

## 뉴스 충격과 우리나라의 경기변동: 베이지안 명목 가격 경직성 모형을 중심으로\*

이 준 희\*\*

본 논문에서는 우리나라의 경기변동에서 뉴스 충격의 중요성을 파악하기 위하여 증규모 명목 경직성 DSGE 모형을 구축하고 베이지안 방법으로 추정하였다. 분석 결과 우리나라의 경기변동 원인으로 뉴스 충격보다는 기대되지 않은 충격이 중요한 것으로 나타난다. 다만 뉴스 충격의 도입으로 로그 한계 우도가 증가하는 등 모형의 적합도가 향상되고 이자율 변동에서 통화정책 뉴스 충격의 역할이 중요한 것으로 나타나는 등 뉴스 충격의 중요성을 무시하기는 어려운 것으로 보인다. 특히, 이자율 변동이 통화정책 뉴스 충격으로 많은 부분 설명된다는 점에서 통화정책 당국의 시장과의 원활한 정보교환으로 이자율 변동 및 경기변동의 불확실성을 줄이는 데 노력할 필요가 있다.

핵심주제어: 뉴스 충격, 명목 경직성, 동태확률일반균형 모형, 베이지안 추정, 부의 효과

경제학문헌목록 주제분류: E30, E32, E37

### I. 서론

거시경제에서 경기변동은 다양한 원인으로부터 발생할 수 있다. 예컨대, King and Rebelo(1999) 등의 전형적인 실물경기변동(real business cycles: 이하 RBC) 모형에서는 예상하지 못한 생산성 충격을 경기변동의 원인으로 설정한다. 이후 Smets and Wouters(2007)의 경우 RBC 모형에 명목 경직성을 도입한 동태확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium: 이하 DSGE) 모형을 설정하고 생산성 충격 이외에 통화정책 충격, 위험 프리미엄 충격, 마크업 충격 등 다양한 충격을 도입하여 경기변동 현상을 설명하고 있다. 이 경우에도 경기변동의

\* 이 연구는 2015학년도 영남대학교 학술연구조성비에 의한 것입니다. 본 논문의 수정에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자 두 분께 감사드립니다.

\*\* 영남대학교 국제통상학부 부교수, 전화: (053) 810-2769, E-mail: lee1838@ynu.ac.kr  
논문투고일: 2016. 9. 2 수정일: 2016. 10. 24 게재확정일: 2016. 11. 25

## 6 뉴스 충격과 우리나라의 경기변동

원인이 되는 외생적인 충격들은 예상하지 못한 충격으로 한정하고 있다.

한편, 예상하지 못한 충격이 경기변동의 원인이 된다는 이러한 기존의 연구에 비하여, 예상하지 못한 충격뿐만 아니라 미래의 외생적 충격에 대한 기대의 형성 및 변동으로 경기변동이 발생한다는 뉴스 충격에 따른 경기변동에 대한 연구가 최근 활발히 진행되고 있다. 예컨대, 미래의 생산성 충격에 대한 기대의 형성 및 동 기대의 변동으로 경기변동이 발생할 수 있다는 것이다. 이러한 뉴스 충격에 따른 경기변동의 경우 실제적인 충격이 발생하기 전에 기대의 변동으로 경기변동이 나타나는 특징을 가지고 있다.

Beaudry and Portier(2004)는 생산성 뉴스 충격에 따른 경기변동 현상을 RBC 모형을 이용하여 현대적인 틀에서 분석하였다. 전형적인 1부문 RBC 모형에서는 생산성 뉴스 충격에 의해 경기변동이 발생할 경우 Barro and King(1984)에서 지적한 바와 같이 소비와 노동시간이 반대로 움직임에 따라 경기변동의 주요 특징인 소비와 노동시간의 공행성(comovement)을 재현할 수 없다는 문제점이 나타난다. Beaudry and Portier(2004)은 이러한 공행성 문제를 해결하는 방법의 하나로 RBC 모형을 많은 부문으로 확장하고 비내구재 부문의 생산성 충격에 대하여 뉴스 충격을 도입하였다.

Jaimovich and Rebelo(2009)는 전형적인 1부문 RBC 모형에도 가변 자본 활용(variable capital utilization), 투자 조정 비용, 노동공급에 있어서 부의 효과의 크기를 파라미터로 설정할 수 있는 효용함수를 가정할 경우, 생산성 뉴스 충격에 따른 경기변동의 공행성 문제가 해결될 수 있음을 보이고 있다.

뉴스 충격에 따른 경기변동에 대한 이러한 이론적인 연구와 더불어 실제 자료를 이용하여 뉴스 충격에 따른 경기변동을 측정하려는 시도도 활발히 진행되고 있다. Schmitt-Grohe and Uribe(2012), Fujiwara *et al.*(2011), Khan and Tsoukalas(2012), Milani and Treadwell(2012) 등은 생산성 충격, 투자 충격, 정부 지출 충격, 임금 마크업 충격, 통화정책 충격 등 다양한 외생적 충격에 뉴스 충격을 도입한 DSGE 모형을 구축하고 이를 베이지안 또는 최우추정 방법을 통하여 추정하고 있다. Schmitt-Grohé and Uribe(2012)는 Jaimovich and Rebelo(2009) 유형의 모형을 추정한 결과 뉴스 충격이 경기변동의 50% 이상을 설명하는 것으로 분석하였다. 그러나 뉴스 충격 가운데에서는 Beaudry and Portier(2004) 및 Jaimovich and Rebelo(2009) 등에서 강조한 생산성 뉴스 충격이 아니라 임금 마크업 뉴스 충격이 가장 중요한 충격으로 나타났다. Fujiwara *et al.*(2011)은 Christiano *et al.*(2005), Smets and Wouters(2007) 유형의 명목 가격 경

직성 모형에 생산성 뉴스 충격을 도입하여 추정한 결과 미국의 경우 생산성 뉴스 충격이 산출변동의 8.53% 가량을 설명하는 것으로 나타났다. Khan and Tsoukalas(2012)는 Jaimovich and Rebelo(2009)의 가변 자본 활용, 투자 조정 비용, 부의 효과 파라미터를 가지는 선호를 도입함과 아울러 Christiano *et al.* (2005), Smets and Wouters(2007) 유형의 명목경직성을 도입한 중규모 DSGE 모형을 추정한 결과 생산성 뉴스 충격의 경우 산출증가의 1.35%만을 설명하고 임금 마크업 뉴스 충격이 산출증가의 7.50%를 설명하는 것으로 나타났다. 이에 따라 Khan and Tsoukalas(2012)는 뉴스 충격이 주요한 경기변동의 요인이 아니며, 특히 생산성 뉴스 충격이 경기변동에 미치는 영향은 미미하다고 분석하고 있다. Milani and Treadwell(2012)은 간략한 3개 방정식 뉴 케인지언 경기변동 모형을 이용하여 통화정책 충격에 뉴스 충격을 도입한 후 베이지안 방법으로 추정하였다. 그 결과 뉴스 통화정책 충격이 산출변동의 16% 가량을 설명하는데 반하여 기대하지 않은 통화정책 충격은 2% 가량을 설명하여, 기대하지 않은 통화정책 충격에 비하여 통화정책 뉴스 충격이 경기변동에서 보다 중요함을 보이고 있다.

한편, 우리나라의 경우 경기변동을 분석하기 위하여 DSGE 모형을 설정하고 분석한 경우로는 이준희·여택동(2008), 이만중·이우현·정용승(2009), 이준희(2014) 등 다수이나, 뉴스 충격을 도입하여 모형을 분석하는 연구는 많지 않은 상황이다. 강희돈·이중식(2008)은 뉴스 충격에 따른 경기변동 모형을 설정하고 최우추정으로 추정하고 있으나 뉴스 충격이 경기변동에서 차지하는 비중을 분산분해 등으로 제시하지 않고 있다. Hur(2015)의 경우 소규모 개방경제 RBC 모형을 설정하여 우리나라 경기변동에서 뉴스 충격의 역할을 살펴보고 있으나 명목 경직성을 도입하지 않으므로 통화정책 뉴스 충격의 효과를 분석하지 않는다.

본 연구에서는 뉴스 충격이 우리나라 경기변동에 미치는 영향을 분석하고자 다양한 뉴스 충격을 도입한 중규모 명목 경직성 DSGE 모형을 설정하고 실제 자료를 이용하여 이를 추정하였다. 이에 따라 생산성 뉴스 충격뿐만 아니라 Milani and Treadwell(2012)이 살펴본 통화정책 뉴스 충격을 포함한 다양한 뉴스 충격의 중요성을 우리나라 자료를 이용하여 추정하였다. 아울러 가변 자본 활용, 투자 조정 비용, 부의 효과 파라미터를 가지는 선호를 도입하여 이들을 도입할 경우 생산성 뉴스 충격이 경기변동에서 중요한 역할을 할 수 있다는 최근 Jaimovich and Rebelo(2009)의 생산성 뉴스 충격 이론 모형을 실제 자료에 비추어 살펴보았다.

## 8 뉴스 충격과 우리나라의 경기변동

분석 결과 우리나라의 경기변동 원인으로 뉴스 충격보다는 기대되지 않은 동시 충격이 중요한 것으로 나타난다. 다만 뉴스 충격의 도입으로 로그 한계 우도가 증가하는 등 모형의 적합도가 향상되고 이자율 변동에서 통화정책 뉴스 충격의 역할이 중요한 것으로 나타나는 등 뉴스 충격의 중요성을 무시하기는 어려운 것으로 보인다. 특히, 이자율 변동이 통화정책 뉴스 충격으로 많은 부분 설명된다는 점에서 통화정책 당국의 시장과의 원활한 정보교환으로 이자율 변동 및 경기변동의 불확실성을 줄이는 데 노력할 필요가 있는 것으로 나타난다.

## II. 뉴스 충격을 도입한 명목 경직성 DSGE 모형

이하에서는 뉴스 기대 충격을 도입한 명목 경직성 DSGE 모형을 구축한다. 본 모형은 Christiano *et al.*(2005), Smets and Wouters(2007)에 바탕을 둔 명목 경직성 모형으로서 아울러 Jaimovich and Rebelo(2009)의 생산성 뉴스 충격 모형에서 강조한 세 가지 요소, 즉 가변자본 활용, 자본조정 비용, 부의 효과 효용함수를 도입하였다. 본 모형은 대체로 Khan and Tsoukalas(2012)와 유사하나 Milani and Treadwell(2012)에서와 같이 통화정책 뉴스 충격을 도입하고 Jaimovich and Rebelo(2008)에서 가정한 노동조정 비용을 도입한다. 통화정책 뉴스 충격은 Milani and Treadwell(2012)에서와 같이 미국의 경우 경기변동에서 중요한 것으로 나타나 우리나라에서도 이를 살펴볼 필요가 있다. 노동조정 비용은 모형에서 노동의 변동성을 줄이는 역할을 한다. 아래에서는 이와 같이 설정된 모형을 간략히 설명하고자 한다.

