

담보 차입 제약 금융가속기가 부가된 명목가격 경직성 모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석*

이 준 희**

논문 초록 | 본 논문은 부동산 및 자본 담보가치에 따라 차입이 제약되는 명목가격 경직성 모형을 구축하고 이를 이용하여 우리나라 경기변동에 있어서 화폐 및 금융 요인의 중요성을 분석하였다. 베이지안 추정 결과 담보가치에 따른 차입 제약의 도입에 따라 명목가격 경직성 모형의 설명력이 높아져 우리나라 경기변동을 설명하는데 있어서 금융 및 신용 경로의 유용성을 확인할 수 있었다. 아울러 담보가치에 따른 차입제약의 도입에 따라 기술 충격의 산출에 대한 파급효과는 완화되는 반면 통화 정책 충격의 파급 효과는 확대되는 금융가속기 효과가 나타났다. 부동산 담보 가치와 자본 담보가치에 따른 차입 제약의 중요성을 비교하여 살펴본 결과 자본 담보가치 차입 제약으로 인한 금융가속기 경로가 부동산 담보가치 차입 제약으로 인한 금융가속기 경로 보다 큰 중요성을 갖는 것으로 나타나 기업의 차입 여건을 보다 면밀히 살펴볼 필요가 있는 것으로 분석되었다. 한편 담보 제약 모형에서 부동산 가격 변화의 거시경제로의 확산효과가 존재하지만 그 크기는 매우 제한적인 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 담보 차입 제약, 금융가속기, 명목가격 경직성, 동태확률일반균형(DSGE) 모형, 베이지안 추정

경제학문헌목록 주제분류: E32, E44, E52

투고 일자: 2011. 1. 10. 심사 및 수정 일자: 2011. 5. 24. 게재 확정 일자: 2011. 7. 8.

* 본 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성되었습니다. 본 논문을 작성하는 과정에서 한국은행 세미나에서의 많은 조언이 큰 도움이 되었으며 참석자들에게 감사드립니다. 아울러 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자 세 분께도 감사드립니다. 본 논문의 내용은 저자의 개인의 견이며 한국은행의 견해와는 전혀 무관합니다.

** 영남대학교 국제통상학부 조교수, e-mail: lee1838@ynu.ac.kr

I. 머리말

경기변동에 있어서 화폐·금융 요인의 중요성은 실물 요인과 더불어 꾸준히 논의되어 왔으며 최근 경기변동 모형에서도 다시 강조되고 있다. 예컨대 신 케인지안의 가격 경직성 모형은 동태균형확률(dynamic stochastic general equilibrium: 이하 DSGE) 모형에 명목 가격 경직성을 도입함으로써 통화정책의 실물 경제에 대한 파급 효과를 논의한다. Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999)는 신 케인지안 DSGE 모형에 정보의 비대칭성으로 인한 신용 마찰 요인을 도입하여 통화정책 충격의 파급 효과가 금융 요인에 의하여 증폭되는 소위 금융가속기 모형을 구축함으로써 명목 가격 경직성에 따른 화폐 요인과 신용 마찰에 따른 금융 요인을 동시에 고려하였다.

우리나라의 경우에도 최근의 글로벌 금융위기 등으로 인하여 경기변동에 있어서 화폐·금융 요인의 역할이 많은 주목을 받고 있다. 본 논문에서는 우리나라의 경기변동에 있어서 화폐·금융 요인의 중요성을 살펴보기 위한 시도의 하나로서 담보 차입 제약에 따른 금융가속기 모형을 구축하고 베이지안 방법을 이용하여 분석하였다.

기존의 연구를 살펴보면 Gertler, Gilchrist, and Natalucci (2007)는 Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999) 유형의 모형을 이용하여 우리나라 경제를 대상으로 분석한 결과 금융가속기 경로가 외환위기시 경기침체를 설명하는데 유용함을 보이고 있다. 아울러 Elekdag, Justiano, and Tchakarov (2006)는 Gertler, Gilchrist, and Natalucci (2007)와 유사한 모형을 설정한 후 우리나라 경제를 대상으로 베이지안 방법으로 추정한 결과 외환위기 과정에서 금융가속기 경로의 중요성을 발견하였다.

한편 Iacoviello (2005)는 금융 시장 마찰에 따른 금융가속기 경로를 도입함에 있어서 Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999)와 같이 기업 채무 수준이 증가함에 따라 차입 프리미엄이 증가하는 유형을 도입하는 대신 Kiyotaki and Moore (1997)를 따라 가게 및 기업의 차입 수준이 부동산 담보 가치에 의하여 제약되는 금융가속기 경로(이하 부동산 담보 차입 제약 경로)를 도입하고 이에 따른 경기 변동의 증폭 가능성과 통화정책의 역할을 분석하였다. 강희돈 (2006)은 Iacoviello (2005)의 모형을 우리나라에 적용하여 부동산 시장과 통화정책과의 관계를 분석하였다.

본 논문에서는 담보 차입 제약이 존재하는 가격 경직성 DSGE 모형을 이용하여 우리나라의 경기변동을 설명하되 기존의 연구와 비교하여 다음과 같은 차이를 가지고자 한다. 먼저 본 논문은 Kiyotaki and Moore(1997), Iacoviello(2005), 강희돈(2006), Christensen, Corrigan, Mendicino, and Nishiyama(2009), Gerali, Neri, Sessa, Signoretti(2010), Iacoviello and Neri(2010), Liu, Wang, and Zha(2010) 등에서와 같이 부동산 담보 차입 제약 경로를 도입한다. 이에 따라 기존의 Bernanke, Gertler, and Gilchrist(1999) 유형의 금융가속기 경로를 도입한 연구에서 분석하기 어려운 부동산 가격 변동에 따른 금융가속기 경로를 살펴볼 수 있다. 또한 본 논문에서는 가계의 차입 과정에서 나타나는 부동산 담보 차입 제약 경로와 아울러 Gerali, Neri, Sessa, Signoretti(2010), Liu, Wang, and Zha(2010) 등에서와 같이 기업의 차입이 자본의 담보 가치에 의해 제약되는 자본 담보 차입 제약에 따른 금융가속기 경로(이하 자본 담보 차입 제약 경로)를 추가적으로 도입한다. 이에 따라 Iacoviello and Neri(2010) 등에서 강조하는 부동산 담보 차입 제약에 따른 금융가속기 경로와 Bernanke, Gertler, and Gilchrist(1999) 등 기존의 금융가속기 모형에서 강조하는 기업의 자본 차입에서 발생하는 금융가속기 경로의 상대적 중요성을 담보 차입 제약이라는 동일한 유형의 금융가속기 경로 형태로 도입하여 비교 분석한다. 마지막으로 본 논문은 구축된 모형을 베이지안 방법으로 추정하여 모형의 현실 설명력을 실제 자료에 비추어 살펴보았다.

이하 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 담보 차입 제약하의 가격 경직성 모형을 구축한다. 제Ⅲ장에서는 동 모형을 베이지안 방법으로 추정하고 그 결과를 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 분석결과를 정리하고 결론을 도출한다.

Ⅱ. 담보 차입 제약하의 가격 경직성 모형

본 모형은 가계, 기업 및 중앙은행 등으로 구성된다. 가계 부문은 기존의 표준 가계에 부동산 담보 가치에 의해 차입이 제약되는 차입 제약 가계를 추가적으로 도입함으로써 부동산 담보 차입 제약 경로를 도입한다. 기업 부문에서 기업은 노동과 자본을 투입하여 산출물을 생산하고 자본을 축적한다는 점에서 기존의 표준적인 기업과 같으나 생산에 필요한 자금을 조달하는 과정에서 자본의 담보 가치에 의하여 차입이 제약되는 자본 담보 차입 제약에 직면한다는 점에서 차이가 있다. 중앙은행

은 이자율을 조정하는 방식으로 통화정책을 수행한다.

1. 가계 부문

(1) 표준 가계

표준 가계(이하 위첨자 i 로 표시)는 다음과 같이 주어진 기간 간 효용을 극대화한다.

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta^i)^{\tau} [\Gamma_{c,t} \ln(C_{\tau}^i(z) - b C_{\tau-1}^i(z)) + \Gamma_{h,t} \ln(H_{\tau}^i(z)) - \Gamma_l \frac{(L_{\tau}^i(z))^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}] \quad (1)$$

여기서 C_t^i 는 소비, H_t^i 는 부동산 보유,¹⁾ L_t^i 는 노동 공급을 나타낸다. 아울러 $z \in [0, 1]$ 는 표준 가계내의 가계 z 임을 나타내는데 대칭 균형을 가정하여 이하에서는 생략한다. $\Gamma_{c,t}$ 및 $\Gamma_{h,t}$ 는 각각 소비 및 부동산 수요 충격을 나타내며 이를 로그 선형화한 변수는 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다.

$$\gamma_{c,t} = \rho_c \gamma_{c,t-1} + \epsilon_{c,t} \quad (2)$$

$$\gamma_{h,t} = \rho_h \gamma_{h,t-1} + \epsilon_{h,t} \quad (3)$$

이하에서 소문자 변수는 대문자 변수를 정상상태를 중심으로 로그 선형화한 변수를 의미한다.

표준 가계의 예산 제약은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$C_t^i + \frac{P_{h,t}}{P_{c,t}} (H_t^i - H_{t-1}^i) + \frac{B_t^i}{P_{c,t}} + T_t^i = \frac{R_{t-1} B_{t-1}^i}{P_{c,t}} + \frac{W_t^i L_t^i}{P_{c,t}} \quad (4)$$

1) Iacoviello (2005) 에서와 같이 암묵적 지대는 모형의 GDP에 포함되지 않는다고 가정한다.

여기서 $P_{c,t}$ 는 소비재의 가격, $P_{h,t}$ 는 부동산 가격, B_t^i 는 명목 채권, R_t 는 채권 보유에 따르는 명목 이자, W_t^i 는 명목 임금, L_t^i 는 노동 공급, T_t^i 는 기업, 정부 및 중앙은행으로부터의 이전 수입 또는 지출을 나타낸다.

