

## 가계대출 규제하의 금리 인상 효과 분석

석 병 훈\*

**논문 초록** | 급격한 주택가격 상승과 가계대출 증가를 억제하기 위해 정부는 2017년부터 다양한 대출 규제정책을 시행하고 있으며 한국은행은 최근 기준금리를 지속적으로 인상하고 있다. 본 연구에서는 주택시장과 주택담보대출을 도입한 동태확률 일반균형(DSGE) 모형을 이용해 금리 인상과 Loan-to-Value (LTV) 비율, Debt Service Ratio (DSR) 규제정책들의 거시경제 효과를 분석했다. 분석 결과 연 0.5% 포인트 금리 인상과 동시에 실질 주택가격은 정상상태 수준 대비 0.08% 하락하지만, 가계대출은 1.4% 감소한다. 가계대출의 LTV 비율 상한을 축소하거나 DSR 규제를 도입하면 금리 인상이 주택가격을 안정화하는 효과를 소폭 강화하지만, 여전히 금리 인상은 주택가격 하락보다 가계대출 감소에 효과적이다.

**핵심 주제어:** Loan-to-Value 비율, Debt Service Ratio, 금리 인상

**경제학문헌목록 주제분류:** E32, E44, E52, R21

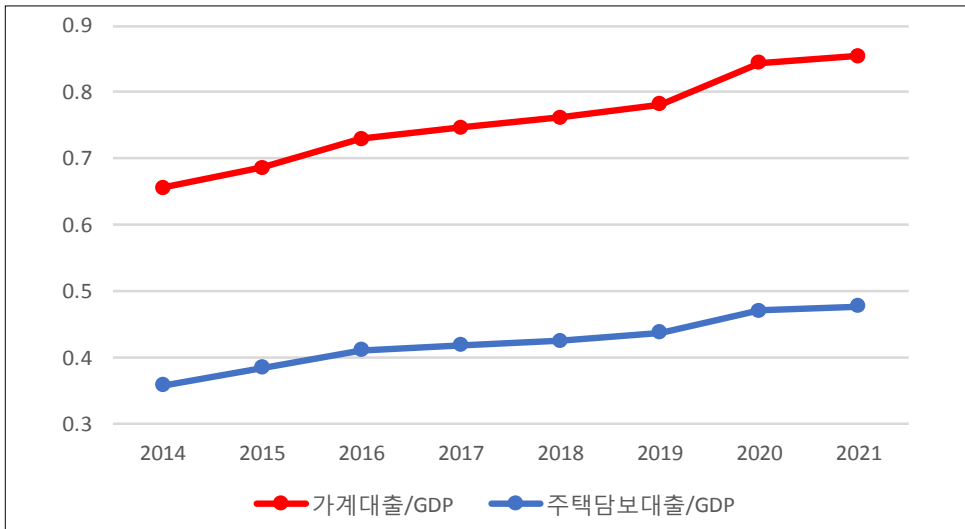
투고 일자: 2022. 3. 22. 심사 및 수정 일자: 2022. 4. 5. 게재 확정 일자: 2022. 4. 22.

\* 이화여자대학교 경제학과 부교수, e-mail: bhseok@ewha.ac.kr

## I. 서론

2007-2008년 세계 금융위기 극복을 위해 선진국 중앙은행들이 추진한 저금리 정책으로 인해 한국의 국내총생산(GDP) 대비 가계대출 비율과 주택담보대출 비율은 <그림 1>에서 보듯이 2014년부터 꾸준히 상승해왔다. 같은 기간 동안 실질 주택가격도 <그림 2>에서처럼 상승했다. 한국 정부는 주택 구매 수요 억제를 통해 주택가격을 안정시키고 가계대출 증가세를 완화하기 위해 2017년 6월부터 일련의 부동산정책들을 시행했다. 그러나 <그림 2>에서 보는 바와 같이 2019년부터 실질 주택가격은 오히려 전국적으로 더욱 빠르게 상승했다. 예를 들면, 2019년 1월 대비 2021년 12월까지 실질 주택가격은 전국 17%, 서울 21%, 수도권 26% 상승했다. 1인당 GDP가 2019년부터 2021년까지 7% 상승했음을 고려하면, 이는 평균적인 국민 소득의 증가 속도와 비교할 수 없을 정도로 빠르게 실질 주택가격이 상승했음을 뜻한다. 2019년부터 실질 주택가격이 빠르게 상승함에 따라 <그림 1>에서처럼 가계대출과 주택담보대출이 GDP에서 차지하는 비율도 2019년부터 2021년까지 각각 9% 상승했다.

<그림 1> 가계대출과 주택담보대출 동향

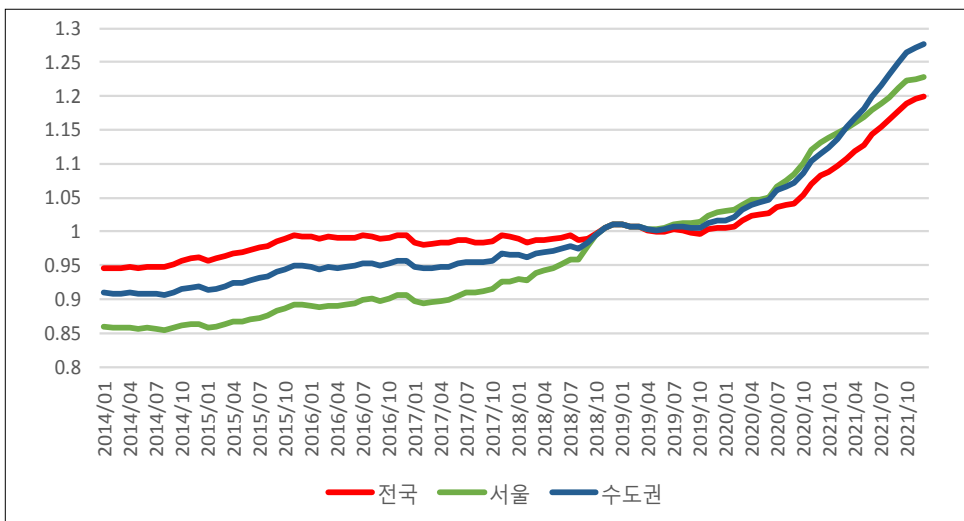


출처: 한국은행.

급격한 주택가격 상승과 이로 인한 가계대출 및 주택담보대출 증가, 유가 인상과 러시아와 우크라이나 전쟁 등으로 인한 물가상승에 대응하기 위해 한국은행은 2021년

8월 26일에 기준금리를 연 0.5%에서 0.75%로 인상했고, 11월 25일에 연 1.00%로 인상했다. 그리고 2022년 1월 14일에 다시 연 1.25%로 인상했다. 또한, 금융위원회는 2017년 8.2 부동산 대책의 일환으로 투기과열지구의 주택 담보 인정(Loan-to-Value: LTV) 비율 상한을 70%에서 40%로 축소했을 뿐만 아니라, 차주 상환능력 관련 지표인 총부채 상환(Debt-to-Income: DTI) 비율, 총부채 원리금 상환 비율(Debt Service Ratio: DSR) 규제정책을 도입하여 시행하고 있다.

〈그림 2〉 실질 주택가격 동향<sup>1)</sup>



출처: KB국민은행, 한국은행.

주택가격 상승과 가계대출 증가를 억제하기 위한 정책수단으로 한국은행과 정부는 금리를 인상하고 다양한 대출 규제를 시행하고 있으나 금리 인상과 LTV 비율, DSR 규제정책들이 주요 거시경제변수들에 미치는 영향을 종합적으로 분석한 선행연구는 부족하다. 그러므로 본 연구는 주택시장과 주택담보대출을 도입한 동태확률 일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium: DSGE) 모형을 이용하여 금리 인상과 LTV 비율, DSR 규제정책들의 거시경제 효과와 그 메커니즘을 분석했다.

본 연구는 차입가계와 저축가계가 존재하는 2가계 새 케인지안(Two-Agent New Keynesian: TANK) 모형에 주택시장과 주택담보대출 관련 차입제약을 도입한

1) KB국민은행 주택매매가격 종합지수 월간자료를 한국은행 소비자물가지수 월간자료로 나눠 실질 주택가격지수를 구했다.

Iacoviello (2005) 모형을 한국 경제 현실에 부합하게 변형해 금리 인상과 LTV 비율 규제정책의 거시경제 효과를 분석했다. 또한, DSR 규제를 대표하는 차입제약을 도입한 모형을 개발해 금리 인상과 DSR 규제정책의 효과도 분석했다.