### 1. 가계

가계  $h$ 는 다음과 같이 주어진 기간 간 기대효용을 극대화한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \exp(z_{c,t}) \frac{(C_t(h) - \bar{h}C_{t-1} - \chi_l(l_t(h))^{1+\sigma_l} X_t(h))^{1-\sigma_c} - 1}{1-\sigma_c} \quad (1)$$

여기서  $C_t(h)$ 는 소비,  $l_t(h)$ 는 노동공급을 나타내며  $z_{c,t}$ 는 일시적(stationary) 외생적 선호 충격이다. 아울러

$$X_t(h) = (C_t(h) - hC_{t-1})^\omega X_{t-1}(h)^{1-\omega} \quad (2)$$

로 정의된다. 위와 같은 형태의 효용함수는 Jaimovich and Rebelo(2008, 2009)를 따른다. 위 효용함수는 DSGE 모형에서 일반적으로 사용하는 King *et al.*(1988)의 효용함수와 노동공급에 있어서 부의 효과(wealth effect)가 존재하지 않는 Greenwood *et al.*(1988)의 효용함수를 특수한 경우로 포괄하는 보다 일반화된 효용함수이다. 즉,  $\omega$ 가 1인 경우에는 King *et al.*(1988)의 효용함수가 되며  $\omega$ 가 0인 경우에는 Greenwood *et al.*(1988)의 효용함수가 되는데,  $\omega$ 가 작을수록 노동공급에 있어서 부의 효과가 작아진다. 양의 생산성 뉴스 충격이 발생하면 부의 효과(wealth effect)로 노동공급이 감소하는 효과와 기간 간 대체효과로 노동공급이 증가하는 효과가 모두 나타나는데, 부의 효과가 작을 경우 기간 간 대체효과로 노동공급이 증가할 수 있다. 결국 Jaimovich and Rebelo(2008, 2009)의 효용함수에서  $\omega$ 가 작을 경우 Barro and King(1984)이 제기한 생산성 뉴스 충격에 따라 노동공급이 감소하는 공행성 문제가 나타날 가능성이 감소한다. 한편, 소비에 있어서 습관 형성을 나타내는  $hC_{t-1}$ 은 Dey(2014)에서 설명한 바와 같이 개인 소비가 아니라 전체 평균 소비에 의존하는 외부적 습관 형성(external habit formation)을 가정한다.<sup>1)</sup>

가계의 예산 제약식을 나타내면 다음과 같다.

$$P_t C_t(h) + B_t(h)/R_t \leq W_t(h) l_t(h) + B_{t-1}(h) - T_t + D_t \quad (3)$$

여기서  $B_t(h)$ 는  $t$ 기 보유  $t+1$ 기 만기 명목 채권,  $R_t$ 는 명목 이자율,  $W_t(h)$ 는 명목 임금,  $T_t$ 는 정액세(lump sum tax),  $D_t$ 는 기업으로부터의 배당을 나타낸다. 기업에 공급되는 노동은 각 가계의 차별화된 노동의 집계함수로서 다음과 같다.

$$l_t^d = \left( \int_0^1 l_t(h)^{\frac{1}{\phi_{w,t}}} dh \right)^{\phi_{w,t}} \quad (4)$$

여기서  $\phi_{w,t}$ 는 외생적 임금 마크업이다. 아울러 가계의 노동공급에 있어서

1) 내부적 습관 형성( $hC_{t-1}(h)$ )를 고려할 경우 명목 임금 경직성 도입에 따른 뉴 케인지안 임금 필립스 곡선을 도출하기 어려운 문제가 존재한다.

Calvo 유형의 명목 임금 경직성을 도입한다. 즉, 가계는  $1-\theta_w$ 의 확률로 명목 임금을 신축적으로 조정하거나  $\theta_w$ 의 확률로 추세 인플레이션을 감안하여 명목 임금을 조정한다.

가계의 최적 소비 선택 및 채권 선택 조건은 다음과 같다.<sup>2)</sup>

$$z_{c,t}(C_t - \bar{h}C_{t-1} - \chi_l(l_t(h))^{1+\sigma_l}X_t)^{-\sigma_c} \times (1 - \chi_l(l_t(h))^{1+\sigma_l}w(C_t - \bar{h}C_{t-1})^{w-1}(X_{t-1})^{1-w}) = P_t\Lambda_t \quad (5)$$

$$(1 - R_t) = \beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \quad (6)$$

여기서  $\Lambda_t$ 는 가계 예산식 (3)에 대한 라그랑지 승수이다. 아울러 가계의 노동 공급에 따른 최적화 조건으로부터 다음의 로그-선형화된 임금 필립스 곡선을 얻을 수 있다.<sup>3)</sup>

$$\hat{\pi}_{w,t} = \beta E_t \hat{\pi}_{w,t+1} + \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w} \frac{[\widehat{mrs}_t - \zeta_t]}{\left(1 - (\sigma_l + \aleph(1+\sigma_l)) \frac{\phi_w}{1-\phi_w}\right)} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} & + \hat{z}_{w,t} \\ \widehat{mrs}_t &= (\sigma_l + \aleph(1+\sigma_l)) \hat{l}_t^d + (1 + \aleph) \hat{x}_t \\ & - \aleph(1-\bar{h})^{-1} (\hat{c}_t - \bar{h}(\hat{c}_{t-1} - \hat{z}_{A,t})) \end{aligned} \quad (8)$$

여기서  $\aleph = (\chi_l l^{1+\sigma_l} w)(1 - \chi_l l^{1+\sigma_l} w)^{-1}$ ,  $\pi_{w,t} = W_t/W_{t-1}$ ,  $\zeta_t = W_t/(P_t A_t)$ ,  $c_t = C_t/A_t$ ,  $x_t = X_t/A_t$ ,  $z_{A,t} = A_t/A_{t-1}$ ,  $A_t$ 는 영구적인(permanent) 생산성 충격을 나타낸다. 아울러  $\hat{\cdot}$ 이 있는 변수는 로그 선형화된 변수이며 하첨자  $t$ 가 생략된 변수는 해당 변수의 정상상태를 나타낸다. 한편,  $\hat{z}_{w,t}$ 는 외생적 임금 마크업  $\phi_{w,t}$ 에서 유래한 임금 마크업 충격이다.

## 2. 기업

기업  $j$ 의 생산함수는 다음과 같다.

2) 대칭균형을 가정한다.

3) 자세한 유도과정은 Erceg *et. al.*(2000), Dey(2014) 등을 참고할 수 있다.

$$Y_t(j) = \exp(z_{y,t}) (K_t^d(j))^\alpha (A_t l_t^d(j))^{1-\alpha} - A_t l_t^d(j) \Xi(l_t^d(j)/l_{t-1}^d(j)) \quad (9)$$

여기서  $Y_t(j)$ 는 생산물,  $K_t^d(j)$ 는 자본 투입,  $l_t^d(j)$ 는 노동 투입,  $\Xi(\cdot)$ 는 노동조정 비용함수를 나타내며 정상상태에서  $\Xi(\cdot) = \Xi'(\cdot) = 0$ 이고  $\Xi''(\cdot) > 0$ 이다. 생산성 충격은 Khan and Tsoukalas(2012)를 따라 일시적 생산성 충격과 영속적 충격 등 두 가지 형태를 도입한다.  $z_{y,t}$ 는 일시적인(stationary) 생산성 충격이며,  $A_t$ 는 영구적(non-stationary) 충격을 나타낸다. 노동시장에서 노동 투입에 대한 명목 임금( $W_t$ )이 주어지고 자본임대 시장에서 자본에 대한 명목 사용료( $R_t^k$ )가 주어질 경우 기업의 비용최소화를 조건으로부터 다음의 관계식을 얻는다.

$$W_t = MC_t \left( \exp(z_{y,t}) A_t^{1-\alpha} K_t^\alpha (1-\alpha) (l_t)^{-\alpha} - A_t \phi(l_t/l_{t-1}) - A_t \phi'(l_t/l_{t-1}) \frac{l_t}{l_{t-1}} \right) + \beta E_t \frac{A_{t+1}}{\Lambda} (MC_{t+1} (A_{t+1} \phi'(l_{t+1}/l_t) (l_{t+1}/l_t)^2)) \quad (10)$$

$$R_t^k = MC_t (\exp(z_{y,t}) \alpha K_t^{\alpha-1} (A_t l_t)^{1-\alpha}) \quad (11)$$

여기서  $MC_t$ 는 명목 한계비용을 나타낸다.

최종 생산물은 각 기업이 생산한 생산물의 집계함수로 다음과 같다.

$$Y_t^d = \left( \int_0^1 Y_t(j)^{\frac{1}{\phi_{p,t}}} dh \right)^{\phi_{p,t}} \quad (12)$$

여기서  $\phi_{p,t}$ 는 외생적 가격 마크업이다. 아울러 기업의 가격 설정에 있어서 Calvo 유형의 명목 가격 경직성을 도입한다. 즉, 기업은  $1-\theta_p$ 의 확률로 명목 가격을 신축적으로 조정하거나  $\theta_p$ 의 확률로 추세 인플레이션을 감안하여 가격을 조정한다. 기업의 가격 설정 최적화 조건으로부터 다음의 로그-선형화된 뉴케인지안 필립스 곡선을 얻을 수 있다.<sup>4)</sup>

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\beta\theta_p)(1-\theta_p)}{\theta_p} \widehat{mc}_t + \hat{z}_{p,t} \quad (13)$$

4) 자세한 유도과정은 Erceg *et. al.*(2000), Fernández-Villaverde and Rubio-Ramírez(2006) 등을 참고할 수 있다.

## 12 뉴스 충격과 우리나라의 경기변동

여기서  $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ ,  $mc_t = MC_t/P_t$ 이고  $\hat{z}_{p,t}$ 는 외생적 가격 마크업  $\phi_{p,t}$ 에서 유래한 가격 마크업 충격이다.

