

# 통화정책의 상태의존적 효과 분석

## -간헐적으로 유효한 대출제약을 중심으로\*

유혜미†

**Abstract** 차입가계가 직면하는 차입제약은 경제 상황에 따라 그 유효성이 달라지며 이로 인해 통화정책의 효과가 비선형성을 나타낼 수 있다. 본 연구는 이렇게 간헐적으로 유효한 차입제약이 한국 통화정책의 파급효과 분석에 미치는 영향을 규명하기 위해 2가계 새 케인지안 동태확률일반균형 모형을 이용하였다. 이 모형을 한국 자료를 이용해 베이지안 추정된 뒤 추정된 모수를 바탕으로 정량분석을 시행한 결과 차입제약은 균제상태뿐만 아니라 통화정책 충격 발생시에도 항상 유효한 것으로 나타났다. 본 모형에서 1 표준편차의 금리 인상 충격이 발생할 때 단기적으로 인플레이션은 0.17%p 하락하고 주택가격은 0.45% 하락하는 한편 GDP는 0.51% 감소했다. 이런 통화정책의 파급효과는 충격 발생 전 부채 수준에 따라 큰 차이는 없었다. 하지만 LTV 규제가 강할수록 금리 인상 충격으로 인한 차입가계의 소비 감소폭은 작은 반면 주택가격 하락폭은 컸다. 또한 대출한도 조정속도가 빠를수록 금리 인상 충격 발생시 차입가계의 소비가 더 크게 감소하면서 디레버리징이 보다 빠르게 진행되었다.

**Keywords** TANK DSGE, 간헐적으로 유효한 차입제약, LTV 규제, 통화정책

**JEL Classification** E3, E52, G51, R21

---

\* 이 논문은 2022년 한국은행 통화정책국 연구용역으로 선정되어 수행된 연구임을 밝힙니다. 논문의 내용은 저자의 의견이며 한국은행의 공식의견이 아닙니다.

† 한양대학교 경제금융대학, Email address: hyemiyou@hanyang.ac.kr, Tel: 02-2220-2580

# I. 서론

최근 통화정책에 관한 여러 실증 연구들은 경제 상황에 따라 통화정책의 효과가 달라진다는 것을 보였다. Tenreyro and Thwaites(2016)와 Angrist et al.(2018)은 통화정책이 경기침체기보다 호황기에 더 효과적임을 발견하였고 Borio and Gambacorta(2017)는 금리가 낮을 때 통화정책의 경기 부양 효과가 크지 않음을 보였다. Alpanda et al.(2021)은 더 나아가 경기국면, 가계부채 수준, 금리 수준에 따라 통화정책 충격이 거시경제변수에 미치는 효과가 이질적으로 나타남을 보였다.

이렇게 통화정책의 효과가 경제 상황에 따라 달라지는, 즉 통화정책의 효과가 비대칭성/비선형성을 띠는 원인 중 하나로 최근 주택투자 등 내구재 지출과 주택담보대출 제약의 역할이 부각되고 있다. Tenreyro and Thwaites(2016)는 주택투자 등 내구재 지출이 경기국면별로 비대칭적 변화를 나타내기에 이로 인해 통화정책 효과가 비대칭적으로 나타날 가능성을 제시하였다. Alpanda et al.(2021)과 Guerrieri and Iacoviello(2017)은 주택시장을 명시적으로 고려한 모형을 이용해 주택담보대출 제약이 경기 국면에 따라 가계의 소비 등 거시경제변수가 비대칭성을 보이는 데 중요한 역할을 함을 보였다.

이런 최신 연구 결과를 바탕으로 본 연구에서는 주택시장과 주택담보대출 제약을 명시적으로 도입한 2가계 새 케인지언(two agent New Keynesian; TANK) 동태확률일반균형(dynamic stochastic general equilibrium; DSGE) 모형을 구축하여 통화정책의 효과를 분석하였다. 이 모형에는 저축가계와 차입가계가 공존하며 차입가계는 주택을 담보로 한 대출이 허용된다.

차입가계의 주택담보대출 제약은 담보인정비율(loan-to-value ratio; LTV) 규제로 정해지는데 이 차입제약이 경제 상황에 따라 유효하거나(binding) 유효하지 않을(non-binding) 수 있다. 예를 들어 원하는 만큼 소비를 하려면 대출한도 이상의 대출이 필요하지만 차입제약으로 인해 대출한도까지만 차입이 가능한 경우 차입제약은 유효하다. 반면 소비자가 최적으로 결정한 소비가 대출한도보다 작은 차입만으로 가능한 경우 대출한도가 가계의 소비를

제약하는 상황이 아니므로 차입제약은 유효하지 않다. 본 모형에서 가계의 대출한도는 LTV 기준에 따라 주택가격의 담보인정비율로 결정되므로 주택가격이 크게 하락하여 LTV 대출한도가 감소하면 차입제약이 유효해질 확률이 커지고 반대로 주택가격이 크게 상승하면 차입제약이 유효하지 않을 가능성이 커진다. 이런 주택가격의 변화 뿐만 아니라 금리, 인플레이션 등 경제상황에 따라 그 유효성 여부가 변화하는 차입제약을 간헐적으로 유효한 제약(occasionally binding constraint)이라 한다. 차입제약이 유효한 경우 통화정책 당국이 기준금리를 조정할 때 가계의 소비가 탄력적으로 반응하지 않아 차입제약이 유효하지 않은 경우에 비해 통화정책의 유효성이 낮아진다. 경제상황에 따라 이 차입제약의 유효성이 달라진다면 이로 인해 통화정책의 효과가 비대칭성/비선형성을 띠게 된다.

본 연구에서는 이 TANK DSGE 모형의 모수를 베이지안 방법론을 이용해 추정하고 추정된 모수를 바탕으로 충격반응분석을 통해 통화정책의 파급효과를 정량적으로 분석하였다. 우선 차입제약의 유효성 여부가 경제상황에 따라 어떻게 달라지는지 분석하였다. 그리고 통화정책 충격의 크기와 충격의 연속성 여부에 따라 통화정책이 파급효과가 얼마나 상이하게 나타나는지 분석하였다. 또한 본 연구는 부채 수준, LTV 규제 정도, 대출한도 조정 속도에 따라 통화정책의 파급효과가 어떻게 달라지는지도 살펴보았다.

추정된 모수를 바탕으로 한 정량분석 결과 균제상태뿐만 아니라 통화정책(금리 인상 혹은 인하) 충격이 발생하는 경우에도 차입제약은 항상 유효한 것으로 나타났다. 이렇게 항상 유효한 차입제약 하에서 1 표준편차의 일회성 금리 인상 충격이 발생할 때 단기적으로 인플레이션은 0.17%p, 주택가격은 0.45% 하락하고 GDP는 0.51% 감소하는 것으로 나타났다. 일회성 통화정책 충격의 경우 주요 거시경제변수에 미치는 효과는 즉각적이고 주요 거시경제변수의 증감폭은 충격의 크기에 비례하였다. 연속적인 통화정책 충격의 경우 일회성 충격의 경우보다 주요 거시경제변수의 변화폭이 더 크고 통화정책 효과의 지속기간은 더 길었다. 큰 규모의 일회성 통화정책 충격이 발생하는 경우와 작은 규모의 연속적인 통화정책 충격이 발생하는 경우를 비교하면 후자의 경우 단기적으로 경기침체의 정도가 더 약한 반면 중장기적인 거시경제효과는 비슷했다.

이런 통화정책의 파급효과는 충격 발생 전 부채 수준에 따라 크게 다르지 않았다. 하지만 LTV 규제와 차입가계 대출한도의 조정속도는 통화정책 파급 효과에 정량적으로 유의미한 영향을 미쳤다. 우선 LTV 규제가 강할수록 금리 인상 충격으로 인한 차입가계의 소비 감소폭은 작은 반면 주택가격 하락 폭은 크게 나타났다. 또한 대출한도가 빠르게 조정될수록 금리 인상 충격 발생시 차입가계의 소비가 더 크게 감소하는 동시에 부채 규모도 보다 신속하게 줄어들었다.

본 연구는 통화정책 효과가 경제 상황에 따라 비대칭성/비선형성을 띠는 점을 실증적으로 보인 Tenreyro and Thwaites(2016), Angrist et al.(2018), Borio and Gambacorta(2017)과 같은 연구와 매우 밀접한 관련이 있다. 특히 이런 통화정책의 비대칭성에 있어 주택담보대출에 대한 간헐적으로 유효한 제약이 얼마나 중요한 역할을 담당하는지 분석한다는 점에서 본 연구는 Alpanda et al. (2021), Guerrieri and Iacoviello(2017)과 유사하다. 두 연구 모두 TANK DSGE 모형에 주택시장과 주택담보대출을 명시적으로 고려하여 경제 상황에 따라 이 제약의 유효성이 달라질 때 이로 인한 주요 거시경제변수의 변화에 주목하였다.

주택시장과 주택담보대출이 도입된 TANK DSGE 모형을 한국경제에 적용한 선행연구로는 석병훈(2022)과 석병훈·유혜미(2022)을 들 수 있는데 본 연구는 이들의 연구에서 한 걸음 더 나아가 주택담보대출 제약이 간헐적으로 유효한 TANK DSGE 모형을 이용해 한국 통화정책의 파급효과를 분석하였다. 하지만 추정된 모수를 바탕으로 한 분석 결과 차입제약의 유효성 여부에 변화는 없었다. 이 외에 TANK DSGE를 이용해 한국 통화정책의 효과를 분석한 연구로 정용승·송승주(2019)를 들 수 있는데 이들의 연구는 주택시장을 고려하지 않아 주택시장과 주택담보대출 제약의 효과에 초점을 맞추고 있는 본 연구와 대비된다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. II장에서는 본 연구에서 활용한 TANK DSGE 모형을 소개하고 III장에서는 이 모형에 대한 베이지안 추정 과정과 결과에 대해 기술한다. IV장에서는 주요 정량분석 결과를 보고하고, V장에서는 본 연구의 주요 결과를 요약·정리한 후 본 연구의 활용방안과 기대효과를 기술한다.

## II. 모형

본 연구에 활용된 모형은 저축가계와 차입가계가 존재하는 TANK DSGE 모형이다. 본 장에서는 모형 내 경제주체들이 직면하는 제약과 의사결정 과정에 대해 순서대로 상세히 설명한다.

### 1. 가계

모형 내 존재하는 두 유형의 가계는 저축가계와 차입가계이다. 저축가계는 상첨자  $s$ 로, 차입가계는 상첨자  $b$ 로 표시한다.

#### (1) 저축가계

저축가계의 평생 기대효용은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^s)^t z_t \left( \gamma_c^s \ln(c_t^s - \lambda_c c_{t-1}^s) + j_t \gamma_h^s \ln(h_t^s - \lambda_h h_{t-1}^s) - \frac{1}{1+\theta} (n_t^s)^{1+\theta} \right)$$

저축가계의 시간할인인자( $\beta^s$ )는  $0 < \beta^s < 1$ 를 만족하고,  $c_t^s$ 는 저축가계의  $t$ 기 최종재 소비,  $h_t^s$ 는 저축가계의  $t$ 기 주택 스톡이자 주택 서비스 소비,  $n_t^s$ 는  $t$ 기의 노동 공급을 나타낸다. 최종재 소비와 주택 서비스 소비로부터의 효용은 당기 뿐만 아니라 전기의 소비에도 영향을 받아 습관(habit)이 작용하는 것으로 가정한다. 모수  $\lambda_c$ 와  $\lambda_h$ 는 전기 최종재와 주택 서비스 소비가 각 당기의 효용에 미치는 정도를 나타낸다. 모수  $\gamma_c^s$ 와  $\gamma_h^s$ 는 최종재 소비와 주택 서비스 소비로부터의 효용이 해당 기의 효용에 미치는 상대적 규모를 나타낸다. 노동 공급은 가계의 비효용을 유발하는데 모수  $\theta$ 는 Frisch 노동공급 탄력성의 역수로 임금 변화에 따라 가계가 노동 공급을 조정하는 정도를

관장한다.

