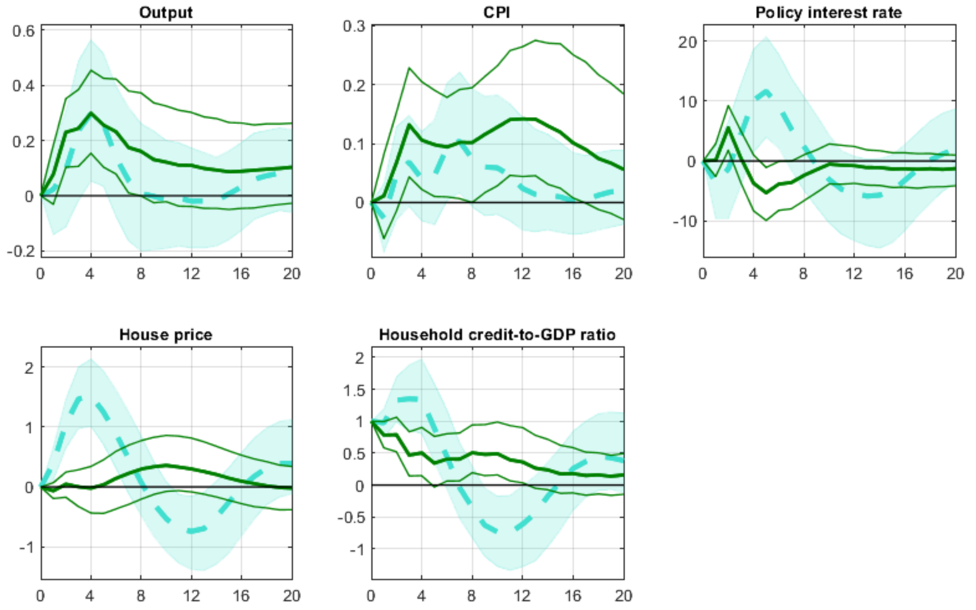

Figure 8. VAR Impulse Response Function:
Positive Household Credit-to-GDP Ratio Shocks, Subsample

Note: 1) In each graph, dashed lines and shading represent the median and 68% error band estimates for the 2000s period, while solid thick and thin lines represent the median and 68% error band estimates for the 2010s period, respectively; 2) In each graph, the x-axis represents the period in quarters after the shocks.

이러한 결과의 일부는 가계신용비율 충격에 대한 해당 변수 자체의 반응이 더 지속적이 된 것과 연관을 가지는 것으로 볼 수 있다. 반면, 해당 충격에 대한 정책금리와 주택가격 반응의 정도는 2010년대에 들어 약화된 결과가 도출되었다.

VAR 충격반응함수 분석의 마지막으로 Figure 9은 외생적 통화긴축 충격에 대한 서브샘플 충격반응함수를 비교하고 있다. 가장 눈에 띄는 점은 비슷한 통화정책 충격에 대해 모형 내 모든 내생변수의 반응도가 2010년대에 들어 크게 증가한다는 것이다. 이러한 결과의 일환으로 긴축적 통화정책 충격에 대해 모든 변수들의 2000년대 충격반응함수는 통계적으로 0으로부터 다르지 않게 추정된다. 반면, 2010년대 샘플에 대해서는 해당 충격이 성장, 물가, 주택가격 및 가계신용비율 모두를 단기적으로 유의하게 감소시키는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 통화정책 변화가 거시경제 및 금융안정에 미치는 영향이 GFC 기간 이후에 대해 더욱 강화되었음을 시사한다.

(Unit: %)

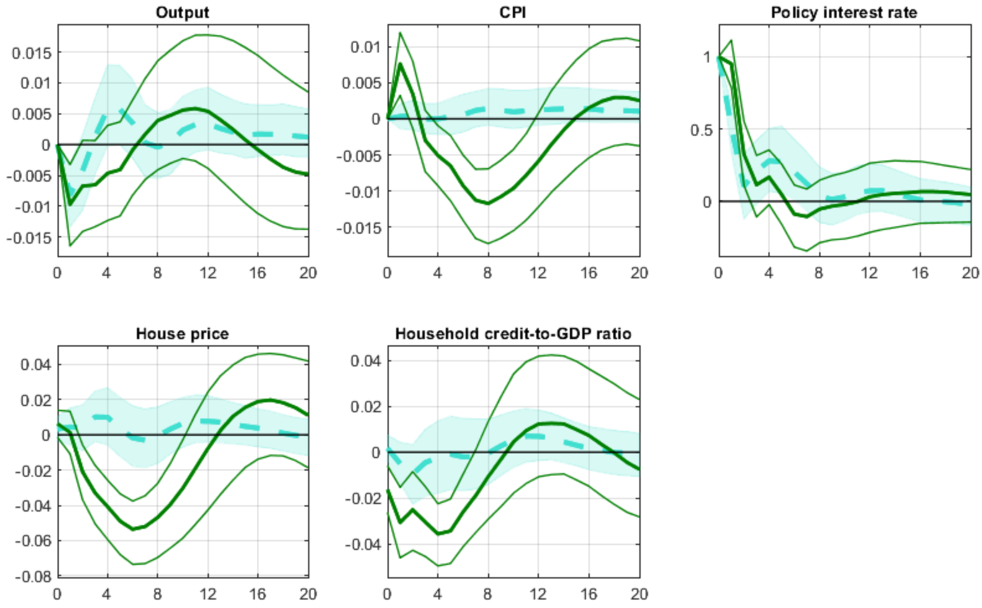

Figure 9. VAR Impulse Response Function:
100 Basis Points Policy Interest Rate Increase Shocks, Subsample

Note: 1) In each graph, dashed lines and shading represent the median and 68% error band estimates for the 2000s period, while solid thick and thin lines represent the median and 68% error band estimates for the 2010s period, respectively; 2) In each graph, the x-axis represents the period in quarters after the shocks.

Ⅲ. DSGE 모형 및 추정 결과

위 Ⅱ장에서 살펴본 VAR 모형의 결과는 우리나라 통화정책과 주택시장・가계신용 등 금융안정 변수들 사이에 밀접한 상호작용이 존재함을 시사한다. 이러한 결과를 바탕으로 본 장에서는 통화정책에 관련된 구조적 모수(structural parameter)를 명시적으로 식별할 수 있는 DSGE 모형을 설정하고, 이를 바탕으로 통화정책과 금융안정 간의 관계를 연구한다. 나아가 중장기 시계에서 거시경제와 함께 금융안정을 효율적으로 달성하기 위한 최적 금리 준칙을 도출하는 것을 목표로 한다.

1. DSGE 모형 개관

본 연구에서는 주택시장을 명시적으로 고려한 폐쇄경제 뉴케인지언 모형인 Iacoviello (2005)의 모형을 확장하여 분석한다. 모형의 개략적인 구조는 다음과 같다.[10] 먼저 가계를 저축가계(patient household) 및 차입가계(impatient household)로 나눈다. 두 가계 모두

[10]본 연구에서 원용한 DSGE 모형에 대한 구체적인 설명은 부록 2에 제시되어 있다.

자신의 효용을 소비재의 소비뿐만 아니라 주택서비스의 소비에서 얻는다고 가정한다. 저축가계는 노동 공급을 하며, 소비재 소비, 주택 소비, 자본과 토지를 기업에 임대하고 남은 저축을 차입가계에 대출한다. 차입가계는 노동 공급을 하며 소비재와 주택 소비를 한다는 점에서는 저축가계와 동일하나, 그들의 주택 가치를 담보로 저축가계로부터 차입을 한다는 결정적인 차이점을 가진다. 이와 같은 차입가계의 명목부채를 B_t''이라고 표시한다. Iacoviello(2005)에서와 같이 주택 공급은 고정되어 있다고 가정한다.

모형 내의 기업 부문은 기업가(entrepreneurs)와 독점적 경쟁기업인 소매기업(retailer)으로 구성되어 있다. 기업가는 주택과 노동을 이용하여 중간재를 생산하는 경제주체이며, 소매기업은 기업가로부터 독점적 경쟁시장에서 중간재를 구매하고 동질적인(homogeneous) 최종재를 생산하여 완전경쟁시장에 판매하는 역할을 한다.

본 모형에서 중앙은행은 다음과 같은 테일러(Taylor) 준칙을 따라서 정책금리를 결정한다고 가정한다.

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1-\rho_r)\left(\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{y}_t\right) + \sigma_r \epsilon_t^r \tag{3}$$

위 식에서 $\hat{X}$(hat) 기호는 변수 X의 정상상태(steady state)로부터의 퍼센트 격차(percentage deviation)를 나타낸다. r_t와 π_t 및 y_t는 각각 t기의 정책금리, 물가 및 성장을 의미한다. ϵ_t^r은 $i.i.d.\ N(0,1)$의 분포를 따르는 통화정책 충격이며, σ_r은 이러한 통화정책 충격의 표준편차(standard deviation)를 나타낸다.

DSGE 모형을 통한 본고의 핵심 연구주제 가운데 두 가지는 다음과 같다: [1] “2000년대 이후 기간 동안 통화정책이 성장과 물가 이외에 금융안정 변수에 반응해 왔는가?”; [2] “만약 그렇다면 어떠한 금융안정 변수에 반응했는가?” 이와 같은 질문에 대한 실증적 해답을 찾기 위해 본고에서는 식 (3)에 제시된 금리준칙과 더불어 다음 다섯 가지의 추가적 준칙을 각각 고려한다.

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1-\rho_r)\left(\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{y}_t + \phi_q \hat{q}_t\right) + \sigma_r \epsilon_t^r \tag{4}$$

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1-\rho_r)\left(\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{y}_t + \phi_b \hat{b}_t''\right) + \sigma_r \epsilon_t^r \tag{5}$$

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1-\rho_r)\left(\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{y}_t + \phi_{\Delta q} \Delta \hat{q}_t\right) + \sigma_r \epsilon_t^r \tag{6}$$

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1-\rho_r)\left(\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{y}_t + \phi_{\Delta b} \Delta \hat{b}_t''\right) + \sigma_r \epsilon_t^r \tag{7}$$

$$\hat{r}_t = \rho_r \hat{r}_{t-1} + (1-\rho_r)\left(\phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_y \hat{y}_t + \phi_s \hat{s}_t''\right) + \sigma_r \epsilon_t^r \tag{8}$$

식 (4)에서 q_t는 실질주택가격을 의미하며, 이러한 금리준칙은 통화정책이 물가와 성장뿐만 아니라 주택가격 정상상태로부터의 퍼센트 격차에 반응하는 것을 모형화하고 있다. 이와 유사하게 식 (5)는 금리준칙에 가계부채 정상상태로부터의 퍼센트 격차가 명시적으로 반영된 것으로 해석할 수 있다. 식 (6)과 (7)은 실질주택가격 및 가계부채의 퍼센트 격차 대신

해당 변수의 증가율에 통화정책이 반응하는 것을 상정한 준칙이다. 마지막으로 식 (8)의 s_t''는 $s_t'' \equiv b_t''/y_t$로 정의되는 GDP 대비 가계신용비율을 나타내며, 따라서 해당 준칙은 통화정책이 물가 및 성장과 함께 가계신용비율에 반응해 왔음을 상정한다. 우리나라 시계열을 이용하여 모형 모수 추정 시 식 (3)~(8)의 금리준칙을 가정한 여섯 가지의 모형을 추정한다. 이러한 각 모형의 데이터 적합도(data fit)를 비교함으로써 샘플기간 동안의 데이터를 가장 잘 설명하는 금리준칙을 식별해 내고자 하는 것이다.

