DSGE 模型과 利子率 期間構造: 캘리브레이션과 베이지안 추정의 비교

金 勝 柱* · 李 雨 憲**

논문초록 본고는 DSGE 모형에 자본투자의 조정비용, 물가연동(price indexation) 등을 도입하여 모형을 좀 더 현실화시키고, 모의실험에 사용할 모수값들을 캘리브레이션하기 보다는 베이지안 방식으로 추정하였다. 추정된 모수값을 사용하여 모의실험을 통해 시간 가변 위험보상이 반영된 만기별 이자율 자료를 생성하여 분석한 결과 단순한 모형에 비해 실제의 이자율 기간구조를 더 잘 설명하지는 않는다는 사실을 발견하였다.

핵심 주제어: DSGE 모형, 이자율 기간구조, 베이지안 추정
경제학문헌목록 주제분류: E0, G0

접수 일자: 2008. 8. 31. 심사 및 수정 일자: 2008. 9. 22. 게재 확정 일자: 2008. 10. 22.
* 연구원, KDI, e-mail: kyungksj@naver.com
** 교신저자, 경희대학교 경제학과 교수, e-mail: wrhee@khu.ac.kr

Ⅰ. 서 론

거시경제학과 재무경제학을 결합시키는 시도(거시재무경제학)가 최근에 활발하게 이루어지고 있다. 기존의 이자율 기간구조 연구와 거시경제학의 동태적 확률적 일반균형 모형(DSGE)을 결합시키는 연구도 소위 거시재무경제학이라고 하는 분야에서 활발하게 이루어지고 있다. 이자율 기간구조에 관한 거시재무경제학도 여러 가지 접근방법들이 시도되고 있어서 다양하게 분류할 수 있다(자세한 문헌분류는 Ang and Piazzesi(2003), Rudebusch, Sack, and Swanson(2006) 참조). 케인즈학파의 동태적 확률적 일반균형 모형과 이자율 기간구조를 결합한 대표적인 연구로는 Wu(2006), Bekaert, Cho, and Mareno(2006), Hordahl, Tristani, and Vestin (2007)를 들 수 있다. 이들 연구는 새케인즈학파의 동태적 확률적 일반균형 모형과 재무경제학의 이자율 기간구조 이론 특히 선형 기간구조(affine term structure) 모형을 결합하여 서로 다른 만기에 따른 이자율의 움직임을 분석하고 있다. 그러나 이들 연구들은 기존 이자율 기간구조 연구에서 기대가설이 기간구조를 제대로 설명하지 못하는 가장 큰 요인으로 지적되고 있는 시간 가변 위험보상(time-varying risk premium)을 고려하지 않고 있다.

이자율 기간구조에 관한 기존의 수많은 연구로부터 우리가 배운 것은 이자율 기간구조를 설명함에 있어서 위험보상이 가변적인 것을 고려해야 한다는 것이다 (Campbell and Shiller(1991) 참조). 위험보상을 아예 고려하는 않는 경우(순수기대가설)이든 위험보상이 일정한 경우(기대가설)이든 어느 경우에도 기대가설은 잘 성립하지 않는다. 이런 이유로 재무경제학과 거시경제학에서는 시간에 따라 변하는 위험보상을 설명하고자 하는 시도를 많이 하고 있다.

최근의 거시재무경제학에서 시간 가변 위험보상을 고려한 대표적 연구로 Ravenna and Seppala(2007)를 들 수 있다(이제부터는 RS(2007)라고 부른다). Jermann(1998)을 비롯한 기존의 연구들이 균형식을 로그 선형근사하고, 상태변수들이 로그 정규분포를 따른다는 소위 log linear - log normal 가정하에 시간 가변 (사실은 대부분 불변) 위험보상을 도출함에 비해, RS(2007)는 DSGE 모형의 균형해를 모의실험을 통해 생성한 후 이를 상태변수에 3계(third order) 근사시킴으로써 시간 가변 위험보상을 생성하고 있다. RS(2007)는 노동투입만 고려한 생산함수, 습관형성, 가격 경직성, 테일러 타입 이자율 정책에 입각한 케인즈학파의 DSGE

모형으로부터 이자율 기간구조 자료를 모의실험을 통해 생성한 후 이 자료가 실제 자료의 움직임을 상당히 잘 설명할 수 있음을 보여주고 있다.

RS(2007)는 만기별 이자율 자료를 모의실험을 통해 생성함에 있어서 주요 모수값을 추정하지 않고, 캘리브레이션하였다. 그러나 RS(2007)가 선택한 모수값들은 논란의 여지가 많다. 특히, 선호충격이 지나치게 지속적이고, 선호충격의 분산 또한 지나치게 큰 것은 받아들이기 어려운 가정이라고 할 수 있다(Rudebusch, Sack, and Swanson(2006)은 RS 모형의 경우 충격의 분산이 매우 크고 지속적임을 지적하고 있다).

본고는 RS(2007)와 달리 우선, DSGE 모형에 자본투자의 조정비용, 물가연동(price indexation) 등을 도입하여 모형을 좀 더 현실화시킨다. 다음으로, RS(2007)와 달리 모의실험에 사용할 모수값들을 캘리브레이션하기 보다는 베이지안 방식으로 추정한다. 이를 통해 RS(2007)와 달리 과연 기존 거시경제 연구에서 일반적으로 사용하는 모수값을 얻을 수 있는가 살펴보고, 보다 현실적인(복잡한) 모형으로부터 생성한 이자율 자료가 단순한 모형에 비해 실제의 이자율 기간구조를 더 잘 설명할 수 있는가 분석한다.

RS(2007)와 달리 이자율 자료 생성을 위해 캘리브레이션에만 의존하지 않고, 중요 모수(parameter)에 대해 베이지안 추정을 시도하는 이유는 우선 RS(2007)가 사용한 모수값의 유효성에 관해 논란이 있기 때문이다. 실물경기변동이론 이후 대부분의 동태적 확률적 일반균형 모형에 기초한 연구는 모수값을 캘리브레이션하는 방식을 취하고 있다. 이들 연구들은 다른 연구를 인용함으로써 각각의 연구가 선택한 모수값을 합리화시키지만 실제자료를 사용하여 직접 추정하면 연구에서 사용된 많은 모수값들이 일관되게 나오는 경우는 많지 않다. RS(2007)의 연구도 모형에서 생성한 자료로 실제 자료의 움직임을 설명하기 위해 지나치게 지속적이고, 큰 충격을 도입하고 있어 비판을 받고 있다. 이런 점에서 본고는 모수값을 설정하기 보다는 베이지안 방식에 따라 추정한 후 모형에 기초하여 이자율 자료를 생성하여 과연 물가연동과 자본투자의 조정비용을 도입한 경우 RS(2007)의 결과가 개선되는지 혹은 악화되는지 살펴보고자 한다.