모형경제에서 저축가계는 매 기 두 가지 충격에 노출된다. 첫째, 기간 간 소비 대체와 관련해  $z_t$ 의 충격에 직면한다.  $z_t$ 가 증가하면  $t$ 기의 효용이 평생 효용에서 차지하는 비중이 늘어나 저축가계는 현재 소비를 크게 늘리게 된다. 즉,  $z_t$ 는 수요 충격으로 해석할 수 있다. 둘째, 저축가계는 주택수요 충격인  $j_t$ 에 노출되어 있다.  $j_t$ 가 증가하는 경우 동일한 주택 서비스 소비로부터 누리게 되는 효용이 증가하므로 주택에 대한 수요가 늘어나 주택가격이 상승한다. 기간 대 대체 소비에 대한 충격  $z_t$ 와 주택 수요 충격  $j_t$ 는 차입가계에도 동일하게 적용된다. 이 기간 간 대체 소비에 대한 충격과 주택수요 충격은 각각 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\begin{aligned}\ln z_t &= \rho_z \ln z_{t-1} + \epsilon_{z,t}, \epsilon_{z,t} \sim N(0, \sigma_z^2) \\ \ln j_t &= (1 - \rho_j) \ln \bar{j} + \rho_j \ln j_{t-1} + \epsilon_{j,t}, \epsilon_{j,t} \sim N(0, \sigma_j^2)\end{aligned}$$

저축가계는 평생 기대효용을 극대화할 때 다음과 같은 예산 제약을 고려한다.

$$c_t^s + q_t h_t^s + b_t + i_t = \frac{w_t^s n_t^s}{\chi_{w,t}^s} + q_t h_{t-1}^s + \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} + r_{k,t} k_{t-1} + d_t^s$$

이 제약식에서  $q_t$ 는 최종재 소비 단위로 표시된  $t$ 기의 실질 주택가격,  $b_t$ 는 차입가계가 발행한  $t$ 기 실질 채권,  $i_t$ 는  $t$ 기의 실질 투자,  $w_t^s$ 는 저축가계의 실질 임금,  $\chi_{w,t}^s$ 은 저축가계의 임금 마크업으로 도매 기업이 지불한 임금과 가계가 지급받는 임금의 차이,  $R_t$  명목 이자율,  $\pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}$ 는 총 물가상승률,  $r_{k,t}$ 는  $t$ 기의 실질 자본수익률,  $k_t$ 는  $t-1$ 기에 결정된  $t$ 기의 자본 스톡,  $d_t^s$ 는 저축가계가 최종재 생산기업과 노동조합의 이윤에 대한 지급받는 배당금

이다. 위 예산제약식에 따르면 저축가계는 우변에 나열된 임금소득,  $t-1$ 기에 구매한 주택 가치,  $t-1$ 기에 차입가계가 발행한 채권 구매로부터의 실질수익, 실질 자본 임대수익, 최종재 생산기업과 노동조합으로부터의 배당금을 이용해 좌변에 있는 최종재 소비, 다음 기를 위한 주택 구매, 차입가계의 채권 구입, 신규 자본에 대한 투자를 충당한다. 자본 조정에는 비용이 발생하기 때문에 신규투자가 1대 1로 자본스톡을 증가시키지는 않는다. 또한 투자 고유 기술 충격( $a_t$ )에 따라 신규 투자가 자본 스톡에 미치는 영향이 달라진다. 긍정적인 기술 충격이 발생하여  $a_t$ 가 증가하면 동일한 신규투자가 다음 기의 자본을 더 크게 증가시킨다. 이런 신규투자와 자본스톡의 관계는 AR(1) 과정을 따르는 투자 고유 기술 충격( $a_t$ )과 모수  $\phi$ 에 의해 결정되는 투자 조정비용을 바탕으로 다음과 같이 가정한다.

$$k_t = a_t \left( i_t - \phi \frac{(i_t - i_{t-1})^2}{\bar{i}} \right) + (1 - \delta_k) k_{t-1}$$

$$\ln a_t = \rho_k \ln a_{t-1} + \epsilon_{k,t}, \epsilon_{k,t} \sim N(0, \sigma_k^2)$$

이 때  $\bar{i}$ 는 정상상태의 투자,  $\delta_k$ 는 자본의 감가상각률을 나타낸다.

## (2) 차입가계

이 모형에서 차입가계의 평생 기대효용은 저축가계와 유사하게 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^b)^t z_t \left( \gamma_c^b \ln(c_t^b - \lambda_c c_{t-1}^b) + j_t \gamma_h^b \ln(h_t^b - \lambda_h h_{t-1}^b) - \frac{1}{1+\theta} (n_t^b)^{1+\theta} \right)$$

차입가계의 시간할인인자  $\beta^b \in (0, 1)$ 는 저축가계의 시간할인인자  $\beta^s$ 보다 작다고 가정한다, 즉  $\beta^b < \beta^s$ 이다. 이로 인해 차입가계는 미래에 발생하는 효

용에 저축가계보다 더 높은 할인율을 적용한다. 이는 차입가계가 저축가계보다 현재 소비를 상대적으로 더 선호한다는 것을 의미한다. 따라서 모형 경제에서 차입가계는 채권을 발행해 이를 저축가계에 판매함으로써 현재 소비를 위한 재원을 보충한다.

차입가계는 평생 기대효용을 극대화할 때 예산제약과 함께 주택담보대출 관련 차입제약을 고려한다. 우선 차입가계의 예산제약식은 저축가계와 두 가지 면에서 차이가 있는데 차입가계는 자본스톡을 보유하지 않으며, 차입가계의 배당소득은 노동조합의 이윤만을 포함할 뿐 최종재 생산기업의 이윤은 포함하지 않는다. 차입가계의 예산제약식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$c_t^b + q_t h_t^b + \frac{R_{t-1} b_{t-1}}{\pi_t} = \frac{w_t^b n_t^b}{\chi_{w,t}^b} + q_t h_{t-1}^b + b_t + d_t^b$$

이 모형에서 대출은 주택을 담보로 제공하는 경우에만 허용된다. 차입가계의 주택담보대출에 대한 제약은 LTV 비율인  $\kappa$ 를 기준으로 하는 정부의 가계대출 규제정책에 따라 결정된다. 단, 현실경제에서 정부의 LTV 규제가 변화하더라도 새로운 LTV 기준은 신규대출에 대해 우선 적용되므로 LTV 규제 변화의 효과가 전체 가계의 대출 제약에 영향을 미치기까지 시차가 존재한다. 이를 반영해 가계의 대출 상한은 다음의 차입제약식에서 보듯이 지난 기 대출의 실질 가치와 현재 기 LTV 기준에 따른 대출 상한의 가중 평균으로 결정된다고 가정한다.

$$b_t \leq \mu_d \frac{b_{t-1}}{\pi_t} + (1 - \mu_d) \kappa q_t h_t^b$$

이 때 지난 기 대출의 실질가치에 부여된 가중치  $\mu_d > 0$ 가 클수록 LTV 규제 변화가 가계의 대출 제약에 효과를 나타내기까지 더 오랜 시간이 걸린다.



## 2. 도매기업

이 모형에서 도매기업은 가격이 신축적인 경쟁시장에 존재한다. 이들은 주어진 가격 하에서 다음과 같은 이윤극대화 문제에 직면한다.

$$\max_{\{n_t^s, n_t^b, k_{t-1}\}} \left[ \frac{y_t}{\chi_{p,t}} - w_t^s n_t^s - w_t^b n_t^b - r_{k,t} k_{t-1} \right]$$

이 때  $\chi_{p,t} = \frac{P_t}{P_t^w}$ 는 도매상품 명목가격( $P_t^w$ ) 대비 최종재 명목가격( $P_t$ )으로

최종재의 마크업을 나타낸다. 도매기업은 저축가계와 차입가계의 노동공급과 저축가계로부터 임대한 자본을 결합하여 도매상품( $y_t$ )을 생산하는데 다음과 같은 규모 수익 불변인 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 형태의 생산함수가 도매기업의 생산기술을 대표한다.

$$y_t = n_t^{s(1-\eta)(1-\alpha)} n_t^{b\eta(1-\alpha)} k_t^\alpha$$

## 3. 최종재 생산기업

최종재 생산 기업은 도매상품을 구매하여 비용을 들이지 않고 차별화한 뒤 마크업( $\chi_{p,t}$ )을 더해 판매하는데 이 상품들의 CES 총계(aggregate)가 가계의 소비와 투자에 이용되는 최종재이다. 최종재 생산 부문에는 칼보(Calvo) 유형의 가격 경직성이 존재한다. 우선 최종재 생산기업 중 매 기 최적가격을 설정할 수 있는 기업의 비율은  $1 - \mu_\pi$ 이며 나머지 기업들은 정상상태의 인플레이션( $\bar{\pi}$ )에 가격을 연동시킨다. 이를 바탕으로 다음과 같은 동태적 필립스 곡선을 도출할 수 있다.

$$\ln(\pi_t/\bar{\pi}) = \beta E_t \ln(\pi_{t+1}/\bar{\pi}) - \lambda_\pi \ln(\chi_{p,t}/\bar{\chi}_p) + \epsilon_{p,t}$$

$$\lambda_\pi = (1 - \mu_\pi)(1 - \beta\mu_\pi)/\mu_\pi$$

모수  $\lambda_\pi$ 는 인플레이션이 최종재의 마크업에 민감한 정도를 나타낸다. 위의 동태적 필립스 곡선은 다음과 같은 정규분포를 따르는 최종재 마크업 충격에 따라 이동한다.

$$\epsilon_{p,t} \sim i.i.d. N(0, \sigma_p^2)$$

#### 4. 노동조합

이 모형에는 각 유형의 가게를 대표하는 노동조합이 존재한다. 노동조합은 저축가계와 차입가계의 임금을 칼보(Calvo) 형태로 설정하므로 이 모형에서는 임금도 경직적이다. 매 기 최적임금을 설정할 수 있는 가게의 비율은  $1 - \mu_w$ 이다. 저축가계와 차입가계의 노동공급은 각 유형별로 결합되어 도매기업의 생산에 투입된다. 노동조합이 설정하는 임금 설정 규칙은 다음의 임금 필립스 곡선에 반영된다.

$$\ln(\omega_t^s/\bar{\pi}) = \beta E_t \ln(\omega_{t+1}^s/\bar{\pi}) - \lambda_w^s \ln(\chi_{w,t}^s/\bar{\chi}_w^s) + \epsilon_{w,t}$$

$$\ln(\omega_t^b/\bar{\pi}) = \beta E_t \ln(\omega_{t+1}^b/\bar{\pi}) - \lambda_w^b \ln(\chi_{w,t}^b/\bar{\chi}_w^b) + \epsilon_{w,t}$$

이 때  $\omega_t^s = \frac{w_t^s \pi_t}{w_{t-1}^s}$  와  $\omega_t^b = \frac{w_t^b \pi_t}{w_{t-1}^b}$  는 각각 저축가계와 차입가계의 전기 대비

실질임금의 상승분과 인플레이션을 결합한 명목임금의 증가율, 즉 임금인플레이션을 나타낸다. 위의 임금 필립스 곡선은 다음과 같은 임금 마크업 충격에 따라 이동한다.

$$\epsilon_{w,t} \sim i.i.d. N(0, \sigma_w^2)$$

## 5. 통화정책 준칙

통화정책 당국은 다음과 같은 테일러 준칙(Taylor's rule)에 따라 이전 명목금리, 전년동기대비 인플레이션갭, GDP갭을 바탕으로 이번 기의 명목 기준금리를 설정하는 것으로 가정한다. 단, 명목 기준금리는 제로금리 하한(zero lower bound) 제약이 적용되어 0% 미만으로 설정하는 것은 불가능하다.

$$R_t = \max \left[ 1, R_{t-1}^{r_R} \left( \frac{\pi_t^A}{\overline{\pi^A}} \right)^{(1-r_R)r_\pi} \left( \frac{y_t}{\overline{y}} \right)^{(1-r_R)r_Y} \overline{R}^{1-r_R} e^{\epsilon_{r,t}} \right]$$

$$\epsilon_{r,t} \sim N(0, \sigma_R^2)$$

이 준칙에 포함된  $\overline{\pi^A}$ 는 정상상태의 전년동기대비 인플레이션,  $\overline{y}$ 는 정상상태의 GDP,  $\overline{R}$ 은 정상상태의 명목 금리이고 통화정책 충격인  $\epsilon_{r,t}$ 는 평균은 0이고 분산은  $\sigma_R^2$ 인 정규분포를 따른다고 가정한다. 모수  $r_R$ 은 통화정책 당국이 명목 금리를 결정할 때 전기 명목금리에 얼마나 민감하게 반응하는지를 나타내며 통화정책 당국이 금리 평탄화(interest rate smoothing)를 추구하는 정도를 의미하기도 한다. 모수  $r_\pi$ 와  $r_Y$ 은 각각 전기의 인플레이션갭과 전기의 GDP갭이 명목 기준금리 결정에 미치는 영향을 포착한다.

### III. 베이지안 추정

본 연구에서는 베이지안 방법(Bayesian method)을 이용해 모형의 주요 모수를 추정하였다. 단, 일부 모수는 베이지안 추정 전 선행연구와 관련 자료를 이용해 그 값을 미리 설정하였다.

〈표 1〉 사전 설정된 모수

모수	값	설명
$\kappa$	0.7	최대 LTV 비율
$\theta$	4.35	Frisch 노동공급 탄력성의 역수
$\beta^s$	0.995	저축가계의 시간할인인자
$\bar{\pi}$	1.005	정상상태의 총 인플레이션
$\alpha$	0.36	자본소득분배율
$\delta_k$	0.025	자본의 감가상각률
$\bar{j}$	0.04	정상상태 효용함수 내 주택서비스 비중
$\bar{\chi}_p$	1.2	정상상태 최종재 마크업
$\bar{\chi}_w$	1.2	정상상태 임금 마크업
$r_\pi$	1.97	테일러 준칙 (인플레이션 대응 민감도)
$r_R$	0.65	테일러 준칙 (전기 명목금리 민감도)
$r_Y$	0.05	테일러 준칙 (생산갭 대응 민감도)

모형의 1기는 1분기다. 모형 내 최대 LTV 비율을 나타내는 모수  $\kappa$ 는 베이지안 추정에 사용된 시계열 자료의 표본기간인 2000년 1분기부터 2022년 3분기까지의 최대 LTV 기준을 바탕으로 0.7로 설정하였다.<sup>1)</sup> 모수  $\theta$ 는 Frisch 노동공급 탄력성의 역수로 문외솔·송승주(2016)의 Frisch 노동공급 탄력성 추정치인 0.23을 이용해 4.35로 정했다. 저축가계의 시간할인인자  $\beta^s$ 는 정상상태의 연간 실질금리가 2%가 되도록 0.995로 설정했다. 정상상태의 총 인플

1) 한국의 LTV 규제는 2002년 9월 최초로 도입되었다. 이후 정부는 주택시장 상황에 따라 LTV 시준을 0.3~0.7 범위 내에서 조정하였다. 이 기간 중 최대 LTV 기준은 0.7이다.

레이션은 1.005로 한국은행의 인플레이션 목표치인 연 2%를 바탕으로 전 분기 대비 인플레이션이 0.5%가 되도록 하였다. 자본소득분배율은 Chang et al.(2015)과 같이 0.36으로 정했고 자본의 감가상각률은 관련 선행연구에서 표준적으로 사용되는 연간 10%에 부합하도록 0.025로 설정하였다.