### 3. 자본공급자

자본공급자는 물적 자본을 축적하고 자본 활용도를 조정한 후 기업이 사용하는 자본을 공급한다. 물적 자본의 축적방정식은 다음과 같다.

$$K_t = (1 - \delta(u_t))K_{t-1} + \exp(z_{i,t})(1 - S(I_t/I_{t-1}))I_t \quad (14)$$

여기서  $K_t$ 는 물적 자본,  $I_t$ 는 투자,  $S(\cdot)$ 는 자본 조정비용함수를 나타내며 정상상태에서  $S(\cdot) = S'(\cdot) = 0$ 이고  $S''(\cdot) > 0$ 이다.  $z_{i,t}$ 는 일시적인 투자 효율성 충격이다.  $\delta(u_t)$ 는 가변 감가상각률이며 이는 자본 활용도(capital utilization rate)  $u_t$ 의 증가함수이며 정상상태에서  $\delta(\cdot) = \delta$ 이고  $\delta''(\cdot) > 0$ 이다. 기업이 사용하는 자본투입은 물적 자본공급에 자본활용도를 곱한 것이다. 즉,  $K_t^d = u_t K_{t-1}$ 이며 정상상태에서  $u_t$ 는 1이다. 이상의 설정은 Greenwood *et al.*(1988)을 따른다.

자본공급자는 다음과 같이 주어진 기간 간 이윤을 극대화한다.

$$\max_{i_t, k_t, u_t} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \Lambda_{t+s} (R_t^k u_t K_{t-1} - P_t I_t) \quad (15)$$

이윤 극대화 조건은 다음과 같다.

$$\Lambda_t Q_t = \beta E_t \Lambda_{t+1} [R_{t+1}^k u_{t+1} + Q_{t+1} (1 - \delta(u_{t+1}))] \quad (16)$$

$$P_t \Lambda_t = \Lambda_t Q_t \exp(z_{i,t}) (1 - S(I_t/I_{t-1}) - S'(I_t/I_{t-1})(I_t/I_{t-1})) \\ + \beta E_t \Lambda_{t+1} Q_{t+1} \exp(z_{i,t+1}) S'(I_{t+1}/I_t) (I_{t+1}/I_t)^2 \quad (17)$$

$$R_t^k = Q_t \delta(u_t)' \quad (18)$$

여기서  $Q_t$ 는 자본축적방정식 (14)에 대한 라그랑지 승수이다.



#### 4. 통화정책 및 시장청산 조건

통화정책은 다음의 테일러 유형의 이자율 규칙을 따른다.

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_t + (1 - \rho_R)(\gamma_\pi \hat{\pi}_{R,t} + \gamma_y \hat{y}_t^d) + \hat{z}_{R,t} \quad (19)$$

여기서  $y_t^d = Y_t^d/A_t$ 이며  $\hat{z}_{R,t}$ 는 통화정책 충격을 나타낸다.

로그 선형화한 시장청산 조건은 다음과 같다.

$$\hat{y}_t^d = \frac{C}{Y} \hat{c}_t + \frac{I}{Y} \hat{i}_t + \frac{G}{Y} \hat{z}_{g,t} \quad (20)$$

여기서  $G_t$ 는 외생적인 정부 재정지출,  $i_t = I_t/A_t$ 이며  $z_{g,t} \equiv G_t/A_t$ 로 외생적 정부지출 충격을 나타낸다.

#### 5. 외생적 충격과 뉴스 충격의 설정

모형에서 도입된 구조적 충격은  $\hat{c}_{c,t}$ ,  $\hat{z}_{w,t}$ ,  $\hat{z}_{p,t}$ ,  $\hat{z}_{A,t}$ ,  $\hat{z}_{y,t}$ ,  $\hat{z}_{i,t}$ ,  $\hat{z}_{R,t}$ ,  $\hat{z}_{g,t}$ 로 총 8개이다. 이 중 마크업 충격  $\hat{z}_{w,t}$ ,  $\hat{z}_{p,t}$ 과 통화정책 충격  $\hat{z}_{R,t}$ 을 제외한 충격들은 다음과 같이 기대충격을 포함한 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\hat{z}_{x,t} = \rho_x \hat{z}_{x,t-1} + \epsilon_{x,t}^0 + \epsilon_{x,t-4}^4 + \epsilon_{x,t-8}^8 \quad (21)$$

단, 여기서  $x \in \{c, A, y, i, g\}$ 이고,  $\epsilon_{x,t}^0$ 는 기대되지 않은 동시적 (contemporaneous) 충격,  $\epsilon_{x,t}^4$ 는 4기(1년) 전에 기대된 뉴스 충격,  $\epsilon_{x,t}^8$ 는 8기(2년) 전에 기대된 뉴스 충격을 나타낸다. 뉴스 충격을 4기, 8기 전 기대된 충격으로 설정한 것은 기존의 Khan and Tsoukalas(2012), Schmitt-Grohe and Uribe(2012) 등의 실증분석을 참고하였다.<sup>5)</sup>

마크업 충격  $\hat{z}_{w,t}$ ,  $\hat{z}_{p,t}$ 은 다음과 같이 기대충격을 포함한 ARMA(1,1) 과정을 따른다고 가정한다.

5) 각 외생 충격에 많은 뉴스 충격을 도입할 경우 상태 변수의 증가로 모형의 계산과정에 많은 시간이 소요되는 어려움이 나타난다.

#### 14 뉴스 충격과 우리나라의 경기변동

$$\hat{z}_{x,t} = \rho_x \hat{z}_{x,t-1} + \epsilon_{x,t}^0 - \mu_x \epsilon_{x,t-1}^0 + \epsilon_{x,t-4}^4 + \epsilon_{x,t-8}^8 \quad (22)$$

단, 여기서  $x \in \{w, p\}$ 이고,  $\epsilon_{x,t-1}^0$ 항은 Smets and Wouters(2007), Khan and Tsoukalas(2012)에서와 같이 MA항을 나타낸다.

통화정책 충격  $\hat{z}_{R,t}$ 은 다음과 같이 기대 충격을 포함한 IID 과정을 따른다.

$$\hat{z}_{R,t} = \epsilon_{R,t}^0 + \epsilon_{R,t-4}^4 + \epsilon_{R,t-8}^8 \quad (23)$$

### III. 베이지안 추정 및 해석

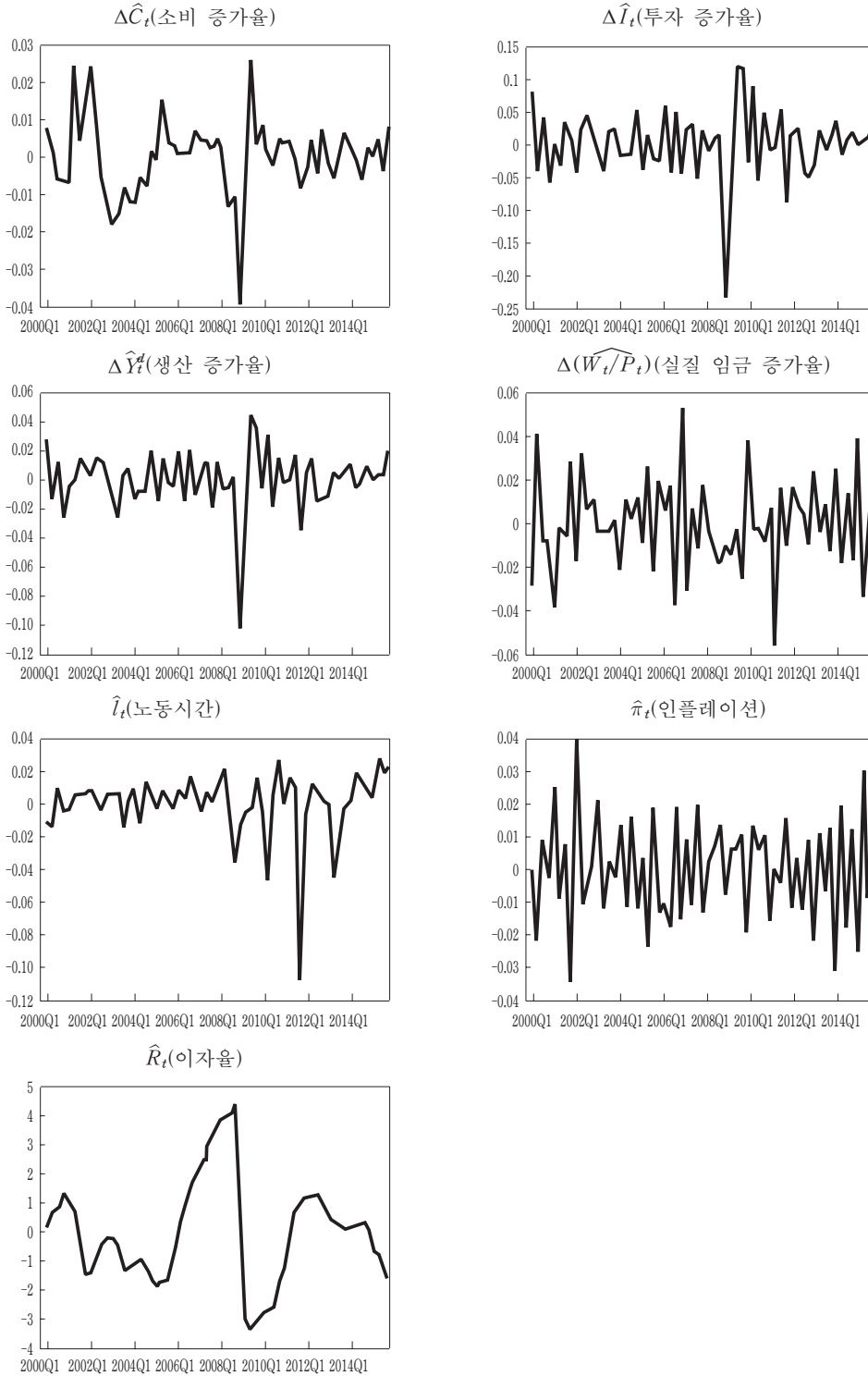
앞서 설정된 DSGE 모형을 정상상태를 중심으로 로그 선형화한 후 베이지안 방법으로 추정하였다. DSGE 모형의 베이지안 추정과 관련하여 보다 자세한 내용은 An and Schorfheide(2007), Smets and Wouters(2007), Khan and Tsoukalas (2012) 등을 참조할 수 있다.