분석 결과 본고는 베이지안 추정치와 보다 복잡한 모형에 기초하여 생성한 이자율 자료가 실제 이자율 자료의 움직임을 더 잘 설명하지는 못 한다는 것을 보여준다. 독자들은 모형을 복잡하게 만들면 실제 이자율 자료의 움직임을 더 잘 설명할

수 있지 않을까 생각할 수 있다. 본고의 분석결과에 의하면 그렇지 못한 것으로 보인다. 사실 모형을 복잡하게 만들더라도 즉, 가격연동을 도입하고, 자본투자의 조정비용을 도입하더라도 실제 이자율의 움직임을 더 잘 설명할 수 있다는 사전적인 직관은 없다. 특히 만기를 제외하고는 동일한 특성을 가진 채권이자율의 움직임(이자율 기간구조)을 설명하는 사전적인 직관은 없다. 본고의 분석결과는 사전적인 직관이 없이 단순히 모형을 복잡하게 하는 것은 이자율의 움직임을 설명하는데 도움이 되지 않음을 시사하고 있다.

제Ⅱ장에서는 논문의 완결을 위해 본고에서 사용한 DSGE 모형을 소개한다. 본고에서 사용한 모형은 새로운 요소를 도입했다기보다는 고급이론 교과서 수준의 일반적인 모형이라고 할 수 있다. 제Ⅲ장에서는 베이지안 추정과 모형의 시뮬레이션에 관하여 간략하게 설명한다. 베이지안 추정 결과 모수값들이 RS(2007)가 사용한 것과는 상당히 다르다는 사실을 확인한다. 제Ⅳ장에서는 베이지안 추정치를 사용하면 RS(2007)보다 결과가 악화되고, 물가연동과 자본투자에 수반되는 조정비용을 고려한 일반적인 모형에서 거시경제 연구에서 일반적으로 사용하는 모수값을 캘리브레이션하여 분석하더라도 RS(2007)를 능가하는 결과를 얻기가 어렵다는 사실을 보고한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본고의 한계를 논하고 앞으로의 연구과제에 대해 간단히 언급한다.

Ⅱ. 모 형

본 장에서는 논문의 완결을 위해 표준적인 동태적 확률적 일반균형 모형을 간략하게 소개한다.

1. 최종재 생산기업

최종재 생산기업은 완전경쟁이라고 하자. 최종재 생산기업의 비용최소화 문제는 다음과 같다.

$$\underset{y_t(j)}{Min} \int_0^1 P_t(j) y_t(j) dj \tag{1}$$

s. t.

$$Y_t = \left[\int_0^1 (y_t(j))^{\frac{\epsilon_p - 1}{\epsilon_p}} dj \right]^{\frac{\epsilon_p}{\epsilon_p - 1}} \tag{2}$$

위의 식에서 $P_t(j)$, $y_t(j)$는 각각 중간재 j의 t기 가격과 구입을 나타낸다. Y_t는 t기의 최종재 생산을 나타낸다. 모수 ϵ_p는 수요의 가격탄력성을 나타낸다.

이 문제를 풀면 최종재 생산기업의 중간재 j에 대한 수요는 다음과 같이 주어진다.

$$y_t(j) = \left[\frac{P_t(j)}{P_t} \right]^{-\epsilon_p} Y_t \tag{3}$$

2. 중간재 생산기업

중간재 생산기업은 각각 독점적 경쟁기업이라고 가정한다. 각각의 기업은 Calvo (1983)의 모형처럼 매기 $1 - \xi_p$의 확률로 가격을 설정할 수 있다고 하자. 가격을 설정하는 기업이 직면한 문제는 아래와 같다.

$$Max \quad E_t \sum_{k=0}^{\infty} \xi_p^k \left\{ M_{t,t+k} \, y_{t+k}(j) \left(P_t^* - MC_{t+k} \right) \right\} \tag{4}$$

s. t.

$$y_{t+k}(j) = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\epsilon_p} Y_{t+k} \tag{5}$$

위의 식에서 $M_{t,t+k} \equiv \beta^k \frac{MUC_{t+k}}{MUC_t} \cdot \frac{P_t}{P_{t+k}}$는 확률적 할인인자, β는 주관적 할인인자, MUC_t는 소비의 한계효용, P_t는 물가수준, MC_t는 명목한계비용을 나타낸다.

이 문제의 1계조건으로부터 다음 식을 구할 수 있다.

$$\sum_{k=0}^{\infty}\left(\xi_p^k E_t\left[M_{t,t+k}\left\{y_{t+k}(j)+[P_t^*-MC_{t+k}]\frac{\partial y_{t+k}(j)}{\partial P_t^*}\right\}\right]\right)=0 \tag{6}$$

이 식을 정리하면 중간재 생산기업의 최적 가격설정(P_t^*)은 다음과 같이 주어진다.

$$P_t^*=\frac{\epsilon_p}{\epsilon_p-1}\frac{E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\xi_p)^k M_{t,t+k}MC_{t+k}\,y_{t+k}(j)\right\}}{E_t\left\{\sum_{k=0}^{\infty}(\xi_p)^k M_{t,t+k}\,y_{t+k}(j)\right\}} \tag{7}$$

개별 중간재 생산기업의 가격설정 방정식으로부터 경제전체의 물가(인플레이션율 (π_t))는 다음과 같이 움직임을 알 수 있다.

$$1=\xi_p\left(\pi_t^{-1}\pi_{t-1}^{\gamma_p}\right)^{1-\epsilon_p}+(1-\xi_p)pst^{1-\epsilon_p} \tag{8}$$

위의 식에서 pst는 다음과 같이 주어진다.

$$pst=\frac{P_t^*}{P_t}=\left(\frac{1-\xi_p\left(\pi_t^{-1}\pi_{t-1}^{\gamma_p}\right)^{1-\epsilon_p}}{1-\xi_p}\right)^{\frac{1}{1-\epsilon_p}} \tag{9}$$

식 (8)에서 보듯 가격설정을 하지 않는 기업들은 전기의 인플레이션율에 물가연동(γ_p)을 한다고 가정한다.