본 연구는 벡터 자기회귀(Vector Autoregression: VAR) 모형 추정을 통해 얻은 충격 반응함수(Impulse response function)와 DSGE 모형 계산을 통해 얻은 충격 반응함수 간의 간격을 최소화하는 방식으로 모수 값들을 정하는 충격 반응함수 매칭(Impulse response function matching)<sup>2)</sup>을 활용하여 DSGE 모형이 한국 경기변동의 주요 특징들을 반영하게 했다.

외생적 통화정책 충격으로 명목 이자율이 상승하면 가격이 경직적인 단기에는 물가 상승률이 크게 변화하지 못해서 실질 이자율이 상승한다. 실질 이자율이 상승하면 기업은 투자를 줄이고, 차입가계와 기업이 현재 소비를 줄여서 대출과 실질 GDP가 감소한다. 실질 GDP 감소로 인한 경제주체들의 소득 감소와 실질 이자율 상승으로 인한 차입가계와 기업의 대출 상환으로 주택 수요가 감소해 실질 주택가격도 하락한다. 그러나 실질 이자율 증가로 저축가계의 금융소득이 증가해 저축가계는 오히려 주택에 대한 수요가 증가한다. 본 연구의 정량 분석 결과에 따르면 명목 이자율이 연 0.5% 포인트 인상됐을 때, 실질 주택가격은 금리 인상과 동시에 정상상태 수준 대비 0.08% 하락한 후 빠르게 상승해서 3분기 후에 정상상태 수준 대비 0.08%까지 상승한 뒤 서서히 하락해 20분기 이후에도 정상상태 수준보다 0.02% 낮은 수준에 머문다. 가계대출은 금리 인상과 동시에 정상상태 수준 대비 1.4% 감소한 후 점진적으로 증가해 12분기 후에 정상상태 수준으로 수렴한다. 그러므로 금리 인상은 실질 주택가격 하락보다 가계대출 감소에 효과적인 정책임을 알 수 있다. 가계대출의 LTV 비율 상한을 축소하거나 DSR 규제를 도입하면 금리 인상이 실질 주택가격을 안정화하는 효과를 소폭 강화하지만, 여전히 금리 인상은 실질 주택가격 하락보다 가계대출 감소에 효과적이다.

2) 본 연구는 한국 경기변동의 주요 특징 및 실질 주택가격, 명목 이자율과 주요 거시경제변수들 간의 상호작용을 미시적 기초를 바탕으로 한 DSGE 모형을 이용해 설명하고자 한다. 따라서 DSGE 모형 경제가 VAR 모형 추정을 통해 구한 충격 반응함수들이 보여주는 한국 경기변동의 특징을 구현하도록 주요 모수 값들을 베이지안 추정(Bayesian Estimation) 대신에 충격 반응함수 매칭을 활용하여 설정했다. 충격 반응함수 매칭을 활용해 DSGE 모형의 모수 값들을 설정한 선행연구는 석병훈·이준희(2021), 송인호(2013), Iacoviello(2005), Cantore, Ferroni, and León-Ledesma(2021) 등이 있다. 충격 반응함수 매칭 방법론에 관한 선행연구는 Guerron-Quintana, Inoue, and Kilian(2017), Hall, Inoue, Nason, and Rossi(2012) 등이 있다.

본 연구의 결과는 주택가격 폭등과 가계대출 증가로 금융 불균형이 우려되는 최근 한국 경제에 시사하는 바가 크다. 한국은행이 신속하게 금리를 인상하여 물가뿐만 아니라 주택가격을 안정시켜야 가계대출 또한 감소시킬 수 있다는 주장이 있으나 본 연구의 정량 분석 결과에 따르면 금리 인상의 실질 주택가격 하락 효과는 크지 않다. 명목 이자율이 연 0.5% 포인트 인상됨과 동시에 실질 주택가격은 정상상태 수준 대비 0.08% 하락할 뿐이다. 금리가 인상되어 차입가계와 기업이 대출을 상환하고 주택 수요를 줄이는 효과가 저축가계의 이자소득 증가로 인한 주택 수요 증가로 상쇄되기 때문이다. 반면에 가계대출은 금리 연 0.5% 포인트 인상과 동시에 정상상태 수준 대비 1.4% 감소한다. 그러므로 한국은행은 금리 인상을 통해 실질 주택가격을 하락시키는 것보다는 가계부채를 감소시키는 것에 초점을 맞춰야 한다. 실질 주택가격 안정화 목표는 신규 주택공급 증가 등 다른 정부 기관의 정책수단으로 대응해야 한다.

대출 규제정책의 거시경제 효과를 분석한 대다수 선행연구는 한 가지 종류의 대출 규제만 고려하거나 금리 인상 정책을 고려하지 않았다. 따라서 금리 인상과 LTV 비율, DSR 규제정책들이 실질 주택가격, 가계대출 등 주요 거시경제변수들에 미치는 영향을 종합적으로 분석한 연구는 부족하다. 석병훈·이준희(2021)는 저축가계와 차입가계가 존재하는 DSGE 모형을 이용해 주택 수요 충격, 금리 인상, 가계대출 총량 규제정책의 효과를 분석했다. 송인호(2013)는 대출가계와 차입가계가 존재하는 DSGE 모형을 활용해 LTV 비율 상한 증가 시 장기적으로 주택가격이 상승하고 가계 부채가 늘어남을 보였다. Grodecka(2020)는 LTV 비율 규제와 Debt Service to Income 비율 규제를 대표하는 차입계약식들이 존재하는 실물 경기변동 모형과 새 케인즈 모형에 의해 LTV 비율 상한 축소는 GDP 대비 가계부채 비율에 영향을 주지 못하고 주택가격을 상승시킴을 보였다. Kim and Oh(2020)는 구조 VAR 모형을 이용하여 LTV, DTI 충격이 동시에 왔을 때, 주택가격, 가계 은행 대출, 소비자 물가지수, 산업 생산에 유의한 영향을 미침을 보였다. Seok and You(2021)는 개별적 노동생산성 충격에 노출되어 소득과 자산 수준이 이질적인 가계들이 존재하는 2부문 일반균형 모형을 활용해 주택 보유세와 취득세 인상, LTV 비율 상한 축소가 장기적으로 주택의 상대가격을 상승시킴을 보였다. 본 연구는 금리 인상과 LTV 비율, DSR 규제가 주요 거시경제변수들에 미치는 효과를 종합적으로 분석한 연구로 학문적 기여도가 클 뿐만 아니라 정책적 시사점도 크다.

본 연구는 통화정책과 거시건전성 정책의 상호작용에 관한 선행연구들과도 연관되어 있다. Ferrero, Harrison, and Nelson(2022)은 최적 LTV 비율 상한은 경기 역행

적 (countercyclical) 이고, LTV 비율 규제정책을 적극적으로 사용하면 통화정책의 거시경제 안정화 부담을 줄일 뿐만 아니라 경제가 유동성 함정에 빠지는 것을 막을 수 있음을 보였다. Laeven, Maddaloni, and Mendicino (2022) 은 통화정책은 경제에 신용을 공급하지만 금융안정을 저해할 위험이 있고, 거시건전성 정책은 금융안정 위험을 낮추지만 생산적인 경제활동에 신용 공급을 줄여서 경기 호황 기간을 줄이기 때문에 이를 고려해서 두 정책을 활용해야 한다고 주장했다. Martin, Mendicino, and Van der Gote (2021) 은 금융시스템의 위험에는 거시건전성 정책으로 대응하고, 통화정책은 인플레이션을 안정적으로 관리하는 것에 집중해야 한다고 주장했다. Millard, Rubio, and Varadi (2021) 은 거시건전성 정책수단으로 LTV 비율 규제, DSR 규제와 은행의 자본금 요건 (capital requirements) 을 고려했다. DSGE 모형을 이용해 세 가지 거시건전성 정책수단 중 DSR 규제와 함께 통화정책이 사용됐을 때 대출에 가장 큰 영향을 미침을 보였다. Rubio and Carrasco-Gallego (2014) 는 저축가계와 차입가계가 존재하는 DSGE 모형을 이용해 LTV 규제로 대표되는 거시건전성 정책이 통화정책과 같이 사용될 때 금융안정과 복리후생을 증진함을 보였다. 본 연구는 여러 거시건전성 정책수단 중에서 LTV 비율, DSR 규제와 통화정책인 금리 인상의 상호작용을 중점적으로 분석했다. 그리고 이 정책들이 한국의 실질 주택가격을 변화시켜 주요 거시경제변수들에 영향을 미치는 메커니즘을 설명했다. 또한, 본 연구의 정량 분석 결과를 최근 한국 경제 상황에 적용하여 한국은행의 금리 인상정책은 실질 주택가격 하락보다는 가계부채 연착륙에 초점을 맞춰야 한다는 정책적 시사점을 제공했다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 본 연구에서 사용한 TANK 모형에 주택시장과 LTV 비율, DSR 규제 관련 차입제약을 도입한 DSGE 모형을 설명한다. 제Ⅲ장은 이 모형의 모수들을 어떻게 설정했는지 설명한다. 제Ⅳ장은 이 DSGE 모형을 계산한 결과를 이용해 금리 인상, LTV 비율, DSR 규제정책이 주택가격과 가계대출 등 주요 거시경제변수들에 영향을 미치는 메커니즘을 설명한다. 제Ⅴ장에서는 주요 연구 결과를 요약한다.