이 밖에 정상상태에서 효용함수 내 주택서비스 비중을 나타내는  $\bar{j}$ , 정상상태 최종재 마크업인  $\bar{\chi}_p$ , 정상상태 임금 마크업인  $\bar{\chi}_w$ 는 Guerrieri and Iacoviello(2017)가 사용한 값을 바탕으로 0.04, 1.2, 1.2로 각각 정했다. 마지막으로 테일러 준칙 관련 모수들은 관련 선행연구들을 참조하여  $r_\pi = 1.97$ ,  $r_R = 0.65$ ,  $r_Y = 0.05$ 으로 정했다.<sup>2)</sup> 통화정책 당국의 기준금리 결정이 GDP갭보다는 인플레이션에 더 큰 비중을 두고 이루어지는 것은 관련 선행연구에서 공통적으로 발견되는 사항이다. 대체로 이렇게 사전적으로 설정된 모수의 값은 <표 1>에 정리되어 있다.

나머지 모형의 모수들은 베이지안 방법을 통해 추정하였다. 베이지안 방법은 사전 분포(prior distribution)와 자료를 이용해 모수값을 추정하며 추정된 모수값의 사후 분포(posterior distribution)를 알 수 있다는 점이 장점이다. 본 연구에서는 추정된 모수값의 사후 분포는 무작위 보행(random walk) 메트로폴리스-헤이스팅스(Metropolis-Hastings; MH) 알고리즘을 통해 20,000회 추출하여 구축하였다.

모형의 베이지안 추정을 위해 본 연구에서는 2000년 1분기부터 2022년 3분기까지에 해당하는 실질 민간소비지출, GDP 디플레이터 인플레이션, 실질 시간당 임금상승률, 실질 비거주 고정자본투자, KB주택매매가격지수, 한국은행 기준금리의 분기별 시계열 자료를 이용하였다. 실질 민간소비지출, GDP 디플레이터 인플레이션, 실질 비거주 고정자본투자는 국민계정에서 추출하였고 실질 시간당 임금상승률은 사업체노동력조사의 전체임금총액을 전체근로시간으로 나누어 구했다. 수준 변수는 로그를 취한 뒤 편도(one-sided) HP 필터를 이용해 추세를 제거하였다.

2) 이항용 외(2005), 송인호(2012), 정용승 (2018) 등 여러 관련 선행연구에서 추정하거나 캘리브레이션된 테일러 준칙에 따르면 인플레이션갭 가중치( $r_\pi$ )는 1.6~2.0, 생산갭 가중치는 0~0.2이다. 본 연구에서는 이런 선행연구들을 바탕으로 테일러 준칙의 모수들을 선택하였다.

〈표 2〉 베이저안 추정 결과

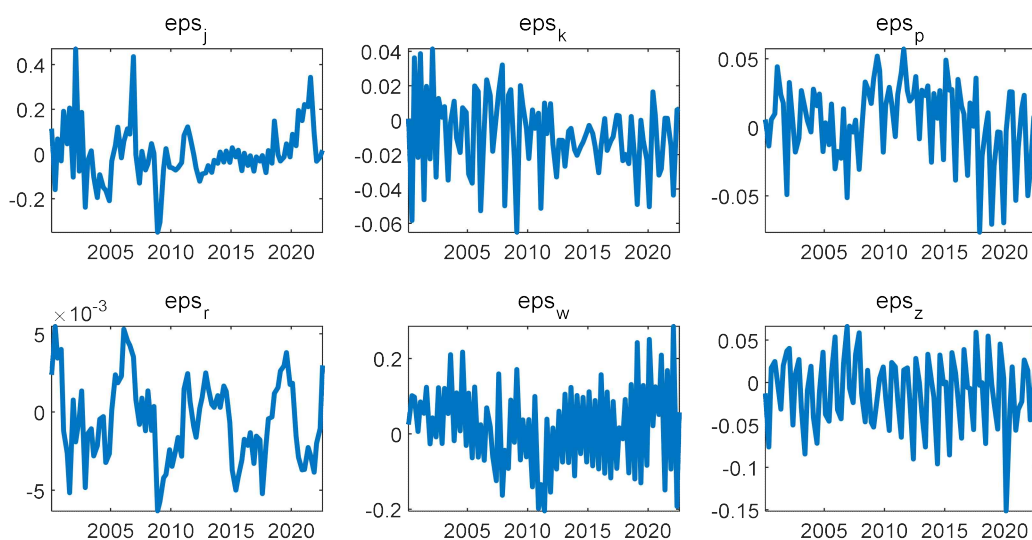
모수	설명	사전분포 [평균, 표준편차]	사후분포		
			최빈값	5%	95%
$\beta^b$	차입가계의 시간할인인자	베타 [0.8743, 0.000625]	0.9878	0.9795	0.9912
$\lambda_c$	소비 습관	베타 [0.7, 0.10]	0.4520	0.4445	0.6321
$\lambda_h$	주택서비스소비 습관	베타 [0.7, 0.1]	0.9093	0.8679	0.9527
$\phi$	투자조정비용	감마 [5, 2]	0.2304	0.1997	0.3714
$\eta$	차입가계의 노동소득분배율	베타 [0.333, 0.20]	0.1014	0.0844	0.3381
$\mu_\pi$	가격 경직성모수	베타 [0.5, 0.075]	0.6344	0.5959	0.6937
$\mu_w$	임금 경직성 모수	베타 [0.5, 0.075]	0.6544	0.5911	0.7026
$\mu_d$	차입계약 관성 모수	베타 [0.75, 0.10]	0.7398	0.7280	0.9347
$\rho_j$	주택수요충격의 지속성	베타 [0.75, 0.10]	0.9308	0.9210	0.9747
$\rho_K$	투자고유기술충격의 지속성	베타 [0.75, 0.10]	0.5574	0.4665	0.6862
$\rho_Z$	소비수요충격의 지속성	베타 [0.75, 0.10]	0.3978	0.2351	0.4672
$\sigma_J$	주택수요충격의 표준편차	역감마[0.01, 1]	0.0957	0.0542	0.1357
$\sigma_K$	투자고유기술충격의 표준편차	역감마[0.01, 1]	0.0231	0.0202	0.0316
$\sigma_P$	마크업충격의 표준편차	역감마[0.01, 1]	0.0276	0.0251	0.0377
$\sigma_R$	금리 충격의 표준편차	역감마[0.01, 1]	0.0031	0.0025	0.0034
$\sigma_W$	임금 마크업의표준편차	역감마[0.01, 1]	0.1250	0.1046	0.1391
$\sigma_Z$	소비수요충격의 표준편차	역감마[0.01, 1]	0.0439	0.0408	0.0657

〈표 2〉는 모형의 베이저안 추정 결과를 제시한다. 추정 결과 차입가계의 시간할인인자는 0.9878으로 저축가계보다 낮고 가계의 최종재 소비와 주택서비스 소비에 습관 형성 정도를 나타내는 모수  $\lambda_c$ 와  $\lambda_h$ 는 둘 다 유의수준 10%에서 통계적으로 유의한 양의 값을 나타내어 가계의 효용에 습관의 영향이 작용하는데  $\lambda_h$ 이  $\lambda_c$ 보다 더 큰 값으로 추정되어 주택서비스 소비에 최종재 소비보다 습관의 영향이 더 강한 것으로 나타났다. 차입가계의 노동소득분배율을 나타내는 모수  $\eta$ 는 모형 내 차입계약에 직면하는 가계들의 비중을 관장한다. 이 모수가 0.1014로 추정되었는데 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 차입계약에 직면하는 가계를 고려하는 것이 이 모형경제 내 자원 배분에 유의미한 역할을 한다는 것을 의미한다.

가격과 임금의 경직성을 나타내는 모수인  $\mu_\pi$ 와  $\mu_w$ 는 0.6344과 0.6544로 추정되어 경제 내 30% 이상의 기업과 가계들이 매 기 가격과 임금을 최적으로 설정하는 것으로 나타났다. 차입가계의 차입제약이 전 기의 대출에 의존하는 정도로 차입제약의 관성(inertia)을 나타내는 모수  $\mu_d$ 는 0.7398로 추정되어 대출 규제 강화나 주택가격의 변화가 실제 가계대출의 변화로 이어지기까지 시차가 존재하는 것으로 나타났다.

모형경제에는 총 여섯 가지의 충격이 존재한다. 이 중 지속성을 나타내는 투자수요 충격, 투자고유기술 충격, 소비수요(기간 간 대체) 충격 가운데 가장 지속성이 높은 것은 주택수요 충격이고 그 뒤를 이어 투자고유기술 충격이 지속성이 높았다. 이번 기에 발생한 주택수요 충격은 1년 후 75%가 남아 주택수요에 영향을 준다. 반면 이번 기에 발생한 투자고유기술 충격은 1년 후 약 10%만이 신규투자에 여전히 영향을 미치고 소비수요 충격은 이번 기 발생한 충격 중 3분기 후에도 영향을 미치는 비중이 2.5%에 불과하다.

<그림 1> 모형 내 충격의 시계열 추정치



<그림 1>은 표본기간에 대해 추정된 여섯 가지 충격의 추정치를 보여준다. 추정 결과에 따르면 세계 금융위기가 발생했던 2008-2009년 한국의 주택수요가 크게 하락하는 충격이 발생하는 가운데 한국은행의 명목 기준금리가 크게 인하되는 충격이 동반되었다. 2020년 코로나 바이러스가 확산되었을 때는 소비수요가 크게 감소하는 충격이 발생한 것으로 추정되었다.

## IV. 정량분석 결과

본 장에서는 추정된 모수를 바탕으로 다양한 충격반응분석을 시행하여 차입제약의 유효성 여부가 어떻게 달라지는지 살펴보고 통화정책 충격이 그 크기나 연속성 여부에 따라 얼마나 상이한 거시경제적 효과를 나타내는지 분석하였다. 또한 이런 통화정책의 파급효과가 부채 수준, LTV 규제 강도, 대출한도 조정속도에 따라서 얼마나 달라지는지도 살펴보았다.

### 1. 간헐적으로 유효한 차입제약

본 연구에서 차입제약은 항상 유효한 것이 아니라 경제상황에 따라 그 유효성 여부가 달라질 수 있다. 본 연구에서 고려하는 차입제약에 따르면 LTV 규제에 따른 주택담보대출 가능액과 지난 기 대출액의 가중평균으로 현재의 대출한도가 결정된다. 이 대출한도가 차입가계가 소비, 노동공급, 저축과 함께 결정하는 대출규모보다 클 때 차입제약은 유효하지 않다. 반면 차입자가 원하는 대출규모가 차입제약에 따른 대출한도보다 커 대출한도만큼만 차입해야 하는 상황이라면 이 차입제약은 유효하다. 주택가격, 금리 등 경제상황에 따라 대출한도와 차입가계가 원하는 대출규모가 달라짐에 따라 이 차입제약은 유효할 수도, 유효하지 않을 수도 있다. 이렇게 그 유효성 여부가 경제상황에 따라 달라지는 제약이 간헐적으로 유효한 차입제약이다.

본 절에서는 통화정책 충격의 파급효과에 있어 이렇게 간헐적으로 유효한 차입제약이 얼마나 중요한 역할을 하는지 검증하고자 한다. 이를 위해 동일한 규모의 금리 인상 혹은 금리인하 충격 발생시 주요 거시경제변수의 변화가 대칭성을 띠는지, 이 거시경제변수들의 변화가 간헐적으로 유효한 제약을 고려하지 않는 경우 주요 거시경제변수들의 변화와는 얼마나 다른지, 그리고 차입제약의 승수는 어떤 값을 나타내는지 살펴보고자 한다.

<그림 2>는 추정된 통화정책 충격의 4 표준편차(0.0031x4)에 해당하는 일회성 금리 인상 혹은 금리인하 충격이 발생했을 때 주요 거시경제변수의 변화를 보여준다. 금리 인상 충격은 미래 소비 대비 현재 소비의 상대가격을 높