정상상태(steady state)에서의 인플레이션율이 0이 아니면 중간재 생산기업들이 설정하는 상대가격들이 왜곡을 받게 된다. Yun(2005)에 의하면 상대가격 왜곡(relative price distortion; Δ_t)은 다음과 같이 움직인다.

$$\Delta_t=(1-\xi_p)pst^{-\epsilon_p}+\xi_p\pi_t^{\epsilon_p}\pi_{t-1}^{-\gamma_p\epsilon_p}\Delta_{t-1} \tag{10}$$

중간재를 생산하는 기업(j)이 직면한 생산함수는 아래의 식 (12)와 같다고 하

자. 각 요소의 최적 투입량 및 기업의 한계비용은 아래의 비용최소화 문제를 통해 도출할 수 있다.

$$Min\ \ r_t^k K_{j,t-1} + w_t N_{j,t} \tag{11}$$

s. t.

$$y_t(j) = \exp(A_t) K_{j,t-1}^{\alpha} N_{j,t}^{1-\alpha} - \Phi \tag{12}$$

위의 식에서 r_t^k는 자본의 실질임대가격, w_t는 실질임금, Φ는 고정비용, A_t는 기술충격, K_t는 자본스톡, N_t는 노동투입을 나타낸다.

이 문제의 1계조건으로부터 자본의 실질임대가격과 실질임금은 다음과 같이 주어진다.

$$r_t^k = mc_t \exp(A_t) \alpha \left(\frac{N_t}{K_{t-1}} \right)^{1-\alpha} \tag{13}$$

$$w_t = mc_t \exp(A_t)(1-\alpha) \left(\frac{N_t}{K_{t-1}} \right)^{-\alpha} \tag{14}$$

위의 식에서 mc_t는 실질한계비용을 나타낸다. 개별 기업은 동일한 생산기술을 사용하므로 이하에서는 개별 기업을 나타내는 j는 생략한다. 식 (13)과 식 (14)를 연립하여 K_{t-1}와 N_t를 소거하면 요소가격으로 표시된 mc_t의 식을 아래와 같이 얻을 수 있다.

$$mc_t = \frac{1}{\exp(A_t)} w_t^{1-\alpha} r_t^{k^{\alpha}} \left(\alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{-(1-\alpha)} \right) \tag{15}$$

3. 가 계

가계의 최적화 문제는 다음과 같다.

$$Max \sum_{t=0}^{\infty} E_t\left[\beta^t U(C_t, N_t)\right] \tag{16}$$

s. t.

$$\frac{B_{t+1}}{P_t} + K_{t+1} = \frac{R_t B_t}{P_t} + \frac{W_t}{P_t} N_t + \frac{R_t^k}{P_t} K_t - C_t \tag{17}$$

위의 식에서 C_t는 t기의 소비, B_t는 t기의 채권구입, R_t는 1기간 이자율, R_t^k는 자본의 명목임대가격, W_t는 명목임금을 나타낸다. 기간 효용함수는 다음과 같이 주어진다.

$$U(C_t, N_t) = \frac{e^{D_t}}{1-\sigma_C}\left(C_t - hC_{t-1}\right)^{1-\sigma_C} - \frac{1}{1+\sigma_N} N_t^{1+\sigma_N} \tag{18}$$

위의 식에서 D_t는 t기의 선호충격, h는 습관을 반영하는 모수, σ_C는 상대적 위험혐오 또는 기간간 대체탄력성의 역수를 나타내고, σ_N은 Frisch 노동공급 탄력성의 역수를 나타낸다. 본고에서 우리는 내연적(internal) 습관을 고려한다.

가계가 직면한 최적화 문제의 라그랑지안은 다음과 같다.

$$\underset{\{C_t, N_t, B_{t+1}\}}{\mathcal{L} \equiv \sum_{t=0}^{\infty}} \beta^t E_t\left\{U(C_t, N_t) + \lambda_t\left[\frac{R_t B_t}{P_t} + \frac{W_t}{P_t} N_t + \frac{R_t^K}{P_t} K_t - C_t - \frac{B_{t+1}}{P_t} - K_{t+1}\right]\right\} \tag{19}$$

이 문제의 1계조건은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \lambda_t = MC_t &= \exp(D_t)\left(C_t - hC_{t-1}\right)^{-\sigma_C} \\ &\quad - \beta h \exp(D_{t+1})\left(C_{t+1} - hC_t\right)^{-\sigma_C} \end{aligned} \tag{20}$$

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{MUN_t}{\lambda_t} = \frac{N_t^{\sigma_N}}{\lambda_t} \tag{21}$$

$$1 = E_t\left[\beta \frac{MC_{t+1}}{MC_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} (1 + R_t)\right] \tag{22}$$

식 (20) 은 소비의 한계효용(MUC_t) 을 나타낸다. 식 (21) 은 노동(여가) 과 소비 사이의 한계대체율이 실질임금과 같다는 효율성 조건이다. 식 (22) 는 오일러 방정식이다.

투자를 함에 있어서 조정비용이 발생하는 경우에 조정비용($S(\cdot)$) 은 Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005) 를 따라서 다음과 같이 설정한다.

$$K_t = K_{t-1}[1-\delta] + \lfloor 1 - S\left(\epsilon_t^I I_t / I_{t-1}\right) \rfloor I_t,$$

$$S(1) = S'(1) = 0,\ S''(1) > 1 \tag{23}$$

$$S(\cdot) = \frac{S''}{2}\left(\frac{I_t}{I_{t-1}} - 1\right)^2 \tag{24}$$

위의 식에서 I_t는 t기의 투자, δ는 감가상각률을 나타낸다. 조정비용이 식 (24) 로 주어지면 자본스톡 및 투자에 관한 1계조건은 다음과 같다.

$$Q_t = E_t\left[\beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t}\left(Q_{t+1}(1-\delta) + r_{t+1}^k\right)\right] \tag{25}$$

$$Q_t S'\left(\cdot = \frac{\epsilon_t^I I_t}{I_{t-1}}\right)\left(\frac{\epsilon_t^I I_t}{I_{t-1}}\right) - \beta E_t Q_{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} S'(\cdot)\left(\frac{\epsilon_{t+1}^I I_{t+1}}{I_t}\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)$$

$$+1 = Q_t(1 - S(\cdot)) \tag{26}$$

위의 식에서 Q_t는 토빈의 q를 나타낸다.