동 모형에는 여섯 개의 외생적 충격이 모형화되어 있는데, 위에서 언급한 *i.i.d.* 통화정책 충격을 제외한 나머지 다섯 개의 충격은 모두 1차 자기회귀(autoregressive: AR) 과정을 따른다고 가정한다. AR(1)으로 주어지는 다섯 개의 충격은 각각 생산성(productivity), 선호(preference), 물가(inflation), 주택선호(housing preference) 및 가계신용비율(household debt-to-GDP ratio) 충격이다. 한편, 앞의 Ⅱ장 충격반응함수에서도 나타난 바와 같이 VAR 모형 등을 통해 데이터로부터 직접적으로 식별되는 통화정책 등 주요 거시경제 충격에 대해 성장, 소비 및 투자 등의 거시변수의 반응이 단조적(monotonic)이 아닌 낙타등(hump-shaped) 모양으로 나타남이 잘 알려져 있다(Christiano *et al.*, 2005). 데이터에서 관측되는 이러한 점진적이고 지속적인 반응과 부합하는 반응을 DSGE 모형 내에서 생성하기 위하여 본고에서는 소비 습관(consumption habit)과 자본의 조정비용(adjustment cost in capital)을 모형에 반영한다.

2. 데이터 및 DSGE 모형 추정

위에서 개관한 모형의 모수를 우리나라 데이터를 이용하여 식별한다. 구체적으로 모형에 여섯 개의 외생적 충격이 설정되어 있으며, 따라서 확률적 특이(stochastic singularity) 문제에 직면하지 않기 위해서는 여섯 개의 시계열을 이용하여 모형을 추정하여야 한다. 추정에 사용된 여섯 개의 변수들은 1인당 실질 국내총생산, 1인당 실질 민간소비, 물가(CPI), 명목 정책금리(한국은행 기준금리), 실질주택가격 및 GDP 대비 가계신용비율이다. 앞 장에서의 VAR 분석과 동일한 샘플기간을 이용하였으며, 따라서 2000년 1/4분기 ~ 2021년 4/4분기 기간의 분기별 데이터를 이용하였다. 본고의 DSGE 모형은 경제성장 요소를 제외하고 경기변동 요소만을 고려한 정상성(stationarity)을 가정한 모형이며, 이러한 이유로 모형 추정에 사용하는 추세(trend)를 가지는 변수 또한 추세 제거 후 사용하여야 한다. 이를 위해 1인당 실질 국내총생산과 1인당 실질 민간소비 등 거시변수는 평활화 계수(smoothing parameter)값 1,600($\lambda = 1{,}600$)을 가지는 Hodrick-Prescott(HP) 필터를 사용하여 추세를 제거하였다. 한편, 금융순환 주기(financial cycle)는 경기변동 주기보다 더 긴 특성을 보인다는 기존 문헌의 결과에 기반하여 실질주택가격 및 가계신용비율 등의 금융변수는 $\lambda = 25{,}000$[11]과 같이 거시변수보다 큰 평활화 계수를 부여하여 추세를 제거하였다. 물가는 전년 동기 대비(YoY)로 구하였으며, 이로부터 한국은행의 시변(time-varying) 물가안정목

[11]한국은행이 금융안정보고서를 통해 민간신용갭 산출 시 적용하는 평활화 계수 기준을 적용하였다.

표수준(inflation target)을 차감하여 사용하였다. 마지막으로 명목 정책금리는 수준 변수 그대로를 사용하는 대신 명목기준금리에서 명목중립금리를 차감함으로써 시산한 명목기준금리의 중립금리로부터의 격차를 사용하였다.[12] 이와 같이 금리 수준 대신 중립금리로부터의 격차를 모형 추정에 사용함으로써 실물경제 및 금융변수에 대한 해당 시점의 통화정책 기조(stance)를 더욱 정확하게 포착하고자 하였다. 모형 추정에 사용된 추세가 제거된 시계열은 Figure 10에 나타나 있다.

모형 추정 시 데이터로부터 식별이 용이하지 않은 모수들은 Iacoviello(2005) 및 한국의 기존 문헌인 송인호(2014)에서 차용하거나 한국의 과거 정책 행태를 통해 캘리브레이션하였다. 이렇게 캘리브레이션된 모수들은 Table 1에 요약되어 있다.

나머지 모수들은 베이지안 방식을 이용하여 추정하였다(An and Schorfheide, 2007). 이를 위한 모수들의 사전분포는 Table 2의 두 번째부터 세 번째 열에 제시되어 있는데, 이러한 사전분포들은 기존 한국 및 미국을 대상으로 한 문헌과 부합하도록 설정하였다. 이와 같은 방식을 바탕으로 무작위보행 메트로폴리스-헤이스팅스 알고리즘(random-walk Metropolis-Hasting algorithm)을 이용하여 각 모수의 사후분포로부터 3만개 샘플을 도출하여 실증분석 결과를 시산하였다.

(Unit: %)

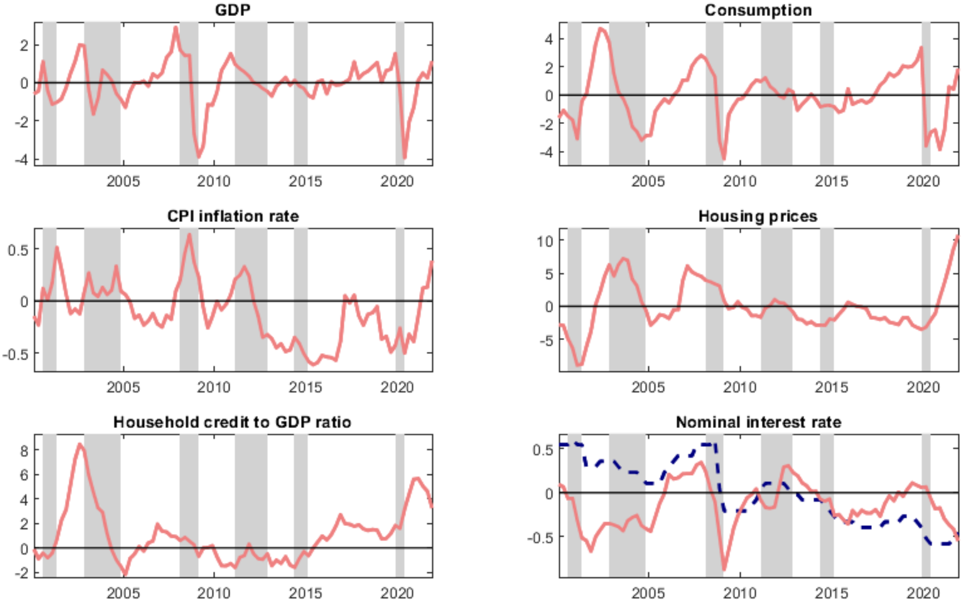

Figure 10. The Detrended Time Series Data used in the Estimation of the DSGE Model

Note: 1) The shaded areas in each graph indicate the recession periods identified by the OECD; 2) The blue dashed line in the last graph represents the time series with the sample mean subtracted, excluding only the pre-removed neutral rate from the nominal policy interest rate.

[12]명목중립금리는 오형석(2014)에서 제시한 방식으로 시산한 실질중립금리로부터 인플레이션 기대치를 더하여 산출하였다.

Table 1. Calibrated Parameters in the DSGE Model

모수		캘리브레이션 값	출처
β	(저축가계 시간 할인율)	0.99	Iacoviello(2005)
β''	(차입가계 시간 할인율)	0.95	Iacoviello(2005)
γ	(기업가 시간 할인율)	0.98	Iacoviello(2005)
j	(주택 서비스에 대한 가중치)	0.2	송인호(2014)
X	(정상상태 마크업)	1.15	Iacoviello(2005)
μ	(자본 비중)	0.3	송인호(2014)
ν	(주택 비중)	0.03	송인호(2014)
δ	(감가상각률)	0.025	Iacoviello(2005)
m	(기업가의 loan-to-value)	0.6401	샘플기간 동안 한국 평균 LTV 비율
m''	(가계의 loan-to-value)	0.6401	샘플기간 동안 한국 평균 LTV 비율

Table 2. The Prior and Posterior Distributions of the Estimated Parameters

모수	사전분포		사후분포	
			금리준칙: 식 (3)	금리준칙: 식 (8)
	Dist.	Mean (Std.)	Mean [5%, 95%]	Mean [5%, 95%]
h_b	B	0.7	0.42	0.45
(habit)		(0.1)	[0.32, 0.52]	[0.34, 0.56]
η	G	1.5	1.64	2.36
(labor elasticity)		(0.5)	[1.06, 2.29]	[1.43, 3.62]
ψ	N	6	0.11	0.10
(capital adj. cost)		(1.5)	[0.07, 0.16]	[0.07, 0.15]
θ	B	0.5	0.94	0.94
(price stickiness)		(0.05)	[0.93, 0.95]	[0.93, 0.95]
α	B	0.65	0.59	0.65
(patient HH wage share)		(0.05)	[0.51, 0.67]	[0.56, 0.73]
ρ_r	B	0.7	0.88	0.92
(MP AR(1))		(0.1)	[0.84, 0.92]	[0.89, 0.94]
ϕ_π	G	1.5	1.31	1.38
(MP inflation)		(0.15)	[1.10, 1.54]	[1.16, 1.62]
ϕ_y	G	0.5	0.77	0.89
(MP output)		(0.15)	[0.57, 1.01]	[0.65, 1.17]
ϕ_s	G	0.5		0.18
(MP HH credit/GDP)		(0.15)		[0.10, 0.28]
ρ_u	B	0.5	0.74	0.73
(inf. AR(1))		(0.2)	[0.67, 0.80]	[0.66, 0.79]
ρ_j	B	0.5	0.87	0.85
(housing AR(1))		(0.2)	[0.80, 0.94]	[0.78, 0.92]
ρ_a	B	0.5	0.86	0.87
(productivity AR(1))		(0.2)	[0.81, 0.90]	[0.82, 0.91]
ρ_z	B	0.5	0.39	0.34
(preference AR(1))		(0.2)	[0.25, 0.51]	[0.19, 0.48]
ρ_b	B	0.5	0.42	0.54
(HH credit AR(1))		(0.2)	[0.28, 0.56]	[0.38, 0.69]

Table 2. The Prior and Posterior Distributions of the Estimated Parameters (Cont'd)

모수	사전분포		사후분포	
			금리준칙: 식 (3)	금리준칙: 식 (8)
	Dist.	Mean (Std.)	Mean [5%, 95%]	Mean [5%, 95%]
σ_u	IG	0.5	0.05	0.05
(inflation std.)		(∞)	[0.04, 0.07]	[0.04, 0.07]
σ_j	IG	0.5	19.63	13.96
(housing std.)		(∞)	[7.53, 16.39]	[9.61, 19.31]
σ_a	IG	0.5	2.86	2.41
(productivity std.)		(∞)	[1.84, 4.33]	[1.66, 3.44]
σ_r	IG	0.5	0.15	0.15
(MP std.)		(∞)	[0.13, 0.18]	[0.13, 0.18]
σ_z	IG	0.5	2.29	2.44
(preference std.)		(∞)	[1.86, 2.81]	[1.97, 1.84]
σ_b	IG	0.5	1.53	1.60
(HH credit std.)		(∞)	[1.33, 1.76]	[1.39, 1.84]

Note: In the column indicating the distribution (Dist.), B, G, N, IG respectively refer to the Beta, Gamma, Normal, and Inverse Gamma distributions.