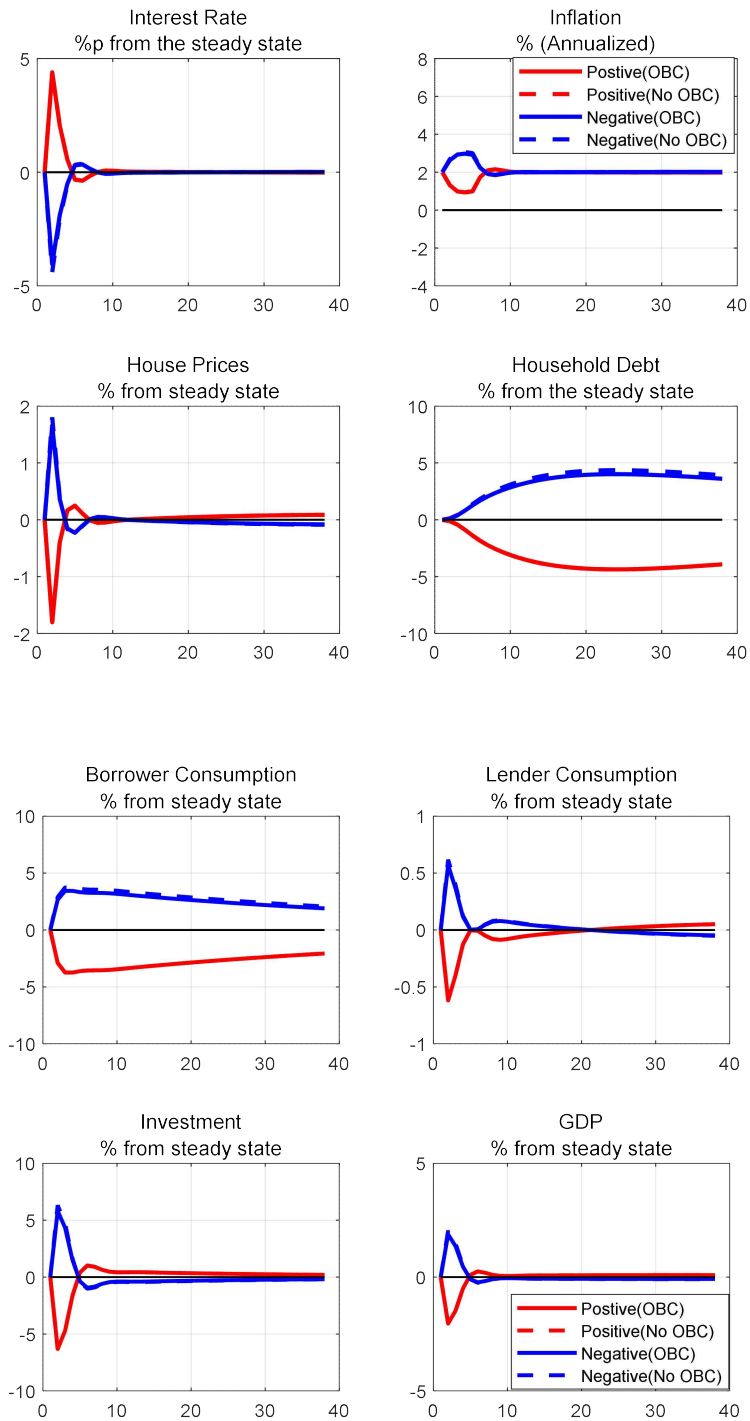
이기 때문에 가계로 하여금 현재 최종재 소비와 주택서비스 소비를 모두 줄이게 하는 대체효과가 작용하게 된다. 여기에 금리 인상으로 인해 대출에 대한 이자비용 부담이 증가하는 차입가계는 이자소득이 늘어나는 저축가계보다 현재 소비를 더 크게 줄였다. 이 때 차입가계는 주택서비스 소비보다 최종재 소비를 더 급격히 줄이는데 이는 습관과 관련이 있다. 최종재 소비와 주택서비스 소비 모두 과거 소비가 현재의 효용에 영향을 미치는데 추정된 모수에 따르면 최종재 소비보다 주택서비스 소비에 습관의 영향이 더 커서 가계가 주택서비스 소비를 최종재 소비보다 더 평탄하게 유지하려고 하기 때문이다.

차입가계의 부채는 금리 인상 충격이 발생하면서 감소하기 시작했다. 주택가격이 하락하면서 대출한도가 줄어든 영향이 큰 것으로 판단된다. 하지만 금리 인상 충격과 함께 크게 하락한 차입가계의 소비와 달리 이들의 주택자산은 점진적으로 감소하면서 차입가계의 부채 역시 오랜 기간에 걸쳐 하락세를 이어갔다. 한편 금리 인상 충격은 저축가계의 소비와 투자를 일시적으로 감소시켰다. 이렇게 모든 가계의 소비가 감소하고 투자도 줄어들면서 GDP도 일시적으로 약 2% 감소하였다.

이와 같은 금리 인상 충격의 효과를 금리인하 충격의 효과와 비교하면 주요 거시경제변수들의 변화 방향은 반대이지만 변화폭은 정확히 같아 대칭적인 양상을 보였다. 금리 인상 혹은 금리인하 충격이 발생할 때 이로 인해 주요 거시경제변수가 변화하는 과정에서 차입제약의 유효성 여부가 변화한다면 이 두 충격반응분석 결과는 비대칭적으로 나타나게 된다. 따라서 금리 인상 및 금리인하 충격의 효과가 대칭적인 양상을 나타낸다는 것은 차입제약의 유효성 여부에 변화가 없음을 의미한다.

<그림 2>에는 간헐적으로 유효한 제약을 고려하지 않는 경우(경제주체들이 차입제약이 항상 유효할 것으로 기대하는 경우) 충격반응분석 결과도 점선으로 나타내어 실선으로 나타낸 간헐적으로 유효한 제약이 존재하는 경우와 비교하였다. 하지만 이 점선이 실선과 차이가 거의 없었다. 즉, 4 표준편차에 해당하는 통화정책 충격이 서로 다른 방향으로 발생할 때 차입제약의 유효성 여부가 변화하면서 거시경제변수에 영향을 미치는 효과는 나타나지 않았다.

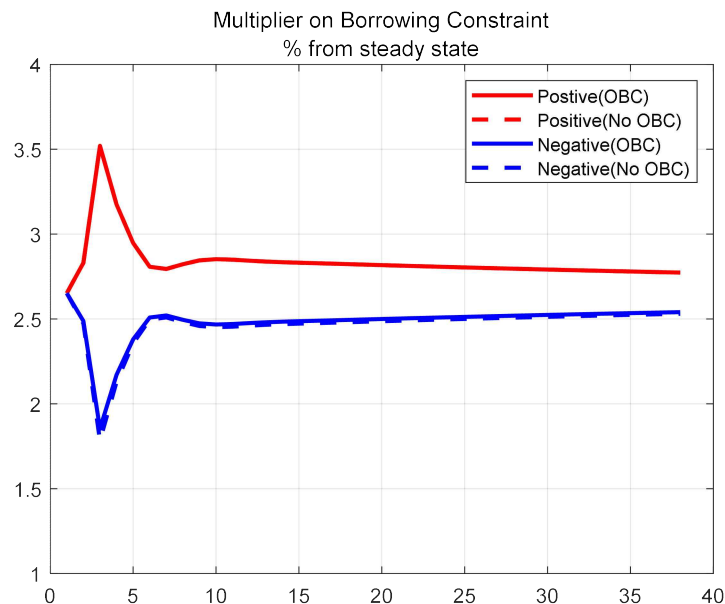
<그림 2> 대칭적 통화정책 충격의 파급효과



마지막으로 <그림 3>은 차입제약의 승수를 나타낸다. 이 승수는 차입제약이 한 단위 완화되었을 때 가계의 효용 증가분을 나타내며 차입제약이 유효하지 않은 경우 0의 값을 갖고 차입제약이 유효한 경우 양의 값을 갖는다.

균제상태에 해당하는 1기 차입제약 승수는 양의 값을 나타내어 균제상태에서 차입제약이 유효함을 알 수 있다. 금리 인상 혹은 금리인하 충격이 발생할 경우 주택가격은 변화하지만 이 승수의 값은 항상 양의 값을 나타내어 차입제약이 항상 유효함을 알 수 있다. 즉, 통화정책 충격에 따라 차입제약이 유효성 여부가 달라지는 상황은 나타나지 않았다. 이런 결과는 추정된 통화정책 충격의 표준편차를 기준으로 합리적인 범위 내에서 충격의 크기를 달리하거나 연속적인 통화정책을 고려하는 경우에도 변함이 없었다.

<그림 3> 대칭적 통화정책 충격 발생시 차입제약 승수의 변화



## 2. 통화정책 충격반응분석

본 절에서는 3장에서 추정된 모수를 바탕으로 계산된 균제상태를 기준경제로 정의하고 이 기준경제에서 크기와 연속성이 다른 통화정책(금리 인상) 충격이 발생할 때 주요 거시경제변수의 시간에 따른 변화를 분석하였다. 우선 첫 번째 충격반응분석에서는 금리 인상 폭에 따라 주요 거시경제변수가 어떻게 변화하는지 살펴보았고 두 번째 충격반응분석에서는 금리 인상 충격의 연속성 여부에 따라 주요 거시경제변수들이 어떤 영향을 받는지 분석하

였다.

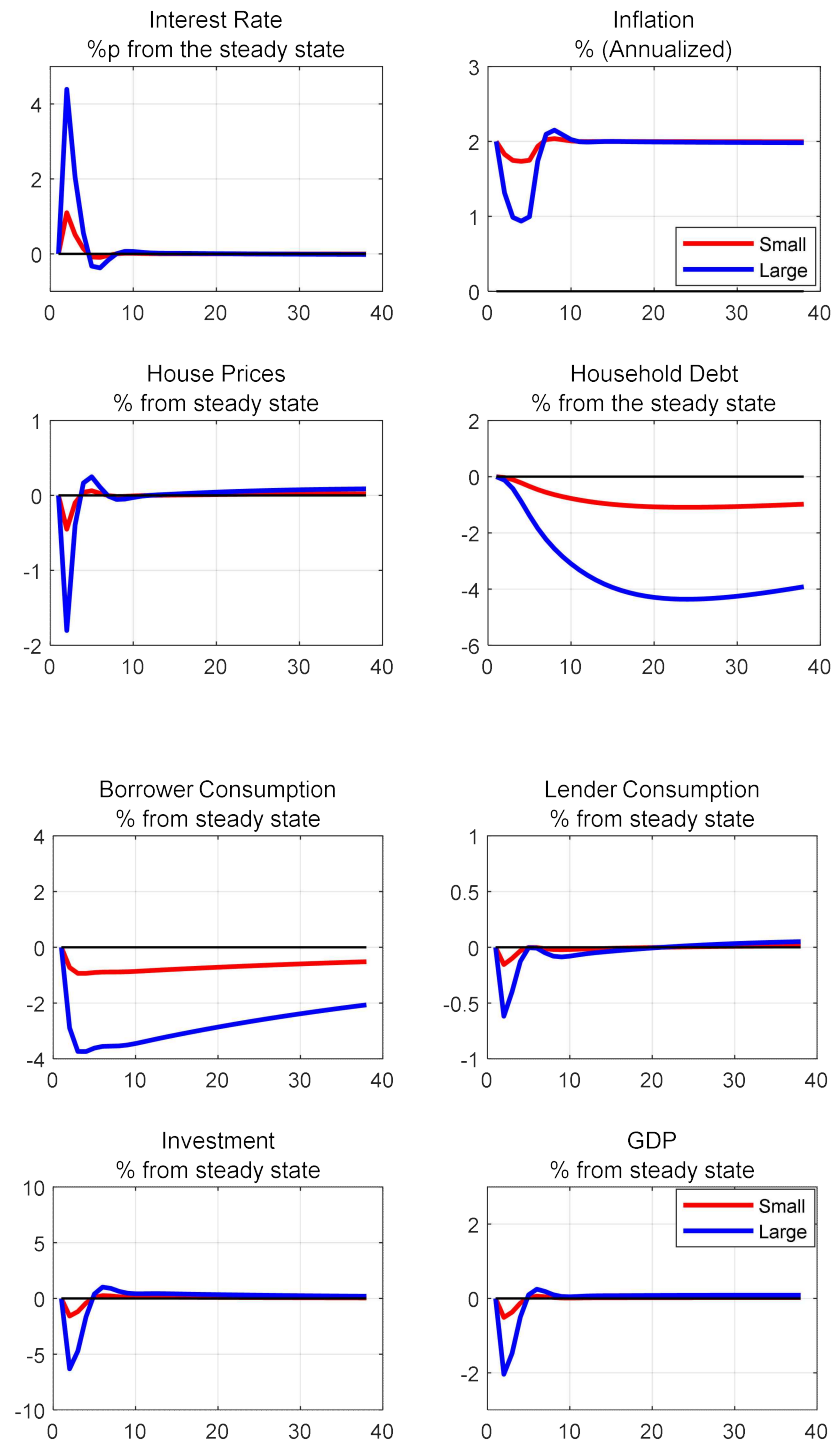
### (1) 통화정책(금리 인상) 충격의 크기에 따른 충격반응분석

본 실험에서는 통화정책 당국의 금리 인상폭이 달라질 때 주요 거시경제 변수의 반응이 어떻게 달라지는지 살펴보았다. 이를 위해 추정된 통화정책 충격의 1 표준편차(0.0031)와 4 표준편차( $0.0031 \times 4$ )에 해당하는 충격이 각각 발생했을 때 주요 거시경제변수의 반응을 계산하고 결과를 <그림 4>에 나타내었다. 이 때 금리 인상은 일회성 충격이며 이후 명목금리의 변화는 테일러 준칙에 따라 전기 명목금리, 인플레이션갭, GDP갭의 함수로 결정된다.

금리 인상 충격이 발생하면 저축가계와 차입가계 모두 미래 소비에 비해 상대적으로 비싸진 현재 소비를 줄인다. 특히 이런 효과는 차입가계의 경우 더 강하게 나타나는데 이는 차입가계는 금리 인상으로 대출에 대한 이자비용 부담이 높아지는 반면 저축가계는 이자소득이 늘어나기 때문이다. 가계의 현재 소비 중에서는 주택서비스 소비보다 최종재 소비의 감소가 두드러지는데 이는 습관의 영향 때문이다. 추정된 모수에 따르면 최종재 소비보다 주택서비스 소비에 습관의 영향이 더 강하게 작용하므로 가계는 최종재 소비를 즉각적으로 더 많이 조정한다. 하지만 주택 구매 수요도 줄어들면서 주택가격도 일시적으로 하락한다. 전반적인 소비 감소에 금리 상승으로 인한 투자 감소가 더해져 단기적으로 인플레이션은 낮아지고 GDP도 감소한다.

추정된 통화정책 충격의 1 표준편차 만큼 금리 인상이 단행될 때 명목금리는 즉각적으로 1.10%p 상승하는데 이로 인해 전년동기대비 인플레이션은 목표치인 연간 2%에서 벗어나 1.83%로 하락하였다. 저축가계의 소비는 즉각적으로 0.14% 하락하지만 이후 빠른 속도로 회복되는 반면 차입가계의 소비 감소폭은 3분기 후 균제상태 대비 최대 0.93% 하락하고 이후 점진적으로 회복되었다. 한편 금리 인상 충격은 주택구매 수요를 감소시켜 주택가격이 즉각적으로 0.45% 하락하였다.