표준 가계의 효용극대화를 위한 최적화 조건들은 다음과 같다.

$$C_t^i: \frac{\Gamma_{c,t}}{C_t^i - bC_{t-1}^i} - \beta^i b E_t \frac{\Gamma_{c,t+1}}{C_{t+1}^i - bC_t^i} = \Lambda_{b,t}^i \quad (5)$$

$$\frac{B_t^i}{P_{c,t}}: \Lambda_{b,t}^i = \beta^i E_t \left[\Lambda_{b,t+1}^i R_t \frac{P_{c,t}}{P_{c,t+1}} \right] \quad (6)$$

$$H_t^i: \Lambda_{b,t}^i \left[\frac{P_{h,t}}{P_{c,t}} \right] = \frac{\Gamma_{h,t}}{H_t^i} + \beta^i E_t \Lambda_{b,t+1}^i \left[\frac{P_{h,t+1}}{P_{c,t+1}} \right] \quad (7)$$

$$L_t^i: \Gamma_l (L_t^i)^{\sigma_L} = \Lambda_{b,t}^i \frac{W_t^i}{P_{c,t}} \quad (8)$$

여기서 $\Lambda_{b,t}^i$ 는 예산 제약과 관련한 라그랑지 승수를 나타낸다.

(2) 차입 제약 가계

차입 제약 가계(이하 위첨자 ii 로 표시)의 목적함수는 다음과 같다.

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta^{ii})^{\tau} [\Gamma_{c,t} \ln(C_{\tau}^{ii}(z) - bC_{\tau-1}^{ii}(z)) + \Gamma_{h,t} \ln(H_{\tau}^{ii}(z)) - \Gamma_l \frac{(L_{\tau}^{ii}(z))^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L}] \quad (9)$$

차입 제약 가계의 주관적 할인 인자는 표준 가계의 주관적 할인 인자 보다 작은 값을 갖는다. 즉, $\beta^{ii} < \beta^i$ 가 성립한다. 이에 따라 차입 제약 가계의 예산제약은 표준 가계에 비하여 미래 가치를 보다 많이 할인하게 되며 표준 가계로부터 차입하게 된다. 차입 제약 가계의 예산 제약은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$C_t^{ii} + \frac{P_{h,t}}{P_{c,t}}(H_t^{ii} - H_{t-1}^{ii}) + \frac{B_t^{ii}}{P_{c,t}} + T_t^{ii} = \frac{R_{t-1}B_{t-1}^{ii}}{P_{c,t}} + \frac{W_t^{ii}L_t^{ii}}{P_{c,t}} \quad (10)$$

차입 제약 가계는 예산 제약 조건과 아울러 차입에 있어서 다음의 부동산 담보 차입 제약 조건을 만족한다.

$$R_t \frac{-B_t^{ii}}{P_{c,t}} \leq \Psi^{ii} E_t \left(\frac{P_{h,t+1}}{P_{c,t}} H_t^{ii} \right) \quad (11)$$

즉, 차입 가계의 원리금($-R_t B_t^{ii}$)은 다음기의 기대 부동산 가격($E_t(P_{h,t+1} H_t^{ii})$)의 일정 비율(Ψ^{ii}) 이내로 제한된다. 아울러 Iacoviello (2005) 에서와 같이 차입 제약 가계와 표준 가계의 주관적 할인인자의 차이로 인하여 차입제약이 등호로 성립한다고 가정한다. 이에 따라 차입 제약 가계의 경우 부동산 보유량(H^{ii})이 늘어나거나 부동산의 기대 상대가격($\frac{P_{h,t+1}}{P_{c,t+1}}$)이 상승하거나 기대 인플레이션($\frac{P_{c,t+1}}{P_{c,t}}$)이 상승할 경우 차입 여력이 증가하게 된다.

차입 제약 가계의 효용극대화를 위한 최적화 조건들은 다음과 같다.

$$C_t^{ii}: \frac{\Gamma_{c,t}}{C_t^{ii} - b C_{t-1}^{ii}} - \beta^{ii} b E_t \frac{\Gamma_{c,t+1}}{C_{t+1}^{ii} - b C_t^{ii}} = \Lambda_{b,t}^{ii} \quad (12)$$

$$\frac{B_t^{ii}}{P_{c,t}}: \Lambda_{b,t}^{ii} = \beta^{ii} E_t \left[\Lambda_{b,t+1}^{ii} R_t \frac{P_{c,t}}{P_{c,t+1}} \right] + \Lambda_{c,t}^{ii} R_t \quad (13)$$

$$H_t^{ii}: \Lambda_{b,t}^{ii} \left[\frac{P_{h,t}}{P_{c,t}} \right] = \frac{\Gamma_{h,t}}{H_t^{ii}} + \beta^{ii} E_t \Lambda_{b,t+1}^{ii} \left[\frac{P_{h,t+1}}{P_{c,t+1}} \right] \\ + \Lambda_{c,t}^{ii} E_t \left[\Psi^{ii} \frac{P_{h,t+1}}{P_{c,t}} \right] = 0 \quad (14)$$

$$L_t^{ii}: \Gamma_l (L_t^{ii})^{\sigma_L} = \Lambda_{b,t}^{ii} \frac{W_t^{ii}}{P_{c,t}} \quad (15)$$

여기서 $\Lambda_{c,t}^{ii}$ 는 부동산 담보 차입제약과 관련한 라그랑지 승수를 나타낸다. 부동산 담보 차입 제약이 존재함에 따라 차입 가계의 채권(채무) 보유 최적화 조건과 관련

한 식 (13) 과 부동산 보유 최적화 조건과 관련한 식 (14) 가 표준 가계의 경우와 차이를 보인다.

한편 전체 노동 공급(L_t)은 표준 가계 및 차입 제약 가계의 집계 노동으로 다음과 같이 주어진다.

$$L_t = \aleph_L (L_t^i)^{\varpi_l} (L_t^{ii})^{1-\varpi_l} \quad (16)$$

여기서 $\aleph_L = (\varpi_l^{\varpi_l} (1-\varpi_l)^{1-\varpi_l})^{-1}$ 로서 표준화계수이다. 차입 제약 가계와 표준 가계의 노동에 대한 수요는 다음과 같다.

$$L_t^i = \varpi_l \left(\frac{W_t^i}{W_t} \right)^{-1} L_t, \quad L_t^{ii} = (1-\varpi_l) \left(\frac{W_t^{ii}}{W_t} \right)^{-1} L_t \quad (17)$$

아울러 L_t 에 대한 임금(W_t)은 차입 제약 가계 및 표준 가계의 임금으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$W_t = (W_t^i)^{\varpi_l} (W_t^{ii})^{1-\varpi_l} \quad (18)$$

2. 기업 부문

(1) 기업가

기업가(이하 위첨자 e 로 표시)는 다음과 같은 목적함수를 극대화한다.

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta^e)^{\tau} [\Gamma_{c,t} \ln(C_{\tau}^e - b C_{\tau-1}^e)] \quad (19)$$

기업가의 주관적 할인 인자 β^e 는 표준 가계의 주관적 할인 인자 보다 작은 값을 갖는다. 즉, $\beta^e < \beta^i$ 가 성립한다. 이에 따라 기업가는 표준 가계에 비하여 미래 가치를 많이 할인하게 되며 표준 가계로부터 차입하게 된다.

기업가는 다음과 같은 생산 기술을 가진다.

$$Y_t^e = (K_{t-1}^e)^\alpha (A_t \Gamma_{y,t} L_t^e)^{1-\alpha} \quad (20)$$

여기서 Y_t^e 는 기업가의 산출량, A_t 는 추세적 경제 성장, $\Gamma_{y,t}$ 는 기술 충격, K_t^e , L_t^e 는 자본 및 노동 투입을 각각 나타낸다. 추세적 경제 성장률은 일정하며 $\log A_t = a + \log A_{t-1}$ 을 만족한다. 기술충격을 로그 선형화한 변수는 다음과 같은 확률적 AR(1) 과정을 따른다.

$$\gamma_{y,t} = \rho_y \gamma_{y,t-1} + \epsilon_{y,t} \quad (21)$$

기업가의 자본 축적 방정식은 다음과 같다.

$$K_t^e = (1 - \delta) K_{t-1}^e + \Gamma_{i,t} (I_t^e - \Xi_{i,t}^e) \quad (22)$$

여기서 I_t^e 는 투자를 나타내며, $\Xi_{i,t}^e$ 는 새로운 투자에 따른 조정 비용으로서 $\Xi_{i,t}^e = \frac{\kappa}{2} \left(\frac{I_t^e}{I_{t-1}^e} - 1 \right)^2 I_t^e$ 의 형태를 갖는다. $\Gamma_{i,t}$ 는 투자 효율성 충격으로 이를 로그 선형화한 변수는 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다.

$$\gamma_{i,t} = \rho_i \gamma_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (23)$$

기업가의 예산 제약은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} C_t^e + \frac{B_t^e}{P_{c,t}} + T^e \\ = \frac{P_{w,t}}{P_{c,t}} \left\{ (K_{t-1}^e)^\alpha (A_t \Gamma_{y,t} L_t^e)^{1-\alpha} \right\} - \frac{W_t}{P_{c,t}} L_t^e - \frac{P_{i,t}}{P_{c,t}} I_t^e + \frac{R_{t-1} B_{t-1}^e}{P_{c,t}} \end{aligned} \quad (24)$$

기업가는 완전경쟁시장에 산출물을 도매가격 $P_{w,t}$ 로 판매한다. 아울러 Gerali,

Neri, Sessa, Signoretti(2010), Liu, Wang, and Zha(2010) 등에서의 같이 기업가의 차입에 있어서 자본 담보 차입 제약이 적용된다고 가정한다.

$$R_t \frac{-B_t^e}{P_{c,t}} \leq \Psi^e E_t \left[\frac{\Lambda_{k,t+1}^e}{\Lambda_{b,t+1}^e} \frac{P_{c,t+1}}{P_{c,t}} (1-\delta) K_t^e \right] \quad (25)$$

기업가의 최적화 조건은 다음과 같다.