3. 각 DSGE 모형의 데이터 적합도

위에서 언급한 두 가지 질문 — [1] 샘플기간 동안 통화정책이 성장과 물가 이외에 금융안정 변수에도 반응해 왔는가?; [2] 만약 그렇다면 어떠한 금융안정 변수에 반응했는가? — 에 대한 모형에 근거한 해답을 얻기 위해 먼저 각 금리준칙을 상정하고 추정된 DSGE 모형들의 데이터 적합도를 비교한다.

Table 3에는 이와 같은 데이터 적합도의 결과가 제시되어 있다. 추정 결과, 데이터 설명력이 가장 높은 모형은 성장과 물가와 함께 GDP 대비 가계신용비율이 금리준칙에 반영(식 (8))된 모형으로 나타났다. 그다음으로는 통화정책이 성장, 물가와 가계신용 증가율($\Delta\hat{b}_t''$)에 반응(식 (7))하는 모형의 데이터 적합도가 높은 것으로 분석되었다. 전반적으로 금리준칙에

Table 3. The Goodness of Fit of Each DSGE Model to the Data

모형(금리준칙 반응 변수)		데이터 적합도 [순위]
성장 및 물가:	식 (3)	−673.8 [3]
성장, 물가 및 실질주택가격:	식 (4)	−691.0 [6]
성장, 물가 및 가계신용:	식 (5)	−682.2 [5]
성장, 물가 및 실질주택가격 증가율:	식 (6)	−676.0 [4]
성장, 물가 및 가계신용 증가율:	식 (7)	−672.5 [2]
성장, 물가 및 GDP 대비 가계신용비율:	식 (8)	−665.5 [1]

Note: The goodness of fit is assessed using Geweke's (1999) average log-marginal data density, where higher (or smaller absolute) values indicate a model that better fits the data.

주택가격 또는 주택가격 증가율이 포함된 모형의 데이터 적합도는 성장과 물가만 반영된 모형의 결과에 비해 열등한 것으로 분석되어, 2000년대 이후 기간에 통화정책이 주택가격 및 관련 변수에 반응했다는 증거는 데이터로부터 찾기 힘든 것으로 판단된다.

이와 같은 결과에 근거하여 본고에서는 성장 및 물가와 함께 통화정책이 가계신용비율에 반응하는 금리준칙인 식 (8)을 상정한 모형을 벤치마크 DSGE 모형으로 설정한다. 이후 논의될 실증분석 결과는 동 모형에 기반한 것임을 미리 밝혀둔다.

4. 벤치마크 DSGE 모형 모수의 사후분포 추정치

Table 2의 마지막 열은 벤치마크 모형의 구조 모수에 대한 사후분포를 보고하고 있다. 금리준칙의 모수를 제외한 나머지 모수는 기존 미국 및 한국 문헌인 Iacoviello(2005)와 송인호(2014) 등과 유사하게 추정되었다.

한편, 통화정책 관련 모수인 ρ_r은 평균이 0.92로 추정되어 상당히 높은 정책금리의 지속성을 의미하고 있다. 이러한 값은 분석기간 동안 기준금리가 한번 조정되면 이후 상당 기간 동안 변화가 없었던 과거 우리나라 통화정책의 실제 현상에 부합한다. 또한 Clarida *et al.* (1998)에서 제시된 금리준칙을 2001~14년간의 우리나라 데이터를 이용하여 축약형(reduced-form) 모형으로 추정한 김인준・김성현・김소영・김진일・신관호(2017)의 추정치인 0.9와 유사하다.

통화정책의 물가갭과 성장갭 반응도인 ϕ_π와 ϕ_y는 평균값 기준 각각 1.38과 0.89로 추정되어 해당 기간 동안 중앙은행이 물가안정목표제를 충실히 수행하였으며, 이 과정에서 경기상황도 적극 고려한 것으로 분석되었다. 이와 같은 성장에의 반응은 2000년 이후 우리나라 통화정책이 성장갭에 적극적으로 대응하였다는 김인준・김성현・김소영・김진일・신관호(2017)의 결과에도 부합한다. 마지막으로 통화정책의 가계신용비율갭의 반응도인 ϕ_s의 중간값 추정치는 0.18로 식별되어 샘플기간 동안 우리나라 통화정책은 약한(mild) 정도의 금융안정을 타기팅했던 것으로 판단된다. 그럼에도 불구하고 해당 모수의 90% 밴드 추정치는 0으로부터 상당히 이격되어 있으며, 이러한 결과를 통해 통화정책의 해당 금융안정변수 반응도가 통계적으로 유의한 수준임을 알 수 있다. 일반적으로 DSGE 모형에 모수를 추가할 경우 회귀분석의 조정된(adjusted) R^2와 유사하게, 새롭게 추가된 모수가 데이터를 설명하는 데 도움이 될 경우에만 Table 3에 나타난 평균 한계 데이터 밀도(average log marginal data density)가 향상되도록 설계되어 있다. 즉, 추가된 모수가 데이터를 설명하는 데 도움을 주지 않을 경우 평균 한계 데이터 밀도는 자동적으로 하락하는데, 모형의 금리준칙에 가계신용비율을 추가할 때 모형의 데이터 적합도가 높아지는 현상과 ϕ_s 추정치가 유의하게 0보다 크다는 점은 모두 2000년 이후 우리나라 통화정책 운용에 있어서 가계신용비율이 중요한 변수였음을 시사한다.

5. 모형으로부터 도출되는 시계열

모형의 추정이 적합하게 되었는지 평가하기 위해 모형으로부터 시산되는 동학(dynamics)을 구하여 실제 추정에 사용된 시계열과 비교한다. 이를 위해 모형으로부터 도출되는 시계열의 경로를 구하는데, 이는 구체적으로 다음과 같은 방식으로 이루어진다.

[1] 먼저 추정된 30,000개의 모수 집합에서 각각의 모수 집합을 추출하고, 이 모수의 집합하에서 추정에 사용된 실제 거시데이터를 가장 잘 설명하는 외생적 충격들의 시퀀스(sequence)를 칼만 평활화(Kalman smoothing)를 통해 구한다.

[2] [1]의 과정을 모든 모수 집합에 대해 30,000번 반복한다.

[3] [2]를 통해 얻어진 30,000개의 경로에 대해 각 시점별 평균을 구하여 실제 시계열과 비교한다.

이와 같은 방식으로 시산된 모형 동학으로부터 도출되는 시계열과 실제 시계열의 비교는 Figure 11에 표시되어 있다. 시산 결과, 가계신용비율을 제외하고는 모형으로부터 도출된 시계열이 실제 시계열과 상당히 유사한 것으로 판명되었다. 다만, 가계신용비율의 경우 모형으로부터 도출된 결과가 실제 시계열의 2000년대 초반과 후반 부분 변동을 설명하는 데 있어 약간의 격차를 보이는 것으로 나타났다. 이러한 현상의 원인으로는 모형 내에서 가계신용비율을 주로 설명하는 가계신용비율에 대한 외생적 충격이 극대화를 통한 일계조건

(Unit: %)

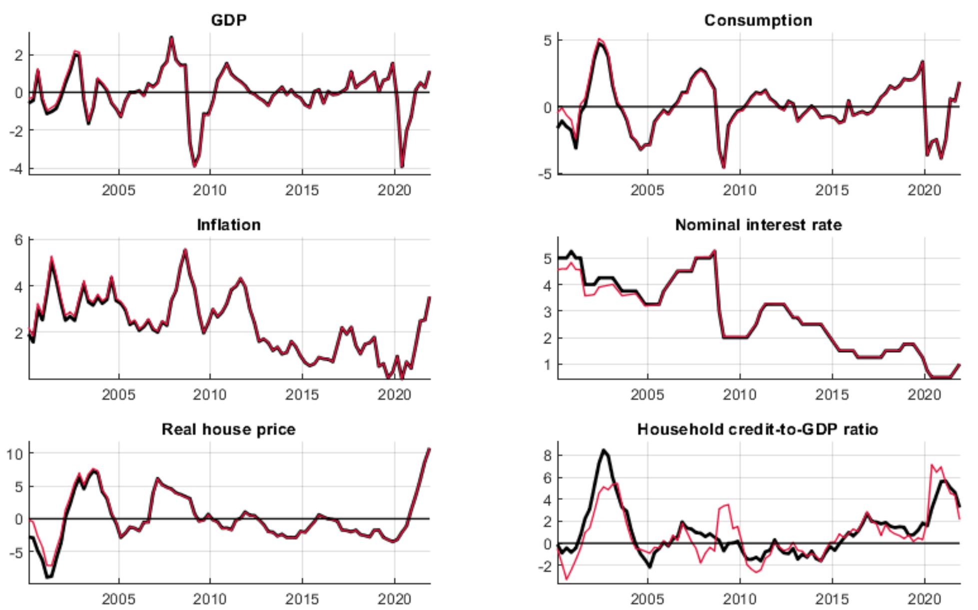

Figure 11. The Actual and Model-implied Time Series

Note: 1) In each graph, the bold solid line (black) represents the actual time series used for model estimation, while the thin solid line (red) represents the model-implied time series; 2) The model-implied time series represent the mean values of the posterior distribution at each point in time.

(first-order condition)으로 모형화된 구조적(structural) 충격이 아니라, 실제 가계신용비율 변동 중 설명되지 않는 부분에 대한 잔차(residual)와 같이 처리되어 있기 때문으로 추측된다. 그럼에도 불구하고 모형이 실제 시계열의 상-하 변동은 전반적으로 잘 포착하는 것으로 보인다.

Ⅱ장의 VAR 분석에 비해 본 장의 DSGE 모형 분석이 가지는 장점 가운데 하나는 모형의 구조적 모수(structural parameter)를 식별함으로써, 정책실험이 가능하다는 것이다. 특히 본고의 DSGE 모형 추정 결과 가운데 주목할 점은 2000년대 이후 우리나라 정책금리 결정 시 가계신용비율을 반영하였다는 측면이다. 이러한 통화정책 운영체계에 대한 평가를 위해 위 Figure 11에 제시된 모형으로부터 도출된 시계열을 이용한다. 구체적으로 다음과 같은 반사실적(counterfactual) 가정을 통해 가계신용비율에 반응해 온 정책운영을 평가하기로 한다: “샘플기간 동안 만약 통화정책이 가계신용비율에 반응하지 않았다면 과거의 거시경제 및 가계부채 동학은 어떻게 바뀌었을 것인가?” 이를 위해 $\phi_s = 0$라는 조건을 통해 구한 모형의 해(solution)와 위 Figure 11을 도출하는 과정에서 시산된 외생적 충격들의 시퀀스를 결합함으로써 모형에 입각한 반사실적 시계열을 도출하고, 이를 Figure 11에 제시된 모형으로부터 도출되는 실제 시계열과 비교한다.