<그림 4> 통화정책 충격의 크기에 따른 충격반응 분석 결과



주택가격이 하락함에 따라 차입가계의 디레버리징(부채 감축)이 진행되었다. 차입가계의 부채는 금리 인상 충격 발생 3년 간 빠른 속도로 감소하여 충격 발생 3년 후에는 균제상태 대비 0.92% 낮은 수준에 이르렀다. 한편

1.10%p의 금리 인상 충격은 일시적으로 투자와 GDP를 1.58%와 0.51%만큼 감소시키지만 이후 빠르게 균제상태 수준을 회복하는 것으로 나타났다. 이런 금리 인상 충격이 각 거시경제변수의 증감폭에 미치는 영향은 금리 인상 충격의 크기에 비례하였다. 즉, 매 기 주택가격, 소비, 가계부채, 투자, GDP 등 주요 거시경제변수의 균제상태 대비 변화율은 일회성 통화정책 충격의 크기가 증가하는 만큼 커졌다. 하지만 정책 효과가 과급되는 속도나 지속 기간에 있어서는 두 실험의 경우 큰 차이가 없었다.

## (2) 통화정책(금리충격) 충격의 연속성에 따른 충격반응분석

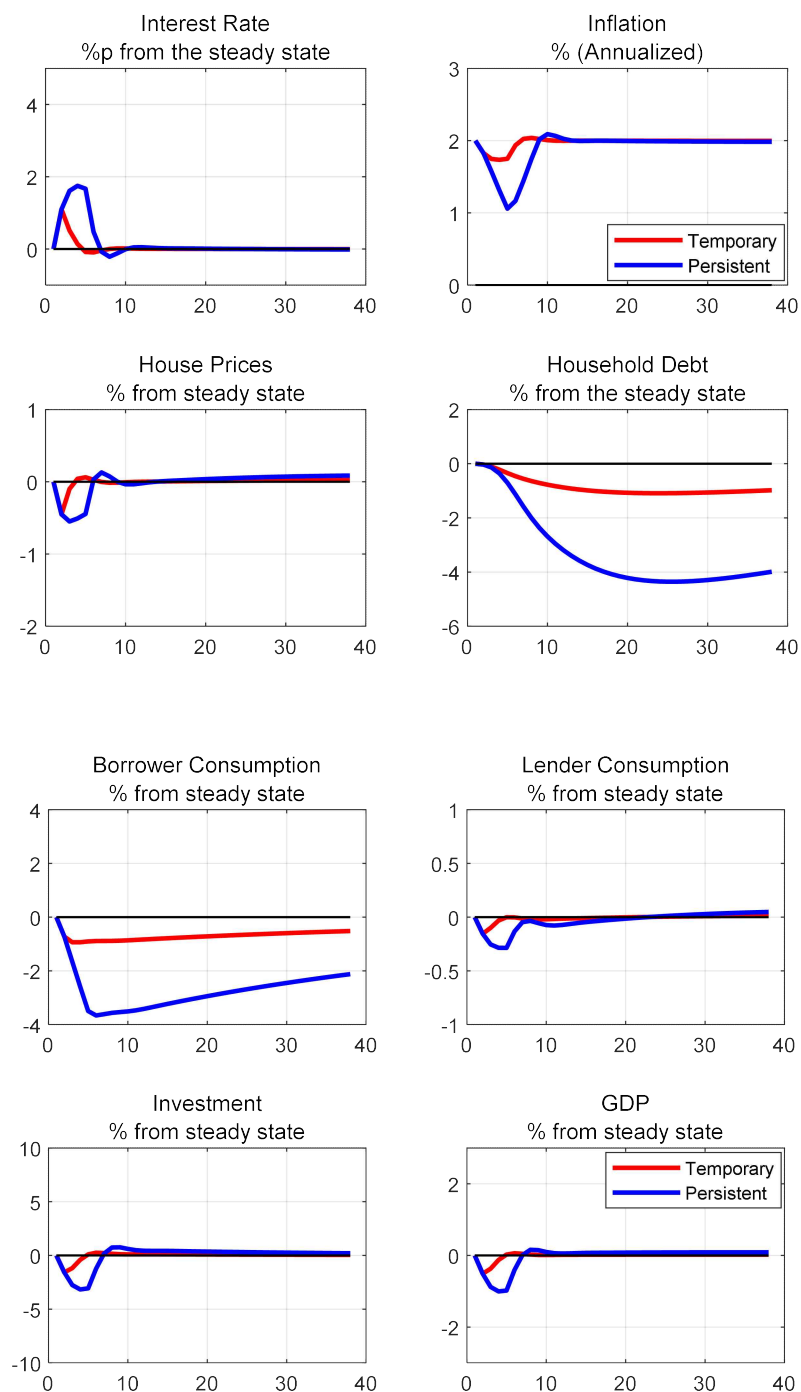
본 실험에서는 통화정책 당국의 금리 인상의 연속성 여부에 따른 주요 거시경제변수의 변화를 분석하였다. 이를 위해 추정된 통화정책 충격의 1 표준편차(0.0031)에 해당하는 금리 인상 충격이 일회성으로 발생할 때와 동일한 충격(0.0031)이 4분기 간 연속적으로 발생하는 경우 충격반응분석을 시행하고 그 결과를 <그림 5>에 나타내었다.

금리 인상 충격이 연속적으로 발생할 때 주요 거시경제변수는 일회성 충격의 경우보다 그 변화폭이 클 뿐만 아니라 정책의 효과가 더 오래 지속되었다. 우선 명목금리는 일회성 충격의 경우 1.10%p 만큼 즉각적으로 상승했지만 동일한 충격이 4회 연속 발생한 경우에는 세 번째 충격이 발생할 때까지 1.75%p 상승한 이후 하락하였다. 이는 첫 번째 통화정책 충격 발생 후 인플레이션갭과 GDP갭이 크게 하락했기 때문이다. 새로운 통화정책 충격이 발생하더라도 테일러 준칙에 따라 결정되는 명목금리는 반드시 통화정책 충격의 크기만큼 상승하지는 않는다.

금리 인상 충격이 연속적으로 발생할 때 차입가계의 소비는 5분기 후 균제상태 대비 3.66%까지 하락한 이후 회복하기 시작했다. 일회성 통화정책 충격의 경우에 비해 최대 소비 하락폭은 3.9배에 이르고 하락 기간도 길었다. 차입가계는 주택서비스 소비도 줄이지만 습관의 영향이 더 약한 최종재 소비를 더 급격히 감소시키므로 이들의 보유주택 규모는 점진적으로 감소한다. 저축가계의 소비는 차입가계와 비교할 때 일회성 충격과 연속적 통화정책 충격의 경우 하락폭도 작고 하락 기간도 짧았다. 일회성 통화정책 충격의 경

우 저축가계의 소비는 즉각적으로 0.14% 하락한 후 회복이 시작되었는데 연속적으로 통화정책 충격이 발생할 때 저축가계의 소비는 3분기 후 균제상태 대비 0.23%까지 하락한 후 빠른 속도로 회복세를 이어갔다.

〈그림 5〉 통화정책 충격의 연속성에 따른 충격반응 분석 결과



한편 연속적인 금리 인상 충격은 주택가격을 1년 간 균제상태보다 낮은 수준에 머물게 하였다. 이로 인해 LTV 기준에 따른 주택의 담보인정가치가 하락하면서 차입가계의 디레버리징이 진행되었다. 첫 금리 인상 충격 발생 3년 후 차입가계의 부채는 균제상태보다 3.40% 낮았다. 일회성 금리 인상 충격의 경우 차입가계의 부채가 충격 발생 3년 후 균제상태보다 0.92% 낮았던 것과 비교하면 연속적 통화정책 충격으로 인해 차입가계의 디레버리징이 매우 가파른 것을 알 수 있다.

투자와 GDP의 최대 하락폭은 연속적 통화정책 충격 발생시 일회성 충격의 경우보다 두 배 더 컸다. 연속적 통화정책 충격으로 인해 투자와 GDP는 균제상태 대비 각각 최대 3.16%와 1.00% 만큼 하락하였다. 통화정책 충격이 연속적으로 발생하면서 투자와 GDP가 균제상태보다 더 낮은 수준을 나타낸 기간도 일회성 충격의 경우보다 2분기 더 길었다.

앞서 분석한 4 표준편차에 해당하는 금리 인상 충격이 일회성으로 발생한 경우와 1 표준편차의 충격이 4분기에 걸쳐 발생하는 경우를 비교하면 첫 번째 충격 발생 3년 후부터는 주요 거시경제변수들의 움직임이 거의 비슷하였다. 하지만 4 표준편차에 해당하는 일회성 충격이 경제에 발생할 때 1 표준편차의 충격이 4분기 연속 발생할 때보다 일시적이거나 더 심각한 경기침체가 도래했다.

### 3. 통화정책의 파급효과에 영향을 미치는 요인

본 절에서는 통화정책 충격의 효과가 파급되는 과정에서 차입가계의 주택 담보대출 규모와 차입제약의 여러 특징들이 정량적으로 얼마나 중요한 역할을 담당하는지 살펴보았다. 이를 위해 부채 수준, LTV 규제, 대출한도 조정 속도를 기준경제와 달리하여 통화정책 충격의 파급효과를 비교하였다. 본 절에서는 추정된 통화정책 충격의 1 표준편차(0.0031)에 해당하는 일회성 충격이 발생한 경우와 1 표준편차의 통화정책 충격이 4분기 연속 발생하는 경우에 대해 각각 충격반응분석을 시행하였다.



## (1) 부채 수준별 통화정책 충격반응분석

경제 내 부채 수준에 따라 금리 인상의 효과가 주택수요나 가계부채, 그리고 소비에 미치는 영향은 달라질 수 있다. 금리 인상 충격이 발생할 경우 미래 소비 대비 현재 소비의 상대가격이 증가하여 대체효과가 작용하므로 가계는 현재 최종재 소비와 주택서비스 소비를 줄인다. 이로 인해 인플레이션이 하락하고 주택가격도 즉각적으로 하락한다. 이 때 차입가계는 주택담보대출의 이자비용 부담이 증가하므로 오히려 이자소득이 증가하는 저축가계에 비해 소비를 더 크게 줄인다. 금리 상승을 둘러싸고 이렇게 차입가계와 저축가계가 정반대의 영향을 받게 되는 경로는 부채 수준이 높을수록 더 두드러져 동일한 금리 인상이라도 차입가계의 소비가 더 큰 폭으로 감소하는 반면 저축가계의 소비는 더 높게 유지될 수 있다. 부채 수준이 높은 경제일수록 차입가계의 주택 수요가 더 크게 감소하므로 주택가격 역시 부채 수준이 높을수록 하락폭이 더 커질 수 있다.

이런 효과를 검증하기 위해 베이지안 방법을 통해 추정된 모수를 기반으로 하는 기준경제에서 다른 모수는 불변인 채로 차입가계의 시간할인인자( $\beta^b$ )만을 달리하여 동일한 충격반응분석을 시행하였다. 모형에서 저축가계와 차입가계 간 시간할인인자의 차이가 차입가계가 저축가계로부터 차입을 하는 주요 원인이기 때문이다. 기준경제에서  $\beta^b = 0.9878$ 이고 새롭게 시행된 충격반응분석에서 사용된  $\beta^b$ 의 값은 추정된  $\beta^b$  사후분포에서 각각 5%와 95%에 해당하는  $\beta^b = 0.9795$ 와  $\beta^b = 0.9912$ 이다.

〈표 3〉 차입가계의 시간할인인자별 균제상태의 특징

시간할인인자	$\beta^b = 0.9878$ (기준경제)	$\beta^b = 0.9912$	$\beta^b = 0.9795$
GDP 대비 총부채 (기준경제 = 1)	1.00	1.05	0.88
총주택 중 차입가계의 보유 비중	1.62%	1.70%	1.44%
주택의 상대가격 (기준경제 = 1)	1.00	1.01	0.98