## Ⅱ. 모형 경제

본 모형은 저축가계와 차입가계가 존재하는 2가계 새 케인지안(TANK) 모형에 주택시장과 LTV 비율, DSR 규제 관련 차입제약을 도입한 동태확률 일반균형(DSGE)

모형이다. 본 모형 경제에서 저축가계, 차입가계, 기업가는 무한히 생존한다고 가정한다. 상점자  $s$ 는 저축가계를 나타내고, 상점자  $b$ 는 차입가계를 나타낸다.

## 1. 저축가계

저축가계는 예산제약 하에서 다음과 같은 기대할인 생애효용을 극대화한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^s)^t \left[ \ln c_t^s + \eta_t \ln h_t^s - \frac{(l_t^s)^\psi}{\psi} \right].$$

$c_t^s$ 는  $t$ 기의 소비,  $h_t^s$ 는 주택 스톡인 동시에 주택 서비스,  $l_t^s$ 는 노동 공급 시간을 나타낸다.  $\beta^s \in (0,1)$ 는 시간 할인 인자이고,  $\psi$ 는 노동 공급 비효용 관련 모수이다.  $\eta_t$ 는 주택 서비스 소비가 주는 효용에 영향을 미치는데 다음과 같이 AR(1) 프로세스를 따르는 외생적 주택 수요 충격  $\epsilon_t^\eta$ 를 가정한다. 이 주택 수요 충격은 저축가계와 차입가계에 같은 영향을 미친다고 가정한다.

$$\ln \eta_t = \ln \eta + \rho_\eta \ln \eta_{t-1} + \epsilon_t^\eta, \epsilon_t^\eta \sim N(0, \sigma_\eta^2).$$

저축가계의 예산제약식은 다음과 같다.

$$c_t^s + q_t(h_t^s - h_{t-1}^s) + \frac{R_{t-1}b_{t-1}^s}{\pi_t} = b_t^s + w_t^s l_t^s + d_t.$$

$q_t \equiv \frac{Q_t}{P_t}$ 는  $t$ 기의 명목 주택가격  $Q_t$ 을 물가수준  $P_t$ 로 나눈 실질 주택가격,  $R_{t-1}$ 은 명목 이자율,  $\pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}$ 는 총 물가상승률(gross inflation rate),  $b_t^s \equiv \frac{B_t^s}{P_t}$ 는  $t$ 기의 실질 채권,  $w_t^s \equiv \frac{W_t^s}{P_t}$ 는  $t$ 기의 실질임금,  $d_t$ 는  $t$ 기에 소매상으로부터 받는 배당금이다.

## 2. 차입가계

차입가계는 예산제약과 차입제약 하에서 다음과 같은 기대할인 생애효용을 극대화한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^b)^t \left[ \ln c_t^b + \eta_t \ln h_t^b - \frac{(l_t^b)^\psi}{\psi} \right].$$

$\beta^b \in (0,1)$ 는 차입가계의 시간 할인 인자로  $\beta^b < \beta^s$ 를 가정한다. 차입가계의 예산 제약식은 다음과 같다.

$$c_t^b + q_t(h_t^b - h_{t-1}^b) + \frac{R_{t-1}b_{t-1}^b}{\pi_t} = b_t^b + w_t^b l_t^b.$$

차입가계는 정부의 가계대출 규제정책에 따라 다음과 같은 두 종류의 차입제약식에 직면한다.

## (1) LTV(Loan-to-Value) 비율 규제

$$b_t^b \leq \theta_v E_t \left( \frac{q_{t+1} h_{t+1}^b \pi_{t+1}}{R_t} \right).$$

$\theta_v$ 는 LTV 비율 상한을 대표하는 모수이다.

## (2) DSR(Debt Service Ratio) 규제

$$b_t^b \leq \theta_i \frac{w_t^b l_t^b}{R_t}.$$

Grodecka (2020)을 참조하여 위와 같은 DSR 규제를 대표하는 차입제약식을 가정한다.  $\theta_i$ 는 DSR 상한을 대표하는 모수이다.



LTV 비율 규제만 존재하는 모형 경제를 기준경제로 하고, 이를 DSR 규제만 존재하는 실험경제와 비교해 DSR 규제의 효과를 분석한다.

### 3. 기업가

기업가는 자본, 주택, 노동을 투입해 다음과 같은 규모 수익 불변인 콥-더글라스 (Cobb-Douglas) 생산기술을 이용하여 중간재  $Y_t$ 를 생산한다.

$$Y_t = z_t K_{t-1}^\alpha h_{t-1}^\nu \left[ \left( l_t^s \right)^\gamma \left( l_t^b \right)^{1-\gamma} \right]^{1-\alpha-\nu}.$$

$z_t$ 는 총요소생산성을 나타내며 다음과 같이 AR(1) 프로세스를 따르는 외생적 생산성 충격  $\epsilon_t^z$ 를 가정한다.

$$\ln z_t = \ln z + \rho_z \ln z_{t-1} + \epsilon_t^z, \epsilon_t^z \sim N(0, \sigma_z^2).$$

자본 스톡은 시간에 따라 다음과 같이 변한다.

$$K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1}.$$

$I_t$ 는 투자,  $\delta \in (0, 1)$ 는 자본의 감가상각률을 나타낸다.

투자는 다음과 같은 자본 스톡 조정비용을 발생시킨다고 가정하고,  $\xi$ 는 자본 스톡 조정비용의 크기를 결정하는 모수이다.

$$\phi_t \equiv \frac{\xi (I_t / K_{t-1} - \delta)^2 K_{t-1}}{2\delta}.$$

기업가는 자금 흐름제약과 차입제약 하에서 다음과 같은 기대할인 생애효용을 극대화한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \ln c_t.$$

$\beta \in (0,1)$ 는 기업가의 시간 할인 인자이고,  $\beta < \beta_s$ 라 가정한다. 기업가의 자금 흐름 제약식은 다음과 같다.

$$\frac{Y_t}{X_t} + b_t = c_t + q_t(h_t - h_{t-1}) + \frac{R_{t-1}b_{t-1}}{\pi_t} + w_t^s l_t^s + w_t^b l_t^b + I_t + \phi_t.$$

본 모형에서는 Iacoviello (2005)를 따라서 소매상이 기업가가 생산한 중간재를 가격  $p_t^e$ 로 구입해 최종재화로 전환한 후 가격  $P_t$ 로 기업가, 저축가계, 차입가계에게 판매한다고 가정한다. 따라서  $X_t \equiv \frac{P_t}{p_t^e}$ 는 이 마크업(markup)이다.

기업가는 다음과 같은 차입제약식에 직면한다.

$$b_t \leq \theta E_t \left( \frac{q_{t+1} h_t \pi_{t+1}}{R_t} \right).$$

$\theta$ 는 기업가의 LTV 비율 상한을 대표하는 모수이다.

#### 4. 소매상

소매업자 부문의 구조는 Iacoviello (2005)를 따른다. 총량 1의 소매상들이 존재하고  $\omega \in [0,1]$ 를 이용해 그들을 나타낸다. 소매상들이  $1 - \mu$ 의 확률로 가격을 변화시킬 수 있다고 가정하면, 본 모형 경제 내 물가는 매기 다음과 같이 변한다.

$$P_t = \left[ \mu P_{t-1}^{1-\zeta} + (1-\mu)(P_t^*)^{1-\zeta} \right]^{\frac{1}{1-\zeta}}.$$

여기서  $P_t^*$ 는 소매상들이 이윤을 극대화하기 위해  $t$ 기에 새로 책정한 가격이고,  $\zeta > 1$ 이다.