$$C_t^e: \frac{\Gamma_{c,t}}{C_t^e - bC_{t-1}^e} - \beta^e b E_t \frac{\Gamma_{c,t+1}}{C_{t+1}^e - bC_t^e} = \Lambda_{b,t}^e \quad (26)$$

$$\frac{B_t^e}{P_{c,t}}: \Lambda_{b,t}^e = \beta^e E_t \left[\Lambda_{b,t+1}^e R_t \frac{P_{c,t}}{P_{c,t+1}} \right] + \Lambda_{c,t}^e R_t \quad (27)$$

$$L_t^e: (1-\alpha) \frac{Y_t^e}{L_t^e} \frac{P_{w,t}}{P_{c,t}} = \frac{W_t}{P_{c,t}} \quad (28)$$

$$\begin{aligned} K_t^e: \Lambda_{k,t}^e &= \beta^e E_t \Lambda_{k,t+1}^e [(1-\delta)] + \beta^e E_t \Lambda_{b,t+1}^e \left[\alpha \frac{Y_{t+1}^e}{K_t^e} \frac{P_{w,t+1}}{P_{c,t+1}} \right] \\ &+ \Lambda_{c,t}^e E_t \left[\Psi^e \frac{\Lambda_{k,t+1}^e}{\Lambda_{b,t+1}^e} \frac{P_{c,t+1}}{P_{c,t}} (1-\delta) \right] = 0 \end{aligned} \quad (29)$$

$$I_t^e: \Lambda_{b,t}^e \frac{P_{i,t}}{P_{c,t}} = \Lambda_{k,t}^e \Gamma_{i,t} \left\{ \left[1 - \frac{\partial \Xi_{i,t}^e}{\partial I_t^e} \right] \right\} - \beta^e E_t \Lambda_{k,t+1}^e \Gamma_{i,t+1} \left\{ \frac{\partial \Xi_{i,t+1}^e}{\partial I_t^e} \right\} \quad (30)$$

여기서 $\frac{\partial \Xi_{i,t}^e}{\partial I_t^e} = \frac{\kappa}{2} \left(\frac{I_t^e}{I_{t-1}^e} - 1 \right)^2 + \kappa \left(\frac{I_t^e}{I_{t-1}^e} - 1 \right) \left(\frac{I_t^e}{I_{t-1}^e} \right)$, $\frac{\partial \Xi_{i,t+1}^e}{\partial I_t^e} = -\kappa \left(\frac{I_{t+1}^e}{I_t^e} - 1 \right) \left(\frac{I_{t+1}^e}{I_t^e} \right)^2$ 이다. 아울러 $\Lambda_{k,t}^e$ 는 자본축적방정식과 관련된 라그랑지 승수이다.

(2) 소매업자

소비 및 투자 등으로 사용되는 최종 재화는 소매업자가 생산한 소매 재화의 집계 함수로서 다음과 같다.

$$Y_t^f = \left[\int_0^1 (Y_t^f(z))^{\frac{1}{\Gamma_f}} dz \right]^{\Gamma_f} \quad (31)$$

여기서 Y_t^f 는 최종 재화, $Y_t^f(z)$ 는 $z \in [0,1]$ 번째 소매업자가 생산한 소매 재화를 나타낸다. 최종 재화는 완전경쟁시장에서 판매되며 각 소매 재화 $Y_t^f(z)$ 에 대한 수요는 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$\frac{Y_t^f(z)}{Y_t^f} = \left(\frac{P_{f,t}(z)}{P_{f,t}} \right)^{-\frac{\Gamma_f}{\Gamma_f-1}} \quad (32)$$

여기서 $P_{f,t}$ 는 최종 재화 가격, $P_{f,t}(z)$ 는 z 번째 소매 재화 가격을 나타낸다. 아울러 최종 재화의 가격은 다음과 같이 소매 재화 가격으로 나타낼 수 있다.

$$P_{f,t} = \left[\int_0^1 (P_{f,t}(z))^{\frac{1}{1-\Gamma_f}} dz \right]^{1-\Gamma_f} \quad (33)$$

한편 최종 재화는 소비, 투자 및 정부지출로 사용될 수 있으므로 다음의 관계가 성립한다.

$$P_{f,t} = P_{c,t} = P_{i,t} = P_{g,t} \quad (34)$$

소매업자 z 는 가격 설정자로서 기업가가 생산한 재화 Y_t^e 를 완전경쟁시장에서 $P_{w,t}$ 의 가격으로 구입하여 이를 $Y_t^f(z)$ 로 차별화한 후 독점적 경쟁시장에서 판매한다. 소매업자는 Calvo 방식으로 가격을 설정하되 매기 $(1-\theta_f)$ 의 확률로 새로운 가격을 설정하는 반면 θ_f 의 확률로는 가격을 단지 추세 인플레이션만큼만 재조정한다. Iacoviello (2005)에서와 같이 소매업은 표준 가게가 운영한다고 가정한다. 소매업자의 최적화 문제는 다음과 같다.

$$\max_{P_t^N} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta^i \theta_f)^\tau \frac{\Lambda_{b,t+\tau}^i}{\Lambda_{b,t}^i} \left[\frac{\Pi^\tau P_t^N}{P_{f,t+\tau}} Y_{t+\tau}^f(z) - MC_{f,t+\tau} Y_{t+\tau}^f(z) \right] \quad (35)$$

여기서 P_t^N 은 새롭게 설정되는 소매가격, Π 는 추세 인플레이션을 나타내며 $MC_{f,t} (= \frac{P_{w,t}}{P_{f,t}})$ 는 실질 한계비용을 나타낸다. 가격설정의 1계 조건은 다음과 같다.

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (\beta^i \theta_f)^\tau \frac{\Lambda_{b,t+\tau}^i}{\Lambda_{b,t}^i} Y_{t+\tau}^f(z) \left[\frac{\Pi^\tau P_t^N}{P_{f,t+\tau}} - \Gamma_f MC_{f,t+\tau} \right] = 0 \quad (36)$$

중간재 기업 중 가격을 재조정하는 기업이 $(1 - \theta_f)$ 인 점을 고려하면 최종 재화 가격을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P_{f,t} = [\theta_f (P_{f,t-1} \Pi)^{\frac{1}{1-\Gamma_f}} + (1 - \theta_f) (P_t^N)^{\frac{1}{1-\Gamma_f}}]^{1-\Gamma_f} \quad (37)$$

위 두식을 이용하면 로그 선형화하면 다음과 소위 신 케인즈 필립스곡선을 얻을 수 있다.

$$\pi_{f,t} = \beta^i E_t (\pi_{f,t+1}) + \frac{(1 - \theta_f)(1 - \beta^i \theta_f)}{\theta_f} mc_{f,t} \quad (38)$$

여기서 $\pi_{f,t}$ 는 최종 재화 인플레이션을 나타낸다.

3. 중앙은행 통화정책

중앙은행은 단기 이자율을 조정하는 방식으로 통화정책을 수행한다. 본 모형에서는 논의를 단순화하여 중앙은행이 인플레이션, 산출 갭, 전기 이자율 등을 감안하는 다음과 같은 테일러 형태의 이자율 준칙을 따른다고 가정한다.

$$r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r)(\rho_\pi \pi_{c,t} + \rho_y y_t^f) + \epsilon_{r,t} \quad (39)$$

4. 시장청산 조건

균형에서는 다음과 같은 시장청산 조건이 성립한다. 재화에 대한 지출 방정식은 다음과 같다.

$$C_t + I_t + G_t = Y_t^f \quad (40)$$

여기서 G_t 는 외생적인 정부지출을 나타내며 정상상태를 중심으로 로그 선형화할 경우 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다.

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + \epsilon_{g,t} \quad (41)$$

소비는 표준 가계, 차입 가계, 기업가의 소비의 합계로 다음과 같다.

$$C_t = C_t^i + C_t^{ii} + C_t^e \quad (42)$$

전체 부동산의 공급은 Iacoviello (2005) 에서와 같이 고정되어 있으며 부동산 시장 청산 조건은 다음과 같다.

$$H_t^i + H_t^{ii} = \bar{H} \quad (43)$$

Ⅲ. 베이지안 추정

제Ⅱ장의 모형은 비선형방정식들을 로그선형화하고 파라미터 값을 설정하여 동태적 해를 구한 후 그 특징을 파악할 수 있다. 본 논문에서는 최근 Smets and Wouters (2007) 및 Adolfson, Laseén, and Lindé (2007) 등에서의 베이지안 방법을 이용하여 모형의 구조 파라미터를 추정하고 그 결과를 분석한다. 이러한 베이지안 추정 방법은 최우 추정 방법과 같이 자료의 모든 정보를 이용하는 장점을 가지면서도 선형적인 사전 분포를 이용하여 추정함으로써 최우 추정 방법에 비하여

다수의 파라미터를 추정할 수 있는 등의 장점이 있다. 베이지안 추정과 관련한 보다 자세한 내용 및 장점은 An and Schorfheide (2007), 김승주·이우현 (2008) 및 이준희·여택동 (2008) 등을 참고할 수 있다.

1. 추정 대상 자료

추정 기간은 외환위기 이후를 대상으로 2000:1분기~2010:1분기의 기간이며 실질 GDP, 민간소비지출, 총고정자본형성, 소비자 물가 지수, 콜금리 및 주택가격 지수 등의 자료를 사용하였다. 주택가격 지수를 제외한 자료는 한국은행의 경제통계 시스템을 이용하였다. 주택가격 지수의 경우에는 국민은행의 통계를 이용하였다. 이들 6개 시계열 자료는 모형에서 각각 Y_t^f , C_t , I_t , $P_{c,t}$, R_t , $P_{h,t}$ 에 해당하며 금리를 제외한 변수는 로그 차분하여 사용하였으며 평균을 제거하였다. 이들 6개 관측 변수는 모형에 도입된 6개의 구조충격 $\epsilon_{y,t}$, $\epsilon_{i,t}$, $\epsilon_{c,t}$, $\epsilon_{h,t}$, $\epsilon_{g,t}$, $\epsilon_{r,t}$ 의 개수와 같으며 이들 구조 충격들이 관측 변수의 움직임을 설명한다.

2. 베이지안 추정 및 사후 분포

베이지안 추정에 앞서 몇몇 파라미터는 캘리브레이션을 통하여 고정하였다. 이하 캘리브레이션은 대체로 기존의 Iacoviello (2005), 강희돈 (2006), Iacoviello and Neri (2010), Gerali, Neri, Sessa, Signoretto (2010) 등을 참고하였다. 먼저 표준가계의 주관적 할인인자(β^i), 차입 제약 가계 및 기업가의 주관적 할인인자(β^{ii} 및 β^e)는 Iacoviello (2005) 및 강희돈 (2006) 등을 따라 0.99 및 0.95로 정하였다. 효용함수에서 주택에 대한 가중치 Γ_h 의 균제상태 값은 Iacoviello (2005)를 따라 0.1로 설정하였다. 생산함수에서 자본의 몫(α)은 0.36, 감가상각률(δ)은 연 6.4%로 설정하였다. 효용함수에 있어서 노동의 가중치 Γ_l 의 값은 균제상태에서 노동시간이 1/3가량 되도록 설정하였다. 효용함수에 있어서 노동 공급 비효용 파라미터(σ_L)는 1.0로 설정하였다. 가격 및 임금 마크업 파라미터(Γ_f , Γ_w)는 균제상태에서 마크업이 20%가 되도록 설정하였다. 아울러 부동산과 소비자 물가간의 상대가격은 균제상태에서 1로 표준화하였다.