4. Resource constraint

앞에서도 언급했듯이 정상상태에서 인플레이션율이 0이 아니면 상대가격 왜곡이 발생하고 이로 인해 왜곡이 없을 경우와 비교하여 격차(wedge) 가 발생한다. Yun (2005) 과 Christiano, Motto, and Rostagno (2007, 앞으로는 CMR이라고 부른다) 를 따라서 격차를 고려한 자원 제약식은 다음과 같이 주어진다.

$$Y_t = \frac{1}{\Delta_t}\left(\exp(A_t)K_t^{\alpha}N_t^{1-\alpha} - \Phi\right) \tag{27}$$

$$Y_t = C_t + I_t \tag{28}$$

5. 통화정책

정책당국은 다음과 같은 테일러 타입 이자율 준칙을 따른다고 하자.

$$R_t = \left(\left(\frac{\pi_t}{\pi_{ss}}\right)^{r_\pi}\left(\frac{Y_t}{Y_{ss}}\right)^{r_y}\frac{\pi_{ss}}{\beta}\right)^{1-\rho} R_{t-1}{}^{\rho}\exp(m_t) \tag{29}$$

위의 식에서 아래첨자 ss는 정상상태, ρ는 이자율 평활화(smoothing)를 반영하는 모수, m_t은 통화충격을 나타낸다.

6. 충 격

경제에 발생하는 충격은 여러 가지가 있을 수 있으나 본고에서는 기술충격, 선호충격, 통화충격을 고려한다. 각각의 충격은 다음 과정을 따른다고 하자.

$$A_t = \rho_a A_{t-1} + \epsilon_a \tag{30}$$

$$D_t = \rho_d D_{t-1} + \epsilon_d \tag{31}$$

$$m_t = \epsilon_m \tag{32}$$

7. 만기별 이자율

앞에서 도출한 오일러 방정식 (22)는 자산가격을 결정하는 식이다. 자본시장이 효율적이고, 차익거래가 없다는 가정하에 1기간 이자율과 N기간 이자율은 다음과 같이 결정된다.

$$R_t^1 = \left[E_t(M_{t,t+1})\right]^{-1} \tag{33}$$

$$R_t^N = \left[E_t\left(M_{t,t+1} M_{t+1,t+2} \cdot\cdot\cdot M_{t+N-1,t+N}\right)\right]^{-1} \tag{34}$$

Ⅲ. 모형의 추정과 시뮬레이션

1. 베이지안 추정

본고는 통상적인 캘리브레이션에서 하듯 기존 연구를 인용하거나 경우에 따라서는 임의로 모수값을 설정하는 대신 베이지안 방식으로 모수값을 추정하였다. 동태적 확률적 일반균형 모형의 베이지안 추정으로는 Smets and Wouters(2003, 2007), Rabanal and Rubio-Ramirez(2005), Schorfheide and An(2007) 등을 들 수 있다. 본고에서 베이지안 추정에 사용한 생산과 물가수준 자료는 Rabanal and Rubio-Ramirez(2005)를 따라서 BLS(Bureau of Labor Statistics)에서 발표한 비농업 민간부문 실질생산(real output from the nonfarm business sector)과 그에 대응하는 물가수준을 사용하였다. 단기 정책금리로는 연방준비기금 기준금리를 사용하였다. 표본기간은 1964년 1분기부터 2006년 4분기까지이다. 베이지안 추정을 위한 로그 선형근사식은 기본적으로 Smets and Wouters(2003), Rabanal and Rubio-Ramirez(2005)와 동일하고, 정상상태에서의 인플레이션율이 0이 아닌 경우 상대가격 왜곡을 반영하기 위해 상대가격 왜곡의 로그 선형근사식을 추가하였다. 베이지안 추정에 사용한 로그 선형근사식은 부록에 보고하고 있다.

〈표 1〉은 제Ⅱ장에서 제시한 일반모형의 베이지안 추정결과를 보여주고 있다. 베이지안 추정을 함에 있어서 기존 거시경제 연구에서 일반적으로 사용하는 일부 모수의 값은 그대로 사용하였다. 예를 들면, 생산함수의 자본계수 $\alpha = 0.3$, 할인인자 $\beta = 0.99$, 감가상각률 $\delta = 0.025$, 중간재 수요의 가격탄력성 $\epsilon_p = 6$, 소비/(소비+투자) 비율 $s_c = 0.75$로 사전에 설정하였다. 베이지안 추정을 함에 있어서 사전적 분포는 Smets and Wouters(2003)를 따랐다. 〈표 1〉에서 보듯이 대부분의 모수값은 기존 연구에서 추정되었거나 사용한 값과 별 차이가 없지만 몇 가지 주목할 만한 결과가 있다. 첫째, 가격조정을 하지 않는 기업들이 물가연동을 하는 크기가 사실상 0에 가까운 음수로 추정된 점이다. 둘째, 선호충격이 상당히 일시적이고, 표준편차는 꽤 크게 추정된 점이다. 베이지안 추정에서는 잘 알려진 사실이지만 추정결

과가 사전적 분포 설정에 상당히 영향을 받으므로 본고는 모의실험에 사용할 모수 값을 단순히 베이지안 추정의 사후적 평균이나 모드를 사용하지 않고 〈표 2〉에 보고한 것처럼 그에 근사한 값을 사용하였다.

〈표 1〉 일반모형 베이지안 추정결과

모수	사전분포			사후적 추정결과			
	분포	평균	표준오차	평균	모드	90% 신뢰구간	
σ_C	normal	1.000	0.375	0.9899	1.0000	0.3628	1.5640
h	beta	0.70	0.10	0.8486	0.9057	0.7439	0.9415
Φ/Y_{SS}	normal	0.08	0.025	0.0825	0.0791	0.0415	0.1292
σ_N	normal	0.500	0.05	0.5235	0.5161	0.4476	0.5922
r_π	normal	1.700	0.10	1.5623	1.5574	1.4052	1.7168
r_y	normal	0.125	0.05	0.1979	0.2015	0.1379	0.2477
γ_p	normal	0.500	0.10	-0.0238	-0.0550	-0.1328	0.0663
ξ_p	beta	0.750	0.05	0.7170	0.7122	0.6614	0.7771
ρ	beta	0.850	0.10	0.8814	0.8836	0.8559	0.9076
ρ_a	beta	0.850	0.10	0.8954	0.9117	0.8346	0.9615
ρ_D	beta	0.850	0.10	0.6078	0.5817	0.5026	0.7203
ϵ_a	inverted gamma	0.004	2*	0.0115	0.0090	0.0057	0.0183
ϵ_D	inverted gamma	0.002	2*	0.0603	0.0412	0.0301	0.0986
ϵ_m	inverted gamma	0.001	2*	0.0020	0.0020	0.0018	0.0022