#### 5. 중앙은행

중앙은행은 다음과 같은 테일러 준칙에 따라 명목 이자율을 설정하기 위해 모형 경

제에 화폐를 공급한다.

$$R_t = (R_{t-1})^{\lambda_R} \left[ \pi_{t-1}^{1+\lambda_\pi} \left( \frac{Y_{t-1}}{\bar{Y}} \right)^{\lambda_Y} \bar{r} \right]^{1-\lambda_R} \epsilon_t^R.$$

여기서  $\bar{r}$  과  $\bar{Y}$  은 각각 정상상태에서의 실질 이자율과 국내총생산을 나타낸다.  $\epsilon_t^R$  는 평균 0, 표준편차  $\sigma_R$  인 백색소음 과정을 따르는 외생적 통화정책 충격이다.

## 6. 균형

모형 경제의 균형은 다음의 조건들을 만족하는 가격들의 집합  $\{w_t^s, w_t^b, q_t, R_t, P_t, P_t^*\}$ , 수량들의 집합  $\{c_t^s, c_t^b, c_t, h_t^s, h_t^b, h_t, b_t^s, b_t^b, b_t, l_t^s, l_t^b, X_t, K_t\}$ 으로 정의한다.

- (1) 주어진 가격들하에서 저축가계, 차입가계, 기업가는 각각 자신의 효용을 극대화한다.
- (2) 소매상들은 이윤을 극대화한다.
- (3) 중앙은행은 통화정책 규칙을 따른다.
- (4) 최종재화 시장에서 수요와 공급이 일치한다:

$$c_t^s + c_t^b + c_t + I_t + \phi_t = Y_t.$$

- (5) 주택시장에서 수요와 공급이 일치한다:

$$h_t^s + h_t^b + h_t = 1.^{3)}$$

- (6) 채권 시장에서 수요와 공급이 일치한다:

3) 본 모형 경제는 경기변동 모형이므로 주택의 공급은 단기에 고정되어 있다고 가정하고, 주택의 공급을 1로 정규화했다.

$$b_t^s + b_t^b + b_t = 0.$$

### Ⅲ. 모수 설정

현실의 1분기가 본 모형 경제의 1기에 해당한다. 본 연구는 세 가지 방법을 사용해 모수들의 값을 설정했다. 우선 선행연구에서 표준적으로 사용하는 값들과 한국 자료를 활용해 일부 모수들의 값을 설정했다. 그다음 1994년 1분기부터 2018년 2분기까지의 한국 거시경제변수 시계열 자료와 최소자승법을 활용한 선형 회귀분석을 통해 통화정책 규칙과 관련된 모수들의 값을 추정했다. 나머지 모수들은 충격 반응함수 매칭을 이용해 값을 설정했다.<sup>4)</sup>

#### 1. 선행연구와 한국 자료를 이용한 모수 설정

본 모형 경제의 일부 모수들은 선행연구에서 사용하는 표준적인 값들을 사용했다. 저축가계의 시간 할인 인자  $\beta^s$ 는 Carroll and Samwick (1997) 과 Samwick (1998)의 부유한 가계 시간 할인 인자 추정치 0.99를 사용했다.<sup>5)</sup> 기업가의 시간 할인 인자  $\beta$ 는 Iacoviello (2005)를 따라서 0.98로 값을 정했다. 실물 경기변동 이론, 새 케인지안 경기변동 이론 관련 선행연구들에서 표준적으로 사용하는 값들을 사용해서 노동 공급 비효율 관련 모수  $\psi = 1.01$ , 자본의 감가상각률  $\delta = 0.03$ , 마크업  $X = 1.05$ , 가격이 경직적인 정도를 결정하는 모수  $\mu = 0.75$ 로 정했다. 주택 서비스 소비가 주는 효용을 결정하는 모수  $\eta$ 는 한국 경제에서 주거용 건물이 GDP에서 차지하는 비율의 2005년부터 2020년까지 평균 79%<sup>6)</sup>를 본 모형의 기준경제가 맞추도록 0.06으로 설정했다. 금융위원회가 2021년 10월 26일 발표한 가계부채 관리 강화방안에 따르면 2022년 1

4) Iacoviello (2005)의 보충 자료 (supplementary material) 일부를 변형하고, Uhlig (1999)의 방법을 이용해 본 모형을 계산했다.

5) 금리를 연 2%라 가정해 저축가계의 시간 할인 인자  $\beta^s$ 를 0.995로 바꾼 후 모형 경제를 다시 계산하여 비교한 결과 정상상태에서 거시경제변수들의 크기와 명목 이자율 인상 시 거시경제변수들의 변화폭만 변화하고 본 연구의 메커니즘은 변하지 않음을 확인했다.

6) 한국은행 자료를 이용해 계산한 주거용건물 순자본스톡을 명목 GDP 연간 자료로 나눈 비율은 아래 표와 같다.

연도	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
비율	0.70	0.73	0.75	0.78	0.79	0.77	0.78	0.78	0.77	0.78	0.77	0.78	0.80	0.85	0.90	0.94

월부터 차주단위 DSR 기준을 은행 40%, 제2금융권 50%로 강화했으므로 차입가계의 DSR 상한  $\theta_i$ 를 0.5로 설정했다. <표 1>은 선행연구와 한국 자료를 이용해 정한 모수들의 값을 보여준다.

〈표 1〉 선행연구와 한국 자료를 이용한 모수

모수	값	설명
$\beta^s$	0.99	저축가계의 시간 할인 인자
$\beta$	0.98	기업가의 시간 할인 인자
$\psi$	1.01	노동 공급 비효율 관련 모수
$\delta$	0.03	자본의 감가상각률
$X$	1.05	마크업
$\mu$	0.75	가격이 고정될 확률
$\eta$	0.06	주택 서비스 효율 관련 모수
$\theta_i$	0.5	차입가계의 DSR 상한

## 2. 통화정책 규칙 관련 모수 설정

중앙은행의 통화정책 규칙 관련 모수들은 1994년 1분기부터 2018년 2분기까지의 한국은행 실질 GDP, GDP 디플레이터, 무담보 콜금리 분기 자료를 사용했다. 실질 GDP는 자연로그를 취한 후 Baxter and King (1999)의 band-pass filter를 이용해 추세를 제거했다. 2011년 9월 16일에 한국은행법 제1조 제2항이 신설되어 통화정책의 금융안정 목표가 추가되었음을 감안해 회귀식에 2011년 3분기 이후 기간을 나타내는 더미변수를 설명 변수로 추가하였다. 최소자승법을 활용한 선형 회귀분석을 통해 통화정책 규칙 관련 모수들의 값을  $\lambda_R = 0.9074$ ,  $\lambda_Y = 1.0423$ ,  $\lambda_\pi = -0.0949$ 로 설정했다. 외생적 통화정책 충격의 표준편차  $\sigma_R$ 는 VAR 이자율식의 표준오차를 이용해 0.2771로 값을 정했다. <표 2>는 통화정책 규칙 관련 모수들의 값을 보여준다.

〈표 2〉 통화정책 규칙 관련 모수

모수	값	설명
$\lambda_R$	0.9074	전기 명목이자율에 대한 민감도
$\lambda_Y$	1.0423	전기 국내총생산변에 대한 민감도
$\lambda_\pi$	-0.0949	전기 인플레이션율에 대한 민감도
$\sigma_R$	0.2771	통화정책 충격의 표준편차

### 3. 충격 반응함수 매칭을 이용한 모수 설정

나머지 모수들은 충격 반응함수 매칭을 사용해 값을 설정했다. 시차 2인 VAR 모형<sup>7)</sup> 추정을 통해 구한 명목 이자율, 인플레이션율, 실질 주택가격, 실질 GDP의 직교화된 충격 반응함수들과 DSGE 모형을 계산해서 구한 명목 이자율, 인플레이션율, 실질 주택가격, 실질 GDP의 충격 반응함수들 사이의 간격이 최소화되도록 모수들의 값을 정했다. <표 3>은 이 모수들의 값을 보여준다.