이와 같이 시산한 실제 및 반사실적 시계열 비교 결과는 Figure 12에 제시되어 있다. 만약 통화정책이 가계신용비율에 반응하지 않았다면 2002~03년경 및 2020년 이후 기간에 대해

(Unit: %)

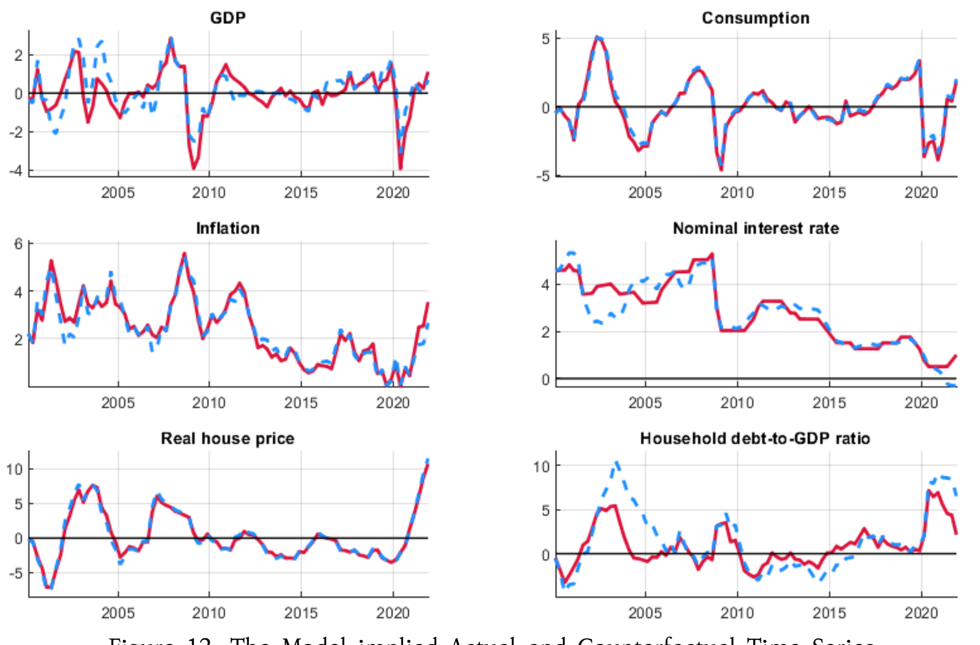

Figure 12. The Model-implied Actual and Counterfactual Time Series

Note: 1) In each graph, the solid line (red) represents the actual time series derived from the model, while the dashed line (blue) represents the counterfactual experimental results assuming monetary policy does not respond to the household credit-to-GDP ratio ($\phi_s = 0$); 2) The model-implied time series represent the mean values of the posterior distribution at each point in time.

정책금리가 실제보다 낮았을 것이라는 결과를 얻었다. 특히 2020년 중반 이후 기간에 대해서는 반사실적 정책금리가 명목금리의 제로 하한(zero lower bound) 밑으로 내려가는 것으로 나타났다. 이러한 금리 경로의 변화에 따라 성장 및 물가의 경로도 실제보다 더 변동성이 커졌을 것임을 알 수 있다. 반사실적 시나리오하의 가계신용비율도 2002~03년경 및 2020년 이후 기간에 대해 실제보다 더욱 높았을 것임을 실험 결과는 보여주고 있다. 다만, 반사실적 실험에도 불구하고 실질주택가격 경로는 크게 바뀌지 않았는데, 이는 허준영(2022)에서 밝힌 바 있듯이 통화정책이 주택가격에 미치는 영향이 제한적인 Iacoviello(2005) 모형의 특성에서 기인하는 것으로 보인다.

6. 중앙은행의 손실함수 분석 및 최적 금리준칙: 조건부 분석

본 연구의 주요 목적 중 하나는 물가안정과 금융안정을 책무로 가지는 중앙은행의 최적 금리준칙을 도출하는 것이다. 이를 위해 먼저 Benigno and Woodford(2012)에서 제안된 바 있으며 Bernanke *et al.*(2019) 및 Kiley and Roberts(2017) 등의 기존 미국 문헌에 원용된 손실함수를 확장하여, 중앙은행이 최소화하고자 하는 2차 손실함수(quadratic loss function)를 다음과 같이 정의한다.

(9) $$QL(\lambda,\gamma) = Var(\pi_t) + \lambda Var(y_t) + \gamma Var(s_t)$$

위 식에서 λ 및 γ는 각각 손실함수 내에서 성장과 가계신용비율 분산에 대한 가중치를 의미하며, 물가 분산에 대한 가중치가 1로 주어져 있는 상황에서 이 값들은 물가 분산 대비 성장과 가계신용비율 분산의 상대적 가중치를 나타낸다.

Gali and Monacelli(2005)와 같은 기존의 문헌에서는 성장 분산의 가중치인 λ에 0.5나 1의 값을 부여한다. 예를 들어 $\lambda=1$인 경우 중앙은행이 물가와 성장 분산에 동일한 가중치를 두는 이중책무(dual mandate) 형태의 손실함수가 된다. 이러한 문헌을 따라 본고에서도 $\lambda=0.5$인 경우와 $\lambda=1$인 경우를 분석한다.

그러나 성장 분산에 대한 가중치와 달리, 가계신용비율 분산에 대한 가중치와 관련하여 기존 문헌 간 일치된 합의는 없는 상태이다. 한편, Figure 11에서 나타난 바와 같이 데이터상 가계신용비율의 변동성은 성장 및 물가 변동성에 비해 상당히 큰 값을 가진다. 따라서 성장과 마찬가지로 가계신용비율 분산에 0.5나 1의 가중치를 부여할 경우 손실함수 값이 가계신용비율 변동성에 의해 결정될 가능성이 크다. 이러한 문제점을 보완하기 위해 본고에서는 γ 값을 물가와 성장 분산의 평균치와 가계신용비율 분산 사이 비율의 역수로 설정하였다($\gamma=0.138$).

이러한 손실함수를 가정하고 먼저 실제 및 반사실적 시나리오에 대한 조건부(conditional) 분석을 시행한다. 즉, Figure 12에 제시된 실제 및 반사실적 실험하에서 물가, 성장 및 가계신용비율의 분산이 어떻게 달라지며, 나아가 이를 통해 시산된 식 (9)의 2차 손실함수가 어떤 경우에 더 작아지는지를 시산하는 것이다. 해당 실험의 결과는 Table 4에 요약되어

있다. $\phi_s=0$을 가정하는 반사실적 실험의 경우 Figure 12에 나타나듯이 실제보다 성장과 가계신용비율의 분산을 크게 한다. 한편, 반사실적 실험하에서 물가의 분산은 실제 경우와 크게 차이가 없다. 그 결과 2차 손실함수에서 성장 분산에 어떤 가중치를 주더라도 실제 경우보다 반사실적 실험하에서 2차 손실함수 값이 커지는 현상이 발생한다. 이와 같은 결과는 과거 한국 거시경제 및 금융안정 시계열을 가장 잘 설명하는 충격들의 시퀀스에 근거(conditioning) 했을 때, 가계신용비율에 반응해 왔던 통화정책이 그렇지 않은 정책에 비해 중앙은행의 손실함수 값을 줄여주는 우월한 정책임을 시사한다.

위에서 언급한 조건부 실험은 금리준칙의 가계신용비율 반응 계수만을 조정하여 시산하였다. 이러한 실험을 확장하여 금리준칙상 모든 계수를 조정함으로써 식 (9)에 나타난 중앙은행의 2차 손실함수를 극소화하는 금리준칙 계수들의 조합을 구할 수 있다. 해당 실험 시행 시 각 금리준칙의 계숫값들이 기존 문헌이나 경제이론과 합당하지 않은 값으로 발산하는 것을 막기 위해 각 계숫값에 대한 하한과 상한을 설정하여 분석하였다. 먼저 통화정책의 자기회귀(autoregressive) 부분을 반영하는 ρ_r는 해당 모수의 특성상 [0, 1]의 하한과 상한을 부여하였다. 통화정책의 물가 반응도(ϕ_π)는 물가안정목표제를 시행하였던 샘플기간의 특성을 고려하여 1보다 크고 2.5보다 작도록 설정하였다. 성장 및 가계신용비율 계수에는 [0, 1]의 상・하한 값을 가정하였는데, 이는 물가안정목표제의 특성상 이들 변수에 대한 통화정책의 반응도가 물가보다는 작아야 함을 반영한 결과이다. 이와 같은 실험을 각 모수 사후분포 평균값에서 시산하여 Table 5에 결과를 제시하였다.

시산 결과, 조건부 실험에서 2차 손실함수를 극소화하는 최적 금리준칙 계수들은 다음과

Table 4. Variance of Each Variable and Quadratic Loss Function Values: Conditional Experiment

	분산			2차 손실함수(λ, γ)	
	물가	성장	가계신용비율	(0.5, 0.138)	(1, 0.138)
실제	0.08	1.34	4.59	1.39	2.06
($\phi_s>0$)	[0.09, 0.09]	[1.33, 1.35]	[4.27, 5.04]	[1.34, 1.44]	[2.01, 2.11]
반사실적	0.08	2.00	14.11	3.02	4.02
($\phi_s=0$)	[0.07, 0.08]	[1.56, 2.81]	[6.40, 32.20]	[1.76, 5.84]	[2.56, 7.21]

Note: Mean and [5%, 95%] estimates are reported.

Table 5. Optimal Interest Rate Rule Coefficients in Conditional Experiments

모수	추정치 (평균값)	[하한, 상한]	2차 손실함수 ($\lambda=0.5$, $\gamma=0.138$)	2차 손실함수 ($\lambda=1$, $\gamma=0.138$)
ρ_r	0.92	[0, 1]	0.79	0.72
ϕ_π	1.38	[1, 2.5]	1.00	1.00
ϕ_y	0.89	[0, 1]	1.00	1.00
ϕ_s	0.18	[0, 1]	0.29	0.39

Note: Values evaluated at the mean of posterior parameter estimates are reported.

같은 특성을 가지는 것을 확인하였다. 먼저 금리준칙의 AR(1) 계수는 추정치보다 작은 0.72~0.79로 분석되어 최적 금리준칙은 실제 통화정책보다 정책금리의 자기상관성이 낮은, 즉 한국은행이 금융・경제 여건 변화에 대응하여 기준금리를 보다 적극적으로 조정하는 정책이 바람직하다는 것을 시사한다. 한편, 물가와 성장 계수의 최적값은 각 계수의 하한 및 상한에서 나타났으며, 이는 최적 금리준칙이 물가에의 반응도가 실제보다 낮고 성장에의 반응도는 실제보다 높아야 한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 2000년 이후 물가는 이전 시기에 비해 상대적으로 낮았으며, GDP 증가율이 지속적으로 하락했던 최근의 거시경제 환경과 밀접한 관련을 가지는 것으로 보인다. 마지막으로 최적 금리준칙상의 ϕ_s는 0.29~0.39로 실제 추정치보다 높게 시산되어, 금융안정을 고려한 통화정책은 과거 실제 정책운영 패턴보다 더욱 적극적으로 가계신용비율 변화에 반응해야 함을 나타낸다.[13]

이와 같은 최적 금리준칙 도출 시 가계신용비율의 시차에 관한 이슈가 있을 수 있다. 성장(GDP)과 물가(CPI)의 경우 해당 분기 다음 월에 실제 통계가 공개되는 반면, 가계신용에 활용되는 자금순환 통계의 경우 약 3개월(1분기)의 시차를 두고 늦게 발표되는 특성을 가진다. 예를 들면 4월 초에 전년도 4/4분기 자금순환 통계가 발표가 이루어지는 것이다. 이에 따라 성장갭과 물가갭 도출에 비해 가계신용비율갭 도출 시에는 약 1분기 정도의 시차가 존재하게 된다. 여기에 더해 성장과 물가의 경우에는 실제 발표 통계 이전에 전망치를 활용할 수 있다는 중요한 차이도 존재한다. 이와 같은 이유로 Table 5에 나타난 실험 시산 시 성장갭 및 물가갭, 가계신용비율갭에 다양한 시차를 고려하는 것이 의미 있을 것이다. 이러한 특성을 반영하여 최적 금리준칙을 도출하는 실험을 Table 6에 제시된 바와 같이 해당 변수들의 다양한 시차를 고려하여 시산하였다. Case 1의 경우 성장갭, 물가갭, 가계신용비율갭 모두 현재 시차를, Case 2~4는 가계신용비율갭 발표 시점을 고려하여 과거 1분기 시차를 적용하였으며, Case 3과 Case 4에서는 물가갭과 성장갭에 각각 미래 시차를 적용하여 실험을 진행하였다.