* : 자유도

2. 시뮬레이션

위험보상이 시간에 따라 변하는 경우를 일반균형 모형에서 도출하고 추정하는 방법은 여러 가지가 있다. 한 가지 접근방법은 동태적 확률적 일반균형 모형으로부터 균형조건을 도출하고, Dynare 등 컴퓨터 프로그램을 사용하여 균형해를 구한 후, 모의실험(simulation)을 통해 이자율과 위험보상을 추정하는 방법(DSGE-simulation 모형)이다. 이 방법을 사용한 대표적 연구로 RS(2007)를 들 수 있다. 시간에 따라 변하는 위험보상을 추정하는 또 다른 접근 방법은 동태적 확률적 일반균형 모형으로부터 균형조건을 도출하고 이자율 등 자료 생성과정에 로그정규분포 등 특정분포

를 가정하여 시간에 따라 변하는 위험보상을 추정하는 방법이다. 예를 들면, Doh(2007)는 DSGE의 균형조건을 2계근사한 후 충격이 정규분포를 따른다는 가정하에 위험보상이 시간에 따라 변하는 DSGE-affine 모형을 베이지안 방식으로 추정하였다.

본고는 RS(2007)의 방법을 따라서 우선 dynare를 사용하여 DSGE 모형의 해를 구하고, dynare++ 버전 1.3.5를 사용하여 균형해를 상태변수에 3계 근사시킴으로써 시간에 따라 변하는 위험보상을 생성하였다. 모의실험은 175기간(분기)을 1000번 반복하였다.

〈표 2〉 모수값

	RS(2007) 캘리브레이션	RS(2007) 베이지안 추정	일반모형 캘리브레이션 (RS[2007])	일반모형 캘리브레이션 (CMR[2007])	일반모형 베이지안 추정
σ_C	2.5	2.0	2.5	1.00	1.00
h	0.8	0.6	0.8	0.63	0.8
σ_N	0.5	0.18	0.5	1.0	0.5
r_π	1.5	1.9	1.5	1.95	1.6
r_y	0	0	0	0.18	0.15
γ_p	0	0	0.6	0.6	0
α	0	0	0.3	0.40	0.3
β	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99
ϵ_p	11	11	11	6	6
ξ_p	0.75	0.8	0.75	0.75	0.75
ρ	0.9	0.5	0.9	0.81	0.88
ρ_a	0.9	0.85	0.9	0.8	0.9
ρ_D	0.95	0.6	0.95	0.8	0.6
σ_{ϵ_a}	0.0035	0.01	0.0035	0.0035	0.0127
σ_{ϵ_D}	0.08	0.074	0.07	0.008	0.0668
σ_{ϵ_m}	0.003	0.0054	0.003	0.003	0.002

〈표 2〉는 모의실험에 사용된 모수값을 보여주고 있다. 둘째 칸은 RS(2007)가 사용한 모수값, 셋째 칸은 RS(2007) 모형의 베이지안 추정치로부터 추출한 모수값이

다. RS(2007) 모형의 베이지안 추정에 있어서 〈표 1〉과 다른 점은 상대적 위험혐오 또는 기간간 대체탄력성의 역수를 나타내는 σ_C의 사전분포에서 평균을 RS(2007)가 사용한 값과 유사한 2로 설정한 점이다. 여섯째 칸은 제Ⅱ장에서 소개한 일반모형의 베이지안 추정치로부터 추출한 모수값을 보고하고 있다. 앞에서도 언급한 것처럼 모의실험에 사용한 모수값은 〈표 1〉에 보고된 베이지안 추정의 사후적 평균이나 모드와 정확히 일치하지는 않는다. 넷째 칸은 제Ⅱ장에서 소개한 일반모형에 RS(2007)가 사용한 캘리브레이션 값을 적용한 경우이다. 일반모형에서 물가연동을 반영하는 $\gamma_p = 0.6$, 자본탄력성 $\alpha = 0.3$으로 설정하였다. 선호충격의 표준편차를 RS(2007)처럼 $\sigma_{\epsilon_D} = 0.08$로 하면 모형이 수렴하지 않아서 $\sigma_{\epsilon_D} = 0.07$로 하였다. 다섯째 칸은 앞으로 설명하겠지만 다음 장에 보고할 모의실험 결과의 견고함을 확인하기 위해 거시경제 연구에서 일반적으로 사용하는 모수값을 대표하는 CMR(2007)의 경우를 보고하고 있다. 표에서 가장 주목할 부분은 선호충격의 지속성과 표준편차이다. RS(2007)의 경우에는 선호충격이 지속적이고($\rho_D = 0.95$), 충격의 표준편차($\sigma_{\epsilon_D} = 0.08$)도 매우 크다. 이에 비해 RS(2007) 모형이나 일반모형 베이지안 추정결과에 의하면 선호충격의 표준편차($\sigma_{\epsilon_D} \approx 0.07$)는 RS(2007) 모형에 비해 약간 작지만 지속성은 크게 떨어지는 것으로 나타난다($\rho_D = 0.6$).

Ⅳ. 결 과

〈표 3〉은 〈표 1〉과 〈표 2〉에서 보고한 베이지안 추정결과를 사용하여 모의실험을 통해 생성한 만기별 이자율 자료의 평균, 표준편차, 실질생산과의 상관계수를 보고하고 있다. 우선 〈표 3〉에 보고한 실제 및 모의실험 자료의 평균을 보자. 실제자료와 RS(2007)의 모의실험 결과는 만기가 길어짐에 따라 평균이자율이 상승하는 우리가 일반적으로 관찰하는 우상향하는 수익률 곡선을 보여주고 있다. 실제 자료를 보면, 3개월 만기 국채수익률은 약 5%, 20년 만기 국채수익률은 약 6.5%이다(둘째 칸). 이에 비해 베이지안 추정치를 사용하여 모의실험을 통해 생성한 수익률 곡선은 RS(2007) 모형의 경우에는 3개월 만기 국채수익률이 7.5%, 20년 만기 국채수익률이 약 7.6%로 나타나서 사실상 수익률 곡선이 평평하다(넷째 칸). 일반모형의 경우에는 처음에는 약간 상승하다가 나중에는 감소하는 형태를 보여주고 있다

(다섯째 칸). 즉, 베이지안 추정치를 사용하여 이자율 자료를 생성하면 RS(2007)와 달리 우상향하는 수익률 곡선을 얻기가 쉽지 않다. 이 부분이 RS(2007)의 결과에서 우리가 주목해야 할 부분이다. 본 저자들의 실험결과에 의하면 DSGE 모형으로부터 우상향하는 정형화된 수익률 곡선을 도출하려면 RS(2007)의 경우처럼 충격이 매우 지속적이고, 충격의 표준편차 또한 일반적으로 받아들이는 값보다 상당히 커야 한다.