<표 3> 충격 반응함수 매칭을 이용한 모수

모수	값	표준오차	설명
$\rho_{\pi}$	0.010	0.064	인플레이션 충격의 자기회귀율
$\rho_{\eta}$	0.816	0.031	주택 수요 충격의 자기회귀율
$\rho_z$	0.033	0.203	기술 충격의 자기회귀율
$\sigma_{\pi}$	1.079	0.095	인플레이션 충격의 표준편차
$\sigma_{\eta}$	18.024	2.711	주택 수요 충격의 표준편차
$\sigma_z$	3.073	0.680	기술 충격의 표준편차
$\gamma$	0.552	0.059	저축가계의 임금분배율
$\theta$	0.814	0.039	기업가의 LTV 비율
$\theta_v$	0.775	0.078	차입가계의 LTV 비율
$\beta^b$	0.910	0.027	차입가계의 시간 할인 인자
$\xi$	0.242	0.075	자본 스톡 조정비용 관련 모수
$\alpha$	0.300	0.025	자본소득분배율
$\nu$	0.016	0.002	주택소득분배율

## IV. 정량 분석 결과

본 연구는 DSGE 모형을 이용해 한국 경기변동의 주요 특징들을 반영할 수 있도록 모수들의 값이 설정된 기준경제(가계대출 LTV 비율 상한이 0.775), 가계대출 LTV 비율 상한이 0.4로 축소된 실험경제, 가계대출 LTV 비율 규제 대신 DSR 상한 0.5 규제가 도입된 실험경제에서 금리 인상의 거시경제 효과를 비교 분석했다. 먼저 세 모형 경제의 정상상태 결과를 비교한 후 기준경제에서 외생적 통화정책 충격으로 인

7) VAR 모형에서 변수의 순서는 명목 이자율, 인플레이션율, 실질 주택가격, 실질 GDP이다.

해 명목 이자율이 인상되었을 때 실질 주택가격과 가계대출 등 주요 거시경제변수들이 어떻게 변화하는지 살펴본다. 그다음에 가계대출 LTV 비율 상한이 0.4로 축소된 실험경제에서 금리가 인상되었을 때 거시경제변수들의 변화를 분석하고, 마지막으로 가계대출 LTV 비율 규제 대신 DSR 규제가 존재하는 실험경제에서 금리가 인상되었을 때의 거시경제효과를 살펴본다.

## 1. 정상상태 결과

본 연구는 가계대출 LTV 비율 상한이 0.775인 기준경제, 가계대출 LTV 비율 상한이 0.4로 축소된 실험경제, 가계대출 LTV 비율 규제 대신 DSR 상한 0.5 규제가 도입된 실험경제에서 금리 인상의 거시경제 효과를 비교했다. 세 모형 경제의 정상상태에서 분기 GDP는 1로 정규화했고, 총소비, 총저축, 자본 스톡이 GDP에서 차지하는 비율은 모두 같다. <표 4>는 기준경제와 LTV 비율 상한이 0.4로 축소된 실험경제, LTV 비율 규제 대신 DSR 상한 0.5 규제가 도입된 실험경제의 정상상태에서 바뀐 주요 거시경제 변수들을 보여준다. 세 모형 경제에서 주택 스톡의 총량이 1로 같고 시간에 따라 변하지 않음을 고려하면, DSR 규제가 장기적으로 주택가격을 가장 큰 폭으로 하락시킴을 알 수 있다. 또한, 가계대출 LTV 비율 상한을 0.4로 축소하는 것도, 주택 스톡의 총량이 고정된 상황에서는, 장기적으로 가계대출을 줄이면서 주택가격을 안정시키는 정책임을 확인할 수 있다.

<표 4> 정상상태 결과

변수	기준경제	LTV 비율 상한 0.4	DSR 상한 0.5
$\frac{\text{주거용 주택}}{\text{GDP}}$	0.79	0.70	0.68
$\frac{\text{주택}}{\text{GDP}}$	1.10	1.02	0.99
저축가계 주택 스톡	0.57	0.62	0.63
차입가계 주택 스톡	0.14	0.07	0.05
기업가 주택 스톡	0.29	0.31	0.32
$\frac{\text{가계대출}}{\text{GDP}}$	0.12	0.03	0.04
$\frac{\text{기업가대출}}{\text{GDP}}$	0.26	0.26	0.26

## 2. 금리 인상의 효과

모형 경제에 경제주체들이 예상하지 못한 통화량을 줄이는 외생적 충격이 와서 0기에 명목 이자율이 연 0.5% 포인트 인상된 경우를 가정한다. <그림 3>과 <그림 4>는 이 외생적 통화정책 충격으로 0기에 명목 이자율이 0.125% 포인트(연이율로 환산 시 0.5% 포인트) 인상됐을 때, 실질 주택가격, 가계대출, 기업가 대출, 총 물가상승률, 실질 총소비, 실질 투자, 실질 GDP가 시간에 따라 어떻게 변화하는지 보여준다. 빨간색 점선은 차입가계의 LTV 비율이 0.775인 기준경제에서 거시경제변수들의 금리 인상 충격에 대한 반응을 보여준다. 검은색 점선은 차입가계의 LTV 비율 상한이 0.4로 축소된 실험경제에서 거시경제변수들이 연 0.5% 포인트 금리 인상 충격 발생 시 어떻게 변화하는지 나타낸다.

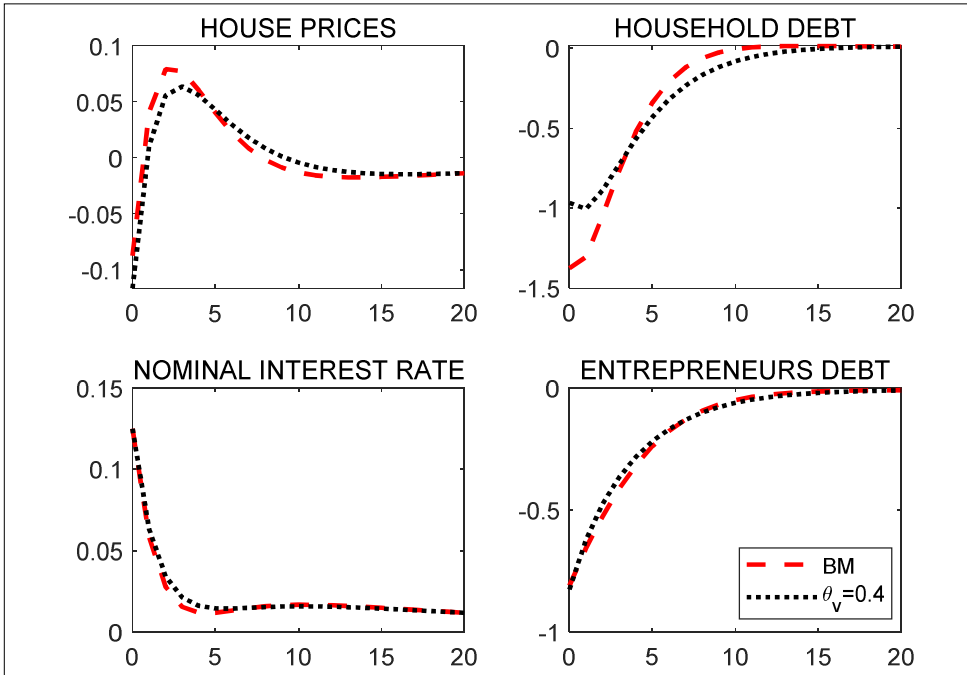
먼저 빨간색 점선들이 보여주는 기준경제에서 금리 인상의 거시경제 효과를 살펴본다. 명목 이자율은 통화량 감소로 인해 0기에 0.125% 포인트 상승 후 5분기까지 빠르게 감소하지만, 그 후에도 0기보다 높은 수준을 유지한다. 실질 주택가격은 0기 명목 이자율 상승과 동시에 정상상태 수준 대비 0.08% 하락한 후 상승해서 3분기 후에 정상상태 수준 대비 0.08% 상승한 뒤 서서히 하락해 20분기 이후에도 정상상태 수준보다 0.02% 낮은 수준에 머문다. 가계대출은 0기에 정상상태 수준 대비 1.4% 감소한 후 점진적으로 증가해 12분기 후에 정상상태 수준으로 수렴한다. 기업가 대출은 0기에 정상상태 수준보다 0.8% 감소한 후 서서히 증가해 18분기 후 정상상태 수준으로 수렴한다. 총 물가상승률은 0기에 정상상태 수준 대비 0.05% 감소한 후 빠르게 증가해 4분기에 정상상태 수준 대비 0.04% 상승한 뒤 서서히 감소하지만, 정상상태보다 높은 수준에 머문다. 실질 GDP는 0기에 정상상태 수준보다 0.5% 하락한 후 빠르게 상승해 7분기 후 정상상태 수준으로 수렴한다. 총소비도 0기에 정상상태 수준 대비 약 0.32% 하락한 후 빠르게 상승해 7분기 후 정상상태 수준으로 수렴한다. 투자도 0기에 정상상태 수준보다 약 1.5% 하락한 후 빠르게 증가해 7분기 후 정상상태 수준으로 수렴한다.