〈표 1〉 파라미터 사전 분포

파라미터	사전분포		
	형태	평균	표준편차
소비 습관 형성(b)	베타	0.65	0.1
가격 경직성(θ_f)	베타	0.675	0.1
표준 가게 가중치(ϖ_l)	베타	0.64	0.15
이자율 지속성(ρ_r)	베타	0.8	0.1
인플레이션 반응 역수($1/\rho_\pi$)	베타	0.667	0.1
산출 반응(ρ_y)	베타	0.125	0.05
차입 가게 담보 차입 제약(Ψ^{ii})	베타	0.5	0.1
기업가 담보 차입 제약(Ψ^e)	베타	0.3	0.1
투자 조정 비용(κ)	정규	7.694	1.5
기술 충격 AR(ρ_y)	베타	0.8	0.1
투자 효율성 충격 AR(ρ_i)	베타	0.8	0.1
소비 수요 충격 AR(ρ_c)	베타	0.8	0.1
부동산 수요 충격 AR(ρ_h)	베타	0.8	0.1
정부지출 충격 AR(ρ_g)	베타	0.8	0.1
기술충격 충격 표준편차(σ_y)	역감마	0.01	2.0
투자 효율성 충격 표준편차(σ_i)	역감마	0.01	2.0
소비 충격 표준편차(σ_c)	역감마	0.01	2.0
부동산 수요 충격 표준편차(σ_h)	역감마	0.01	2.0
정부지출 충격 표준편차(σ_g)	역감마	0.01	2.0
통화정책 충격 표준편차(σ_r)	역감마	0.01	2.0

이외의 파라미터는 베이지안 방법을 통하여 사전 분포를 설정한 후 사후 분포를 추정하였다. 사전 분포의 설정의 경우에도 Iacoviello (2005), Adolfson, Laseén, and Lindé (2007) 등의 연구를 참조하였다. 사전 확률분포의 형태는 베타(Beta), 역-감마(inverse gamma), 정규분포(normal) 등의 세 가지를 이용하였다. 베타 분포는 파라미터 값이 0과 1사이로 제한 될 경우에 사용하였다. 역-감마 분포는 각종 충격의 표준편차로서 파라미터 값이 양수이나 0과 1사이에 국한되지 않는 경우에 이용하였다. 여타는 정규 분포를 가정하였다. 사전분포가 베타분포를 따르는 파라미터의 사전분포 평균과 분산은 다음과 같이 설정하였다. 먼저 소비에 있어서 습관 형성 파라미터(b)는 평균이 0.65, 표준편차 0.1로 설정하였다. Calvo 명목가격 경

직성 파라미터(θ_f)는 평균 0.675, 표준편차 0.1로 설정하였다. 노동에 있어서 표준 가계의 가중치를 나타내는 파라미터(ϖ_l)는 Iacoviello(2005)를 따라 평균을 0.64로 두고 표준편차는 0.15로 설정하였다. 통화정책의 인플레이션에 대한 반응 파라미터의 역수($1/\rho_\pi$)는 평균 0.667, 표준편차 0.1로 설정하였다.²⁾ 통화정책의 산출에 대한 반응 파라미터(ρ_y)는 평균 0.125, 표준편차 0.05로 설정하였다. 각종 구조충격의 AR(1) 파라미터 및 통화정책의 이자율 지속성 파라미터(ρ_r)는 평균 0.8, 표준편차 0.1로 설정하였다. 차입 제약 가계의 부동산 담보 차입 제약 파라미터(ψ^h)의 사전분포는 강희돈(2006)을 따라 2002~06년 우리나라 가계의 LTV 비율 평균인 0.5로 평균을 설정하고 표준편차를 0.1로 설정하였다. 기업의 차입에 있어서 담보 차입 제약 파라미터(ψ^e)의 사전분포는 한국은행의 기업경영분석 통계 자료로부터 기간 동안 기업의 차입금의존도의 평균이 30%가량인 점을 감안하여 평균을 0.3으로 설정하고 표준편차를 0.1로 두었는데 이러한 사전분포 평균은 Gerali, Neri, Sessa, Signoretti(2010)이 유럽 경제를 대상으로 설정한 0.35보다 다소 낮은 수준이다. 모든 구조 충격 표준편차 파라미터의 사전분포는 역-감마 분포로 설정하고 평균 0.01, 표준편차 2로 두었다. 투자조정비용 파라미터(κ)는 정규분포로 설정하고 평균이 7.694, 표준편차는 1.5로 두었다. <표 1>에서는 파라미터의 사전분포를 정리하였다.

<표 2>에서는 담보 차입제약을 포함하지 않는 명목 가격 경직성 모형(이하 단순 모형)과 부동산 및 자본 담보 차입 제약을 포함하는 모형을 베이지안 방법으로 추정 한 후 얻은 파라미터의 사후 분포를 정리하여 나타내었다. 먼저 단순 모형을 살펴 보면 소비에 있어서 습관형성 파라미터 사후 분포 평균은 0.488로 사전분포 평균에 비하여 다소 낮게 나타났다. 가격 경직성 파라미터는 사후 분포 평균이 0.701로 사전 분포에 비하여 높게 나타났다. 통화정책의 인플레이션에 대한 반응 파라미터의 역수는 사후 분포 평균이 0.536으로 사전 분포에 비하여 낮게 나타나 통화정책의 인플레이션에 대한 반응이 사전 분포에 비하여 높은 것으로 나타났다. 통화정책의 산출에 대한 반응 파라미터는 사후 분포 평균이 0.061로 사전 분포에 비하여 낮게

2) Corrigan, Mendicino and Nishiyama(2009) 등에서와 같이 통화정책의 인플레이션에 대한 반응계수의 사전분포를 역수형태로 표현함으로써 통화정책의 인플레이션 계수가 1보다 작아 모형에서 비결정성이 나타나는 문제를 배제하도록 하였다.

〈표 2〉 단순 모형 및 담보 차입 제약 모형의 사후 분포

파라미터	단순 모형				담보 차입 제약 모형			
	평균	표준편차	5%	95%	평균	표준편차	5%	95%
소비 습관 형성 (b)	0.488	0.085	0.355	0.623	0.758	0.032	0.707	0.808
가격 경직성 (θ_f)	0.701	0.045	0.632	0.769	0.671	0.036	0.618	0.725
표준 가계 가중치 (ϖ_i)	-	-	-	-	0.651	0.133	0.472	0.833
이자율 지속성 (ρ_r)	0.890	0.023	0.852	0.929	0.881	0.026	0.840	0.921
인플레이션 반응 역수 ($1/\rho_\pi$)	0.536	0.100	0.380	0.695	0.476	0.082	0.333	0.616
산출 반응 (ρ_y)	0.061	0.023	0.020	0.101	0.115	0.034	0.049	0.180
차입 가계 담보 차입 제약 (Ψ^{ii})	-	-	-	-	0.463	0.104	0.308	0.611
기업가 담보 차입 제약 (Ψ^e)	-	-	-	-	0.446	0.130	0.298	0.593
투자 조정 비용 (κ)	7.026	1.040	5.013	8.985	6.510	0.886	4.872	8.077
기술 충격 AR (ρ_y)	0.850	0.067	0.725	0.981	0.774	0.059	0.611	0.949
투자 효율성 충격 AR (ρ_i)	0.458	0.092	0.316	0.597	0.887	0.045	0.821	0.965
소비 수요 충격 AR (ρ_c)	0.699	0.088	0.565	0.838	0.647	0.067	0.549	0.749
부동산 수요 충격 AR (ρ_h)	0.934	0.024	0.879	0.992	0.932	0.018	0.879	0.989
정부지출 충격 AR (ρ_g)	0.908	0.039	0.842	0.975	0.864	0.039	0.798	0.930
기술충격 표준편차 (σ_y)	0.018	0.003	0.012	0.023	0.012	0.004	0.009	0.015
투자 효율성 충격 표준편차 (σ_i)	0.210	0.039	0.136	0.283	0.053	0.015	0.023	0.082
소비 충격 표준편차 (σ_c)	0.027	0.005	0.018	0.035	0.060	0.008	0.046	0.074
부동산 수요 충격 표준편차 (σ_h)	0.097	0.027	0.027	0.165	0.093	0.018	0.026	0.153
정부지출 충격 표준편차 (σ_g)	0.014	0.001	0.012	0.016	0.009	9.19e-4	0.007	0.011
통화정책 충격 표준편차 (σ_r)	0.002	2.17e-04	0.002	0.002	0.002	2.48e-4	0.002	0.002
로그 한계 우도 값 (Log Marginal Likelihood)	753.80				760.10			

나타났다. 이자율 지속성 파라미터는 사후 분포 평균이 0.890으로 사전 분포에 비하여 다소 높게 나타났다. 투자 조정 비용 파라미터는 사후 분포 평균이 7.026으로 사전 분포에 비하여 다소 낮게 나타났다. 구조 충격의 지속성 파라미터를 살펴보면 부동산 수요 충격의 지속성 파라미터의 사후분포 평균이 0.934로 가장 높게 나타났고 정부지출 충격의 지속성 파라미터가 0.908, 기술충격의 지속성 파라미터가 0.850으로 높게 나타났다. 소비 수요 충격의 지속성 파라미터 및 투자 효율성 충격의 지속성 파라미터는 사후 분포 평균이 0.699 및 0.458로 사전 분포에 비하여 낮게 나타났다. 구조 충격의 표준편차의 경우에는 투자 효율성 충격, 부동산 수요 충

격의 표준편차 파라미터의 사후분포 평균이 0.210 및 0.097로 높게 나타났으며 다음으로 소비 충격, 정부지출 충격 및 통화정책 충격의 표준편차 파라미터가 각각 0.027, 0.014 및 0.002로 나타났다.