#### 1. 추정에 이용한 자료

모형에 사용된 자료는 외환위기 이후 기간인 2000년 1분기에서 2015년 3분기 자료를 대상으로 하였으며 실질 소비, 실질 투자, 실질 생산, 실질 임금, 노동공급, 인플레이션, 명목 이자율 등 총 7개 변수에 대한 자료이다. 실질 소비는 실질 민간 소비지출 자료, 실질 투자는 실질 총자본 형성 자료, 실질 생산은 실질 GDP에서 순수출을 차감한 자료, 실질 임금은 5인 이상 사업장 상용근로자 임금총액을 GDP 디플레이터로 나눈 자료, 노동공급은 주당 평균 취업시간 자료, 인플레이션은 국내총생산 디플레이터 기준 인플레이션 자료, 명목 이자율은 무담보 1일물 콜금리 자료를 사용하였다.<sup>6)</sup>

아울러 실질 소비, 실질 투자, 실질 생산은 15세 이상 성인 인구로 나누어 1인당 변수로 변환하였다. 다음으로 실질 소비, 실질 투자, 실질 생산 및 실질 임금은 로그 차분하여 정상화한 변수를 사용하였으며 노동공급은 로그를 취하

6) 소비, 투자, 국내총생산, 국내총생산 디플레이터, 콜금리 등의 자료는 한국은행(<http://ecos.bok.or.kr/>) 자료를 사용하였으며, 상용근로자 임금총액, 주당 평균 취업시간, 취업자 수, 15세 이상 인구 등의 자료는 통계청(<http://kosis.kr/>) 자료를 이용하였다.



<그림 1> 관측 변수

여 변환하였다. 한편, 모형에서 영속적 생산성 충격에 확정적(deterministic) 추세가 없는 것으로 가정, 즉  $\hat{z}_{A,t}$ 의 평균이 0이라고 가정하였으므로 모든 변수에서 선형 추세를 제거하였다. 이렇게 만들어진 7개 관측변수 자료는 모형에서  $\Delta\hat{C}_t$  ( $\equiv \hat{c}_t - \hat{c}_{t-1} + \hat{z}_{A,t}$ ),  $\Delta\hat{I}_t$  ( $\equiv \hat{i}_t - \hat{i}_{t-1} + \hat{z}_{A,t}$ ),  $\Delta\hat{Y}_t^d$  ( $\equiv \hat{y}_t^d - \hat{y}_{t-1}^d + \hat{z}_{A,t}$ ),  $\Delta\left(\frac{\hat{W}_t}{P_t}\right)$  ( $\equiv \xi_t - \xi_{t-1} + \hat{z}_{A,t}$ ),  $\hat{l}_t$ ,  $\hat{\pi}_t$ ,  $\hat{R}_t$ 의 자료에 해당한다. <그림 1>의 관측변수를 살펴보면 소비 증가율( $\Delta\hat{C}_t$ ), 투자 증가율( $\Delta\hat{I}_t$ ), 생산 증가율( $\Delta\hat{Y}_t^d$ )은 2008년 금융위기 이후 동시적으로 감소하는 것으로 나타나며, 노동시간의 경우 금융위기 이후 다소 시간이 지난 후에 큰 폭으로 감소한 것으로 나타난다. 이자율의 경우 금융위기 이전에 다소 높은 수준이었다가 위기 이후 통화정책의 변화로 상당히 낮은 수준으로 하락한 것으로 나타난다. 아울러 소비 증가율의 경우, 투자 증가율이나 생산 증가율에 비하여 보다 지속성을 가지고 천천히 변동하는 것으로 나타난다.

## 2. 베이지안 사후분포 추정

베이지안 추정에 앞서 몇몇 자료는 기존의 연구 및 자료를 이용하여 캘리브레이션을 통하여 고정하였다. 캘리브레이션 값들은 대체로 Khan and Tsoukalas (2011, 2012) 등을 참조하였다. 먼저 주관적 할인인자  $\beta$ 는 0.9975로 고정하였다. 자본의 정상상태에서의 감가상각률  $\delta$ 는 연간 10%, 즉 2.5%로 고정하였다. 생산함수에서 자본의 몫인  $\alpha$ 는 0.3으로 고정하였다. 정상상태에서 노동의 값은 1/3로 고정하였다. 정상상태에서의 임금 및 가격 마크업은  $\phi_{w,t}$ ,  $\phi_{p,t}$ 는 1.15로 고정하였다. 정상상태에서 정부지출의 GDP 대비 비중  $G/Y$ 는 표본기간 중 실질 생산 대비 실질 정부 지출의 평균값인 14.25%로 고정하였다.

이 밖에 파라미터는 베이지안 방법으로 추정하였는데 각 파라미터의 사전분포와 추정된 사후분포는 <표 1>과 같다. 사전분포의 경우 Khan and Tsoukalas (2011, 2012) 등을 참고하였으며 구조 충격의 변동성 등은 다소 넓게 설정하였다.

뉴스 충격을 포함한 ‘뉴스 모형’의 추정 사후분포를 살펴보면 Jaimovich and Rebelo(2008, 2009)의 효용함수에서 부의 탄력성을 결정하는 파라미터  $\omega$ 의 경우 95% HPD 구간이 [0.8388 0.9802]로 나타나 사전분포 평균인 0.5에 비하여 높게 나타났다. Jaimovich and Rebelo(2009)의 생산성 뉴스 충격 이론 모형에서는  $\omega$ 가 0.6보다 작아야 생산성 뉴스 충격이 산출과 노동시간 간의 공행성을 재현하는 등 경기변동에서 주요한 역할을 한다. 그러나 추정된  $\omega$ 의 사후분포가 0.6보다 높게 나타남에 따라 Jaimovich and Rebelo(2009)의 작은 부의 효과를 통

〈표 1〉 베이지안 추정 사전 및 사후 분포

파라미터	사전분포			뉴스 모형 사후분포	비뉴스 모형 사후분포
	형태	평균	표준편차		
기간 간 대체 탄력성 역수 ( $\sigma_c$ )	정규	1.0	0.1	0.9250 [0.7716 1.0757]	0.9271 [0.7596 1.0664]
부의 탄력성 ( $\omega$ )	베타	0.5	0.2	0.9193 [0.8388 0.9802]	0.9292 [0.8399 0.9857]
노동 탄력성 역수 ( $\sigma_l$ )	감마	2.0	0.75	2.2797 [1.0128 3.9237]	2.2874 [0.9598 4.1084]
가격 경직성 ( $\theta_p$ )	베타	0.66	0.05	0.7984 [0.7361 0.8531]	0.8038 [0.7350 0.8628]
임금 경직성 ( $\theta_w$ )	베타	0.66	0.05	0.6587 [0.5620 0.7536]	0.6897 [0.6008 0.7731]
자본 활용도 탄력성 ( $\delta''$ )	감마	0.15	0.05	0.1139 [0.0505 0.2190]	0.1283 [0.0589 0.2277]
투자조정비용 ( $S''$ )	감마	6.0	1.5	3.2040 [1.5859 5.4183]	3.0185 [1.5092 5.1006]
노동조정비용 ( $\Xi''$ )	감마	6.0	1.5	4.8530 [2.7598 7.3889]	4.4141 [2.4403 7.1043]
소비습관 ( $h$ )	베타	0.6	0.2	0.7493 [0.6439 0.8323]	0.7772 [0.6592 0.8788]
통화정책 금리 평탄화 ( $\rho_R$ )	베타	0.6	0.15	0.9784 [0.9707 0.9848]	0.9725 [0.9633 0.9796]
통화정책 인플레이션 반응 ( $\gamma_\pi$ )	정규	1.7	0.1	1.6666 [1.4755 1.8709]	1.6248 [1.4239 1.8226]
통화정책 산출갭 반응 ( $\gamma_y$ )	정규	0.12	0.05	0.1568 [0.0699 0.2497]	0.1952 [0.0974 0.2874]
일시적 생산성 충격 AR ( $\rho_y$ )	베타	0.5	0.15	0.4012 [0.1670 0.6219]	0.3561 [0.1461 0.5813]
영속적 생산성 충격 AR ( $\rho_A$ )	베타	0.4	0.15	0.2657 [0.0925 0.4722]	0.3411 [0.1301 0.5670]
투자 충격 AR ( $\rho_i$ )	베타	0.5	0.15	0.2153 [0.0839 0.3855]	0.2117 [0.0851 0.4057]
가격 마크업 충격 AR ( $\rho_p$ )	베타	0.5	0.15	0.4283 [0.1796 0.6915]	0.4798 [0.2322 0.7247]
가격 마크업 충격 MA ( $\mu_p$ )	베타	0.5	0.15	0.5104 [0.2829 0.7546]	0.4719 [0.2587 0.6901]
임금 마크업 충격 AR ( $\rho_w$ )	베타	0.5	0.15	0.3911 [0.1815 0.5886]	0.4659 [0.2187 0.6853]

18 뉴스 충격과 우리나라의 경기변동

〈표 1〉 계 속

파라미터	사전분포			뉴스 모형 사후분포	비뉴스 모형 사후분포
	형태	평균	표준편차		
임금 마크업 충격 MA ( $\mu_w$ )	베타	0.5	0.15	0.5638 [0.3165 0.7712]	0.6027 [0.3391 0.8205]
정부 지출 충격 AR ( $\rho_g$ )	베타	0.6	0.15	0.6612 [0.4188 0.8456]	0.7003 [0.5389 0.8479]
소비선호 충격 AR ( $\rho_c$ )	베타	0.5	0.15	0.4596 [0.1941 0.7375]	0.5334 [0.2672 0.7741]
통화정책 동시 변동성 ( $\sigma_{R,t}^0$ )	역감마	0.002	0.002	0.0008 [0.0006 0.0011]	0.0011 [0.0009 0.0013]
통화정책 4기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{R,t-4}^4$ )	역감마	0.0005	0.0005	0.0004 [0.0002 0.0006]	—
통화정책 8기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{R,t-8}^8$ )	역감마	0.0005	0.0005	0.004 [0.0002 0.0007]	—
일시 생산성 동시 변동성 ( $\sigma_{y,t}^0$ )	역감마	0.02	0.02	0.0118 [0.0067 0.0201]	0.0202 [0.0140 0.0291]
일시 생산성 4기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{y,t-4}^4$ )	역감마	0.01	0.01	0.0123 [0.0042 0.0261]	—
일시 생산성 8기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{y,t-8}^8$ )	역감마	0.01	0.01	0.0122 [0.0041 0.0245]	—
영속 생산성 동시 변동성 ( $\sigma_{A,t}^0$ )	역감마	0.02	0.02	0.0174 [0.0110 0.0244]	0.0199 [0.0137 0.0279]
영속 생산성 4기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{A,t-4}^4$ )	역감마	0.01	0.01	0.0060 [0.0033 0.0107]	—
영속 생산성 8기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{A,t-8}^8$ )	역감마	0.01	0.01	0.0061 [0.0034 0.0104]	—
투자 동시 변동성 ( $\sigma_{i,t}^0$ )	역감마	0.02	0.02	0.1513 [0.0739 0.2520]	0.1384 [0.0654 0.2452]
투자 4기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{i,t-4}^4$ )	역감마	0.01	0.01	0.0090 [0.0037 0.0245]	—
투자 8기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{i,t-8}^8$ )	역감마	0.01	0.01	0.0086 [0.0036 0.0202]	—
가격 마크업 동시 변동성 ( $\sigma_{p,t}^0$ )	역감마	0.02	0.02	0.0209 [0.0167 0.0264]	0.0216 [0.0171 0.0274]
가격 마크업 4기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{p,t-4}^4$ )	역감마	0.0015	0.01	0.0014 [0.0004 0.0047]	—