본 정량 분석 결과를 바탕으로 금리 인상은 실질 주택가격 하락보다 가계대출 감소에 효과적인 정책임을 알 수 있다. 명목 이자율이 연 0.5% 포인트 인상됐음에도 불구하고 실질 주택가격은 0기에 정상상태 수준 대비 0.08%만 하락하지만, 가계대출은 정상상태 수준 대비 1.4%나 감소한다. 또한, 실질 주택가격은 빠르게 반등해 3분기 후에 정상상태 수준 대비 0.08% 상승하지만, 가계대출은 정상상태 수준으로 수렴



하기까지 12분기가 걸린다.

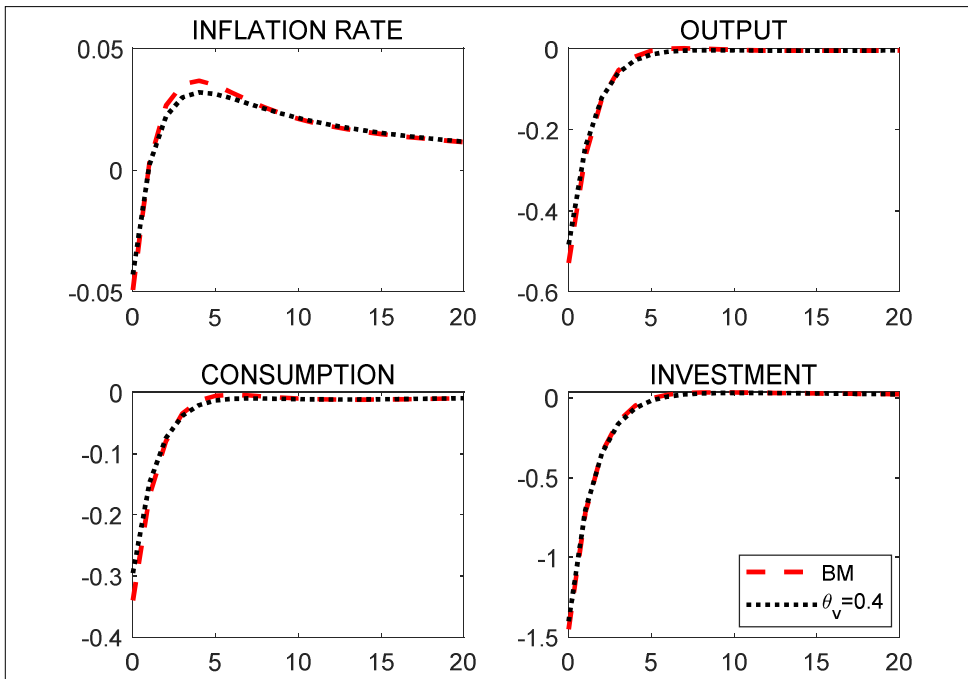
〈그림 3〉 LTV 비율 규제 시 금리 인상에 대한 반응 1



이 결과의 메커니즘은 다음과 같다. 본 모형 경제에서는 매기 25%의 소매상만 최종재화의 가격을 변화시킬 수 있으므로 가격이 경직적이다. 따라서 명목 이자율이 상승할 때 인플레이션율이 큰 폭으로 변화하지 못해 실질 이자율도 상승한다. 실질 이자율이 상승하기 때문에 차입가계와 기업가는 현재 소비를 줄이고, 기업가는 투자도 줄인다. 이는 실질 GDP를 줄인다. 또한, 차입가계와 기업가는 저축이 늘어나므로 가계대출과 기업가 대출이 줄어든다. 〈그림 3〉과 〈그림 4〉가 이것을 보여준다. 실질 GDP 감소로 인한 차입가계와 기업가의 소득 감소, 실질 이자율 상승으로 인한 대출 상환으로 차입가계와 기업가의 주택 수요가 감소한다. 실질 이자율 증가는 저축을 하고 있는 저축가계의 금융소득을 증가시킨다. 저축가계는 금리 인상 후 첫 2분기 동안 정상상태 수준보다 소비가 감소하지만, 금융소득 증가로 3분기부터 오히려 정상상태보다 소비가 증가할 뿐만 아니라 주택에 대한 수요도 증가한다. 차입가계와 기업가의 소비 감소가 저축가계의 소비 증가를 압도해 총소비는 7분기까지 정상상태 수준보다 하락한다. 그러나 실질 주택가격은 단기적으로 차입가계와 기업가의 주택 수요 감소

보다 저축가계의 주택 수요 증가가 커서 금리 인상 후 2분기부터 7분기까지 정상상태보다 높은 수준을 유지한다. 총소비와 투자 감소로 <그림 4>에서 보는 것처럼 금리 인상 후 2분기 동안 총 물가상승률도 정상상태 수준보다 떨어진다. 그러나 금리 인상 충격 후 7분기만에 총소비가 정상상태 수준으로 빠르게 회복되므로 가격 설정이 가능한 소매상들이 이를 고려해 가격을 높게 책정한다. 이를 반영해 총 물가상승률이 빠르게 상승해 4분기에 정상상태 수준 대비 0.04% 상승한 뒤 서서히 감소한다.

〈그림 4〉 LTV 비율 규제 시 금리 인상에 대한 반응 2



### 3. 금리 인상과 LTV 비율 상한 축소 효과

〈그림 3〉과 〈그림 4〉의 검은색 점선들이 보여주는 가계대출 LTV 비율 상한이 0.4로 축소된 실험경제에서 금리 인상의 거시경제 효과를 살펴본다. 실험경제에서 외생적 통화정책 충격으로 0기에 명목 이자율이 0.125% 포인트(연이율로 환산 시 0.5% 포인트) 인상됐을 때, 실질 주택가격, 가계대출, 기업가 대출, 총 물가상승률, 실질 총소비, 실질 투자, 실질 GDP의 시간에 따른 변화는 빨간색 점선들이 보여주는 기준경제 결과와 유사함을 확인할 수 있다. 기준경제와의 가장 큰 차이는 가계대출 하락

폭에 있다. 0기에 기준경제에서는 가계대출이 정상상태 수준 대비 1.4% 하락하지만, 가계대출 LTV 비율 상한이 0.4로 축소된 실험경제에서는 1% 감소한다. <표 4>에 따르면 실험경제 정상상태에서는 가계대출이 GDP에서 차지하는 비율이 기준경제보다 작기 때문에 연 0.5% 포인트 금리 인상 충격으로 실질 이자율이 인상되어도 차입가계의 이자 비용 부담이 기준경제보다 상대적으로 작게 늘어난다. 그러므로 실험경제에서는 차입가계가 가계대출을 상환하고 주택 서비스 소비를 최종재화 소비로 대체할 유인이 기준경제보다 줄어든다. 이것이 연 0.5% 포인트 금리 인상 충격에도 가계대출이 실험경제에서 기준경제보다 정상상태 대비 감소폭이 작은 이유이다. 또한, 실험경제에서는 기준경제보다 강화된 가계대출 LTV 비율 규제 때문에 <표 4>에 따르면 정상상태에서 차입가계는 기준경제보다 더 적은 주택 스톡을 보유하고, 저축가계는 더 많은 주택 스톡을 보유하고 있다. 주택 서비스 소비의 한계효용이 체감하므로 금리 인상 충격으로 인한 실질 이자율 상승으로 저축가계의 금융소득이 증가해도 실험경제에서 저축가계의 주택 수요 증가는 기준경제보다 작다. 그러므로 실질 주택가격도 기준경제에서는 0기 금리 인상과 동시에 정상상태 수준 대비 0.08% 하락한 후 상승해서 3분기 후에 정상상태 수준 대비 0.08% 상승하지만, 실험경제에서는 0기에 0.12% 하락한 후 상승해서 3분기 후에 0.06% 상승한다. 따라서 가계대출 LTV 비율 규제 강화가 금리 인상의 실질 주택가격 하락 효과를 소폭이지만 강화함을 알 수 있다. 그러나 여전히 금리 인상은 실질 주택가격 하락보다 가계대출 감소에 효과적이다. 명목 이자율이 연 0.5% 포인트 인상될 때, 실질 주택가격은 0기에 정상상태 수준 대비 0.12%만 하락하지만, 가계대출은 정상상태 수준 대비 1%나 감소한다.