담보 차입 제약 모형의 추정 결과를 단순 모형과 비교하여 살펴보면 소비에 있어서 습관형성 파라미터 사후분포 평균이 0.758로 높아진다. 통화정책의 산출에 대한 반응 파라미터의 사후 분포 평균도 0.115로 통화정책의 산출에 대한 반응이 보다 큰 것으로 나타난다. 단순 모형에 비하여 추가된 새로운 파라미터인 표준 가계 비중의 사후 분포 평균은 0.651로 사전 분포와 차이를 나타내지 않으며 차입 가계의 담보 차입 제약 파라미터 사후 분포 평균은 0.463으로 사전 분포에 비하여 다소 낮게 나타나며 기업가의 담보 차입 제약 파라미터 사후분포 평균은 0.446으로 사전 분포에 비하여 다소 높게 나타난다. 투자 효율성 충격의 지속성 파라미터는 사후 분포 평균이 0.887로 지속성이 커진 반면 투자 효율성 충격의 표준편차 파라미터는 사후 분포 평균이 0.053으로 이전에 비하여 축소되었다. 이는 담보 차입 제약 모형에서 자본 담보 차입 제약 경로의 도입에 따라 모형 내부에서 파급 경로가 작동함에 따라 외생적 투자 효율성 충격의 변동성으로 투자의 움직임을 설명하여야 할 필요성이 줄어들어 기인하는 것으로 보인다. 한편 담보 차입 제약 모형의 로그 한계 우도 값은 760.10으로 단순 모형의 753.80에 비하여 높게 나타나 담보 차입 제약 경로의 추가에 따라 모형의 설명력이 단순 모형에 비하여 개선되는 것으로 나타난다.

〈표 3〉에서는 담보 차입 제약 모형 중 부동산 담보 차입 제약만 포함하는 모형 및 자본 담보 차입 제약만 포함하는 모형의 베이지안 추정 사후 분포를 정리하고 있다. 부동산 담보 차입 제약만 존재하는 모형의 경우는 단순 모형에서와 비슷한 파라미터 사후 추정 분포를 나타낸다. 자본 담보 차입 제약만 존재하는 모형의 경우에는 부동산 및 자본 담보 차입 제약을 모두 포함한 모형과 비슷한 사후 추정 분포를 나타내는데 자본 담보 차입 제약 경로가 작동함에 따라 투자 효율성 충격의 지속성 파라미터는 사후 분포 평균이 0.900으로 높으며 투자 효율성 충격의 표준편차 파라미터는 사후 분포 평균이 0.045로 작게 나타난다. 한편 로그 한계 우도 값을 살펴보면 부동산 담보 차입 제약만을 포함하는 모형의 로그 한계 우도 값이 756.73으로 다소 낮은 반면 자본 담보 차입 제약만을 포함하는 모형의 경우에는 로그 한계 우도 값이 759.57로 부동산과 자본 담보 차입 제약을 모두 포함하는 모형에 비하여 큰 차이가 없게 나타난다. 이에 따라 자본 담보 차입 제약 경로가 부동산 담보 차입

계약 경로 보다 실제 자료를 설명하는데 보다 유용한 것으로 보인다.

〈표 3〉 부동산 담보 차입 계약 모형 및 자본 담보 차입 계약 모형의 사후 분포

파라미터	부동산 담보 차입 계약 모형				자본 담보 차입 계약 모형			
	평균	표준편차	5%	95%	평균	표준편차	5%	95%
소비 습관 형성 (b)	0.525	0.085	0.385	0.664	0.750	0.031	0.699	0.802
가격 경직성 (θ_f)	0.721	0.046	0.655	0.789	0.653	0.033	0.589	0.714
표준 가계 가중치 (ω_l)	0.746	0.095	0.603	0.889	-	-	-	-
이자율 지속성 (ρ_r)	0.894	0.023	0.857	0.930	0.879	0.027	0.839	0.920
인플레이션 반응 역수 ($1/\rho_\pi$)	0.524	0.094	0.367	0.677	0.480	0.081	0.322	0.639
산출 반응 (ρ_y)	0.074	0.023	0.027	0.121	0.118	0.034	0.044	0.191
차입 가계 담보 차입 계약 (ψ^{ii})	0.521	0.126	0.339	0.701	-	-	-	-
기업가 담보 차입 계약 (ψ^e)	-	-	-	-	0.444	0.102	0.301	0.592
투자 조정 비용 (κ)	6.864	0.996	4.955	8.717	6.279	0.814	4.740	7.775
기술 충격 AR (ρ_y)	0.860	0.041	0.738	0.982	0.855	0.033	0.698	0.993
투자 효율성 충격 AR (ρ_i)	0.450	0.093	0.306	0.589	0.900	0.037	0.834	0.972
소비 수요 충격 AR (ρ_c)	0.724	0.079	0.592	0.854	0.646	0.067	0.539	0.756
부동산 수요 충격 AR (ρ_h)	0.954	0.014	0.915	0.995	0.930	0.025	0.869	0.992
정부지출 충격 AR (ρ_g)	0.873	0.050	0.794	0.955	0.865	0.041	0.796	0.935
기술충격 표준편차 (σ_y)	0.017	0.003	0.012	0.023	0.014	0.002	0.010	0.018
투자 효율성 충격 표준편차 (σ_i)	0.212	0.038	0.138	0.284	0.045	0.010	0.021	0.070
소비 충격 표준편차 (σ_c)	0.031	0.005	0.020	0.041	0.056	0.007	0.042	0.069
부동산 수요 충격 표준편차 (σ_h)	0.069	0.014	0.023	0.117	0.101	0.027	0.026	0.174
정부지출 충격 표준편차 (σ_g)	0.013	0.001	0.011	0.015	0.009	9.21e-4	0.007	0.011
통화정책 충격 표준편차 (σ_r)	0.002	2.14e-4	0.002	0.002	0.002	2.57e-4	0.002	0.003
로그 한계 우도 값 (Log Marginal Likelihood)	756.73				759.57			

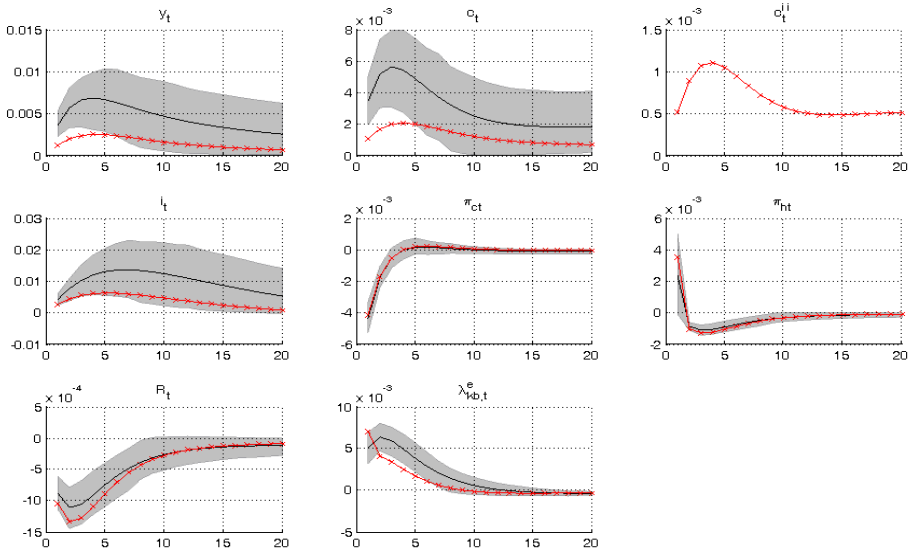
3. 충격반응함수 및 분산분해

본 절에서는 부동산 및 자본 담보 차입 계약 모형의 각 구조충격에 대한 충격반응함수 및 예측 오차 분산분해를 통하여 각 구조 충격의 특징 및 경기변동에서의 중요성을 살펴본다. 〈그림 4〉에서는 부동산 및 자본 담보 차입 계약 모형의 충격반응함수를 기존의 단순 가격 경직성 모형과 대비하여 표시하고 있다. 검은 실선은 단순 가격 경직성 모형으로부터 얻은 충격반응함수의 평균값을 회색 음영은 단순 가

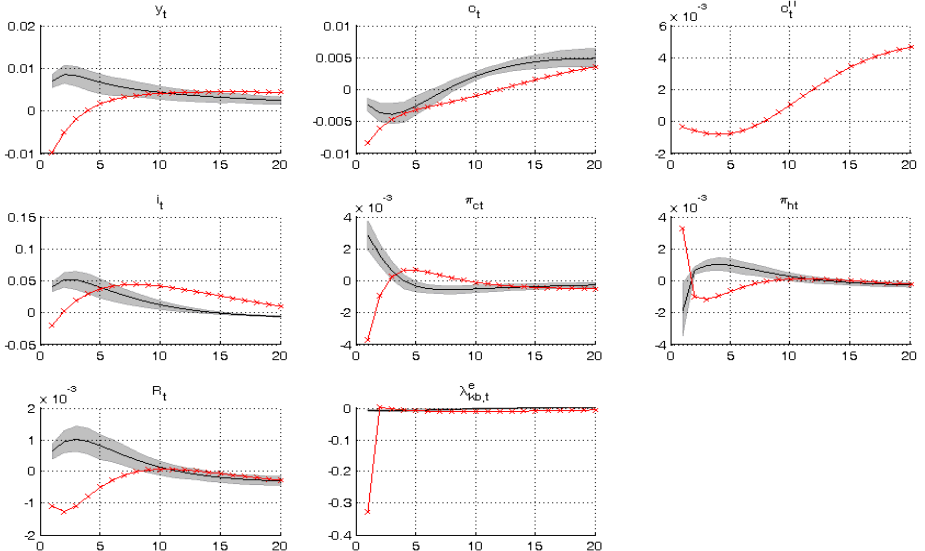
격 경직성 모형으로부터 얻은 충격반응함수의 90% HPD 구간을 나타낸다. 붉은 점선은 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형으로부터 얻은 충격반응함수의 평균을 나타낸다.