〈표 1〉 계 속

파라미터	사전분포			뉴스 모형 사후분포	비뉴스 모형 사후분포
	형태	평균	표준편차		
가격 마크업 8기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{p,t-8}^8$ )	역감마	0.0015	0.01	0.0012 [0.0004 0.0035]	—
임금 마크업 동시 변동성 ( $\sigma_{w,t}^0$ )	역감마	0.02	0.02	0.0159 [0.0122 0.0203]	0.0158 [0.0122 0.0203]
임금 마크업 4기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{w,t-4}^4$ )	역감마	0.0015	0.01	0.0009 [0.0004 0.0019]	—
임금 마크업 8기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{w,t-8}^8$ )	역감마	0.0015	0.01	0.0008 [0.0004 0.0016]	—
정부지출 동시 변동성 ( $\sigma_{g,t}^0$ )	역감마	0.02	0.02	0.0221 [0.0088 0.0340]	0.0296 [0.0236 0.0357]
정부지출 4기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{g,t-4}^4$ )	역감마	0.01	0.01	0.0120 [0.0040 0.0293]	—
정부지출 8기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{g,t-8}^8$ )	역감마	0.01	0.01	0.0109 [0.0036 0.0268]	—
소비 선호 동시 변동성 ( $\sigma_{c,t}^0$ )	역감마	0.02	0.02	0.0178 [0.0077 0.0367]	0.0330 [0.0157 0.0600]
소비 선호 4기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{c,t-4}^4$ )	역감마	0.01	0.01	0.0101 [0.0038 0.0267]	—
소비 선호 8기 뉴스 변동성 ( $\sigma_{c,t-8}^8$ )	역감마	0.01	0.01	0.0092 [0.0036 0.0210]	—
로그 한계 우도 값 (log marginal likelihood)				1,344.1	1,343.2

주: 각 사후분포는 평균을 나타내며 평균 아래 [ ] 내의 숫자는 95% HPD(highest posterior density) 구간을 나타낸다.

한 생산성 뉴스 충격의 역할 증대 이론 모형이 실제 우리나라 자료에서 잘 작동하지 않는 것으로 분석된다. 한편, 이러한 추정 결과는 미국의 자료를 이용한 Khan and Tsoukalas(2012) 등의 분석과 유사하다.

뉴스 충격을 포함하지 않은 ‘비뉴스 모형’ 추정 사후분포는 대체로 ‘뉴스 모형’과 유사하며 ‘뉴스 모형’의 로그 한계 우도값이 ‘비뉴스 모형’에 비하여 다소 높아 뉴스 충격을 포함한 모형이 자료를 보다 잘 설명하는 것으로 나타난다.

〈표 2〉는 추정된 모형의 2차 적률을 실제 자료와 비교하여 나타내고 있다. ‘뉴스 모형’과 ‘비뉴스 모형’ 모두 실제 자료에 비하여 소비 증가율, 노동시간, 인플레이션, 명목 이자율 변동성이 다소 높게 나타났으며, 생산량 증가율과 투

〈표 2〉 자료와 모형의 통계량 비교

변수	표준편차				생산량 증가율과의 상관계수			
	자료	뉴스 모형			자료	뉴스 모형		
		2.5%	평균	97.5%		2.5%	평균	97.5%
소비 증가율	0.0102	0.0115	0.0140	0.0170	0.6284	0.5921	0.7236	0.8176
투자 증가율	0.0532	0.0456	0.0535	0.0634	0.9631	0.7757	0.8380	0.8943
생산량 증가율	0.0204	0.0167	0.0198	0.0239	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
실질 임금 증가율	0.0208	0.0198	0.0235	0.0275	-0.0077	-0.1043	0.0144	0.1289
노동시간	0.0200	0.0276	0.0347	0.0442	0.2249	-0.0046	0.0948	0.1930
인플레이션	0.0157	0.0181	0.0224	0.0273	0.0444	0.0354	0.1726	0.3022
명목 이자율	0.0018	0.0021	0.0030	0.0043	-0.2270	-0.1258	-0.0336	-0.0570

변수	표준편차				생산량 증가율과의 상관계수			
	자료	비뉴스 모형			자료	비뉴스 모형		
		2.5%	평균	97.5%		2.5%	평균	97.5%
소비 증가율	0.0102	0.0119	0.0146	0.0177	0.6284	0.6181	0.7543	0.8426
투자 증가율	0.0532	0.0468	0.0554	0.0670	0.9631	0.7776	0.8528	0.9163
생산량 증가율	0.0204	0.0174	0.0212	0.0269	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
실질 임금 증가율	0.0208	0.0202	0.0235	0.0274	-0.0077	-0.0605	0.0464	0.1568
노동시간	0.0200	0.0292	0.0377	0.0495	0.2249	-0.0479	0.0702	0.1732
인플레이션	0.0157	0.0177	0.0216	0.0262	0.0444	0.0263	0.1711	0.3239
명목 이자율	0.0018	0.0023	0.0034	0.0049	-0.2270	-0.1942	-0.0765	0.0284

자 증가율의 상관관계는 낮게, 생산량 증가율과 명목 이자율의 상관관계는 다소 높게 나타났다. 이 밖의 경우는 모형들의 2차 적률이 실제 자료의 2차 적률을 포함하는 것으로 나타났다. 결국 ‘뉴스 모형’과 ‘비뉴스 모형’으로부터 얻은 2차 적률을 보면, 실제 자료와 비교하여 살펴보면 ‘뉴스 모형’이 ‘비뉴스 모형’에 비하여 실제 자료의 2차 적률을 설명하는데 큰 우위를 보이지는 않는 것으로 나타난다.

### 3. 분산분해 및 충격반응

우리나라의 경기변동에서 다양한 동시 충격 및 뉴스 충격이 차지하는 중요성



을 살펴보기 위하여 추정된 ‘뉴스 모형’을 이용하여 관측변수에 대한 비조건부 분산분해를 실시하였다. 이를 정리하면 <표 3>과 같다.

먼저 경기변동의 기준이 되는 생산 측면에서 살펴보면, 생산 증가율의 분산 분해에서 가장 중요한 역할을 차지하는 충격은 영속적 생산성 동시 충격이며 생산 증가율 분산분해의 43.1%를 차지한다. 다음으로 투자 효율성 동시 충격이 25.7%를 차지한다. 결국 생산 증가율 변동의 주요 요인은 뉴스 충격이 아니라 동시 충격으로 나타난다. 이는 기존의 Fujiwara *et al.*(2011), Khan and Tsoukalas(2012)에서 미국의 경우 경기변동에서 생산성 뉴스 충격보다 동시 충격의 중요성이 크다는 결과와 유사하다. 뉴스 충격 가운데에서는 영속적 생산성 뉴스 충격, 통화정책 뉴스 충격, 일시적 생산성 뉴스 충격이 4.1%, 2.7%, 2.5% 순으로 높게 나타난다. 한편, Milani and Treadwell(2012)은 간략한 3개 방정식 뉴 케인지언 경기변동 모형을 미국 자료를 이용하여 추정한 결과 통화정책 뉴스 충격이 산출변동의 16% 가량을 설명하는 것으로 분석하고 있다. 본 연구에서는 우리나라를 대상으로 중규모 명목 경직성 모형에서 통화정책 뉴스 충격을 분석한 결과 이보다 중요성이 낮은 2.7% 가량으로 나타난다. 아울러 Milani and Treadwell(2012)과 달리 통화정책 뉴스 충격보다는 통화정책 동시 충격의 중요성이 높은 것으로 나타난다.

한편, 소비 증가율과 투자 증가율을 비교하여 보면 소비 증가율에서 뉴스 충격이 차지하는 비중이 높게 나타난다. 예컨대, 뉴스 충격의 비중이 높은 순서로 소비증가율에서는 소비 선호 뉴스 충격이 9.1%, 영속적 생산성 뉴스 충격이 5.5%, 통화정책 뉴스 충격이 4.1%를 설명하는데 비하여 투자증가율에서는 일시적 생산성 뉴스 충격이 2.4%, 통화정책 뉴스 충격이 1.4%를 설명하는 것으로 나타난다.

한편, 뉴스 충격이 중요성을 갖는 경우를 살펴보면 소비 증가율의 분산분해에서 소비 선호 뉴스 충격이 9.1%의 다소 높은 비중을 차지하며, 이자율 분산 분해에서 영속적 생산성 뉴스 충격과 통화정책 뉴스 충격이 각각 20.4%, 12.7%를 차지하는 것으로 높게 나타난다. 아울러 노동시간의 변화에서 일시적 생산성 뉴스 충격이 차지하는 비중도 17.9%로 높게 나타난다.