〈표 3〉 실제자료와 모의실험 자료의 기초 통계

	평균					
	실제자료 RS(2007) Table 1, 2	모의실험 RS(2007) Table 1, 2	모의실험 RS(2007) 베이지안 추정치	모의실험 일반모형 베이지안 추정치	모의실험 일반모형 CMR(2007) 모수값	모의실험 일반모형 RS(2007) 모수값
π_t			3.559	3.531	3.687	2.806
$R_{1,t}$	5.065	4.901	7.50	7.20	7.698	6.132
$R_{4,t}$	5.479	6.168	7.56	7.47	7.705	6.659
$R_{40,t}$	6.225	6.554	7.58	7.52	7.706	6.798
$R_{80,t}$	6.549	6.561	7.58	7.50	7.705	6.801
$R_{40,t}-R_{1,t}$	1.160	1.637	0.081	0.317	0.007	0.666
$R_{80,t}-R_{1,t}$	1.049	1.660	0.081	0.300	0.007	0.669
$R_{40,t}-R_{4,t}$	0.746	0.387	0.014	0.048	0.000	0.139
$R_{80,t}-R_{4,t}$	0.629	0.393	0.014	0.031	0.000	0.142

	표준편차					
	실제자료 RS(2007) Table 1, 2	모의실험 RS(2007) Table 1, 2	모의실험 RS(2007) 베이지안 추정치	모의실험 일반모형 베이지안 추정치	모의실험 일반모형 CMR(2007) 모수값	모의실험 일반모형 RS(2007) 모수값
π_t	3.48	3.22	0.27	3.17	0.788	1.67
$R_{1,t}$	3.051	1.936	2.278	1.549	0.561	5.071
$R_{4,t}$	3.129	1.386	1.059	1.468	0.469	1.909
$R_{40,t}$	2.964	0.537	0.115	0.898	0.165	1.217
$R_{80,t}$	3.157	0.330	0.063	0.621	0.112	0.899
$R_{40,t}-R_{1,t}$	1.159	1.662	2.175	0.784	0.424	4.690
$R_{80,t}-R_{1,t}$	1.323	1.758	2.221	0.999	0.471	4.815
$R_{40,t}-R_{4,t}$	0.968	1.011	0.950	0.610	0.319	1.051
$R_{80,t}-R_{4,t}$	1.135	1.145	0.999	0.871	0.773	1.265

	Y_t와의 상관계수					
	실제자료 RS(2007) Table 1, 2	모의실험 RS(2007) Table 1, 2	모의실험 RS(2007) 베이지안 추정치	모의실험 일반모형 베이지안 추정치	모의실험 일반모형 CMR(2007) 모수값	모의실험 일반모형 RS(2007) 모수값
π_t	0.27	0.21	0.36	0.24	0.008	0.53
$R_{1,t}$	0.147	0.112	0.005	0.059	-0.141	0.051
$R_{4,t}$	0.122	0.213	0.059	0.124	0.008	0.266
$R_{40,t}$	-0.007	0.403	0.098	0.045	0.066	0.376
$R_{80,t}$	-0.053	0.405	0.089	0.024	0.051	0.381
$R_{40,t}-R_{1,t}$	-0.406	-0.000	0.000	-0.065	0.212	0.043
$R_{80,t}-R_{1,t}$	-0.419	-0.047	-0.002	-0.077	0.180	0.018
$R_{40,t}-R_{4,t}$	-0.416	-0.079	-0.054	-0.232	0.023	-0.047
$R_{80,t}-R_{4,t}$	-0.399	-0.142	-0.057	-0.192	0.006	-0.130

베이지안 추정결과가 사전에 설정한 평균, 표준편차 등 기초 통계량과 분포에 의존함은 잘 알려져 있다. 따라서 본고는 베이지안 추정치 대신 기존 거시경제 연구에서 많이 사용하는 모수값을 사용하여 모형의 균형해를 구하고 이자율 자료를 생성하였다. 본고는 CMR(2007)이 미국 및 유럽의 거시경제변수의 움직임을 설명하기 위해 사용한 모수값과 (RS(2007)와의 비교를 위해) RS(2007)가 사용한 캘리브레이션 값을 일반모형에 적용하여 만기별 이자율 자료를 생성하였고, 모수값은 앞의 〈표 2〉에 보고하고 있다.

〈표 3〉에서 보듯이 거시경제 연구에서 일반적으로 사용하는 모수값(보다 구체적으로는 CMR(2007)의 모수값, 여섯째 칸)을 사용하더라도 결과는 개선되지 않는다. 모의실험을 통해 생성된 자료의 평균은 만기와 상관없이 7% 중반으로 실제자료보다 약간 높고, 수익률 곡선도 우상향하지 않고 평평하다. 이에 비해 일반모형에 RS(2007)가 사용한 캘리브레이션 값을 적용하면(일곱째 칸) 단순모형처럼 실제자료를 잘 설명하지는 못하지만 다른 경우에 비해서는 상대적으로 수익률곡선이 우상향하는 정도를 잘 설명할 수 있는 것으로 나타난다.

다음으로 실제 및 모의실험 자료의 표준편차를 보자. 이자율 기간구조에 관한 정형화된 사실 가운데 하나는 만기가 증가할수록 이자율의 표준편차가 감소하거나 거의 일정하다는 것이다. RS(2007)는 물론 베이지안 추정치로부터 생성한 모의실험

자료나 CMR(2007)의 모수값으로부터 생성한 모의실험 자료 모두 만기가 증가함에 따라 이자율의 표준편차가 감소하는 것으로 나타난다. 그러나 이자율 수준의 경우 정도의 차이가 있을 뿐 RS(2007)를 포함한 모든 경우에 표준편차가 실제에 비해 상당히 작다는 것을 알 수 있다. 특히 거시경제 연구에서 일반적으로 사용하는 모수값(CMR(2007))을 사용하는 경우(여섯째 칸)에는 표준편차가 매우 작다는 것을 알 수 있다. 스프레드의 경우 RS(2007)는 캘리브레이션 값을 사용하든 베이지안 추정치를 사용하든(셋째 및 넷째 칸) 어느 정도 실제와 근사한 크기의 값을 보여주지만 CMR(2007)의 모수값을 사용하여 모의실험을 통해 생성한 자료들은 실제 자료보다 훨씬 작은 표준편차를 보여주고 있다(여섯째 칸). 일반모형에 RS(2007)가 사용한 캘리브레이션 값을 적용한 경우(일곱째 칸)에는 3개월 만기 이자율의 표준편차가 지나치게 커서 스프레드의 표준편차도 지나치게 크게 만드는 것을 확인할 수 있다.