〈그림 4〉 구조 충격 반응 함수

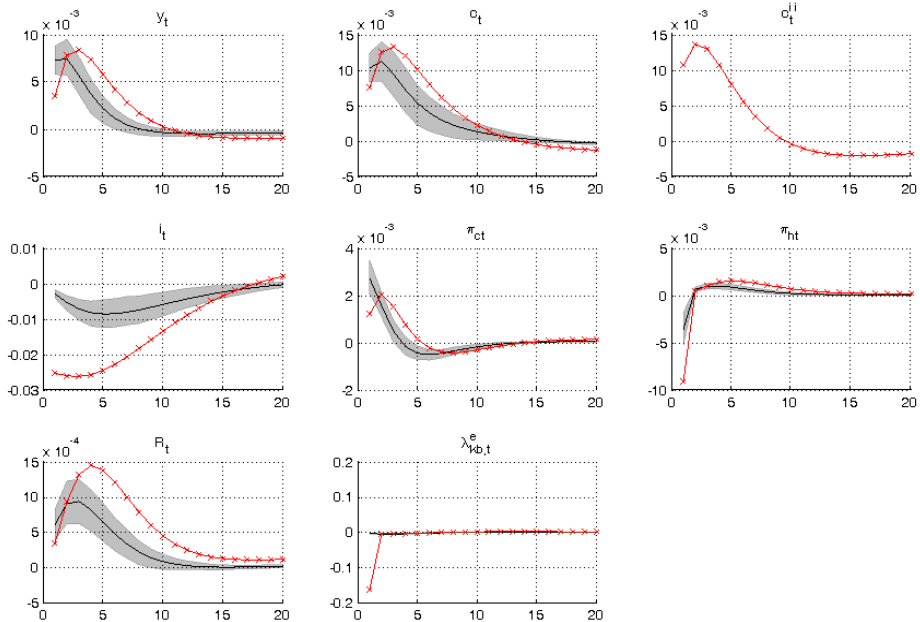
(기술 충격)



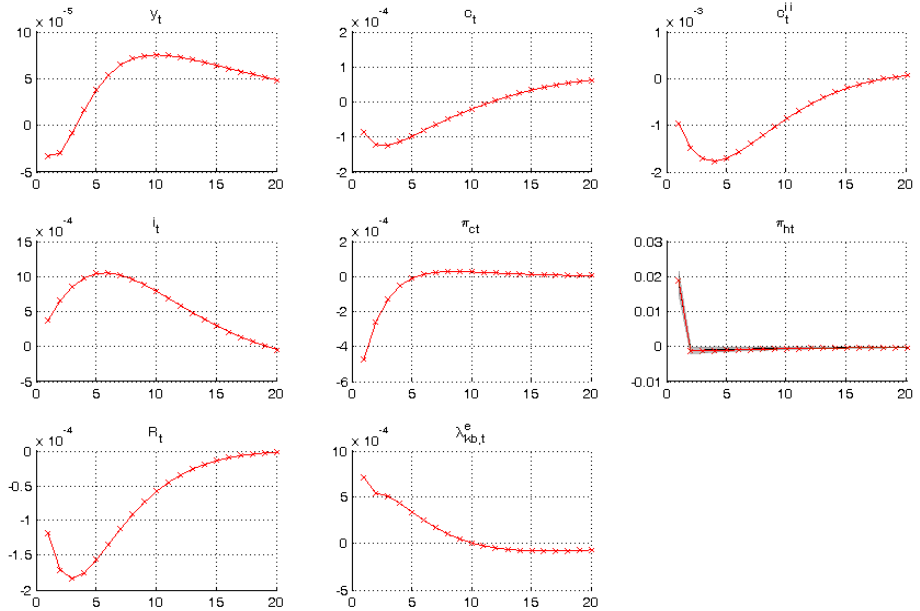
(투자 효율성 충격)



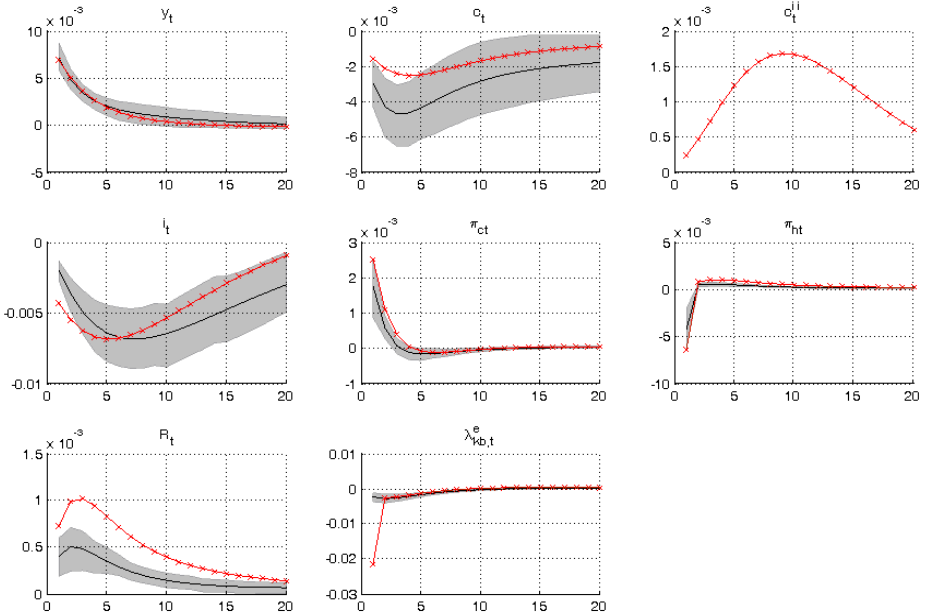
(소비 수요 충격)



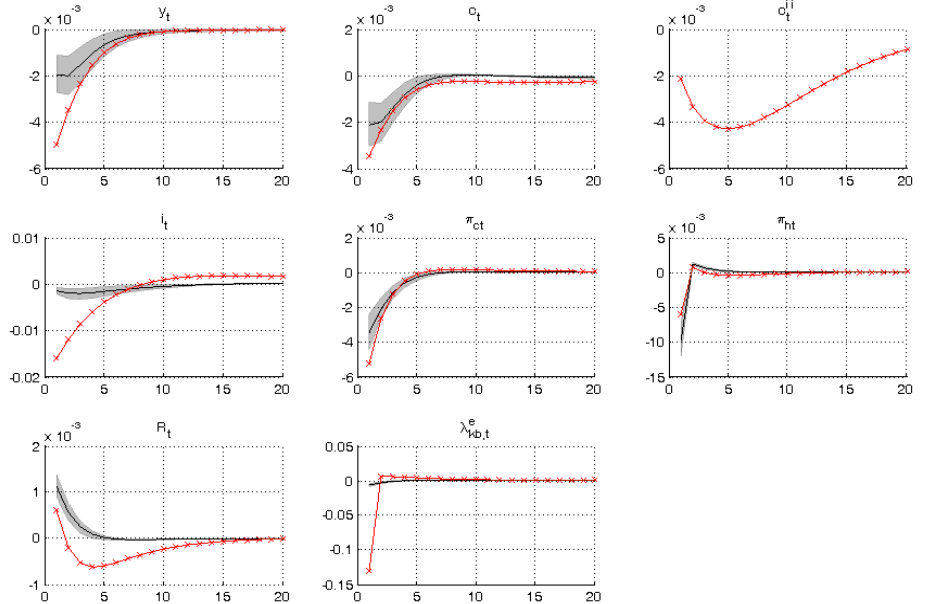
(부동산 수요 충격)



(정부지출 충격)



(통화정책 충격)



주) 실선 및 음영은 단순 모형의 충격반응함수 및 90% HPD구간을 나타내며 붉은 +선은 담보 차입 제약 모형의 충격반응함수를 나타냄.

먼저 기술충격을 살펴보면 기술충격이 발생함에 따라 단순 모형에서 산출, 소비, 투자 등은 증가하고 인플레이션은 하락한다. 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 경우에서도 유사한 형태의 충격반응함수를 얻으나 단순 모형에 비하여 기술충격에 대한 산출, 소비, 투자 등의 충격반응이 약하게 나타난다. 이는 식 (25)의 자본 담보 차입 제약으로 차입이 제한됨에 따라 양의 기술 충격이 발생하더라도 생산량 증가가 원활하지 않음에 따라 기인한다. 이처럼 기술 충격이 발생한 이후 담보 차입 제약에 따라 기술충격의 효과가 완화되는 결과는 Christensen and Dib (2008)에서 분석한 바와 같이 Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1999) 유형의 금융가속기 모형에서도 동일하게 나타난다.

투자 효율성 충격의 경우 일종의 긍정적 생산성 충격으로 단순 모형에서 산출, 소비, 투자 등을 증가시킨다. 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 경우에도 이와 비슷한 모습을 보이나 자본의 상대가격 하락 및 식 (25)의 자본 담보 차입 제약으로 차입이 제한됨에 따라 투자의 증가는 보다 지연되고 소비 및 산출은 담보 차입 제약 상황에서 투자 증가에 따른 일종의 구축효과로 초기에 오히려 감소한다. 소비자 물가 인플레이션의 경우 단순 모형의 경우 소비 수요 등의 증가로 상승하나 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 경우에는 자본의 상대가격 하락으로 인한 소비, 산출에 대한 구축효과에 따라 오히려 떨어지는 것으로 나타난다.

소비 수요 충격의 경우 단순 모형에서는 소비 증가로 이어지며 산출은 소비 증가로 증가하며 투자는 소비 증가에 따른 상대적 구축 효과로 감소한다. 소비자 물가는 소비 증가로 상승한다. 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 경우에는 소비 및 투자의 반응이 보다 강하게 나타나는데 이는 소비 증가에 따른 구축효과로 투자 수요 감소 시 자본재의 상대가격이 하락함에 따라 자본의 담보 가치 감소로 투자에 대한 구축효과가 보다 강화되는데 기인한다.

부동산 수요 충격의 경우 단순 모형에서는 부동산 가격 인플레이션의 충격반응 이외에는 충격반응이 모두 0으로 나타난다. 이는 단순 모형의 경우 대표 가계 모형으로 부동산 공급이 고정된 상황에서 부동산 수요 충격은 부동산 가격 상승 이외에 아무런 영향이 없기 때문이다. 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 경우 부동산 수요 충격은 부동산 가격을 인상시키며 차입가계는 추가적인 부동산 담보를 확보하기 위하여 소비를 줄이고 노동공급을 늘리게 되는데 이에 따라 전체 소비는 소폭 하락하며 산출은 노동 공급의 증가로 상승한다. 이와 같은 부동산 담보 차입 제약에

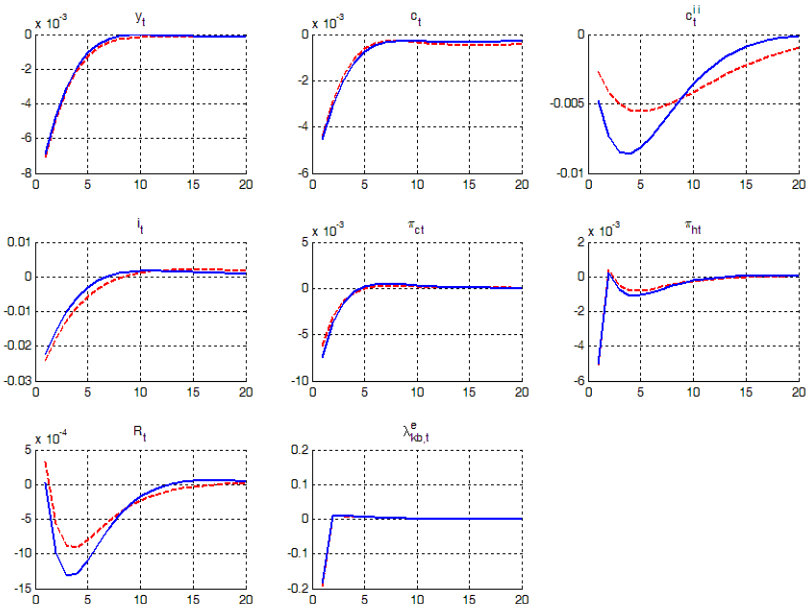
따른 부동산 수요 충격의 경제에 대한 파급 현상은 Iacoviello and Neri (2010)의 소위 확산효과에 해당한다.