실험 결과는 Table 7에 제시되어 있는데, 2차 손실함수에서 성장에의 반응도와 관계없이 일관된 결과가 도출되었다. 가장 작은 손실함수를 나타내는 금리준칙은 본고에서 벤치

Table 6. Alternative Time Lags in Obtaining Optimal Interest Rate Rule, Lag in Inflation and Household Credit-to-GDP Ratio

	금리준칙 반응변수		
Case	성장갭	물가갭	가계신용비율갭
Case 1	$\hat{y}_t$	$\hat{\pi}_t$	$\hat{s}_t$
Case 2	$\hat{y}_t$	$\hat{\pi}_t$	$\hat{s}_{t-1}$
Case 3	$\hat{y}_t$	$E_t(\hat{\pi}_{t+1})$	$\hat{s}_{t-1}$
Case 4	$E_t(\hat{y}_{t+1})$	$E_t(\hat{\pi}_{t+2})$	$\hat{s}_{t-1}$

[13]통화정책이 금융안정을 달성하는 과정을 명확히 보이기 위해서는 추정된 DSGE 모형과 최적 통화준칙 계수를 사용한 각각의 모형에 대해서 통화정책 충격의 충격반응함수를 살펴보는 것이 필요할 것이다. 해당 충격반응함수는 부록 4에 제시되어 있다.

Table 7. Optimal Monetary Policy Rule Coefficients in Conditional Experiments Considering Alternative Lags

	2차 손실함수 ($\lambda=0.5,\ \gamma=0.138$)				2차 손실함수 ($\lambda=1,\ \gamma=0.138$)			
	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4	Case 1	Case 2	Case 3	Case 4
ρ_r	0.79	0.84	0.84	0.75	0.72	0.80	0.79	0.52
ϕ_π	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
ϕ_y	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
ϕ_s	0.39	0.45	0.43	0.36	0.29	0.34	0.32	0.23
Quad. loss	0.89	0.91	0.90	1.19	1.26	1.30	1.28	1.85

Note: Values evaluated at the mean of posterior parameter estimates are reported.

마크로 상정한 바 있는, 통화정책이 모두 현재 기의 변수에 대응하는 준칙(Case 1)으로 분석되었다. 한편, 가계신용비율 통계 산출 시점을 고려하여 동 변수에 과거 1분기 시차를 적용한 실험에서는 Case 3 〉 Case 2 〉 Case 4 順으로 손실함수가 작은 것으로 나타났다. 여기서 Case 3과 2의 경우에는 손실함수 값의 차이가 그리 크지 않았으나, Case 4의 경우에는 손실함수 값이 상대적으로 높은 수치를 기록하였다. 이 같은 실험 결과를 고려할 때 실제 통화정책 운영에 참고하기 위한 금리준칙 산출 시 가계신용비율갭을 과거 1분기 시차 통계로 활용할 경우에는 성장갭과 물가갭은 현재의 정보를 이용(Case 2)하거나, 물가갭의 경우 1분기 후 전망치를 활용(Case 3)하는 것도 대안이 될 수 있을 것으로 판단된다.

7. 중앙은행의 손실함수 분석: 무조건부 분석

앞 절의 조건부 분석이 과거 한국 데이터를 가장 잘 설명하는 특수한 충격의 시퀀스에 근거하는 것이었다면, 비슷한 분석을 보다 일반적인 상황에 적용할 수 있다. 즉, 충격 시퀀스를 무작위(random)로 시산하여 동일한 실험을 하는 것이다. 이를 통해 일반적인 경우 통화정책이 가계신용비율에 반응해야 하는가에 대한 해답을 찾을 수 있을 것이다.

이러한 무조건부(unconditional) 2차 손실함수 분석을 위해 Kiley and Roberts(2017)의 시뮬레이션 방법을 원용하였는데, 그 구체적인 절차는 다음과 같다.

[1] 먼저 추정된 모형 모수 사후분포의 평균값을 바탕으로 모형의 충격을 200기(50년) 동안 시뮬레이션하여 실제 및 반사실적 시나리오하에서 각 변수의 경로를 구한다.
[2] 이렇게 생성된 경로 가운데 결과가 시뮬레이션 초기 값에 의해 영향받지 않도록 처음 100기 동안은 번인 기간(burn-in period)으로 설정하여 이 기간 동안 생성된 경로는 무시한다.
[3] 나머지 100기 동안의 경로를 바탕으로 각 변수의 분산을 구한다.
[4] 이를 통해 식 (9)의 손실함수 값을 계산한다.
[5] [1]~[4]의 과정을 10,000번 반복해서 얻은 손실함수의 평균값 및 [5%, 95%] 추정치를 구한다.

Table 8. Variance of Each Variable and Quadratic Loss Function Values: Unconditional Experiment

	분산			2차 손실함수(λ, γ)	
	물가	성장	가계신용비율	(0.5, 0.138)	(1, 0.138)
실제	0.10	5.80	155.85	24.44	27.34
($\phi_s > 0$)	[0.06, 0.14]	[3.29, 9.35]	[73.04, 276.27]	[11.95, 42.65]	[13.74, 47.09]
반사실적	0.14	3.08	332.91	47.48	49.02
($\phi_s = 0$)	[0.09, 0.21]	[2.21, 4.14]	[130.50, 648.21]	[19.50, 91.02]	[20.92, 92.70]

Note: Mean and [5%, 95%] estimates are reported.

이러한 방식으로 구한 무조건부 실험 결과는 Table 8에 요약되어 있다. 시뮬레이션 결과 가계신용비율에 반응하는 통화정책은 그렇지 않은 정책에 비해 물가와 가계신용비율의 분산을 감소시키나, 성장의 분산은 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 분산 추정치를 바탕으로 시산한 2차 손실함수 값은 성장 분산에 어떠한 가중치가 주어지더라도 통화정책이 가계신용비율에 반응할 때 더 작아지는 결과가 도출되었다. 이러한 결과를 통해, 가계신용비율로 대표되는 금융안정 요인을 통화정책의 책무 가운데 하나로 가지는 중앙은행의 경우 가계신용비율에 반응하는 통화정책을 운영하는 것이 전체 금융·경제 변동성을 축소시켜 중앙은행의 손실함수를 줄일 수 있다는 정책적 함의를 얻을 수 있다.

Ⅳ. 요약 및 시사점

글로벌 금융위기 이후 민간신용 급증, 자산가격 거품 등 과도한 금융불균형 누증이 위기 발생 가능성을 증대시키는 등 거시경제에 상당한 부정적 파급효과를 장기간 미칠 수 있다는 점이 확인되면서 물가안정을 전통적인 책무로 부여받은 주요국 중앙은행들의 통화정책 목표에 금융안정이 추가되었다. 이를 계기로 최종대부자 기능을 주로 강조하던 중앙은행들의 책무로 민간신용 급증과 자산가격 거품을 사전에 예방하는 정책대응(Leaning Against Wind: LAW) 역할이 강조되기 시작하였다. 이와 같은 국제적 공감대하에서 우리나라에서도 2011년 법 개정을 통해 한국은행의 주요 설립목적에 금융안정이 추가되었다.

그런데 동 법 개정 이후 한국은행의 통화정책 운용 시 금융안정을 어떠한 방식으로 고려하고 대응할 것인지에 대한 체계적인 연구가 활발하지 않은 실정이다. 이 같은 상황에서 국내 가계신용은 금융위기 이후 디레버리징을 경험했던 미국 등 주요 선진국과 달리 장기간 증가세를 지속하면서 최근의 가계부채비율은 주요국과 비교해 매우 높은 수준까지 상승하였다. 특히 코로나19 발생 이후에는 극심한 경제위기에도 불구하고 주택가격 상승을 배경으로 가계부채가 빠른 속도로 증가하였는데, 최근의 국내 가계부채 규모는 경제의 기초 여건(fundamental)을 크게 벗어난 것으로 평가되고 있으며, 성장을 제약하고 대내외 부정적 충격 시 위기 발생 가능성을 증대시키는 등의 부작용을 초래할 가능성이 높은 것으로 평가

되고 있다.

한편, BIS는 지난 2019년 중장기 시계에서 거시경제 안정과 금융안정을 효율적으로 도모할 수 있는 통합적 물가안정목표제(IIT)를 제안하였다. 동 정책체계에서는 중앙은행의 금융안정 책무를 더욱 강화하고, 통화정책 운영 시 성장과 물가 외에도 금융안정 요인을 명시적으로 고려할 것을 권고하고 있다. 이에 따라 BIS는 금리준칙 설계 시 전통적인 물가와 성장 이외에 신용 변수 추가를 제안하고 있다.

본 연구에서는 국내 금융불균형 누증 상황을 고려하여 BIS가 제안한 통합적 물가안정목표제의 도입 가능성을 다각도로 점검해 보았다. 이를 위해 VAR 모형과 DSGE 모형 분석을 병행하였다. 우선 VAR 분석을 통해서는 주요 충격 발생 시의 경제변수 반응을 살펴보았는데, 금융위기 이후 기준금리 인하에 따른 주택가격과 가계신용의 파급효과가 상당폭 증대되면서 통화정책의 위험선호 경로(risk-taking channel)가 강화된 것으로 분석되었다. 또한 DSGE 모형 구축을 통해 2000년 이후 2021년까지 약 20여 년간 한국은행의 통화정책 운영방식을 추정해 본 결과, 약한 형태의 통합적 물가안정목표제(IIT)를 운영해 온 것으로 나타났다. 이는 한국은행이 통화정책 운영 시 물가상승 압력에 적극 대응하는 가운데 경기상황을 종합적으로 고려하였으며, 가계신용 증대에 대해서도 기준금리 조정으로 일부 대응해 왔음을 의미한다. 다만, 금리평활화 계수가 상당폭 높게 추정되어 금융・경제 여건 변화에 대응한 기준금리 조정에는 매우 신중했던 것으로 분석되었다. 한편, 중앙은행의 손실함수 분석을 통해 최적 금리준칙을 도출해 본 결과, 물가와 성장 등 거시경제 상황을 균형적으로 고려하면서도 가계신용 등 금융안정 요인을 더욱 비중 있게 고려하여 통화정책을 운영하는 방안이 중장기 금융・경제 안정화 도모에 가장 우월한 것으로 분석되었다. 또한 최적 금리평활화 계수가 실증적 금리준칙 추정계수에 비해 낮게 추정됨에 따라 한국은행이 금융・경제 여건 변화에 대응해 기준금리를 보다 적극적으로 조정할 필요가 있다는 시사점도 도출되었다.