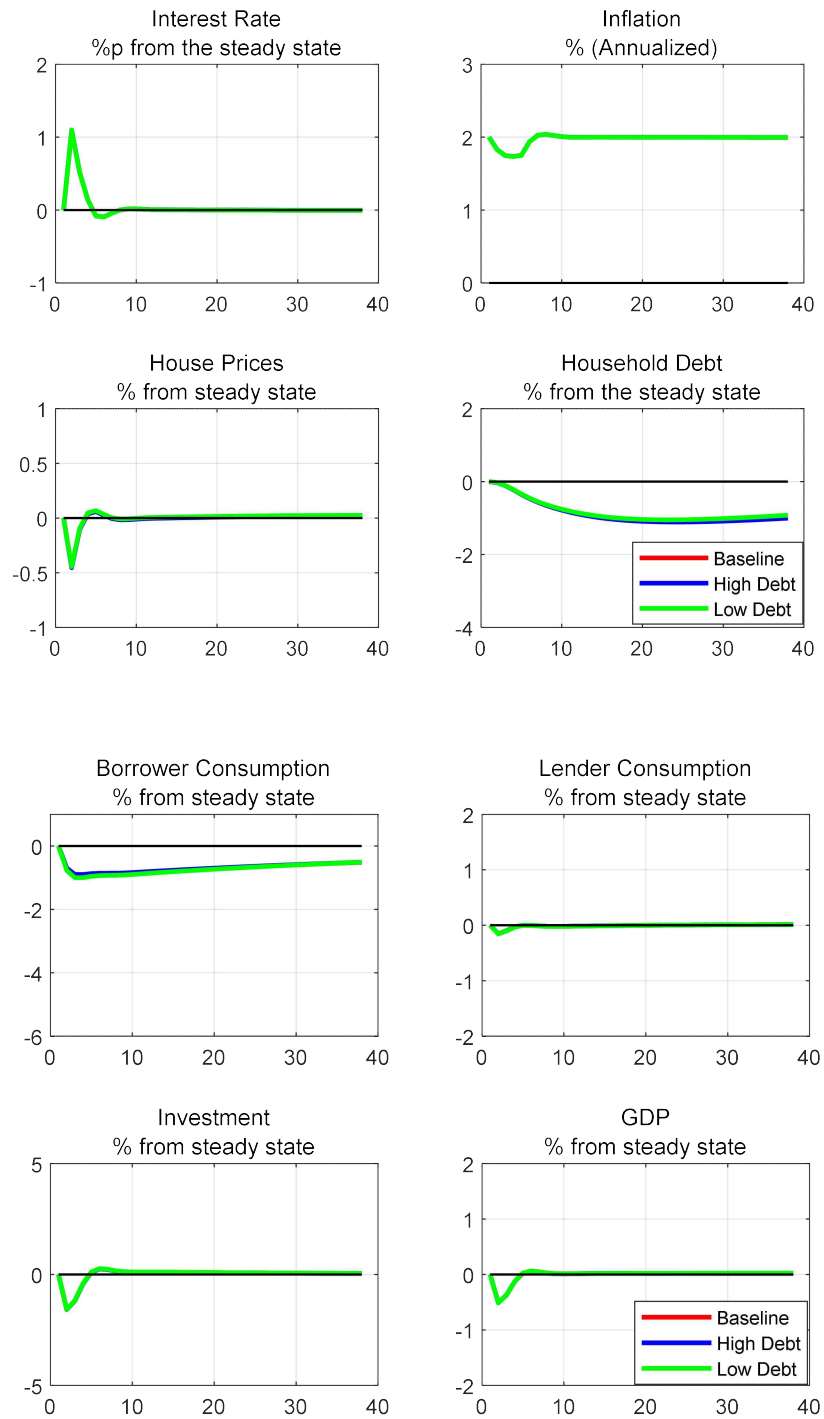
$\beta$ 의 값이 작을수록 차입가계는 미래의 효용보다 현재의 효용에 더 큰 가치를 부여하므로 현재 소비를 늘린다. 이 때 주택서비스보다는 최종재 소비를 중심으로 현재 소비를 증가시킨다. 주택은 내구재이기 때문에 보유주택으로부터 일정한 주택서비스를 매 기 누리게 되며 이 가치가 현재 주택가격에 반영된다. 현재 효용에 더 큰 가중치를 부여하는 차입가계는 미래 주택서비스의 가치를 상대적으로 낮게 평가하므로 이를 포함하는 주택 구매를 늘리기보다는 당기 효용에만 영향을 미치는 최종재 소비를 더 크게 늘린다. 따라서 차입가계의 주택에 대한 수요는 최종재 대비 하락하므로 기준경제 대비 주택가격은 낮아진다. 차입가계의 현재소비가 주택서비스보다 최종재 소비로 더 기울면서 차입가계의 주택담보대출 규모와 총주택 중 차입가계 보유주택 비중 둘 다 기준경제보다 낮아진다.

<표 3>에서 보듯이  $\beta = 0.9795$ 일 때 주택의 상대가격과 GDP 대비 총부채 비율은 기준경제보다 각각 2%, 12% 낮다. 총주택 중 차입가계의 보유비중도 1.44%로 기준경제의 1.62%보다 작다. 반대로  $\beta = 0.9912$ 인 경우 주택가격은 기준경제 대비 1% 높은 수준을 나타내고 GDP 대비 총부채의 규모도 기준경제보다 5% 높다. 이 때 총주택 중 차입가계의 보유 비중 역시 1.70%로 기준경제보다 0.08%p 높다.

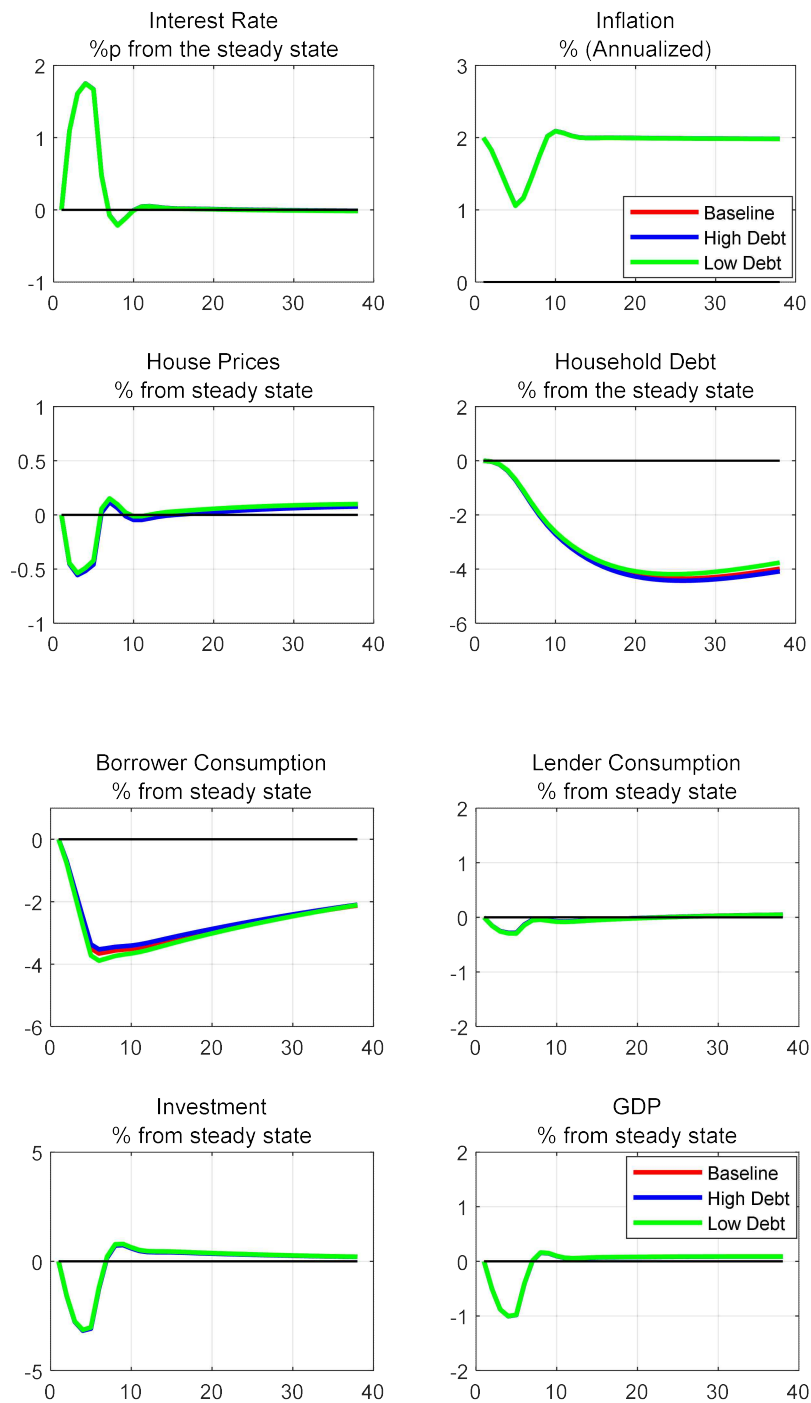
<그림 6>에 제시된 일회성 금리 인상에 대한 충격반응분석 결과에 따르면 부채 수준이 높을수록( $\beta$ 의 값이 클수록) 차입가계의 소비 하락폭이 더 크고 저축가계의 소비 하락폭이 더 작은 양상이 나타났다. 이는 부채 규모가 클수록 금리 인상 충격으로 인하여 차입가계의 이자비용 부담 증가폭이 커지는 반면 저축가계는 이자소득이 크게 늘어나기 때문이다. 이와 더불어 부채 수준이 높을수록 금리 인상과 함께 차입가계의 주택구매 수요도 더 크게 줄어들면서 주택가격도 더 많이 하락했다.

금리 인상 충격으로 주택가격이 하락하면서 차입가계의 부채가 빠른 속도로 축소되었다. 이런 디레버리징 규모는 부채 수준이 높을수록 크게 나타났다. 하지만 부채 수준에 따른 이런 차이는 정량적으로 미미했다. 추정된 통화정책 충격의 1 표준편차에 해당하는 금리 인상 충격이 발생했을 때 주요 거시경제변수들의 변화는 부채 수준에 따라 눈에 띄는 차이를 나타내지 않았다.

<그림 6> 부채 수준별 통화정책 충격의 파급효과: 일회성 금리 인상



<그림 7> 부채 수준별 통화정책 충격의 파급효과: 연속적 금리 인상



<그림 7>에서는 추정된 통화정책 충격의 1 표준편차에 해당하는 금리 인상 충격이 4분기 연속 나타나는 경우 부채 수준에 따른 주요 거시경제변수의 반응을 보여준다. 이렇게 연속적인 통화정책 충격의 경우 부채 수준에 따

라 가계부채와 차입가계의 소비에 소폭 차이를 나타내지만 인플레이션이나 GDP의 차이는 거의 없었다. 한 가지 가능성은 부채규모에 따른 통화정책의 파급효과 차이가 비선형성을 나타내는 경우 현재보다 부채 규모의 차이가 더 클 때 금리 인상의 효과가 인플레이션이나 GDP에 미치는 효과가 더 클 수 있다. 실제로 LTV 규제별 통화정책 파급효과 분석시 LTV 부채 규모의 차이는 차입가계의 시간할인인자에 바탕을 둔 현재의 실험에서보다 더 크게 벌어지는데 이 경우 통화정책의 파급효과가 상당히 다르게 나타났다.

## (2) LTV 규제별 통화정책 파급효과 분석

본 연구에서 금융당국 가계대출에 대한 규제는 주택담보대출에 대한 LTV 규제로 대표된다. 이런 LTV 기준이 높을수록 대출시 주택가치의 더 높은 비율을 담보로 인정받을 수 있어 가계의 주택담보대출 규모가 커진다. 하지만 LTV 기준이 높을수록 반드시 차입가계가 더 많이 주택자산을 보유할 수 있는 것은 아니다. 이런 효과를 점검하기 위해 본 절에서는 기준경제에서 0.7로 설정한 LTV 기준 이외에 Guerrieri and Iacoviello(2017)에서와 같이 LTV 기준이 0.9인 경우와 2017년 이후 정부의 대출규제를 반영하도록 LTV 기준이 0.4인 경우에 대해 균제상태를 계산하여 비교하였다.

〈표 4〉 LTV규제별 균제상태의 특징

LTV	$\kappa = 0.7$ (기준경제)	$\kappa = 0.9$	$\kappa = 0.4$
GDP 대비 총부채 (기준경제 = 1)	1.00	1.14	0.71
총주택 중 차입가계의 보유 비중	1.62%	1.42%	2.03%
주택의 상대가격 (기준경제 = 1)	1.00	1.02	0.97

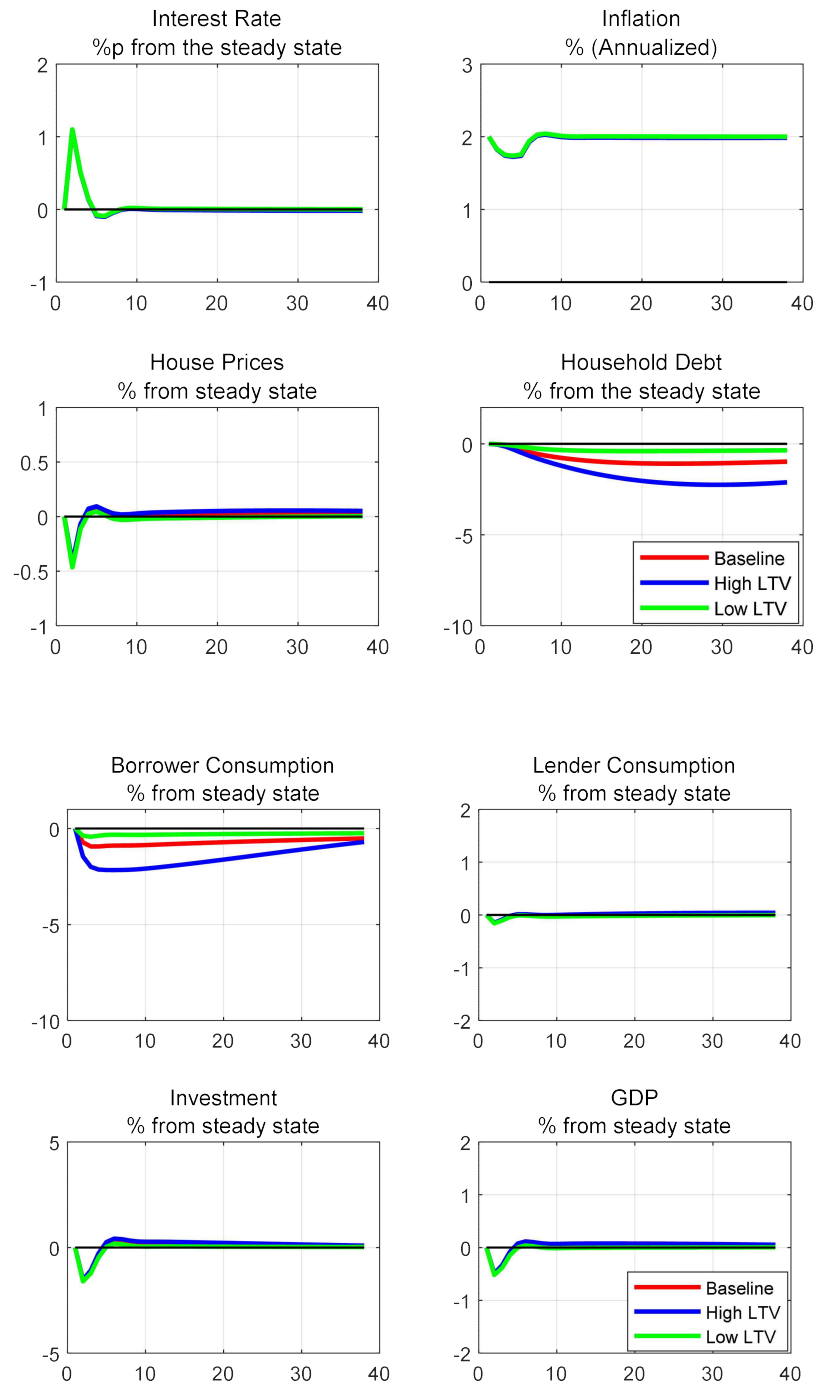
〈표 4〉에 따르면 LTV 기준이 높을수록 차입가계는 더 많은 대출을 이용하여 주택을 구매하므로 GDP 대비 총부채 비율이 높다. LTV 규제가 0.9로 기준경제보다 느슨할 경우 균제상태에서 GDP 대비 총부채 비율은 기준경제 대비 14% 높은 반면 LTV 기준이 0.4일 경우 이 비율은 기준경제보다 29%

낮았다. 하지만 차입가계가 더 많은 대출을 활용할 수 있다는 것이 반드시 차입가계의 보유주택 규모를 늘리는 것은 아니다. LTV 기준이 느슨할 때 차입가계의 주택 수요가 늘어나 주택의 상대가격이 기준경제보다 2% 높은 데다 대출규모가 커 이자비용부담도 높기 때문에 총주택 중 차입가계가 보유하는 주택의 비중은 기준경제에서의 1.62%보다 낮은 1.42%를 나타내었다. 즉, LTV 기준의 강화 혹은 완화는 균제상태에서 차입가계의 부채와 보유주택 규모에 상반된 영향을 미쳤다. 이런 양상은 앞서 차입가계의 시간할인인자가 부채규모와 보유주택 규모에 동일한 영향을 미치는 것과 대조된다. 이런 차이와 더불어 LTV 기준별로 균제상태의 부채수준이 기준경제보다 더 크게 달라지면서 금리 인상 충격이 주요 거시경제변수에 미치는 영향에도 정량적으로 큰 차이를 야기하는 것으로 나타났다.