#### 4. 금리 인상과 DSR 규제 효과

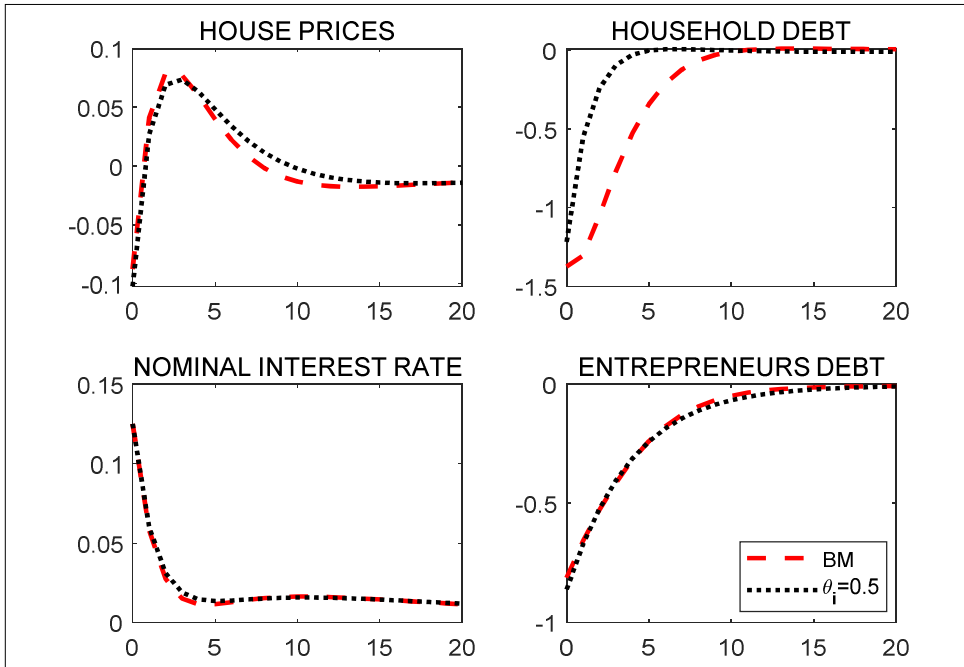
가계대출 LTV 비율 규제 대신 DSR 상한 0.5 규제가 도입된 실험경제에서 금리 인상의 거시경제 효과를 분석한다. 모형 경제에 경제주체들이 예상하지 못한 외생적 통화정책 충격이 와서 0기에 명목 이자율이 연 0.5% 포인트 인상된 경우를 가정한다. <그림 5>와 <그림 6>은 0기에 명목 이자율이 0.125% 포인트(연이율로 환산 시 0.5% 포인트) 인상됐을 때, 실질 주택가격, 가계대출, 기업가 대출, 총 물가상승률, 실질 총소비, 실질 투자, 실질 GDP가 시간에 따라 어떻게 변화하는지 보여준다. 검은색 점선은 가계대출 LTV 비율 규제는 존재하지 않고, 차입가계의 DSR 상한이 0.5인 실험경제에서 거시경제변수들이 연 0.5% 포인트 금리 인상 충격 발생 시 어떻

게 변화하는지 나타낸다. 빨간색 점선은 차입가계의 LTV 비율이 0.775인 기준경제에서 거시경제변수들의 금리 인상 충격에 대한 반응을 보여준다.

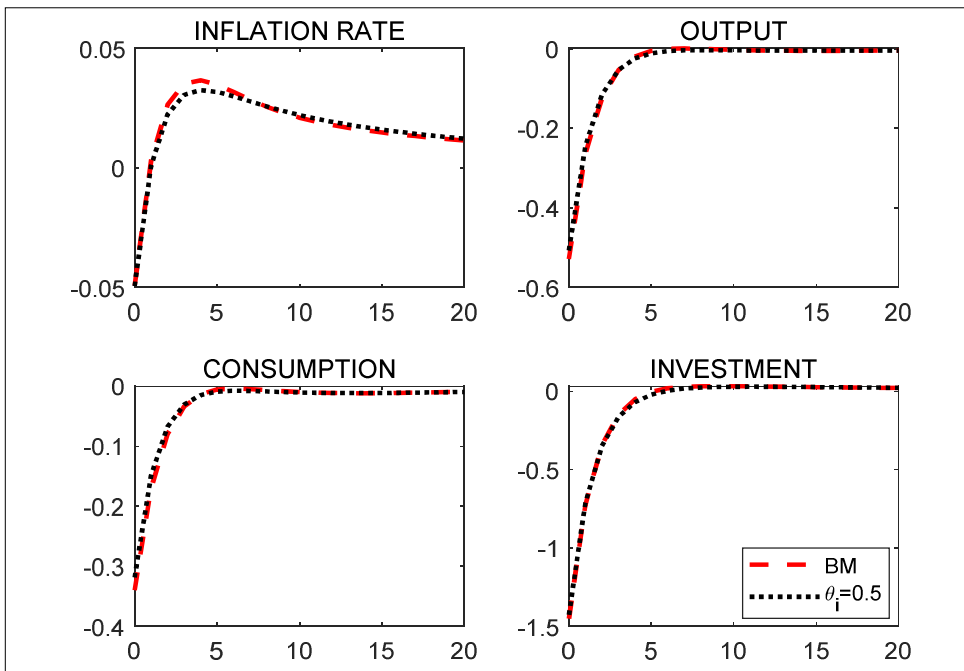
실험경제에서 0기에 금리가 연 0.5% 포인트 인상됐을 때, 실질 주택가격, 가계대출, 기업가 대출, 총 물가상승률, 실질 총소비, 실질 투자, 실질 GDP의 시간에 따른 변화는 빨간색 점선들이 보여주는 기준경제 결과와 유사함을 확인할 수 있다. 기준경제 결과와의 가장 큰 차이는 가계대출의 시간에 따른 변화이다. 0기에 기준경제에서는 가계대출이 정상상태 수준 대비 1.4% 하락한 후 서서히 증가해 12분기 후에 정상상태 수준으로 수렴한다. 그러나 실험경제에서는 가계대출이 0기에 정상상태 수준보다 1.2% 감소한 후 빠르게 상승해 7분기 후 정상상태 수준으로 수렴한다. 실험경제에서는 차입가계가 근로소득의 50%까지 대출을 받을 수 있다. 0기에 금리 연 0.5% 포인트 인상 충격으로 총소비와 투자가 정상상태 대비 각각 0.31%, 1.4% 감소해 실질 GDP도 정상상태 대비 0.5% 감소하게 된다. 따라서 기업가는 고용을 줄이고 이것이 차입가계의 근로소득을 감소시키므로 차입가계는 가계대출을 상환하게 된다. 반면에 실질 GDP가 빠르게 상승해 7분기 후 정상상태 수준으로 수렴함에 따라 기업가가 고용을 증가시켜 차입가계의 근로소득도 빠르게 증가한다. 그러므로 차입가계의 가계대출도 빠르게 상승해 7분기 후 정상상태 수준으로 수렴한다.

실험경제에서는 기준경제보다 강화된 가계대출 규제 때문에 <표 4>에 따르면 정상상태에서 차입가계는 기준경제보다 더 적은 주택 스톡을 보유하고, 저축가계는 더 많은 주택 스톡을 보유하고 있다. 주택 서비스 소비의 한계효용이 체감하므로 금리 인상으로 저축가계의 금융소득이 증가해도 실험경제에서 저축가계의 주택 수요 증가는 기준경제보다 작다. 그러므로 실질 주택가격도 기준경제에서는 0기 금리 인상과 동시에 정상상태 수준 대비 0.08% 하락한 후 상승해서 3분기 후에 정상상태 수준 대비 0.08% 상승하지만, 실험경제에서는 0기에 0.1% 하락한 후 상승해서 3분기 후에 0.07% 상승한다. 따라서 가계대출 DSR 규제가 금리 인상의 실질 주택가격 안정 효과를 소폭 강화함을 알 수 있다. 그리고 가계대출 DSR 규제가 도입된 모형 경제에서도 금리 인상은 실질 주택가격 하락보다 가계대출 감소에 효과적임을 알 수 있다. 명목 이자율이 연 0.5% 포인트 인상될 때, 실질 주택가격은 0기에 정상상태 수준 대비 0.1%만 하락하지만, 가계대출은 정상상태 수준 대비 1.2%나 감소한다.