마지막으로 실제 및 모의실험 자료의 실질생산과의 상관계수를 보자. 이자율 만기구조의 정형화된 사실 가운데 하나는 단기이자율은 대체로 경기순응적이고, 장기이자율은 경기역행적이며, 장단기 금리간의 스프레드는 경기역행적이라는 것이다(둘째 칸). 표에서 보듯이 RS(2007)의 경우(셋째 칸)에는 장기 이자율을 제외하고는 실질생산과의 상관계수가 실제 자료와 동일한 부호를 보여주고 있다. 베이지안 추정치를 사용하여 생성한 자료들(넷째 및 다섯째 칸)은 이자율 수준의 경우에는 경기순응적이고, 장단기 금리간 스프레드의 경우에는 경기역행적이어서 역시 장기금리를 제외하고는 실제자료와 동일한 부호를 보여주고 있다. 그러나 거시경제 연구에서 일반적으로 사용하는 모수값 즉, CMR(2007)의 모수값을 사용하여 생성한 자료들의 경우(여섯째 칸)에는 3개월 단기금리는 경기역행적, 나머지 이자율과 이자율 스프레드는 정도는 약하지만 모두 경기순응적으로 나타나서 실제와 반대 방향으로 움직이고 있다. RS(2007)의 캘리브레이션 값을 일반모형에 적용한 경우(일곱째 칸)에는 CMR(2007)의 경우보다는 상대적으로 실질생산과의 상관계수를 잘 설명하지만 베이지안 추정치를 사용한 경우보다는 잘 설명하지 못하는 것으로 나타난다.

이상의 결과들은 DSGE 모형을 사용하여 이자율의 기간구조를 설명하는 것이 쉽지 않다는 것을 시사한다. RS(2007)는 생산함수에 노동만 고려하고, 효용함수에 습관형성을 도입한 비교적 단순한 새케인즈학파 모형으로 이자율 기간구조를 상당히 잘 설명하였다. 그러나 RS(2007)의 경우에는 충격이 지나치게 지속적이고, 충격의 표준편차를 지나치게 크게 설정한 문제점이 있다. 본고는 RS(2007)의 모형을

좀 더 일반화시켜서 생산함수에 자본을 도입하고, 자본투자에 조정비용이 필요하며, 최적 가격조정을 하지 않는 기업들은 물가연동 가격조정을 한다고 설정하였다. 모형을 좀 더 일반화시켰음에도 불구하고 모형을 베이지안으로 추정한 후 모의실험을 통해 이자율 자료를 생성한 결과 이자율의 움직임을 단순한 모형보다 잘 설명하지는 못한다는 것을 확인하였다. 주목할 만한 것은 거시경제 연구에서 일반적으로 사용하는 모수값(CMR(2007))을 사용하여 이자율 자료를 생성한 경우에 현실자료 설명력이 가장 떨어진다는 점이다.

V. 결 론

본고는 DSGE 모형의 생산함수에 자본을 도입하고, 자본투자에 조정비용이 필요하며, 최적 가격조정을 하지 않는 기업들은 물가연동 가격조정을 한다고 설정한 후 균형조건의 로그 선형근사식을 베이지안 방식으로 추정하고 모의실험을 통해 시간가변 위험보상이 반영된 만기별 이자율 자료를 생성하였다. 분석 결과 일반적인 모형의 베이지안 추정치를 이용하여 모의실험을 하든 거시경제 연구에서 일반적으로 사용하는 모수값을 사용하여 모의실험을 하든 실제의 이자율 기간구조를 단순한 모형보다 잘 설명한다는 증거가 없음을 보이고 있다. 물론 본고가 일반적인 형태의 DSGE 모형을 모두 고려한 것도 아니고, 가능한 모든 모수값을 사용하여 모의실험을 한 것도 아니어서 단정적으로 말할 수는 없지만, 복잡한 모형을 사용한다고 이자율 기간구조를 잘 설명할 수 있는 것은 아닌 것으로 보인다. 그렇다고 해서 RS(2007)로 대표되는 단순한 형태의 DSGE 모형이 이자율 기간구조를 잘 설명한다고 할 수도 없다. 그 이유는 RS(2007)가 모의실험에 사용한 모수값은 거시경제 연구에서 일반적으로 받아들여지는 모수값이 아니기 때문이다.

사실 모형이 복잡하다고 해서 만기별 이자율의 움직임을 더 잘 설명할 수 있다는 직관은 없다. 이자율 기간구조를 설명하려면 만기가 길어짐에 따라 시간 가변 위험보상이 어떻게 움직이는지를 설명할 수 있어야 한다. 그러나 모형에 자본을 추가하고, 개별 기업의 가격설정 방식을 좀 더 복잡하게 현실화시켜도, 혹은 다른 각도에서 더 현실화시켜도 그것이 만기가 길어짐에 따라 위험보상에 어떤 영향을 미치는가에 관한 사전적인 직관이 없으면 복잡한 모형이 실제의 이자율 기간구조를 잘 설명할 수 있으리라고 기대하기는 어렵다. 이런 점에서 보다 상식적인 모수값을 사용

하여 이자율 기간구조를 설명할 수 있는 동태적 확률적 일반균형 모형을 모색해보는 것은 앞으로의 연구과제라고 하겠다.