<그림 2>는 앞서의 분산분해에서 뉴스 충격이 상대적으로 중요한 것으로 나타난 관측변수들을 주요한 뉴스 충격에 따라 역사적 분해를 한 결과를 나타낸다. 소비 증가율의 경우 통화정책 뉴스 충격, 소비 선호 뉴스 충격 등이 주도적이지는 않지만 어느 정도 영향을 준 것으로 나타난다. 이자율의 경우 움직임의

22 뉴스 충격과 우리나라의 경기변동

〈표 3〉 동시 충격 및 뉴스 충격에 따른 분산분해

(단위: %)

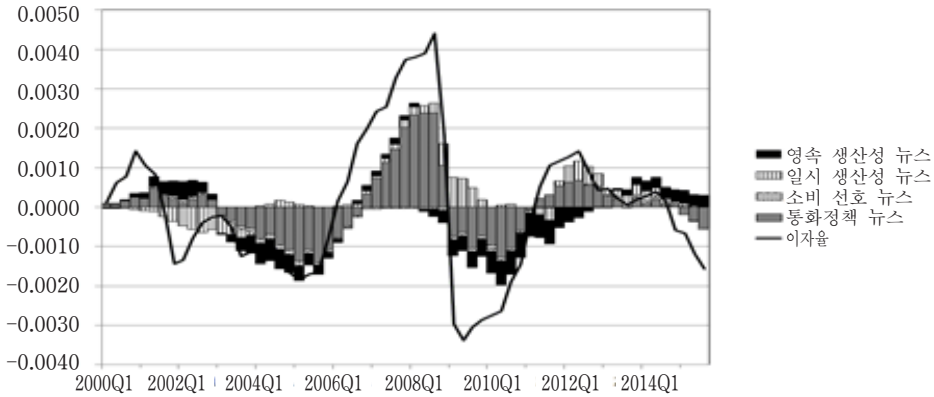
변수 구조충격	소비 증가율	투자 증가율	생산량 증가율	실질 임금 증가율	노동	인플레이션	명목 이자율
통화정책 동시 충격	11.7 [5.2 20.5]	3.6 [1.2 8.1]	7.4 [3.3 13.6]	7.5 [2.8 14.3]	16.8 [9.1 27.7]	17.2 [9.3 27.7]	7.8 [2.9 17.6]
통화정책 뉴스 충격	4.1 [0.7 11.8]	1.4 [0.2 4.7]	2.7 [0.5 8.1]	3.3 [0.5 9.3]	7.3 [1.5 19.8]	8.4 [1.7 22.4]	12.7 [2.2 35.9]
일시적 생산성 동시 충격	0.6 [0.1 1.9]	0.4 [0.0 1.6]	0.4 [0.1 1.6]	2.5 [0.5 7.0]	10.7 [3.3 24.8]	3.3 [0.8 9.1]	0.8 [0.1 2.5]
일시적 생산성 뉴스 충격	2.5 [0.2 10.1]	2.4 [0.2 10.1]	2.5 [0.2 9.8]	4.5 [0.3 16.0]	17.9 [1.7 56.4]	6.2 [0.5 21.3]	4.4 [0.3 16.9]
영속적 생산성 동시 충격	39.8 [20.0 59.0]	18.0 [5.9 35.8]	43.1 [22.8 61.9]	4.1 [1.5 8.1]	20.1 [7.6 35.4]	7.8 [2.2 16.6]	38.7 [15.0 61.6]
영속적 생산성 뉴스 충격	5.5 [1.4 15.6]	1.6 [0.4 4.9]	4.1 [1.1 12.0]	2.9 [0.7 8.6]	7.4 [2.0 19.7]	4.9 [1.1 14.0]	20.4 [5.5 50.0]
투자 동시 충격	3.7 [0.9 8.1]	68.3 [45.6 84.7]	25.7 [15.2 39.0]	2.4 [0.7 5.4]	9.4 [5.1 15.8]	4.1 [1.9 7.7]	8.6 [3.1 17.4]
투자 뉴스 충격	0.2 [0.0 1.1]	0.9 [0.1 4.3]	0.3 [0.0 1.4]	0.1 [0.0 0.5]	0.2 [0.0 1.1]	0.1 [0.0 0.7]	0.3 [0.0 1.4]
가격 마크업 동시 충격	8.3 [3.3 15.2]	1.8 [0.3 5.3]	4.4 [1.4 9.3]	41.7 [29.0 54.9]	4.3 [0.6 11.5]	45.7 [29.8 61.7]	3.2 [1.1 6.7]
가격 마크업 뉴스 충격	0.6 [0.0 3.2]	0.5 [0.0 3.2]	0.4 [0.0 2.4]	0.8 [0.0 5.1]	1.2 [0.1 7.1]	0.8 [0.0 4.9]	0.3 [0.0 2.1]
임금 마크업 동시 충격	0.0 [0.0 0.1]	0.0 [0.0 0.1]	0.0 [0.0 0.1]	27.6 [17.1 39.8]	0.4 [0.0 1.7]	0.1 [0.0 0.5]	0.2 [0.0 1.0]
임금 마크업 뉴스 충격	0.1 [0.0 0.4]	0.0 [0.0 0.2]	0.1 [0.0 0.2]	1.8 [0.3 6.3]	1.1 [0.2 4.1]	0.2 [0.0 0.7]	0.6 [0.0 2.7]
정부지출 동시 충격	0.1 [0.0 0.3]	0.1 [0.0 0.3]	3.2 [0.4 7.6]	0.2 [0.0 0.5]	0.9 [0.1 2.0]	0.2 [0.0 0.7]	0.2 [0.0 0.7]
정부지출 뉴스 충격	0.1 [0.0 0.3]	0.1 [0.0 0.4]	2.1 [0.2 9.6]	0.1 [0.0 0.4]	0.4 [0.0 1.7]	0.1 [0.0 0.5]	0.2 [0.0 0.8]
소비 선호 동시 충격	13.6 [2.3 34.2]	0.4 [0.0 1.6]	2.1 [0.3 5.6]	0.3 [0.0 1.2]	1.2 [0.2 3.5]	0.6 [0.1 2.0]	1.0 [0.1 3.9]
소비 선호 뉴스 충격	9.1 [1.0 38.4]	0.3 [0.0 1.2]	1.5 [0.2 6.3]	0.1 [0.0 0.5]	0.5 [0.0 1.9]	0.2 [0.0 1.0]	0.7 [0.1 3.6]

주: 각 뉴스 충격은 4기(1년) 전에 기대된 뉴스 충격 및 8기(2년) 전에 기대된 뉴스 충격을 포괄하여 나타낸다. 각 분산분해는 평균을 나타내며 평균 아래 [ ] 내의 숫자는 95% 구간을 나타낸다.

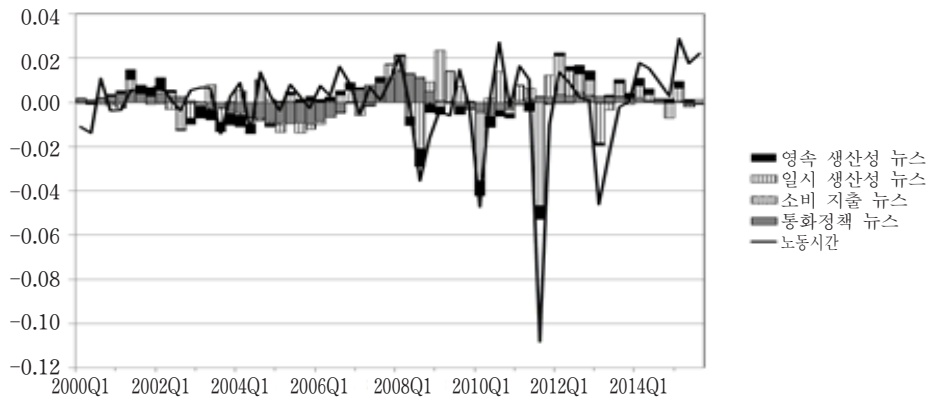
소비 증가율의 뉴스 충격에 따른 역사적 분해



명목 이자율의 뉴스 충격에 따른 역사적 분해



노동시간의 뉴스 충격에 따른 역사적 분해



<그림 2> 역사적 분해

## 24 뉴스 충격과 우리나라의 경기변동

많은 부분이 통화정책 뉴스 충격에 기인하는 것으로 나타난다. 노동시간의 경우 2008년 금융위기 이후 소비, 생산, 투자 증가율과 동시에 감소하는 것이 아니라 이후 다소 시간이 지난 후에 큰 폭으로 감소한 것으로 나타나는데, 이러한 부분이 일시적 생산성 뉴스 충격에 의하여 많은 부분 설명되는 것으로 나타난다. 결국 노동시간은 2008년 금융위기 이후 동시에 감소하지는 않았지만 감소가 미리 기대된 것으로 볼 수 있다.