〈그림 5〉 DSR 규제 시 금리 인상에 대한 반응 1



〈그림 6〉 DSR 규제 시 금리 인상에 대한 반응 2



## V. 결 론

부동산시장을 안정시키고 가계대출 증가세를 억제하기 위해서 한국은행과 정부는 금리를 인상하고 다양한 대출 규제정책을 시행하고 있다. 그러나 금리 인상과 LTV 비율, DSR 규제정책들이 부동산시장과 주요 거시경제변수들에 미치는 영향을 종합적으로 분석한 선행연구는 부족하다. 그러므로 본 연구는 주택시장과 주택담보대출을 도입한 동태확률 일반균형(DSGE) 모형을 이용하여 금리 인상과 LTV 비율, DSR 규제정책들의 거시경제 효과와 그 메커니즘을 분석했다.

본 연구는 벡터 자기회귀(VAR) 모형 추정을 통해 얻은 충격 반응함수와 DSGE 모형 계산을 통해 얻은 충격 반응함수 간의 간격을 최소화하는 방식으로 모수 값들을 정하는 충격 반응함수 매칭을 이용해 DSGE 모형이 한국 경기변동의 주요 특징들을 반영하게 했다.

본 연구 결과에 따르면 외생적 통화정책 충격으로 명목 이자율이 상승할 때 가격이 경직적인 단기에는 물가상승률이 크게 변화하지 못해서 실질 이자율이 상승한다. 실질 이자율 상승으로 기업은 투자를 줄이고, 차입가계와 기업이 현재 소비를 줄여서 대출과 실질 GDP가 감소한다. 그러므로 경제주체들의 소득이 감소하고 차입가계와 기업의 대출이 감소해 주택 수요가 감소하므로 실질 주택가격도 하락한다. 그러나 실질 이자율 증가가 저축가계의 금융소득을 증가시켜 저축가계의 주택 수요가 증가한다. 금리가 연 0.5% 포인트 인상되면 실질 주택가격은 금리 인상과 동시에 정상상태 수준 대비 0.08% 하락한 후 빠르게 상승해서 3분기 후에 정상상태 수준 대비 0.08% 까지 상승한 뒤 서서히 하락해 20분기 이후에도 정상상태 수준보다 0.02% 낮은 수준에 머문다. 반면에 가계대출은 금리 인상과 동시에 정상상태 수준 대비 1.4%나 감소한 후 서서히 증가해 12분기 후에 정상상태 수준으로 돌아온다. 따라서 금리 인상은 실질 주택가격 하락보다 가계대출 감소에 효과적인 정책임을 알 수 있다. 가계대출의 LTV 비율 상한을 축소하거나 DSR 규제를 도입하면 금리 인상이 실질 주택가격을 안정화하는 효과를 소폭 강화하지만, 여전히 금리 인상은 실질 주택가격 하락보다는 가계대출 감소에 효과적이다.

본 연구의 결과는 주택가격 폭등과 가계대출 증가로 금융 불균형이 우려되는 최근 한국 경제에 시사하는 바가 크다. 본 연구의 정량 분석 결과에 따르면 금리 인상의 가계대출 감소 효과는 크지만, 실질 주택가격 하락 효과는 작다. 금리가 인상되어 차입가계와 기업이 대출을 상환하고 주택 수요를 줄이는 효과가 저축가계의 이자소득

증가로 인한 주택 수요 증가로 상쇄되기 때문이다. 그러므로 한국은행은 금리 인상을 통해 실질 주택가격을 하락시키는 것보다는 가계부채를 감소시키는 것에 초점을 맞춰야 한다. 실질 주택가격 안정화 목표는 신규 주택공급 증가 등 다른 정부 기관의 정책 수단으로 대응해야 한다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 석병훈 · 이준희, “주택금융분야를 고려한 DSGE 모형 구축,” 국회예산정책처 연구용역보고서, 2021.
2. 송인호, “동태적확률 일반균형 (DSGE) 모형을 이용한 부동산시장 안정화 정책의 효과 분석,” 『KDI 연구보고서 2013-01 전환기 부동산정책의 새로운 방향 모색 (상)』, 제6장, 2013, pp. 181-229.
3. Baxter, M. and R. G. King, “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 4, 1999, pp. 575-593.
4. Cantore, C., F. Ferroni, and M. León-Ledesma, “The Missing Link: Monetary Policy and the Labor Share,” *Journal of the European Economic Association*, Vol. 19, No. 3, 2021, pp. 1592-1620.
5. Carroll, C. D. and A. A. Samwick, “The Nature of Precautionary Wealth,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 40, No. 1, 1997, pp. 41-72.
6. Ferrero, A., R. Harrison, and B. Nelson, “House Price Dynamics, Optimal LTV Limits and the Liquidity Trap,” Bank of England Staff Working Paper, No. 969, 2022.
7. Grodecka, A., “On the Effectiveness of Loan-to-Value Regulation in a Multiconstraint Framework,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 52, No. 5, 2020, pp. 1231-1270.
8. Guerron-Quintana, P., A. Inoue, and L. Kilian, “Impulse Response Matching Estimators for DSGE Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 196, No. 1, 2017, pp. 144-155.
9. Hall, A. R., A. Inoue, J. M. Nason, and B. Rossi, “Information Criteria for Impulse Response Function Matching Estimation of DSGE Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 170, No. 2, 2012, pp. 499-518.
10. Iacoviello, M., “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, Vol. 95, No. 3, 2005, pp. 739-764.
11. Kim, S. and J. Oh, “Macroeconomic Effects of Macroprudential Policies: Evidence from LTV and DTI Policies in Korea,” *Japan & The World Economy*, Vol. 53, 2020, pp. 1-13.
12. Laeven, L., A. Maddaloni, and C. Mendicino, “Monetary Policy, Macroprudential Policy and Financial Stability,” ECB Working Paper Series, No. 2647, 2022.
13. Martin, A., C. Mendicino, and A. Van der Ghote, “On the Interaction between Monetary and Macroprudential Policies,” ECB Working Paper Series, No. 2527, 2021.
14. Millard, S., M. Rubio, and A. Varadi, “The Macroprudential Toolkit: Effectiveness and Interactions,” Bank of England Staff Working Paper, No. 902, 2021.
15. Rubio, M. and J. A. Carrasco-Gallego, “Macroprudential and Monetary Policies: Implications

- for Financial Stability and Welfare,” *Journal of Banking & Finance*, Vol. 49, 2014, pp. 326-336.
16. Samwick, A. A., “Discount Rate Heterogeneity and Social Security Reform,” *Journal of Development Economics*, Vol. 57, No. 1, 1998, pp. 117-146.
17. Seok, B. H. and H. M. You, “On the Long-Term Effect of Recent Housing Policies in Korea,” *Korean Economic Review*, Vol. 37, No. 2, 2021, pp. 199-223.
18. Uhlig, H., “A Toolkit for Analysing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily,” in Ramon Marimon and Andrew Scott, eds., *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*. Oxford: Oxford University Press, 1999, pp. 30-61.



# Monetary Policy in the Presence of Household Loan Regulation

Byoung Hoon Seok\*

## Abstract

This study quantifies the effect of an increase in the nominal interest rate on key macroeconomic variables in Korea by using a Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model with a housing market and collateral constraints. The results indicate that if the nominal interest rate is raised by 0.5% points per year, the real housing prices fall by 0.08% compared to the steady-state level, while household debt decreases by 1.4%. I also show that tightening lending rules by reducing the loan-to-value ratio or introducing debt service ratio limits slightly strengthen the impact of the increased nominal interest rate on housing prices.

**Key Words:** loan-to-value ratio, debt service ratio, nominal interest rate

**JEL Classification:** E32, E44, E52, R21

---

*Received: March 22, 2022. Revised: April 5, 2022. Accepted: April 22, 2022.*

\* Associate Professor, Department of Economics, Ewha Womans University, 52, Ewhayeodae-gil, Seodaemun-gu, Seoul 03760, Korea, Phone: +82-2-3277-2773, e-mail: bhseok@ewha.ac.kr