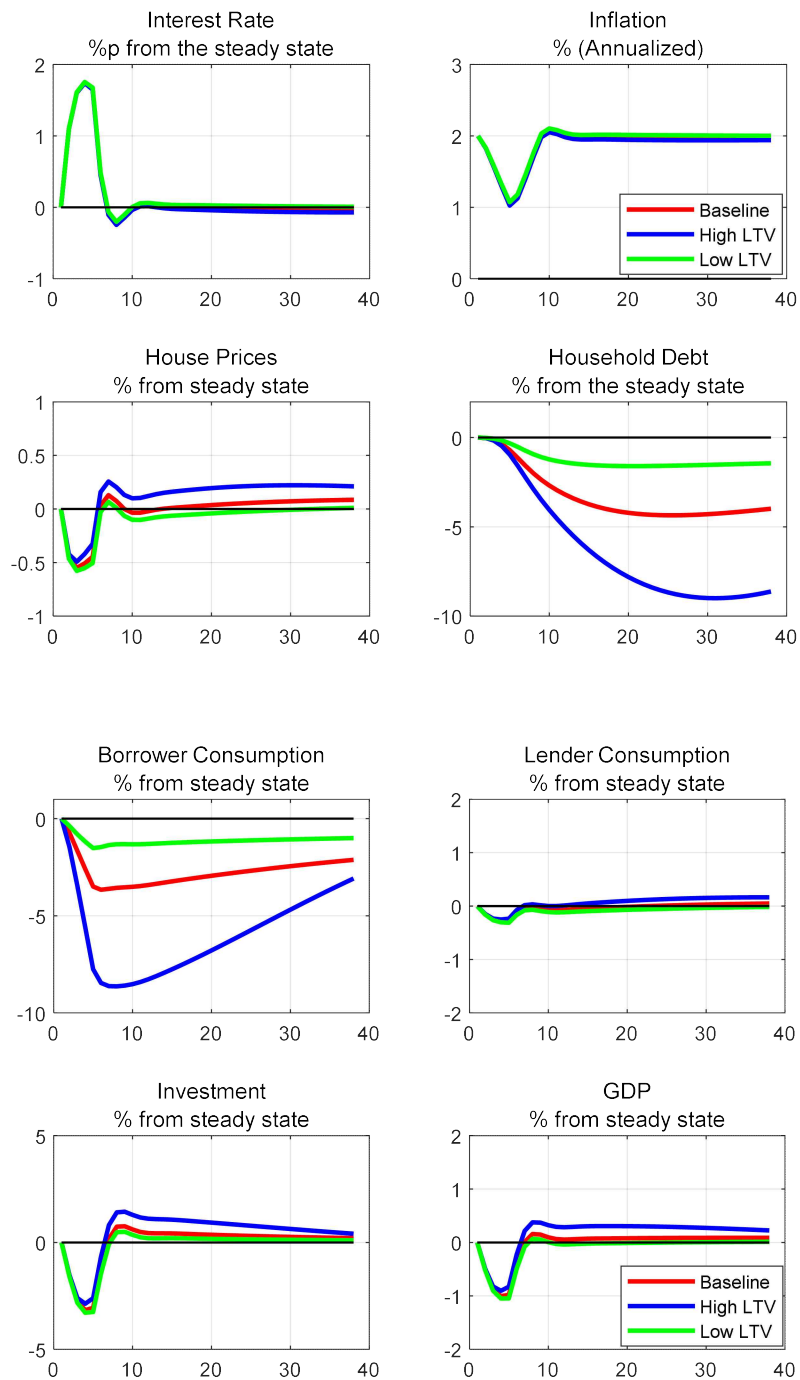
<그림 8>은 LTV가 0.7로 설정된 기준경제와 LTV 기준이 0.9와 0.4로 각각 달라진 경제에서 일회성 금리 인상 충격에 대한 주요 거시경제변수의 반응을 보여준다. LTV 규제가 느슨할수록, 즉 LTV 기준이 높을수록 차입가계는 균제상태에서의 차입규모가 컸다. 따라서 금리 인상 충격 발생시 이자비용 부담이 상승하는 정도가 LTV 기준이 강할 때에 비해 더 크다. 따라서 LTV 규제가 더 느슨할수록 금리 인상 충격으로 인한 차입가계의 소비 하락폭은 더 컸다. 하지만 LTV 규제가 느슨할수록 균제상태에서 보유주택 규모는 더 작으므로 주택서비스 소비의 한계효용이 더 커 주택에 대한 수요 감소폭이 더 작다. 이에 따라 주택의 상대가격도 LTV 규제가 느슨할수록 하락폭이 작았다. 반대로 LTV 규제가 강할 경우 금리 인상 충격 발생시 차입가계의 소비 하락폭은 작지만 주택가격 하락폭은 크게 나타났다.

한편 저축가계는 경제 내 부채 비율이 높을수록 금리 인상 충격으로 인한 이자소득 증가분이 커져 LTV 기준이 높을수록 일시적인 소비와 투자의 하락폭은 작아졌다. 이로 인해 일시적인 GDP 하락폭도 LTV 기준이 높을수록 작았다. 하지만 이런 일시적 경기침체의 정도는 LTV 기준에 따라 정량적으로 크게 다르지 않았다. 하지만 LTV 기준이 느슨할수록 경기회복 속도는 더 빠르는데 LTV 규제 정도에 따라 이 차이가 정량적으로 유의미하게 나타났다.

<그림 8> LTV 규제별 통화정책 충격의 파급효과: 일회성 금리 인상



〈그림 9〉 LTV 규제별 통화정책 충격의 파급효과: 연속적 금리 인상



〈그림 9〉는 연속적 통화정책 충격 발생시 주요 거시경제변수들의 반응을 보여준다. LTV 규제별 통화정책 충격의 파급효과 차이는 금리 인상 충격의 연속성 여부와 관계없이 정성적으로 동일하였다. 하지만 정량적으로는 금리 인상 충격이 연속적으로 발생할 때 서로 다른 LTV 규제가 적용되는 경우 주



요 거시경제변수의 변화폭이 뚜렷하게 대비되었다. 금리 인상 충격이 연속적으로 나타날 때 부채 수준이 높을수록 차입가계의 이자비용 부담과 저축가계의 이자소득이 더 크게 증가하므로 LTV 기준에 따른 차입가계와 저축가계의 소비 감소폭의 차이도 더 뚜렷했다. LTV 기준이 느슨할수록 연속적 금리 인상 충격으로 차입가계의 소비가 더 크게 감소하면서 주택서비스 소비의 한계효용이 높은 이들이 LTV 기준이 강할 때에 비해 주택 수요 감소폭이 더 작은 것도 두드러진다. 따라서 LTV 기준에 따른 주택가격 하락폭의 차이도 연속적 금리 인상 충격의 경우 일회성 금리 인상의 경우보다 더 컸다.

일시적 경기침체 이후 경기회복 구간에서 LTV 기준이 높을수록 경기회복 속도가 빨랐다. 특히 차입가계의 소비가 더 가파른 속도로 회복되었는데 이는 LTV 기준이 높을 때 주택가격 반등으로 인한 대출한도의 절대적 증가폭도 크기 때문으로 판단된다.

### (3) 대출한도 조정 속도별 통화정책 파급효과 분석

본 연구에서 사용된 모형에서 차입가계의 대출한도는 LTV 기준에 따라 즉각적으로 결정되는 것이 아니라 기존의 대출과 LTV 기준에 따른 대출 상환의 가중 평균으로 정해진다. 이로 인해 LTV 규제 변화나 주택가격의 변동 등 정책이나 경제 상황이 변화할 때 이런 변화가 가계의 차입제약에 충분히 반영될 때까지 시차가 존재한다. 차입가계의 대출한도 결정에 있어 기존 대출에 부여하는 가중치인 모수  $\mu_d$ 의 추정치는 0.7398다. 이 모수 값이 작아질수록 차입가계의 대출한도는 경제상황에 따라 더 신속하게 조정된다. 대출한도 조정 속도로 인한 충격반응분석 결과의 변화를 점검하기 위해 본 연구에서는  $\mu_d$ 의 추정치보다 0.2만큼 높거나 낮은 값을  $\mu_d$ 로 설정하고 통화정책 충격반응분석을 추가적으로 시행하였다.

<표 5>에 따르면 균제상태에서는 대출한도 조정속도가 빠를수록 경제 내 부채규모가 증가하고 차입가계의 주택 보유 비중은 줄어드는 한편 주택가격은 상승하는 경향이 있다. 모형에서 지난 기 대출한도는 인플레이션으로 그 실질가치가 하락한 만큼 현재 대출한도를 감소시키는 효과가 있는데 균제상태에서 인플레이션은 연간 2%로 유지된다. 대출한도 조정속도가 빠르면 이

렇게 지난 기 대출한도가 인플레이션으로 인해 현재 대출한도를 감소시키는 효과가 줄어들게 되어 균제상태에서의 대출한도는 높아진다. 대출한도가 높으면 부채를 활용한 주택 구매 수요가 높아 주택의 상대가격이 높아지는데, 부채가 많아 이자비용 부담도 가중되므로 대출한도 조정속도가 빠를수록 차입가계의 주택보유 비중은 낮아진다. 하지만 이런 경로가 대출한도 조정속도에 따라 균제상태에의 대출 규모나 차입가계의 주택 보유 비중, 그리고 주택 가격에 정량적으로 큰 차이를 야기하진 않았다.

〈표 5〉 대출한도 조정속도별 균제상태의 특징

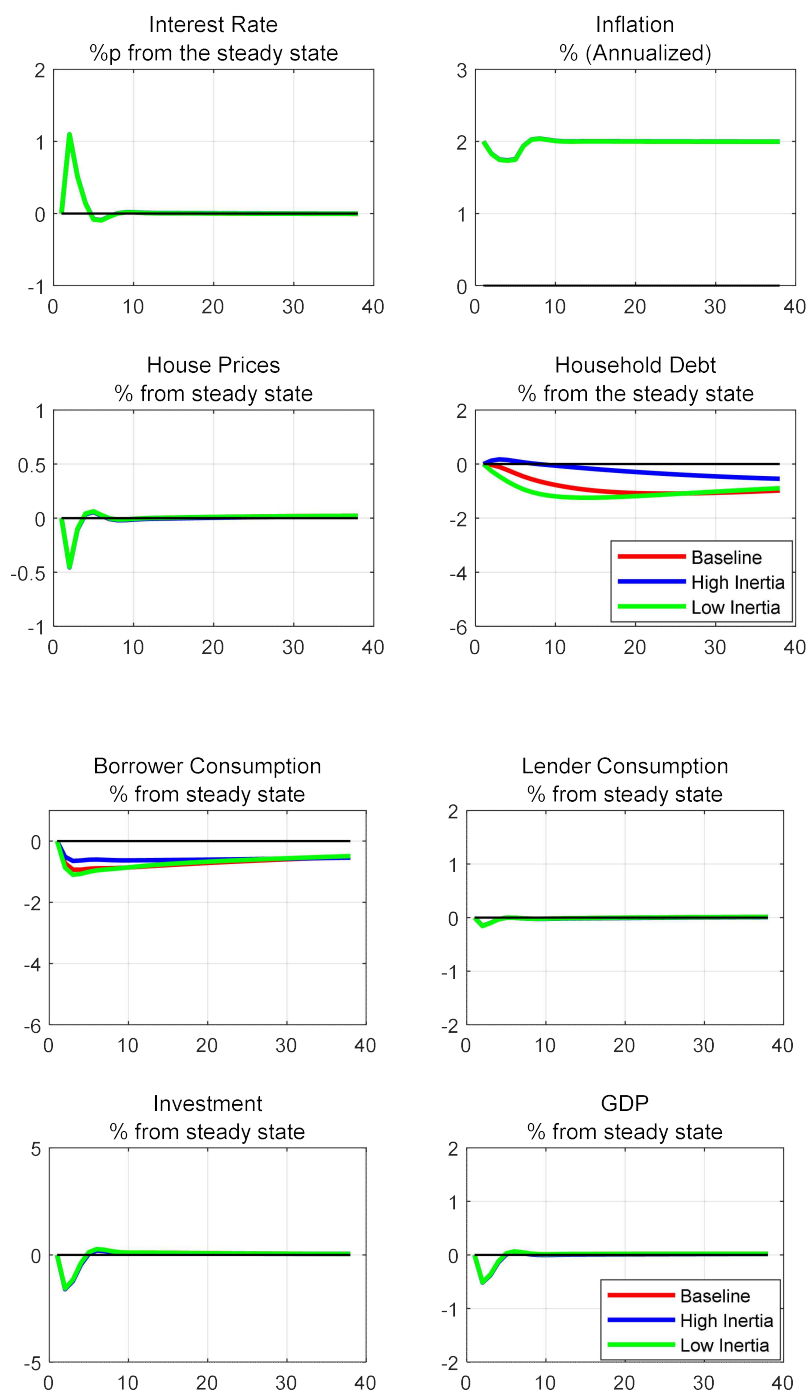
대출한도 조정속도	$\mu_d = 0.7398$ (기준경제)	$\mu_d = 0.9398$	$\mu_d = 0.5398$
GDP 대비 총부채 (기준경제 = 1)	1.00	0.94	1.01
총주택 중 차입가계의 보유 비중	1.62%	1.63%	1.62%
주택의 상대가격 (기준경제 = 1)	1.00	0.99	1.00