통화정책 충격의 경우 단순 모형에서 이자율 상승으로 인하여 소비, 투자, 산출이 감소하고 물가가 하락한다. 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 경우에는 통화정책의 소비 및 투자에 대한 파급 효과가 커지는데 이는 긴축적 통화정책이 이자율 상승과 아울러 부동산 및 자본의 담보가치 하락으로 소비, 투자의 하락이 심화되는 금융가속기 효과가 나타나는데 기인한다.

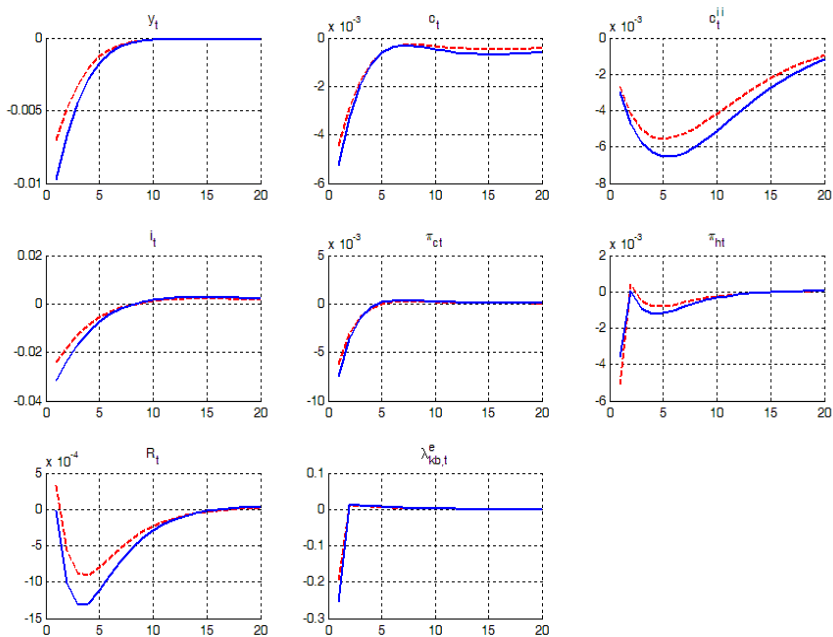
〈그림 5〉에서는 부동산 담보 차입 제약 파라미터(ψ^{ii}) 및 자본 담보 차입 제약 파라미터(ψ^e) 변화에 따른 통화정책의 효과를 비교하여 나타내고 있다. 붉은 점선은 부동산 담보 차입 제약 파라미터(ψ^{ii}) 및 자본 담보 차입 제약 파라미터(ψ^e)가 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 사후 분포 평균인 0.463 및 0.446일 경우 통화정책에 대한 충격반응함수를 나타내며 푸른 실선은 부동산 및 자본 담보 차입 제약 파라미터가 이보다 각각 30% 높을 경우의 통화정책에 대한 충격반응함수를 나타내고 있다.

〈그림 5〉 담보 차입 제약 변화에 따른 통화정책 충격 반응 함수

(부동산 담보 차입 제약 ψ^{ii} 30% 증가 비교)



(자본 담보 차입 제약 ψ^e 30% 증가 비교)



주) 붉은 점선은 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 충격반응함수를 나타내며 푸른 실선은 부동산 또는 자본 담보 차입 제약 파라미터가 30% 높을 경우를 나타냄.

먼저 부동산 담보 차입 제약 파라미터(ψ^{ii})가 사후 추정 분포 평균 보다 30% 높을 경우 통화정책에 대한 충격반응함수를 살펴보면 산출 등 대부분의 변수가 이전과 크게 차이를 보이지 않는데 통화정책 충격에 대한 산출의 반응은 거의 동일하게 나타난다. 다만 차입 제약 가계의 소비는 부동산 담보 차입 제약 파라미터의 상승에 따른 건축효과의 확대에 따라 감소폭이 두드러진다. 자본 담보 차입 제약 파라미터(ψ^e)가 30% 높을 경우 통화정책의 산출, 소비, 투자 등 실물 변수에 대한 건축효과는 부동산 담보 차입 제약 파라미터가 높을 경우에 비하여 상당히 심화되는데 산출의 경우 최대 반응이 이전 보다 1.386배 커진다. 이에 따라 부동산 담보가치 제약에 따른 담보 차입 제약보다는 자본의 담보가치 제약에 따른 담보 차입 제약이 통화정책의 금융가속기 경로로서 보다 중요한 역할을 한다는 것을 확인할 수 있다.

이상 충격반응함수를 분석한 결과를 정리하면 부동산 및 자본 담보가치 제약 모형의 경우 단순 모형에 비하여 양의 기술 충격에 대하여 담보 제약으로 산출 증가

효과가 축소되는 반면 긴축적 통화정책 충격에 대하여 이자율 인상과 담보 가치 하락으로 긴축 효과가 증폭되는 금융가속기 효과가 나타나며 이러한 금융가속기 효과의 경우 부동산 담보 차입 제약 경로 보다는 자본 담보 차입 제약 경로를 통한 경로가 보다 중요한 것으로 나타난다.

〈표 4〉에서는 단순 모형과 부동산 및 자본 담보가치 제약 모형의 파라미터 사후 분포 평균값을 이용하여 구조 충격별로 예측오차 분산분해를 실시한 결과를 나타낸다. 단순 모형의 경우를 살펴보면 산출의 1분기 예측 오차 분산분해는 소비 수요 충격이 33.06%, 4분기 및 20분기 예측 오차 분산분해는 투자 효율성 충격이 37.22% 및 43.79%로 가장 중요한 비중을 차지한다. 소비의 예측 오차 분산분해는 소비 수요 충격이 1분기, 4분기 및 20분기 예측 오차 분산분해에서 77.8%, 61.6% 및 41.1%로 가장 중요한 비중을 차지한다. 투자의 예측 오차 분산분해는 투자 효율성 충격이 1분기, 4분기 및 20분기 예측 오차 분산분해에서 98.02%, 94.06% 및 82.57%로 가장 중요한 비중을 차지한다. 소비자물가 인플레이션의 예측 오차 분산분해는 기술 충격이 1분기, 4분기 및 20분기 예측 오차 분산분해에서 41.48%, 37.85% 및 35.68%로 가장 중요한 비중을 차지한다. 명목이자율의 경우 1분기 예측 오차 분산분해는 통화정책 충격이 39.27%, 4분기 및 20분기 예측 오차 분산분해에서는 기술 충격이 34.62% 및 34.74%로 가장 중요한 비중을 차지한다. 부동산 가격 인플레이션의 예측 오차 분산분해는 부동산 수요 충격이 1분기, 4분기 및 20분기 예측 오차 분산분해에서 72.87%, 71.48% 및 70.73%로 가장 중요한 비중을 차지한다.

부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 분산분해를 단순 모형과 비교하여 살펴보면 대체로 비슷하지만 몇 가지에서 다소 차이점을 보인다. 먼저 산출 분산분해의 경우 통화정책 충격의 비중이 증가한 반면 기술충격이 차지하는 비중이 낮아져 앞서 충격반응함수에서 살펴본 바와 같이 담보 차입 제약 모형의 경우 기술 충격의 효과를 완화시키고 통화 정책 충격의 효과를 강화하는 금융가속기 경로가 존재함을 확인할 수 있다. 투자 효율성 충격의 경우 단순 모형에서는 투자의 분산 분해를 주로 설명하는데 머물렀으나 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형의 경우에는 담보 제약 경로의 작동으로 인하여 산출, 소비, 소비자 물가 인플레이션, 이자율 등의 분산 분해에서 보다 큰 비중을 차지한다. 마지막으로 부동산 수요 충격의 경우 단순 모형과 달리 산출, 소비자 물가 인플레이션, 명목 이자율 등에 영향을 미치는 소위

확산 효과가 나타나지만 그 크기는 1% 미만으로 매우 작은 수준에 머물고 있다.