국내 가계부채는 전술한 바와 같이 금융위기 이후 지속적으로 증가하여 최근에는 소득 대비 가계부채 비율이 주요국과 비교해 상당히 높은 수준까지 상승하였다. 이 같은 금융불균형 누증은 향후 중장기 시계에 있어 안정적인 성장 흐름을 제약하고 위기 발생 가능성을 높일 수 있다는 점에서 매우 유의해야 할 것으로 판단된다. 이에 따라 향후 국내 가계부채 수준은 소득 증가 범위 내에서 관리될 필요성이 높은 것으로 판단된다. 이를 위해 과도한 가계부채 부담이 우리 경제의 건전한 발전에 저해가 되지 않도록 정책적 노력을 경주할 필요가 있으며, 가계부채 문제 해소를 위해 정부와 중앙은행의 정책공조가 효율적이고 긴밀하게 이루어져야 할 것으로 판단된다.

한편, 국내외 경제 여건 변화에 대응하여 중장기 경제안정을 도모하기 위한 중앙은행의 최적 정책체계에 대한 연구가 계속 진행될 필요가 있다. 미국 등 기축통화국과는 달리 우리나라의 금융시장과 거시경제는 대외여건 변화에 상당한 영향을 받고 있는 점을 종합적으로 고려하여 거시・금융안정(macro-financial stability) 체계를 설계할 필요가 있다. 특히 코로나19 이후 높은 물가 오름세에 대응한 미 연준의 가파른 정책금리 인상이 외국인 자금유출입, 환율 변동 등을 통해 국내 금융・경제의 다방면에 상당한 영향을 미치는 점 등을 고

려할 때, 우리나라와 같은 개방소국(small open economy)의 정책 여건을 고려한 심도 있는 정책체계 연구가 지속되어야 할 것으로 보인다.

부 록

1. BIS가 제안한 IIT의 주요 내용(요약)

금융위기 이후 글로벌 유동성이 크게 증가하면서 신흥국에 대한 외국인 자금유출입 규모가 증대되고, 저물가 지속에 따른 저금리 정책 등의 영향으로 가계부채 증가, 주택가격 상승이 이어지면서 대내외 금융부문뿐만 아니라 이로 인한 실물경제의 변동성도 확대될 가능성이 있다는 우려들이 제기되고 있다. 이에 BIS는 중앙은행이 전통적 물가안정 책무와 함께 금융안정을 포괄적으로 고려할 수 있는 통합적 물가안정목표제도(Integrated Inflation Targeting, 이하 IIT) 도입이 금융・경제 전반의 안정에 보다 효과적일 수 있다는 견해를 제시하였다. 이는 과거 선진국을 중심으로 물가안정목표제(IT)를 도입할 당시에는 중앙은행이 통화정책 운용을 통해 성장과 물가 등 거시경제의 균형을 도모할 경우 금융과 자산시장 등에도 불균형이 발생하지 않을 것으로 전제하였으나, 금융위기를 계기로 중앙은행의 물가안정 도모 정책이 금융부문의 안정을 담보할 수 없으며, 민간부채 누증 등에 따라 금융위기가 발생할 경우 실물경제에 막대하고도 장기적인 피해를 유발한다는 역사적 경험과 실증적 분석 등에 기반한 것이었다.

BIS는 이를 위해 다음과 같은 사항을 권고하였다. 첫째, 금융불균형 누증이 금융・경제에 미치는 부정적 파급효과를 완화하기 위하여 거시・금융정책 운용 시 금융안정이 더욱 강화될 필요가 있다. 가계신용 등 금융불균형 누적을 예방하기 위해 통화정책과 거시건전성 정책이 상호 보완적이고 유기적으로 운영될 필요가 있다. 둘째, 금융 불균형 누적 시 이를 적극 안정화시키기 위해서는 통화정책 결정 과정에서 거시경제 변수뿐만 아니라 민간신용 등 금융안정 요인을 균형 있게 고려하는 것이 효과적이다. 이를 위해 금리준칙에 민간신용 등 금융안정 변수를 명시적으로 반영(Augmented Taylor Rule)하는 것은 통화정책의 체계성과 투명성을 제고하고 금융안정을 균형적으로 도모하는 데 도움이 된다. 셋째, 중앙은행의 정책금리 조정만으로는 거시경제와 금융안정을 동시에 도모하는 데 한계가 있을 수 있으므로 거시건전성 정책의 유기적・상호 보완적 활용이 긴요하다. 예를 들면 실물경제 여건이 위축된 상황에서 가계부채 증가나 주택가격 상승세가 지속될 경우 금융안정 측면의 리스크만을 고려하여 정책금리를 인상하는 것은 어려울 수 있으므로, 금융・경제 전반의 안정을 도모하기 위해서는 중앙은행의 금리정책 외에 거시건전성 정책도 충분히 활용될 필요가 있다.

넷째, 금융위기 이후 선진국의 대규모 양적완화 등으로 글로벌 유동성이 크게 늘어나 신흥국으로의 외국인 투자자금 유출입 규모가 확대되고 이로 인해 외환시장의 변동성이 증대되면서 금융・경제 여건에 미치는 부정적 영향이 확대될 수 있는 만큼 이를 완화하기 위한 외환부문 거시건전성 정책수단의 활용이 필요하다. 다만, 이 과정에서 특정 환율 수준을 목표로 해서는 안 되며, 외환제도의 기본적 토대는 자유변동 환율제도임에 유의할 필요가 있다. 마지막으로 인구 고령화에 따른 연금부담 증대 등으로 재정 건전성에 대한 우려가 증대

될 경우 기대인플레이션이 높아지고 이에 따라 시장금리가 상승하면서 거시경제정책의 효과가 제약되고 경제 전반에 부정적 영향을 미칠 수 있는 만큼, 정부의 건전한 재정규율이 필요하다. 특히 신흥국은 재정건전성을 양호하게 유지할 경우 대외 신인도를 제고하고 자금조달 비용을 낮출 수 있으므로 금융・경제 안정에 크게 도움이 된다.

2. DSGE 분석모형

여기에서는 본고의 분석대상이 되는 DSGE 모형에 대한 자세한 설명을 제시하도록 한다.

가. 가계의 최적선택

본고의 모형에서는 저축가계와 차입가계의 두 유형의 가계가 존재하며, 각 가계는 무한기를 산다고 가정한다. 먼저 저축가계의 효용함수는 다음과 같이 주어진다.

(A1) $$E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[\log(c_t'-h_bc'_{t-1})+u_t^j\log(h_t')-(L_t')^\eta/\eta\right]$$

여기에서 E_t는 t기까지의 모든 정보를 이용하여 형성한 조건부 기대를 나타낸다. β는 저축가계의 주관적 할인인자(discount factor)이며, c_t', h_t' 및 L_t'는 각각 저축가계의 t기 소비, 주택보유 및 노동공급을 의미한다. u_t^j는 AR(1)으로 주어지는 주택 선호충격이며, h_b는 소비습관을 반영하는 모수이다.

이러한 저축가계의 예산제약은 다음과 같다.

(A2) $$P_tc_t'+Q_th_t'-B_t'+M_t=$$
$$W_t'L_t'+Q_th'_{t-1}-B'_{t-1}R_{t-1}+M'_{t-1}+P_tF_t+P_tT_t'$$

위 식에서 B_t'는 가계의 차입(borrowing)을 나타내며, Q_t와 W_t'는 각각 명목 주택가격과 명목임금을 의미한다. F_t는 추후 설명하게 될 소매기업으로부터의 실질 이익(profit)을 배당받는 부분이고, T_t'는 중앙은행으로부터의 이전지출을 의미한다. 이러한 식 (A2)의 예산제약은 다음과 같은 실질 단위로 나타낼 수 있다.

(A3) $$c_t'+q_th_t'-b_t'+\Delta M_t/P_t=w_t'L_t'+q_th'_{t-1}-b'_{t-1}R_{t-1}/\pi_t+F_t+T_t'$$

위 식에서 q_t와 b_t'는 각각 실질 주택가격과 실질 차입을 의미하게 된다.

한편, 차입가계의 효용함수는 다음과 같이 주어진다.

(A4) $$E_0\sum_{t=0}^{\infty}(\beta'')^t\left[\log(c_t''-h_bc''_{t-1})+j\log(h_t'')-(L_t'')^\eta/\eta\right]$$

동 모형에서 ″ 와 함께 나타나는 모수 및 변수는 차입가계의 변수를 나타낸다. 차입가계의 주관적 할인인자는 저축가계보다 작다($\beta'' < \beta$)고 가정하는데, 이러한 설정은 차입가계가 저축가계보다 미래를 더 많이 할인하여 현재 소비에 더 큰 비중을 두게 됨을 반영한다. 차입가계의 실질 예산제약은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

(A5) $$c_t'' + q_t \Delta h_t'' - b_t'' R_{t-1}/\pi_t + \Delta M_t''/P_t = w_t'' L_t'' + b_t'' + T_t'' + u_t^b$$

위 식에서 u_t^b는 AR(1) 과정을 따르는 가계신용 충격이다.

차입가계의 효용극대화 문제는 저축가계와 동일하게 식 (A5)의 제약하에서 식 (A4)를 극대화함으로써 풀 수 있다.

나. 기업가와 소매기업의 최적선택

기업가는 가계로부터 구입한 부동산(real estate), 자본 및 노동을 이용하여 중간재를 생산하는 경제주체이며, 생산된 중간재는 단위당 도매가격 P_t^w에 소매기업에 판매된다. 기업가의 목적함수는 다음과 같다고 가정한다.

(A6) $$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t \left[\log(c_t)\right]$$

여기에서 γ는 기업가의 주관적 할인인자를 나타내는데, $\gamma < \beta$라고 가정한다. 기업가는 아래 주어진 제약들하에서 위의 효용을 극대화한다.

(A7) $$Y_t = A_t K_{t-1}^{\mu} h_{t-1}^{\nu} \left(L_t'\right)^{\alpha(1-\mu-\nu)} \left(L_t''\right)^{(1-\alpha)(1-\mu-\nu)}$$

(A8) $$Y_t P_t^w / P_t + b_t = w_t' L_t' + w_t'' L_t'' + q_t \Delta h_t + b_{t-1} R_{t-1}/\pi_t + c_t + I_t + \varepsilon_{K,t}$$

(A9) $$b_t R_t \le m E_t\left(q_{t+1} h_t \pi_{t+1}\right)$$

위에서 식 (A7)과 (A8)은 각각 기업가의 생산함수와 예산제약을 나타낸다. 그리고 식 (A9)는 실질 단위로 나타낸 기업가의 신용제약(credit constraint)을 의미한다. 식 (A7)의 K_t와 식 (A8)의 I_t는 각각 t기의 자본과 투자를 나타낸다. 식 (A8)의 $\varepsilon_{K,t}$는 $\varepsilon_{K,t} = \Psi_t (I_t/K_{t-1} - \delta)^2 K_{t-1}/(2\delta)$로 주어지는 자본 조정 비용(capital adjustment cost)을 의미한다.

소매기업 부문의 경우 z로 인덱스화되는 동질적인 소매기업이 경제 내에 무수히 많이 존재한다고 가정한다. 각 소매기업은 기업가로부터 중간재를 단위당 P_t^w의 가격에 구입하여 단위가격 $P_t(z)$인 최종재 $Y_t(z)$를 생산한다. 소매기업들은 매 기 $1-\theta$ 비율의 소매기업만이 자신이 생산하는 상품 가격을 바꿀 수 있는 Calvo 형태의 독점적 경쟁과 가격경직성에 직면한다. 구체적으로 최종재의 수량과 가격은 다음과 같이 집계화(aggregation)된다.