■ 참 고 문 헌

1. Ang, Andrew and Monika Piazzesi, "No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, 2003, pp. 745-787.
2. Bekaert, Geert, Seonghoon Cho, and Antonio Moreno, "New-Keynesian Macroeconomics and the Term Structure," unpublished manuscript, Columbia Business School, 2006.
3. Calvo, Guillermo A., "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, 1983, pp. 383-398.
4. Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, "Yield Spreads and Interest Rate Movements: Bird's Eye View," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, 1991, pp. 495-514.
5. Christiano, Lawrence J., Eichenbaum, Martin, and Charles L. Evans, "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 1, 2005, pp. 1-45.
6. Christiano, Lawrence, Motto, Roberto, and Massimo Rostagno, "Financial Factors and Business Cycles," unpublished manuscript, 2007.
7. Doh, Taeyoung, "What Moves the Yield Curve? Lessons from an Estimated Nonlinear Macro Model," unpublished manuscript, 2007.
8. Hordahl, Peter, Oreste Tristani, and David Vestin, "The Yield Curve and Macroeconomic Dynamics," ECB Working Paper 832, 2007.
9. Jermann, Urban J., "Asset Pricing in Production Economies," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, 1998, pp. 257-275.
10. Rabanal, Pau and Juan F. Rubio-Ramirez, "Comparing New Keynesian Models of Business Cycle: A Bayesian Approach," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52, 2005, pp. 1151-1166.
11. Ravenna, Federico and Juha Seppala, "Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates," unpublished manuscript, University of Illinois, 2007.
12. Rudebusch, G. D., B. P. Sack, and E. T. Swanson, "Macroeconomic Implications of changes in the Term Premium," FRBSF WP 2006-46, 2006.
13. Schorfheide, Frank and Sungbae An, "Bayesian Analysis of DSGE Models," *Econometric Reviews*, Vol. 26, No. 2-4, 2007, pp. 113-172,

14. Smets, Frank and Rafael Wouters, "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of European Economic Association*, Vol. 1, 2003, pp. 1123-1175.

15. ____________, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, Vol. 97, 2007, pp. 586-606.

16. Wu, Tao, "Macro Factors and the Affine Term Structure of Interest Rates," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 38, No. 7, 2006, pp. 1847-1876.

17. Yun, Tack, "Optimal Monetary Policy with Relative Price Distortions," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, March 2005, pp. 89-109.

〈부 록〉 로그 선형근사식

$$\widehat{MUC}_t = \frac{\sigma_C}{(1-\beta h)(1-h)}\left(-(1+\beta h^2)\,\widehat{C}_t + h\,\widehat{C}_{t-1} + \beta h\,\widehat{C}_{t+1}\right)$$

$$-\frac{\beta h}{1-\beta h}\widehat{D}_{t+1} + \frac{1}{1-\beta h}\widehat{D}_t \tag{A1}$$

$$\widehat{K}_t = (1-\delta)\widehat{K}_{t-1} + \delta\hat{I}_{t-1} \tag{A2}$$

$$\hat{I}_t = \frac{1}{1+\beta}\hat{I}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{I}_{t+1} + \frac{1}{(1+\beta)S''}\widehat{Q}_t \tag{A3}$$

$$\widehat{Q}_t = -\left(\widehat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1}\right) + \frac{1-\delta}{1-\delta+r_{ss}^k}E_t\widehat{Q}_{t+1} + \frac{r_{ss}^k}{1-\delta+r_{ss}^k}E_t\hat{r}_{t+1}^k \tag{A4}$$

where $r_{ss}^k = \dfrac{1}{\beta} - (1-\delta)$

$$\widehat{mc}_t = \alpha\hat{r}_t^k + (1-\alpha)\hat{w}_t - \widehat{A}_t \tag{A5}$$

$$\widehat{y}_t = s_c\widehat{C}_t + s_i\widehat{I}_t \tag{A6}$$

$$\widehat{N}_t = -\widehat{w}_t + \widehat{r}_t^k + \widehat{K_{t-1}} \tag{A7}$$

$$\widehat{w}_t = -\widehat{MUC}_t + \sigma_N\widehat{N}_t \tag{A8}$$

$$\widehat{MUC}_t = \widehat{MUC}_{t+1} + \widehat{R}_t - \widehat{\pi_{t+1}} \tag{A9}$$

$$\widehat{y}_t = \left(1+\frac{\Phi}{Y_{ss}}\right)\left(\widehat{A}_t + \alpha\widehat{K}_{t-1} + (1-\alpha)\widehat{N}_t\right) - \widehat{\Delta}_t \tag{A10}$$

$$\widehat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\gamma_p} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{\gamma_p}{1+\beta\gamma_p} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1+\beta\gamma_p} \frac{(1-\beta\xi_p)(1-\xi_p)}{\xi_p} \left[\alpha \widehat{r_t^k} + (1-\alpha)\widehat{w_t} - \widehat{A_t} \right] \tag{A11}$$

$$\Delta_t = \epsilon_p \xi_p \pi_{ss}^{\epsilon_p(1-\gamma_p)} \left[1-(1-\xi_p)^{\frac{1}{1-\epsilon_p}} \left(1-\xi_p \pi_{ss}^{(\epsilon_p-1)(1-\gamma_p)}\right)^{\frac{-1}{1-\epsilon_p}} \pi_{ss}^{-(1-\gamma_p)} \Delta_{ss}^{-1} \right] \widehat{\pi}_t$$

$$- \epsilon_p \xi_p \gamma_p \pi_{ss}^{\epsilon_p(1-\gamma_p)} \left[1-(1-\xi_p)^{\frac{1}{1-\epsilon_p}} \left(1-\xi_p \pi_{ss}^{(\epsilon_p-1)(1-\gamma_p)}\right)^{\frac{-1}{1-\epsilon_p}} \pi_{ss}^{-(1-\gamma_p)} \Delta_{ss}^{-1} \right] \hat{\pi}_{t-1} + \xi_p \pi_{ss}^{\epsilon_p(1-\gamma_p)} \widehat{\Delta}_{t-1} \tag{A12}$$

$$\widehat{R_t} = \rho \widehat{R}_{t-1} + (1-\rho)\left(r_\pi \hat{\pi}_{t-1} + r_Y \widehat{Y}\right) + \widehat{m}_t \tag{A13}$$

A DSGE Model and the Term Structure of Interest Rates: Calibration vs Bayesian Estimation of Parameters

Seungju Kim* · Wooheon Rhee**

Abstract

We consider a DSGE model with the capital stock in the production function, adjustment costs in investment, and indexation in price setting and do Bayesian estimation of parameters from a log linearized model. We do simulations in order to generate the interest rates with the time-varying term premia and find that the more generalized DSGE model does not explain the term structure of interest rates better than a simple model.

Key Words: DSGE model, term structure of interest rates, Bayesian estimation

* Research Assistant, KDI
** Professor, Department of Economics, Kyunghee University