〈표 4〉 구조 충격 분산분해(%)
(단순 모형)

변수 구조충격	산출			소비			투자		
	1분기	4분기	20분기	1분기	4분기	20분기	1분기	4분기	20분기
기술충격	7.85	21.91	31.72	8.87	17.35	18.55	1.03	3.21	9.74
투자 효율성 충격	27.69	37.22	43.79	4.37	8.05	23.39	98.02	94.06	82.57
소비 수요 충격	33.06	25.26	14.83	77.78	61.64	41.14	0.55	1.66	3.42
부동산 수요 충격	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
정부지출 충격	29.21	13.94	8.65	5.9	11.19	15.86	0.29	0.95	4.16
통화정책 충격	2.19	1.68	1.00	3.09	1.77	1.06	0.12	0.12	0.11

변수 구조충격	CPI 인플레이션			명목 이자율			부동산 가격 인플레이션		
	1분기	4분기	20분기	1분기	4분기	20분기	1분기	4분기	20분기
기술충격	41.48	37.85	35.68	28.63	34.62	34.74	0.91	1.65	2.17
투자 효율성 충격	15.43	15.92	19.10	13.05	24.10	27.77	0.74	1.21	1.72
소비 수요 충격	15.32	15.91	16.54	13.14	22.32	20.59	2.77	3.16	3.38
부동산 수요 충격	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	72.87	71.48	70.73
정부지출 충격	6.41	5.53	5.29	5.90	7.24	8.40	3.30	3.36	3.42
통화정책 충격	21.35	24.79	23.39	39.27	11.72	8.51	19.41	19.15	18.58

(담보 차입 제약 모형)

변수 구조충격	산출			소비			투자		
	1분기	4분기	20분기	1분기	4분기	20분기	1분기	4분기	20분기
기술충격	0.66	3.69	5.45	0.60	1.48	2.28	0.32	1.75	1.26
투자 효율성 충격	53.60	29.06	47.48	44.06	18.53	19.27	32.83	27.37	69.16
소비 수요 충격	5.69	37.14	28.73	41.32	73.65	71.08	36.13	48.95	22.40
부동산 수요 충격	0.00	0.00	0.03	0.00	0.01	0.02	0.02	0.09	0.08
정부지출 충격	16.58	12.84	7.93	1.57	2.25	4.38	1.63	3.47	2.56
통화정책 충격	23.47	17.26	10.38	12.43	4.09	2.99	29.06	18.37	4.54

변수 구조충격	CPI 인플레이션			명목 이자율			부동산 가격 인플레이션		
	1분기	4분기	20분기	1분기	4분기	20분기	1분기	4분기	20분기
기술충격	23.31	21.26	20.66	35.60	28.57	24.06	1.60	2.43	2.81
투자 효율성 충격	21.51	18.41	20.28	43.77	26.96	19.75	2.03	2.81	2.88
소비 수요 충격	1.69	7.20	7.86	3.58	21.09	28.49	14.38	14.37	15.03
부동산 수요 충격	0.42	0.45	0.43	0.66	0.77	0.84	70.92	69.18	67.75
정부지출 충격	6.46	6.07	5.87	13.19	13.32	15.22	5.68	5.84	6.03
통화정책 충격	46.61	46.61	44.89	3.20	9.29	11.65	5.40	5.37	5.50

IV. 맺음말

본 논문에서는 우리나라 경기변동에 있어서 화폐 및 금융 요인의 중요성을 살펴 보기 위하여 기본적인 명목가격 경직성 모형과 아울러 가계의 경우 부동산 담보가 치에 따른 차입 제약에 직면하며 기업의 경우 자본의 담보가치에 따른 차입 제약에 직면하는 담보 차입 제약 금융가속기 모형을 구축하고 이를 이용하여 우리나라의 경기변동을 분석하였다.

베이지안 추정 결과 부동산 및 자본 담보 차입 제약 모형이 단순 명목 가격 경직성 모형에 비하여 설명력이 높게 나타나 우리나라 경기변동에 있어서 담보 차입 제약에 따른 금융가속기 경로의 중요성을 확인할 수 있었으며 이에 따라 우리나라 경기변동을 설명하는데 있어서 명목 가격 경직성 등 화폐요인과 아울러 담보 차입 제약 등 신용요인을 추가적으로 고려할 필요가 있는 것으로 보인다. 한편 부동산 담보 차입 제약 모형과 자본 담보 차입 제약 모형을 비교하여 본 결과 자본 담보 차입 제약 모형이 부동산 담보 차입 제약 모형 보다 설명력이 높은 것으로 나타나 우리나라 경기변동을 설명하는데 있어서 Iacoviello (2005) 및 Iacoviello and Neri (2010) 등에서 고려한 부동산 담보 차입 제약 보다는 기업의 차입에 있어서 차입 제약 요소를 고려하는 것이 보다 중요한 것으로 나타났다.

담보 차입 제약 모형의 충격반응함수를 살펴보면 양의 기술 충격은 담보 차입 제약으로 인하여 산출에 미치는 영향이 명목가격 경직성 모형 보다 감소하는 반면 긴축 통화정책 충격은 이자율 인상 효과와 아울러 담보가치의 하락에 따른 차입 축소로 인하여 산출 등 실물변수에 미치는 효과가 증가하는 금융가속기 효과가 나타났다. 부동산 담보 차입 제약과 자본의 담보 차입 제약이 통화정책의 파급경로에서 차지하는 역할을 비교하여 보면 부동산 담보 차입 제약 변화로 인한 금융가속기 효과는 미미한 반면 자본 담보 차입 제약 변화로 인한 금융가속기 효과는 크게 나타나 향후 통화정책의 실물 변수에 대한 파급효과를 파악함에 있어서 자본 담보 차입 제약을 보다 면밀히 분석하여야 할 것으로 보인다. 한편 담보 제약 모형에서 양의 부동산 수요 충격의 경우 부동산 가격을 상승시켜 부동산 시장에서 거시 경제로의 일종의 확산 효과가 발생하지만 그 크기는 매우 작으며 이러한 결과는 미국 경제를 대상으로 한 Iacoviello and Neri (2010) 결과와 유사하다. 이에 따라 2000년대 이후 우리나라의 주택 가격 상승은 담보 차입 제약을 통하여 산출, 소비 등 거시 변수에

영향을 미치는 확산효과가 존재하지만 그 크기는 제한적인 것으로 해석된다.

본 논문에서는 가격 경직성 모형에 담보 제약을 추가한 모형을 바탕으로 우리나라 경기변동을 분석하였는데 향후 필요에 따라 모형을 보다 현실적으로 개선하는 노력을 기울여 Christensen, Corrigan, Mendicino and Nishiyama (2009) 등에서의와 같이 소규모 개방경제 모형으로 확장하거나 Gerali, Neri, Sessa, Signoretti (2010) 등에서의와 같이 은행 등 금융기관의 신용경로를 명시적으로 고려한 모형을 추가적으로 고려할 필요가 있을 것으로 보인다. 다만 이 경우 모형을 보다 확장할 경우 나타날 수 있는 추정 및 해석상의 어려움에 대한 면밀한 검토가 병행해야 할 것으로 보인다.

■ 참 고 문 헌

1. 강희돈, “부동산가격 변동과 통화정책적 대응,” 『한국은행 조사통계월보』, 2006, pp. 23-60.
(Translated in English) Kang, Heedon, “Real Estate Price Movements and Monetary Policy,” *Bank of Korea Monthly Bulletin*, 2006, pp. 23-60.
2. 김승주 · 이우현, “DSGE 모형과 이자율 기간구조: 캘리브레이션과 베이지안 추정의 비교,” 『경제학연구』, 제46집 제4호, 2008, pp. 5-27.
(Translated in English) Kim, Seungju and Wooheon Rhee, “A DSGE Model and the Term Structure of Interest Rates: Calibration vs Bayesian Estimation of Parameters,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 46, No. 4, 2008, pp. 5-27.
3. 이준희 · 여택동, “소규모 개방경제 베이지안 동태확률일반균형모형을 이용한 우리나라의 경기 변동 분석,” 『무역학회지』, 제33권 제1호, 2008, pp. 175-204.
(Translated in English) Lee, Junhee and Taek-Dong Yeo, “An Analysis of Korean Business Cycles with an Open Economy Bayesian DSGE model,” *Journal of Korea Trade Research Association*, Vol. 33, No. 1, 2008, pp. 175-204.
4. Adolfson, M., S. Laseén, and J. Lindé, “Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through,” *Journal of International Economics*, Vol. 72, 2007, pp. 481-511.
5. An, S., and F. Schorfheide, “Bayesian Analysis of DSGE Models,” *Econometric Reviews*, Vol. 26, 2007, pp. 113-172.
6. Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist, “The Financial Accelerator in a Quantitative

- Business Cycle Framework,” In: *Handbook of Macroeconomics*, 1999, North-Holland, Amsterdam.
7. Christensen, I., A. Dib, “The Financial Accelerator in an Estimated New Keynesian Model,” *Review of Economic Dynamics*, Vol. 11, 2008, pp.155-178.
 8. Christensen, I., P. Corrigan, C. Mendicino and S. Nishiyama, “Consumption, Housing Collateral, and the Canadian Business Cycle,” Bank of Canada Working Paper, 2009-26, 2009.
 9. Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, Vol. 113, 2005, pp. 1-45.
 10. Elekdag, S., A. Justiniano, and I. Tchakarov, “An Estimated Small Open Economy Model of the Financial Accelerator,” *IMF Staff Papers*, Vol. 53, 2006, pp.219-241.
 11. Gerali, A., S. Neri, L. Sessa and F.M. Signoretti, “Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, 2010, pp. 107-141
 12. Gertler, M., S. Gilchrist, and F.M. Natalucci, “External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, 2007, pp. 295-330.
 13. Kiyotaki, N., and J. Moore, “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, Vol. 105, 1997, pp.211-248.
 14. Liu, Z., P. Wang, and T. Zha, “Do Credit Constraints Amplify Macroeconomic Fluctuations?,” Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper, 2010-1, 2010.
 15. Meier, A. and G.J. Müller, “Fleshing out the Monetary Transmission Mechanism: Output composition and the Role of Financial Frictions,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38, 2006, pp.1999-2133.
 16. Iacoviello, M., “House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycles,” *American Economic Review*, Vol. 95, 2005, pp.739-764.
 17. Iacoviello, M. and S. Neri, “Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, 2010, pp. 125-164.
 18. Smets, F., and R. Wouters, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, Vol. 97, 2007, pp.586-606.

An Analysis of Korean Business Cycles with a DSGE Model with Collateral Constraints

Junhee Lee*

Abstract

In this paper, we construct a nominal rigidities DSGE (dynamic stochastic general equilibrium) model with financial frictions in which borrowings are limited by collateral constraints and analyze the importance of monetary and financial factors in Korean business cycles. After Bayesian estimation of the model, we find the explanatory power of the model with the collateral constraints is enhanced compared to a pure sticky price DSGE model without financial frictions and the importance of monetary and financial factors in Korean business cycles is well supported. With the introduction of the collateral constraints, the propagation of technology shocks is weakened whereas monetary shocks is more amplified due to the financial accelerator effects. Comparing housing collateral constraints and capital collateral constraints, we find that the capital collateral constraints are much more important as a financial accelerator mechanism than housing collateral constraints and the role of housing collateral constraints as a financial accelerator mechanism is limited.

Key Words: collateral constraints, financial accelerator, nominal rigidities, DSGE model, bayesian estimation

Received: Jan. 10, 2011. Revised: May 24, 2011. Accepted: July 8, 2011.

* Assistant Professor, Department of International Economics and Business, Yeungnam University, 214-1 Dae-dong, Gyeongsan, Gyeongbuk 712-749, Republic of Korea, Phone: +82-53-810-2769, e-mail: lee1838@ynu.ac.kr