(A10) $$Y_t^f = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{(\epsilon-1)/\epsilon} dz \right]^{\epsilon/(\epsilon-1)}, \ \epsilon > 1$$

(A11) $$P_t = \left[\int_0^1 P_t(z)^{\epsilon-1} dz \right]^{1/(\epsilon-1)}, \ \epsilon > 1$$

따라서 개별기업의 수요곡선은 다음과 같이 주어진다.

(A12) $$Y_t(z) = \left[P_t(z)/P_t \right]^{-\epsilon} Y_t^f, \ \epsilon > 1$$

소매기업의 극대화 문제는 식 (A12)에 주어진 우하향하는 수요곡선이 제약조건으로 주어진 상황에서 할인된 기대수익(expected discounted profit)을 극대화하는 것으로 표현된다. 이러한 문제의 최적 가격 $P_t^*(z)$는 다음과 같은 방정식을 풀어서 구할 수 있다.

(A13) $$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \left[\beta \frac{c_t{}'}{c'_{t+k}} \frac{P_t^*(z)}{P_{t+k}} Y_{t+k}^*(z) \right] = \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k \left[\beta \frac{c_t{}'}{c'_{t+k}} \frac{X}{X_{t+k}} Y_{t+k}^*(z) \right]$$

여기에서 X_t는 $X_t = P_t/P_t^w$로 정의된 마크업(markup)이며, X는 정상상태의 마크업이 되어 $X = \epsilon/(\epsilon-1)$이 된다. Y_t^*는 기대수요(expected demand)를 나타내며 $Y_{t+k}^* = \left[P_t^*(z)/P_{t+k} \right]^{-\epsilon} Y_{t+k}$로 정의된다. 위 식 (A13)의 좌변은 할인된 한계 기대수익이며 우변은 할인된 한계 기대비용이 되어, 양변이 같아질 때 할인된 기대수익이 극대화된다는 것을 의미한다.

이러한 문제의 해를 구하면 총가격(aggregate price)은 다음과 같은 형태로 나타난다.

(A14) $$P_t = \left[\theta P_{t-1}^{1-\epsilon} + (1-\theta)(P_t^*)^{1-\epsilon} \right]^{1/(1-\epsilon)}$$

마지막으로 식 (A13)과 (A14)를 연립하면 해당 모형에 대한 필립스 곡선(Phillips curve)이 다음과 같이 도출된다.

(A15) $$\widehat{\pi_t} = \beta E_t \widehat{\pi_{t+1}} - \kappa \widehat{X_t}$$

다. 통화당국

로그-선형화한 통화정책은 본문의 식 (3)~(8) 가운데 하나를 따른다고 가정한다.

라. 시장청산

모형에는 네 개의 시장이 존재하는데, 노동시장, 부동산시장, 재화시장 및 신용시장이 바로 그것들이다. 각 시장의 청산조건은 다음과 같이 주어진다.

(A16) $$[\text{노동시장}]\ \ L_t = L_t' + L_t''$$

(A17) $$[\text{부동산시장}]\ \ h_t = h_t' + h_t''$$

(A18) $$[\text{재화시장}]\ \ Y_t = c_t' + c_t'' + I_t$$

(A19) $$[\text{신용시장}]\ \ b_t' + b_t'' = 0$$

3. 데이터

본고의 VAR 및 DSGE 모형은 2000년 1/4분기부터 2021년 4/4분기까지의 한국 자료를 사용하여 분석하였다. 추정에 사용된 데이터의 구체적인 설명은 다음과 같다.

$$GDP(y_t) = \log(\text{실질}\,GDP/\text{인구수})$$

$$\text{소비}(c_t) = \log(\text{실질소비}/\text{인구수})$$

$$\text{명목정책금리}(r_t) = \text{한국은행기준금리}$$

$$\text{물가}(p_t) = \text{소비자물가지수}$$

$$\text{실질주택가격}(hp_t) = \text{실질주택가격지수}$$

$$\text{가계신용비율}(hc_t) = \text{가계신용}/GDP$$

실질 주택가격지수는 명목 주택가격지수를 CPI로 나눠서 구한다. 각 데이터의 출처는 다음과 같다.

- 실질 GDP: 국내총생산 (시장가격, GDP) (한국은행 경제통계시스템)
- 실질소비: 가계 최종소비지출 (한국은행 경제통계시스템)
- 명목 정책금리: 한국은행 기준금리, 연% (한국은행 경제통계시스템)
- 물가: 소비자물가지수 (2010$=$10)(전국), 총지수 (한국은행 경제통계시스템)
- 명목 주택가격지수: 주택종합 매매가격지수 (KB)
- 가계신용: Total credit to households (BIS)

마지막으로 VAR 모형 추정 시 외생변수로 사용된 변수들은 다음과 같이 구축하였다.

- US GDP = log(US real per capita GDP)
- US 10-year interest rate = Market yield on U.S. treasury securities at 10-year constant maturity
- Oil Price = log(Global price of Dubai Crude)
- Real effective exchange rate = log(Real broad effective exchange rate for Korea)

4. 통화준칙별 통화정책 충격의 충격반응함수

Figure A1에는 추정된 DSGE 모형 중 데이터 적합도가 가장 높은 모형(금리준칙 식 (8)을 포함한 모형)에서의 통화정책 충격에 대한 충격반응함수가 보고되어 있다. 해당 충격반응함수는 추정된 모수의 사후분포 평균값 추정치에서 시산된 것이다. 긴축적 통화정책 충격은 GDP, 소비 및 투자를 단기적으로 감소시키는 동시에 인플레이션도 떨어뜨려 음(-)의 수요충격으로서 기능하는 것으로 나타났다. 이러한 반응은 통상적인 경제학 이론과 부합한다. 해당 충격이 주택시장에 미치는 영향 또한 긴축적이어서 단기적으로 실질주택가격, GDP 대비 가계부채 비율 및 가계부채 수준을 감소시키는 것으로 도출되었다.

한편, 통화정책이 가계부채비율에 반응하는 것의 거시경제적 함의를 도출하기 위해 Figure A2는 Figure A1에 나타난 실제 충격반응함수와 해당 모형의 모수 가운데 통화정책이 가계부채비율에 반응하는 부분을 0으로 상정한($\phi_s = 0$) 상황에서의 충격반응함수를 비교하고 있다. 통화정책이 가계부채비율에 반응하지 않을 때에는 실제 모형보다 통화정책 충격에 대한 GDP 및 인플레이션의 단기 반응이 커지게 된다. 또한 가계부채비율이나 가계부채 수준 자체의 변동도 커지는 결과가 도출된다. 이러한 결과는 본고의 모형에서 통화정책이 가계부채비율에 반응하는 것이 거시변수 및 가계부채 변수 변동을 줄임으로써 후생상의 개선을 가져올 수 있음을 방증한다.

마지막으로 Figure A3와 Figure A4는 본문의 Table 5에 제시된 최적 금리준칙 계수하에서 시산된 충격반응함수를 Figure A1의 실제 충격반응함수와 비교한다. 두 그림에서 나타나듯이 전반적으로 최적 금리준칙 계수하에서의 통화정책 충격에 대한 반응이 실제 추정치에서의 그것보다 변동성이 작다. 이러한 경향성은 GDP, 인플레이션 및 가계부채 관련 변수들 모두에서 관측된다. 2차 손실함수 분석을 통한 최적 통화준칙 도출은 결국 이러한 변수들의 변동성을 줄임으로써 얻을 수 있으므로, Figure A3와 Figure A4의 결과는 이러한 직관과 부합한다고 할 수 있다.

(Unit: %)

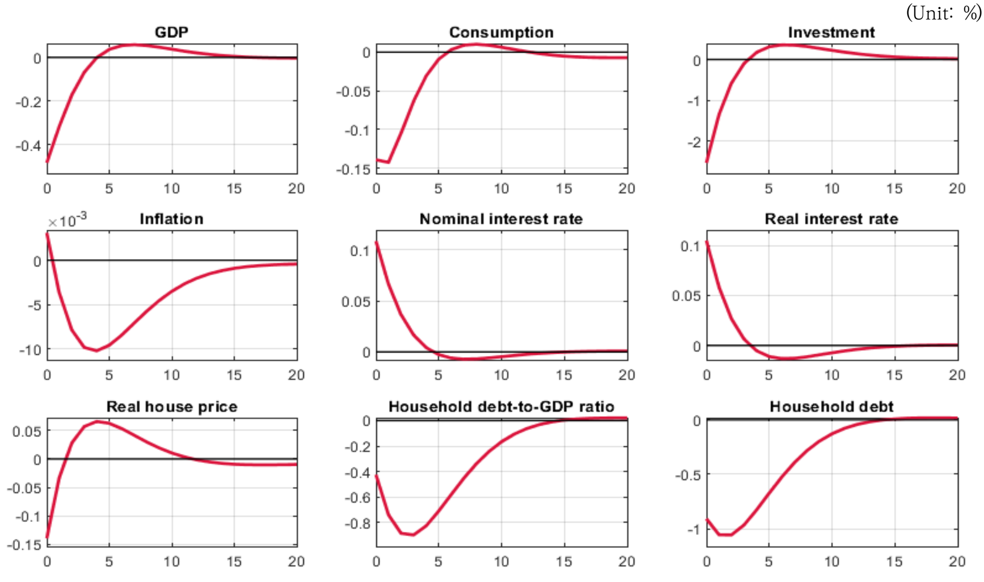

Figure A1. Impulse Response Functions to Monetary Policy Shocks in DSGE Models

Note: 1) The impulse response functions in each graph are simulated using the mean estimates of the posterior distribution of the parameters; 2) In each graph, the x-axis represents the period in quarters after the shocks.

(Unit: %)

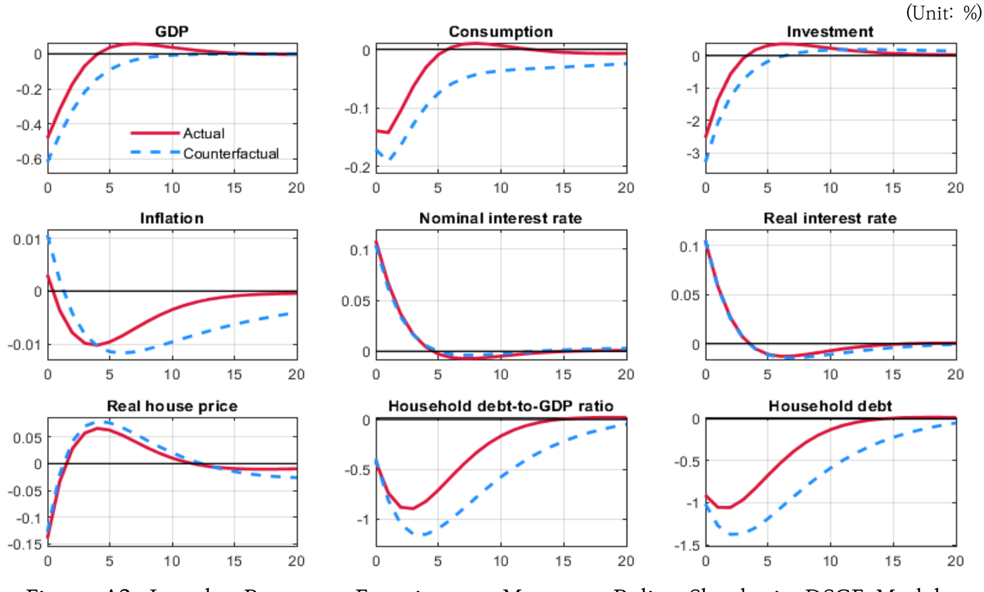

Figure A2. Impulse Response Functions to Monetary Policy Shocks in DSGE Models, Actual vs. Counterfactual

Note: 1) In each graph, the solid line represents the impulse response function based on the actual parameter estimates, while the dashed line represents the counterfactual impulse response function assuming monetary policy does not respond to the household debt-to-GDP ratio; 2) In each graph, the x-axis represents the period in quarters after the shocks.