차입가계의 대출한도가 더 빠르게 혹은 더 느리게 조정될 때 통화정책의 파급효과가 어떻게 달라지는지는 〈그림 10〉의 충격반응분석 결과를 통해 살펴볼 수 있다.<sup>3)</sup> 대출한도가 더 빠르게 조정될수록 가계는 금리 인상 충격으로 주택가격이 하락할 때 대출상환이 더 빠르게 하향조정된다. 기준경제에서는 금리 인상 충격으로 주택가격이 하락하면서 차입가계의 디레버리징이 즉각 시작되었지만 대출한도가 더 느리게 조정되는 경우 차입가계는 주택가격의 하락에도 불구하고 이 영향이 대출한도에 충분히 반영되기 전 일시적으로 대출을 늘리는 행태를 보였다. 이로 인해 차입가계의 소비 하락폭은 대출한도가 빠르게 조정되는 경우에 비해 더 작았다. 〈그림 11〉에서 보듯이 대출한도 조정속도에 따른 차입가계의 소비 하락폭의 차이는 금리 인상이 연속

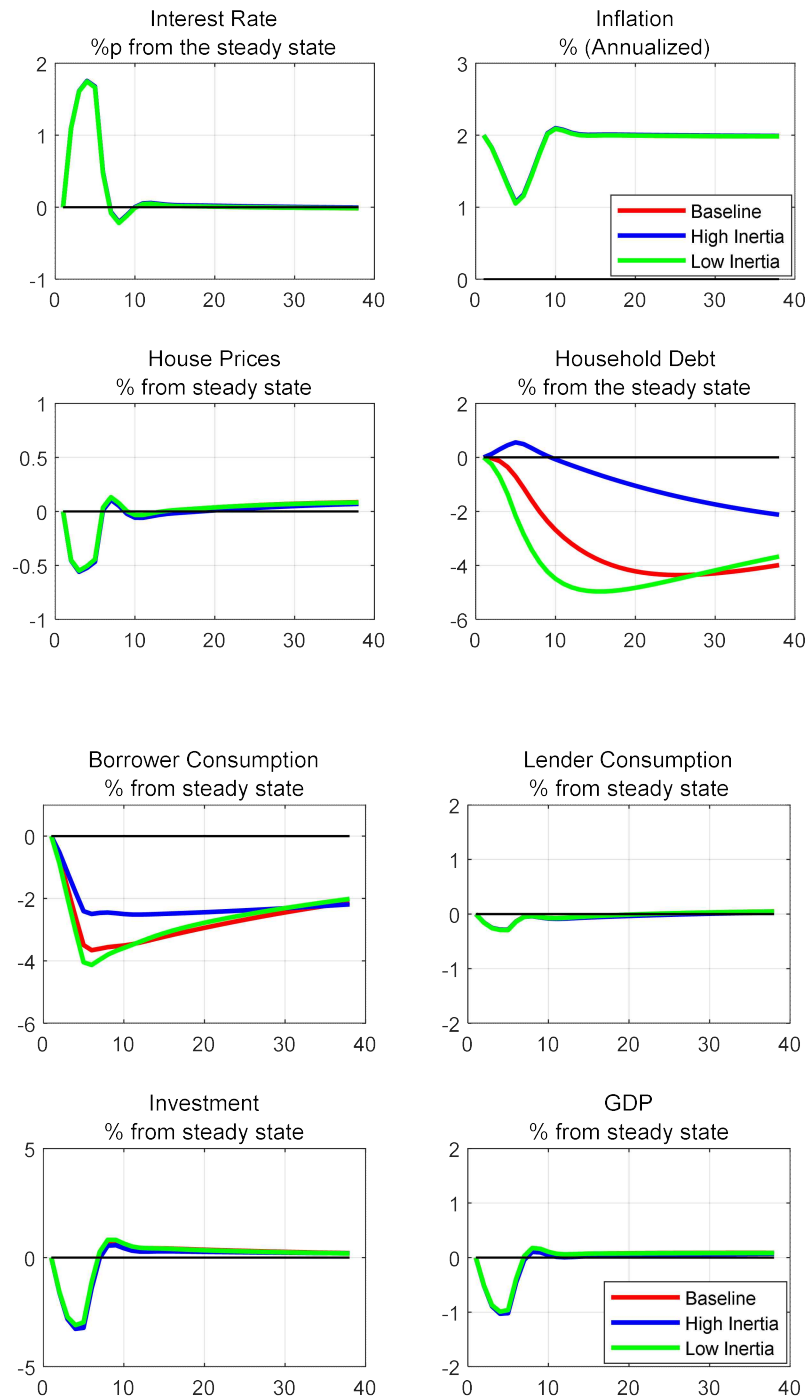
3) 추명삼·라서영(2022)에 따르면 2022년 8월 신규 취급액 기준 전체 가계대출과 주택담보대출의 변동금리 비중은 각각 75.6%, 45.7%다. 통화정책 당국이 금리를 인상할 때 기존 대출보다 신규 대출부터 그 효과가 나타나므로 전체 가계대출에 그 효과가 미치기까지는 상당한 시차가 존재한다. 하지만 대출 중 변동금리 비중이 높다면 기존대출에도 금리 인상의 효과가 미치게 된다. 본 연구에서 대출한도 조정 속도가 대출 중 변동금리 비중을 의미하는 것은 아니지만 대출한도 조정속도가 높을수록 금융규제 변화 통화정책 등으로 인한 경제 상황 변화가 가계의 차입 관련 의사 결정에 더 빠르게 영향을 미칠 수 있다. 따라서 대출한도 조정속도별 통화정책 파급효과의 차이는 변동금리 비중 변화에 따른 통화정책 파급효과의 차이를 이해하는 데 도움이 될 수 있다.

적으로 이루어지는 경우 더욱 극명하게 나타났다.

<그림 10> 대출한도 조정속도별 통화정책 충격의 파급효과: 일회성 금리 인상



〈그림 11〉 대출한도 조정속도별 통화정책 충격의 파급효과: 연속적 금리 인상



한편 대출한도 조정 속도가 빠르면 경기회복 국면에서 차입가계와 저축가계의 소비가 더 빠르게 증가하였고 투자와 GDP의 반등폭도 더 컸다. 하지만 금리 인상 충격이 발생했을 때 대출한도 조정속도별 투자와 GDP 추이의 차이는 금리 인상 충격이 연속적으로 이뤄지는 경우에도 정량적으로 미미했다.

## V. 결 론

최근 통화정책에 관한 여러 실증 연구들은 통화정책의 효과가 경제 상황에 따라 비대칭성/비선형성을 띤다는 것을 발견하였다. 이런 통화정책의 비선형성을 설명할 수 있는 메커니즘으로 최근 주목받고 있는 것은 주택담보대출제약이다. 주택가격이나 주택담보대출에 대한 규제 등 가계의 차입제약에 영향을 미칠 수 있는 경제 상황의 변화로 인해 가계의 차입제약의 유효성이 변할 수 있는데 이로 인해 통화정책의 효과가 비선형성을 나타낸다는 것이다.

본 연구에서는 이렇게 간헐적으로 유효한 제약이 존재하는 2가계 새 케인 지안 동태확률일반균형 모형을 한국경제 자료를 이용해 베이지안 추정을 시행하고 이 결과를 바탕으로 통화정책 충격의 효과를 다각도로 분석하였다. 우선 간헐적으로 유효한 차입제약이 한국 통화정책의 파급효과 분석에 얼마나 중요한 역할을 하는지 규명하였다. 그리고 통화정책 충격이 발생할 때 통화정책 충격의 크기와 연속성 여부에 따라 주요 거시경제변수의 반응이 어떻게 달라지는지 살펴보고 이런 통화정책의 파급효과가 경제 내 부채 수준, LTV 규제 강도, 대출한도의 조정 속도에 따라 어떤 차이를 나타내는지도 탐구하였다.

추정된 모수를 바탕으로 한 정량분석 결과 규제상태뿐만 아니라 통화정책 충격이 발생할 때에도 차입제약은 항상 유효한 것으로 나타났다. 이렇게 항상 유효한 차입제약 하에서 1 표준편차의 금리 인상 충격은 단기적으로 인플레이션과 주택가격을 각각 0.17%p, 0.45% 하락시키고 GDP는 0.51% 감소시키는 것으로 나타났다. 통화정책의 파급효과는 부채 수준에 따라 정량적으로 큰 차이를 나타내지 않았다. 하지만 LTV 규제가 강할수록 동일한 금리 인상 충격에도 차입가계의 소비 감소폭은 작고 주택가격 하락폭은 더 컸다. 마지막으로 차입가계의 대출한도가 더 빠르게 조정될 때 금리 인상 충격은 차입가계의 소비를 더 크게 감소시키면서 가계의 디레버리징을 더 빠르게 진행시켰다.

본 연구는 한국 통화정책이 경제 상황에 따라 이질적인 효과를 나타낼 수 있는 메커니즘으로 간헐적으로 유효한 차입제약의 역할을 검증하였다. 또한

통화정책 충격의 크기나 연속성에 따라 주요 거시경제변수의 변화를 분석하고 이런 통화정책의 파급효과가 경제 내 부채 상황, 금융당국의 대출 규제 정책 및 통화정책 효과의 파급속도에 따라 어떻게 달라지는지에 대한 정량적 분석 결과를 제공하였다. 본 연구의 결과는 한국의 통화정책 파급효과에 대한 이해도를 높이고 향후 통화정책 유효성을 제고하는 데 도움이 될 중요한 참고자료가 될 것으로 기대된다.

본 연구에서 간헐적으로 유효한 제약에 따른 통화정책 효과의 비대칭성은 나타나지 않았으나 이 결과가 간헐적으로 유효한 제약의 무용성을 의미하는 것은 아니다. 현재 추정된 모수 하에서 차입제약은 항상 유효하게 나타났지만 LTV 규제 완화, 대출한도 조정 속도의 변화, DSR 등 가계의 차입제약에 대한 대체 규제의 적용 등 차입제약에 영향을 미칠 수 있는 다양한 정책이나 경제환경의 변화로 간헐적으로 유효한 제약이 통화정책 파급효과 분석에 향후 중요한 경로가 될 수 있다. 이에 대한 심층적인 분석은 후속 연구로 남긴다.

## 참고문헌

석병훈 (2022): “가계대출 규제하의 금리 인상 효과 분석,” 한국경제포럼, 15(1), pp.35-59.

석병훈 · 유혜미 (2022): “LTV 제약 하의 물가상승 충격이 주택가격 및 가계 부채에 미치는 효과,” 계량경제학보, 33(4), pp.111-134.

송인호 (2012): “우리나라의 주택가격과 통화정책: 주택과 소비 간 기간내 대체탄력성과 정책적 의미를 중심으로,” KDI 정책연구시리즈 2012-10.

이항용 · 조동철 · 김장렬 · 조성훈 (2005): “통화정책의 실물경제 파급효과에 관한 연구,” KDI 정책연구시리즈 2005-13.

정용승 (2018): “부채의 디레버리징과 경기변동,” 국제경제연구, 24(2), pp.59-84.

정용승 · 송승주 (2019): “가계부채 제약하의 통화정책: 2주체 거시모형 (TANK)에서의 정량적 분석,” 경제분석, 25(2), pp.89-141

추명삼 · 라서영 (2022): “최근 가계 주담대의 변동금리 결정요인 분석,” BOK 이슈노트, 제2022-43호, pp.1-15.

Alpanda, S., E. Granziera, and S. Zubairy (2021): “State dependence of monetary policy across business, credit and interest rate cycles,” *European Economic Review*, 140.

Angrist, J. D., Ò. Jordà, and G. M. Kuersteiner (2018): “Semiparametric Estimates of Monetary Policy Effects: String Theory Revisited,” *Journal of*

*Business & Economic Statistics*, 36(3). pp. 371-387.

Borio, C. and L. Gambacorta (2017): “Monetary policy and bank lending in a low interest rate environment: Diminishing effectiveness?” *Journal of Macroeconomics*, 54(B). pp. 217-231.

Chang, Y., S. Kim, and B. Chang (2015): “Optimal Income Tax Rates for the Korean Economy,” *KDI Journal of Economic Policy*, 37(3). pp. 1-30.

Guerrieri, L., & M. Iacoviello (2017): “Collateral constraints and macroeconomic asymmetries,” *Journal of Monetary Economics*, 90, 28-49.

Tenreyro, S. and G. Thwaites (2016): “Pushing on a string: US monetary policy is less powerful in recessions,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4). pp. 43-74.