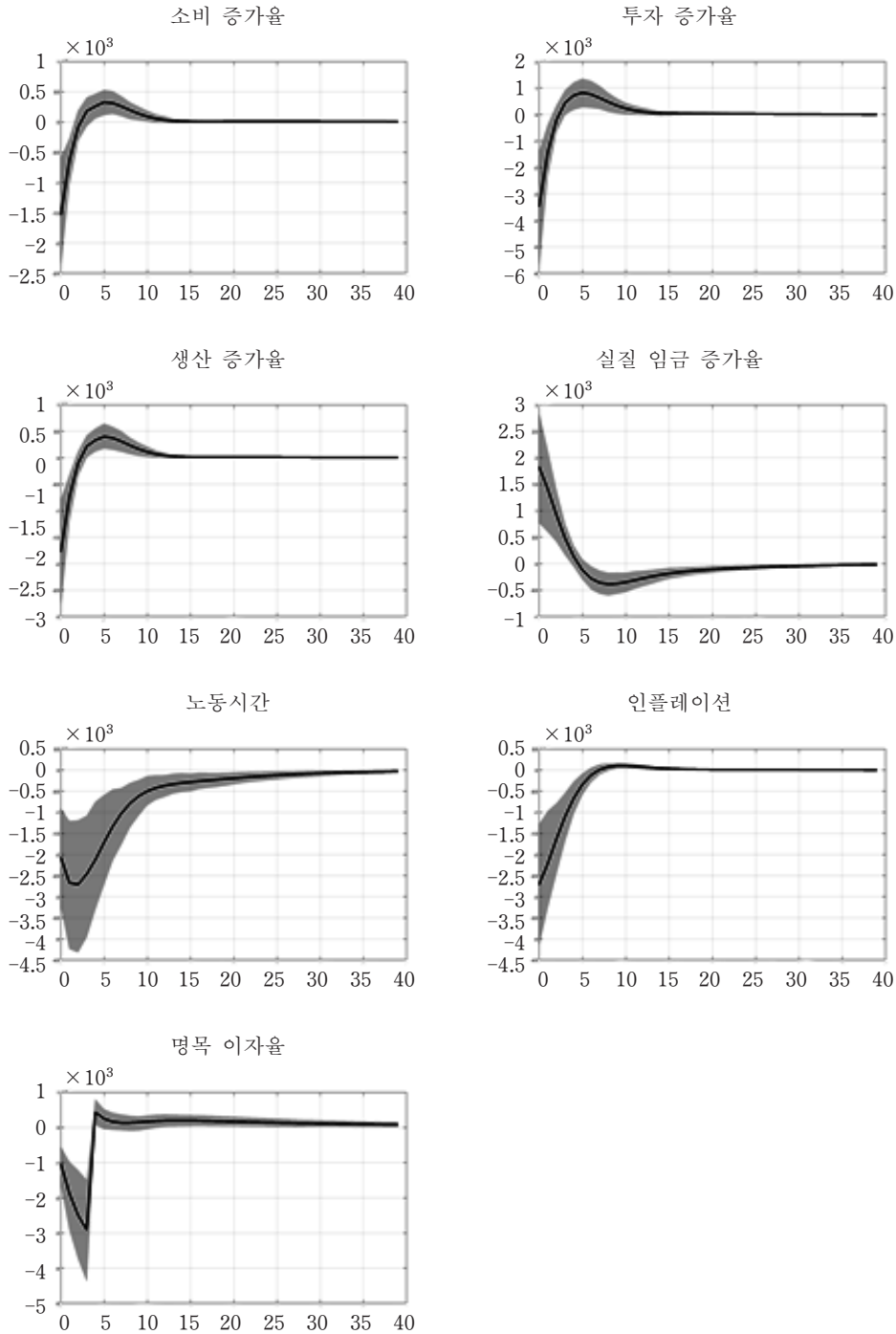
한편, <그림 1>, <그림 2>, <표 3> 등을 종합하여 보면, 생산 증가율이나 투자 증가율과 같이 급격한 움직임을 보이는 관측변수의 경우 뉴스 충격의 중요성이 상대적으로 작으며, 소비 증가율이나 이자율과 같이 비교적 부드러운 움직임을 보이는 변수의 경우 뉴스 충격의 분산분해에서의 중요성이 상대적으로 높게 나타난다. 아울러 노동시간과 같이 다른 변수들과 같이 동시적인 움직임을 나타내지 않고 일정한 시간이 지난 후 변화하는 변수의 경우 뉴스 충격의 상대적 중요성이 높게 나타난다.

<그림 3>~<그림 5>는 통화정책 뉴스 충격, 일시적 생산성 뉴스 충격, 영속적 생산성 뉴스 충격에 대한 충격반응함수를 나타낸다. 각 뉴스 충격은 4기(1년) 전에 기대된 충격을 나타내며 8기(2년) 전에 기대된 충격의 경우에는 유사하므로 이를 생략한다.

먼저 <그림 3>에 나타난 양의 통화정책 뉴스 충격은 대체로 긴축적으로 작용하는데, 실제로 충격이 발생하는 4기 시점 이전에도 미래 통화정책 충격에 대한 예상으로 긴축적으로 반응하여 소비, 투자, 생산, 노동시간, 인플레이션이 하락한다. 이자율의 경우 인플레이션의 하락에 대하여 통화정책 이자율 규칙(식 (19))에 따라 반응하므로 하락한다. 이후 4기 시점에 양의 통화정책 뉴스 충격이 실현됨에 따라 이자율이 반등하게 된다.

<그림 4>에 나타난 양의 일시적 생산성 충격은 소비, 투자, 생산, 실질 임금 증가율을 증가시키는 반면 생산성의 향상으로 노동시간은 줄고 인플레이션은 하락한다. 이자율은 인플레이션의 하락에 대하여 통화정책 이자율 규칙(식 (19))에 따라 반응하므로 하락한다. 각 변수들은 미래에 기대된 양의 일시적 생산성 충격에 미리 반응하는 것으로 나타나지만 실제로 생산성 충격이 실현되는 4기 시점에서 가장 크게 반응한다.

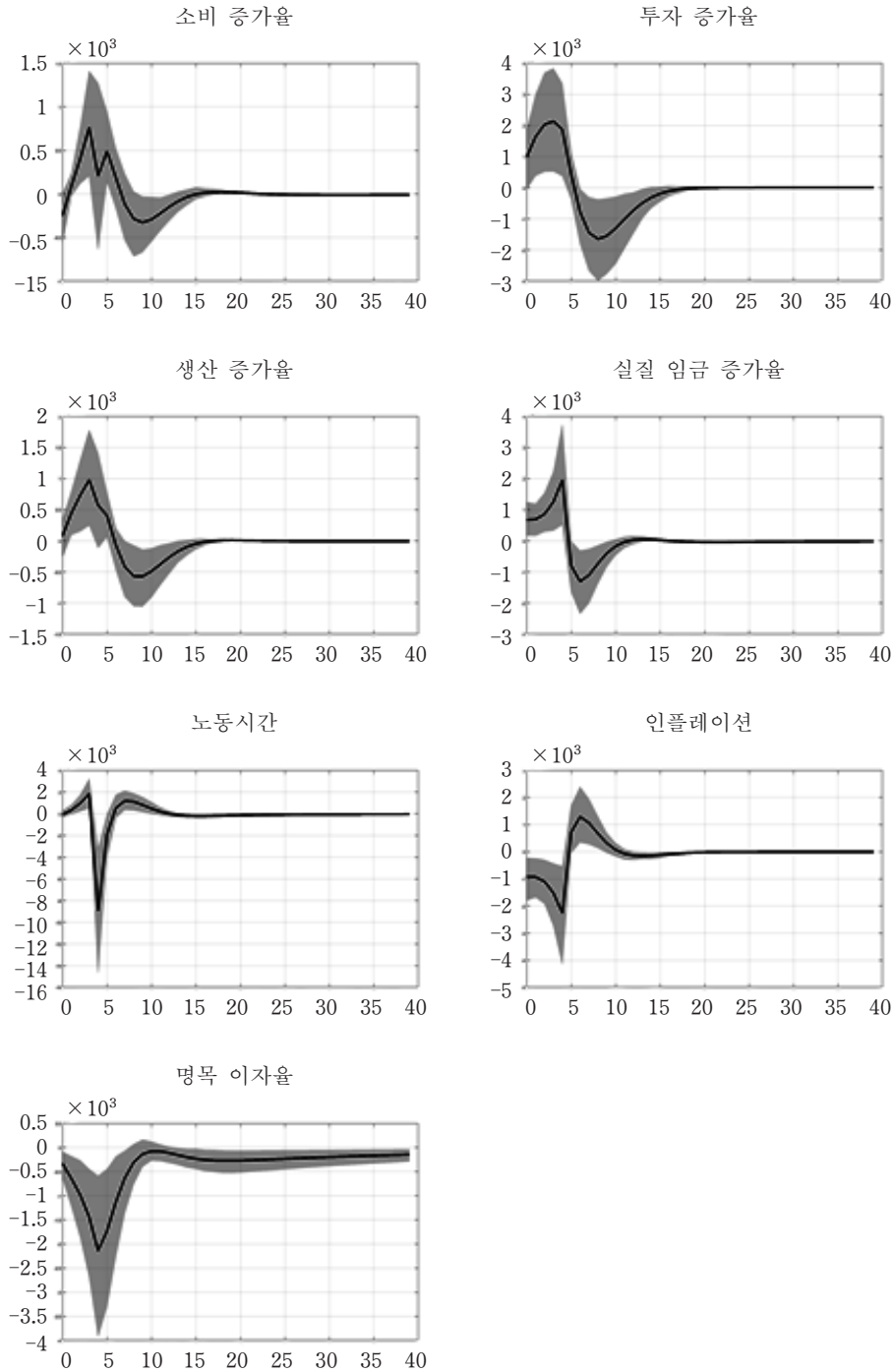
<그림 5>에 나타난 양의 영속적 생산성 충격은 소비, 투자, 생산 증가율을 증가시킨다. 노동시간은 생산 증가율과 반대 방향으로 움직이는 것으로 나타난다. 이는 Rebelo(2008, 2009)의 효용함수에서 부의 탄력성을 결정하는 파라미터  $\omega$



주: 4기(1년) 전에 기대된 충격반응함수를 나타낸다.