(Unit: %)

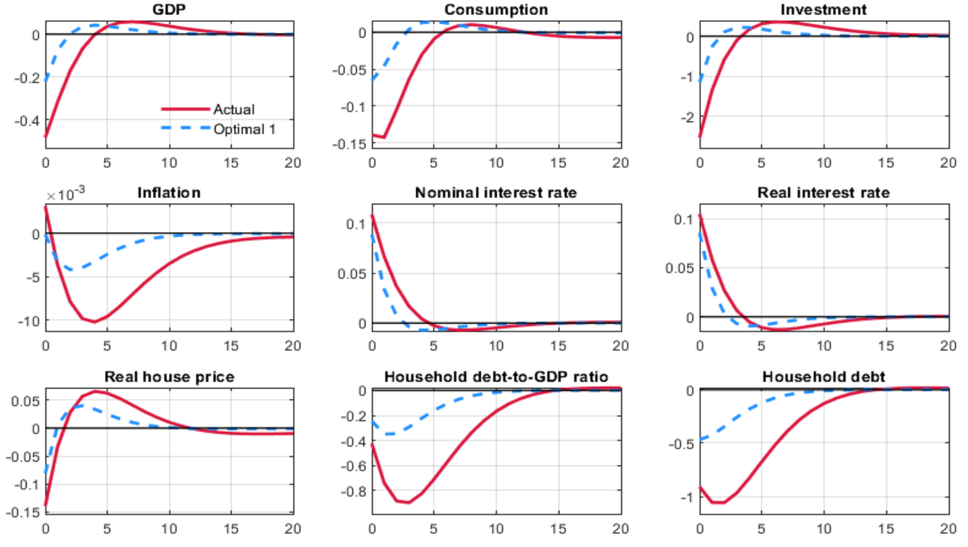

Figure A3. Impulse Response Functions to Monetary Policy Shocks in DSGE Models, Actual vs. Optimal 1

Note: 1) In each graph, the solid line represents the impulse response function based on the actual parameter estimates, while the dashed line represents the impulse response function assuming optimal interest rate rule coefficient 1; 2) In each graph, the x-axis represents the period in quarters after the shocks.

(Unit: %)

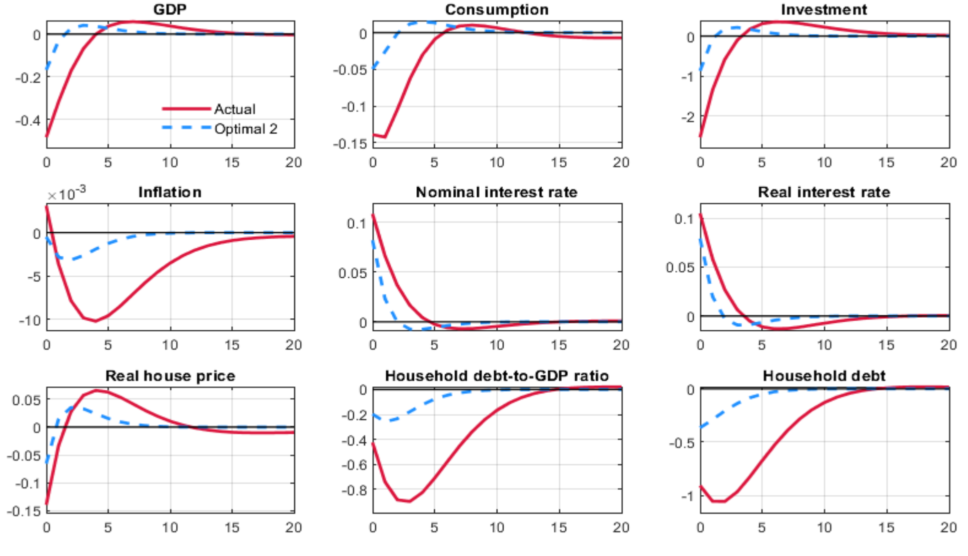

Figure A4. Impulse Response Functions to Monetary Policy Shocks in DSGE Models, Actual vs. Optimal 2

Note: 1) In each graph, the solid line represents the impulse response function based on the actual parameter estimates, while the dashed line represents the impulse response function assuming optimal interest rate rule coefficient 2; 2) In each graph, the x-axis represents the period in quarters after the shocks.

참고문헌

권도근 · 김대운 · 이시은 · 안주현. 2023.「가계신용 누증 리스크 분석 및 정책적 시사점」, BOK이슈노트, 제2023-14호, 한국은행.

김인준 · 김성현 · 김소영 · 김진일 · 신관호. 2017.「한국은행의 역할과 정책수단: 금융안정정책을 중심으로」,『*한국경제의 분석*』, 23(1): 185-287.

송인호. 2014.「주택가격채널: 거시경제에 미치는 영향을 중심으로」,『*한국개발연구*』, 36(4): 171-205.

오형석. 2014.「칼만필터를 이용한 우리나라의 중립금리 추정」,『*금융연구*』, 28(1): 1-26.

한국은행. 2018.「2018년도 제22차 금융통화위원회(정기) 의사록」.

허준영. 2022.「통화정책 운영체제별 정책효과 비교, 분석」,『*보험금융연구*』, 107: 111-168.

An, Sungbae and Frank Schorfheide. 2007. “Bayesian Analysis of DSGE Models,” *Econometric Reviews*, 26(2-4): 113-172.

Benigno, Pierpaolo and Michael Woodford. 2012. “Linear-quadratic Approximation of Optimal Policy Problems,” *Journal of Economic Theory*, 147(1): 1-42.

Bernanke, Ben S., Michael T. Kiley, and John M. Roberts. 2019. “Monetary Policy Strategies for a Low-rate Environment,” *American Economic Association Papers and Proceedings*, 109: 421-426.

Borio, Claudio and Haibin Zhu. 2012. “Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism?” *Journal of Financial Stability*, 8(4): 236-251.

Cecchetti, Stephen G., Madhusudan S. Mohanty, and Fabrizio Zampolli. 2011. “The Real Effects of Debt”, *BIS Working Papers*, No. 352.

Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans. 2005. “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, 113(1): 1-45.

Clarida, Richard, Jordi Gali, and Mark Gertler. 1998. “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence,” *European Economic Review*, 42(6): 1033-1067.

Gali, Jordi and Tommaso Monacelli. 2005. “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy,” *Review of Economic Studies*, 72(3): 707-734.

Geweke, John. 1999. “Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development, and Communication,” *Econometric Reviews*, 18(1): 1-73.

Han, Jong-Suk and Joonyoung Hur. 2020. “Macroeconomic Effects of Monetary Policy in Korea: A Time-varying Coefficient VAR Approach,” *Economic Modelling*, 89: 142-152.

Iacoviello, Matteo. 2005. “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, 95(3): 739-764.

International Monetary Fund. 2010. *Central Banking Lessons from the Crisis*.

Jordà, Òscar, Moritz Schularick, and Alan M. Taylor. 2015. "Leveraged Bubbles," *Journal of Monetary Economics*, 76(S): S1-S20.

Kiley, Michael T. and John M. Roberts. 2017. "Monetary Policy in a Low Interest Rate World," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 317-396.

Lombardi, Marco, Madhusudan S. Mohanty, and Ilhyock Shim. 2017. "The Real Effects of Household Debt in the Short and Long Run", *BIS Working Papers*, No. 607.

Mountford, Andrew and Harald Uhlig. 2009. "What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?" *Journal of Applied Econometrics*, 24(6): 960-992.

Park, Donghyun, Kwanho Shin, and Shu Tian. 2022. "Household Debt, Corporate Debt, and the Real Economy: Some Empirical Evidence," *Emerging Markets Finance and Trade*, 58(5): 1474-1490.

Park, Donghyun, Kwanho Shin, and Shu Tian. 2023. "Debts and Depth of Recessions," *International Review of Economics and Finance*, 87: 468-485.

Sims, Christopher A. 1980. "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48(1): 1-48.

Shin, Hyun Song and Kwanho Shin. 2023. "Macro-financial Stability Policy in a Globalised World: Lessons from Macro-Financial Policy in Korea," Chapter 11, Bank for International Settlements: 436-469.

Uhlig, Harald. 2005. "What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure," *Journal of Monetary Economics*, 52(2): 381-419.

Optimal Monetary Policy System for Both Macroeconomics and Financial Stability†

By Joonyoung Hur and Hyoung Seok Oh*

The Bank of Korea, through a legal amendment in 2011 following the financial crisis, was entrusted with the additional responsibility of financial stability beyond its existing mandate of price stability. Since then, concerns have been raised about the prolonged increase in household debt compared to income conditions, which could constrain consumption and growth and increase the possibility of a crisis in the event of negative economic shocks. The current accumulation of financial imbalances suggests a critical period for the government and central bank to be more vigilant, ensuring it does not impede the stable flow of our financial and economic systems. This study examines the applicability of the Integrated Inflation Targeting (IIT) framework proposed by the Bank for International Settlements (BIS) for macro-financial stability in promoting long-term economic stability. Using VAR models, the study reveals a clear increase in risk appetite following interest rate cuts after the financial crisis, leading to a rise in household debt. Additionally, analyzing the central bank's conduct of monetary policy from 2000 to 2021 through DSGE models indicates that the Bank of Korea has operated with a form of IIT,

Key Word: Macroeconomy · Financial stability, Monetary policy system, Interest rate rules, Household debt

JEL Code: E52, E58, E44

* Hur: Associate Professor, Department of Economics, Sogang University (E-mail: joonyhur@gmail.com); Oh: Macroeconomic Modeling Team Leader, Economic Modeling Division, Research Department, The Bank of Korea (E-mail: ohs@bok.or.kr)

* Received: 2023. 11. 4

* Referee Process Started: 2023. 11. 29

* Referee Reports Completed: 2024. 1. 7

† This study was conducted as part of the research project funded by the Bank of Korea. However, the findings of this study are the personal research content of the authors and are not associated with the official views of the Bank of Korea. We express our gratitude to the two referees who provided valuable advice, as well as Professor Cheolbeom Park (Department of Economics, Korea University) and Professor Sangmin Aum (Department of Economics, Kyung Hee University), along with participants in the Macroeconomic Modeling Division seminar at the Bank of Korea. We also thank Sieun Lee at the Bank of Korea for excellent research assistance.

considering both inflation and growth in its policy decisions, with some responsiveness to the increase in household debt. However, the estimation of a high interest rate smoothing coefficient suggests a cautious approach to interest rate adjustments. Furthermore, estimating the optimal interest rate rule to minimize the central bank's loss function reveals that a policy considering inflation, growth, and being mindful of household credit conditions is superior. It suggests that the policy of actively adjusting the benchmark interest rate in response to changes in economic conditions and being attentive to household credit situations when household debt is increasing rapidly compared to income conditions has been analyzed as a desirable policy approach. Based on these findings, we conclude that the integrated inflation targeting framework proposed by the BIS could be considered as an alternative policy system that supports the stable growth of the economy in the medium to long term.