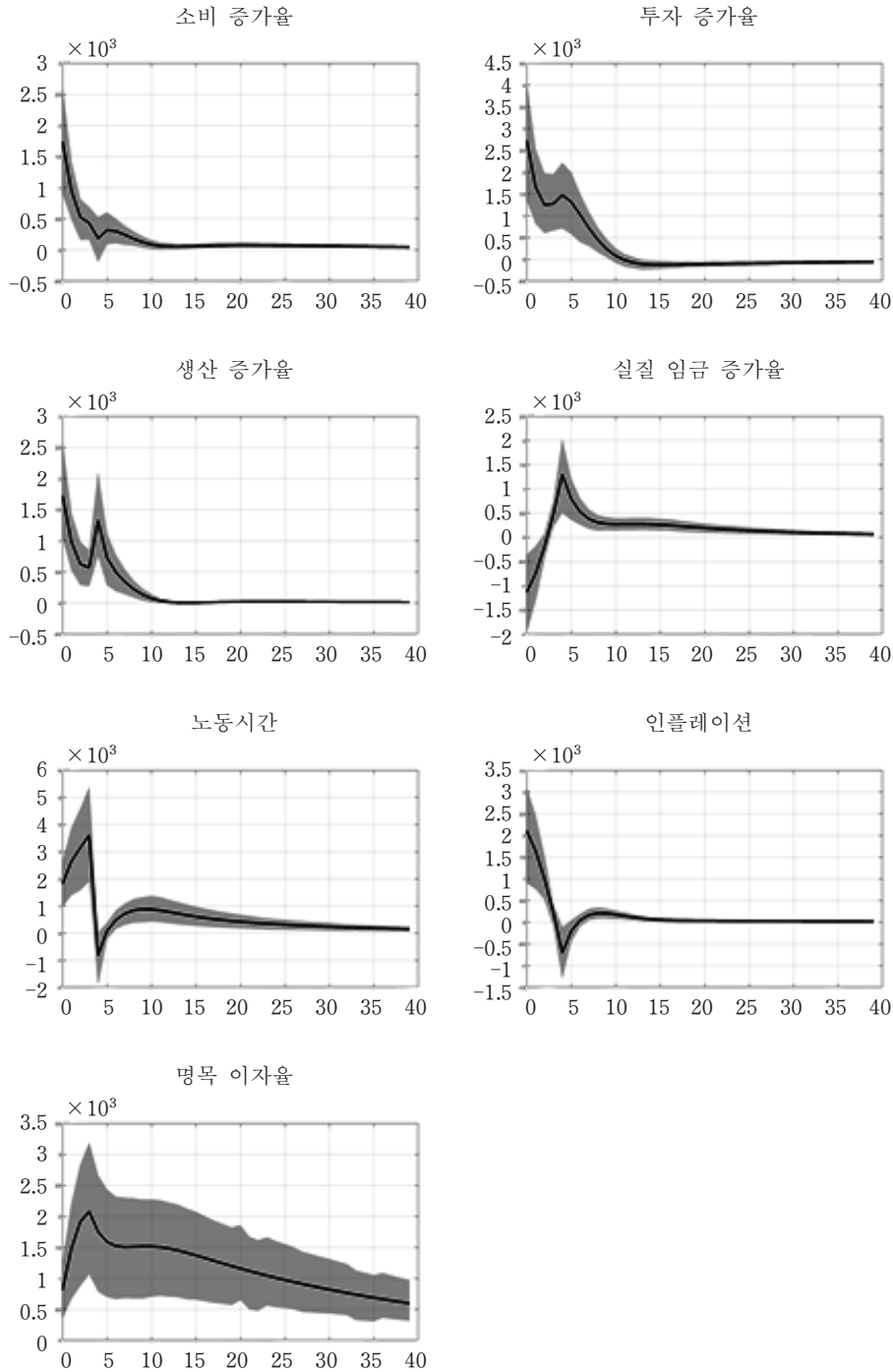
<그림 3> 통화정책 뉴스 충격반응함수

26 뉴스 충격과 우리나라의 경기변동



주: 4기(1년) 전에 기대된 충격반응함수를 나타낸다.

〈그림 4〉 일시적 생산성 뉴스 충격반응함수



주: 4기(1년) 전에 기대된 충격반응함수를 나타낸다.

〈그림 5〉 연속적 생산성 뉴스 충격반응함수

의 추정 사후분포가 높게 나타나 양의 생산성 뉴스 충격에 따라 부의 효과로 노동시간이 감소하는 공행성 문제가 나타난다.

#### IV. 요약 및 결론

최근 Beaudry and Portier(2004), Jaimovich and Rebelo(2009) 등에서 기대된 생산성 충격이 경기변동의 원인이 될 수 있다는 이론적 연구가 제시되었으며, Schmitt-Grohé and Uribe(2012), Fujiwara *et al.*(2011), Khan and Tsoukalas (2012), Milani and Treadwell(2012) 등에서 생산성 충격뿐만 아니라 다양한 충격에 뉴스 충격을 도입하여 이론적 DSGE 모형을 구축하고 이를 실증적으로 추정하여 뉴스 충격이 경기변동에서 차지하는 역할을 분석하였다.

본 논문에서는 우리나라의 경기변동에서 기대된 뉴스 충격의 중요성을 파악하기 위하여 다양한 뉴스 충격을 포함한 중규모 명목 경직성 DSGE 모형을 구축하고 이를 추정하여 그 결과를 살펴보았다. 베이지안 추정 결과 뉴스 충격을 포함한 모형이 뉴스 충격을 포함하지 않은 모형보다 로그 한계 우도값이 높아 모형의 자료 적합도가 소폭 향상되는 것으로 나타났다. 추정된 모형을 이용하여 산출 증가율을 분산분해한 결과, 산출 증가율의 주요 변동 요인은 영속적 생산성 충격과 투자 효율성 충격의 동시적 충격 부분으로 나타났으며 뉴스 충격의 비중은 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기존의 Khan and Tsoukalas (2012) 및 Hur(2015)와 유사하다. 아울러 효용함수에서  $\omega$ 의 사후분포가 높게 추정되어 Jaimovich and Rebelo(2008, 2009)의 작은 부의 효과를 통한 생산성 뉴스 충격 이론이 잘 작동하지 않는 것으로 나타났다.

뉴스 충격 가운데는 영속적 생산성 뉴스 충격이 산출 증가율의 4.1%, 통화정책 뉴스 충격이 산출 증가율의 2.7% 가량을 설명하는 등 다소 유의미한 것으로 나타났다. 특히, 통화정책 뉴스 충격은 역사적 분해에서 살펴보듯이 이자율 변동의 주요한 요인으로 나타났으며 투자보다는 소비변동을 통하여 산출에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 아울러 일시적 생산성 충격의 뉴스 충격은 글로벌 금융위기 이후 노동시간의 지체된 반응을 설명하는데 유용한 것으로 나타났다.

종합하면 본 연구에서는 우리나라의 경기변동에서 주요한 외생적 변동 원인을 파악하고자 뉴스 충격을 도입한 명목 경직성 DSGE 모형을 추정한 결과, 미



국을 대상으로 한 기존의 실증분석에서와 같이 뉴스 충격보다는 영속적 생산성 충격 및 투자 충격 등 기대되지 않은 충격이 경기변동의 주요 요인으로 나타난다. 다만 뉴스 충격의 도입으로 로그 한계 우도가 증가하는 등 모형의 적합도가 다소 향상되고 이자율 변동에 있어서 통화정책 뉴스 충격의 역할이 중요한 것으로 나타나는 등 우리나라 경기변동에서 뉴스 충격의 중요성을 완전히 무시하기는 어려운 것으로 보인다. 특히, 이자율 변동에서 통화정책 뉴스 충격이 중요한 것으로 나타난다는 점에서 통화정책 당국의 시장과의 원활한 정보교환으로 이자율 변동 및 경기변동의 불확실성을 줄이는 데 노력할 필요가 있는 것으로 분석된다. 한편, 본 연구에서는 폐쇄경제 모형을 가정하였으나 소규모 개방경제로 모형을 확장하여 외국의 통화정책 뉴스 충격에 따른 우리나라의 경기변동을 분석하는 것도 유의미할 것으로 생각된다.

## 참 고 문 헌

- 강희돈·이중식, “경제주체의 기대 변화가 국내경제 및 통화정책에 미치는 영향 분석,” 『조사통계월보』 7월호, 2008, 25~67.
- 이만중·이우현·정용승, “해외충격과 최적 테일러준칙,” 『한국경제연구』 제27권, 2009, 257~289.
- 이준희, “대내외 충격을 고려한 경남지역 경기변동 분석,” 『한국경제연구』 제32권, 2014, 103~126.
- 이준희·여택동, “소규모 개방경제 베이지안 동태확률일반균형모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석,” 『무역학회지』 제33권, 2008, 175~204.
- Adolfson M., S. Laseen, J. Linde, and M. Villani, “Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through,” *Journal of International Economics*, 72, 2007, 481~511.
- An. S. and F. Schorfheide, “Bayesian Analysis of DSGE Models,” *Econometric Review*, 26, 2007, 113~172.
- Barro R.J. and R.G. King, “Time-Separable Preferences and Intertemporal-Substitution Models of Business Cycles,” *Quarterly Journal of Economics*, 99, 1984, 817~839.
- Beaudry P. and F. Portier, “An Exploration into Pigou’s Theory of Cycles,” *Journal*

- of Monetary Economics*, 51, 2004, 1183~1216.
- Christiano L., M. Eichenbaum, and C. Evans, “Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy,” *Journal of Political Economy*, 113, 2005, 1~45.
- Dey J., “Evaluating Monetary Policy under Preferences with Zero Wealth Effect: A Bayesian Approach,” *Journal of Economic Dynamics & Control*, 35, 2014, 209~234.
- Erceg C., D. Henderson, and A. Levin, “Optimal Monetary Policy with Staggered Wages and Price Contracts,” *Journal of Monetary Economics*, 46, 2000, 281~313.
- Fernandez-Villaverde J. and J. F. Rubio-Ramirez, “A Baseline DSGE Model,” 2006, Mimeo.
- Fujiwara I., H. Yasuo, and S. Mototsugu, “Can News Be a Major Source of Aggregate Fluctuations?” *Journal of Money, Credit and Banking*, 43, 2011, 1~29.
- Greenwood J., Z. Hercowitz, and G. Huffman, “Investment, Capacity Utilization and the Real Business Cycle,” *American Economic Review*, 78, 1988, 402~417.
- Hur J., “News and Business Cycles for Korea,” *Journal of Economic Theory and Econometrics*, 26, 2015, 44~82.
- Jaimovich N. and S. Rebelo, “News and Business Cycles in Open Economies,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 40, 2008, 1699~1711.
- \_\_\_\_\_, “Can News about the Future Drive the Business Cycle?” *American Economic Review*, 91, 2009, 778~794.
- Khan H. and J. Tsoukalas, “Investment Shocks and the Comovement Problem,” *Journal of Economic Dynamics & Control*, 35, 2011, 115~130.
- \_\_\_\_\_, “The Quantitative Importance of News Shocks in Estimated DSGE Models,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 44, 2012, 1535~1561.
- King R. G. and S. T. Rebelo, “Resuscitating real Business Cycles,” In J. B. Taylor and M. Woodford, (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, chap. 14, Elsevier, 1999, 927~1007.
- Milani F. and J. Treadwell, “The Effects of Monetary Policy ‘News’ and ‘Surprises,’” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 44, 2012, 1667~1692.

Schmitt-Grohe, S. and M. Uribe, “What’s News in Business Cycle?,” *Econometrica*, 80, 2012, 2733~2764.

Smets, F. and R. Wouters, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, 97, 2007, 586~606.

[Abstract]

## An Analysis of Korean Business Cycles with an Bayesian Nominal Rigidities Model with News Shocks

Junhee Lee\*

A DSGE model, which incorporates news shocks, nominal rigidities, and Jaimovich and Rebelo(2009) utility function, is constructed and estimated with Bayesian methods in this paper to assess the importance of news shocks in the Korean business cycles. The analysis shows news shocks can somewhat improve the fit of the model to the data in terms of marginal likelihood. It also shows that the significant sources of interest rate variation are monetary policy news shocks and thus monetary authorities need to communicate efficiently with the public to reduce the variabilities of interest rate and business cycles in Korea.

**Keywords:** news shocks, nominal rigidities, DSGE model, Bayesian estimation, wealth effect parameter

**JEL Classification:** E30, E32, E37

---

\* Associate Professor, School of International Economics and Business, Yeungnam University, Tel: +82-53-810-2769, E-mail: lee1838@ynu.ac.kr