

경상수지 흑자 원인과 우리나라의 경기변동: 베이지안 동태확률모형을 중심으로*

이준희**

본 논문에서는 2000년 이후 우리나라의 경상수지 움직임을 파악하고 이에 따른 정책적 시사점을 도출하고자 소규모 개방경제 DSGE 모형을 구축하고 이를 베이지안 방법으로 추정하였다. 추정 결과 수출입 및 환율 등 경상수지에 직접적인 영향을 미치는 변동 요인으로 인하여 향후 우리나라 경상수지 흑자가 확대될 가능성은 제한적인 것으로 보인다. 반면 국내 소비 침체 및 투자 감소로 인한 경상수지 흑자 가능성은 존재하는 것으로 나타나며, 특히 소비 침체를 통한 경상수지 흑자 증가 요인이 최근 중요해진 것으로 나타난다. 이러한 분석을 고려할 경우 적절한 소비와 투자 촉진 정책을 실시하여 경상수지 흑자 수준을 줄이는 것이 가능할 것으로 보인다.

핵심주제어: 경상수지, 수출, 수입, 동태확률일반균형(DSGE) 모형, 베이지안 추정
경제학문헌목록 주제분류: E32, E44, E52

I. 서론

우리나라 경상수지는 외환위기 이후 대체로 흑자를 나타내고 있으며 이러한 추이는 최근 들어서도 이어지고 있다. <그림 1>은 2000년 이후 우리나라 경상수지 및 순 대외 금융자산 추이를 나타내고 있다. 먼저 경상수지를 살펴보면 2000년 이후 글로벌 금융위기 전까지는 흑자 규모가 최대 100억 달러 이하에 머물다가 글로벌 금융위기 당시인 2008년 4분기에는 140억 달러 가량 흑자를 기록하였다. 이후 2015년 3분기에 2000년 이후 최대치인 282억 달러 흑자에 도달하였으며 최근 2018년 1분기에는 118억 달러 흑자를 기록하고 있다. 한편 경상수지에는 상품수지, 서비스수지, 본원소득수지, 이전수지가 포함되어 있으나 그림에서 살펴보

* 이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성되었습니다. 본 논문의 내용은 저자의 개인 의견이며 한국은행의 견해와는 전혀 무관합니다. 아울러 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자 두 분께도 감사드립니다.

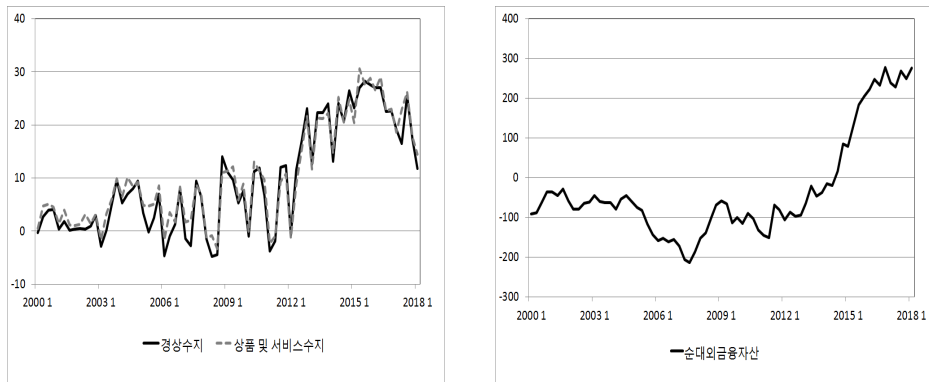
** 영남대학교 무역학부 교수, 전화: (053) 810-2769, E-mail: lee1838@ynu.ac.kr
논문투고일: 2018. 11. 21 수정일: 2019. 1. 21 게재확정일: 2019. 2. 19

6 경상수지 흑자 원인과 우리나라의 경기변동

는 바와 같이 경상수지는 상품수지 및 서비스수지의 합계와 밀접한 움직임을 나타내고 있다. 경상수지 흑자는 대체로 순 대외 금융자산 증가로 이어지는데 우리나라의 순 대외 금융자산은 2000년 1분기 -912억 달러를 나타내었으나 2018년 1분기 2,765억 달러로 증가하였다.

<그림 1> 우리나라의 경상수지 및 순 대외 금융자산 추이

(단위: 10억 달러)

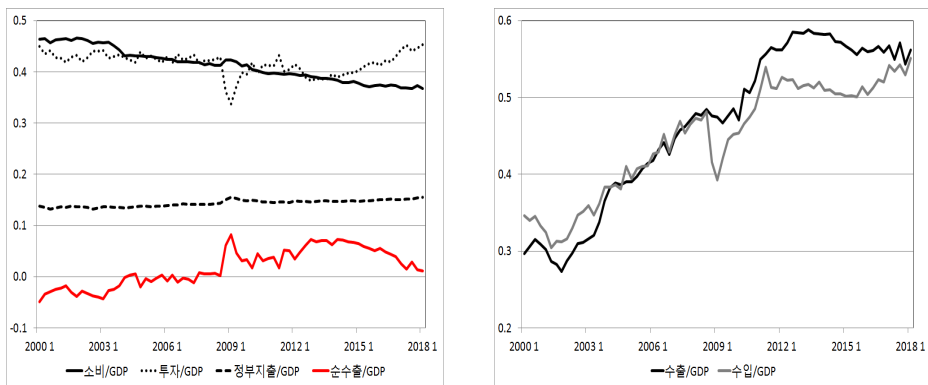


국민경제 측면에서 살펴보면 국내총생산은 소비, 투자, 정부 지출 및 순 수출의 합계로 나타낼 수 있으므로 이들의 GDP 대비 비율을 살펴봄으로써 순 수출 및 경상수지 추이를 파악할 수 있다.

<그림 2>의 첫 번째 패널은 실질 GDP에서 소비, 투자, 정부 지출, 순 수출 등 각 지출이 차지하는 비율을 나타내고 있다. 이를 살펴보면 GDP 대비 소비 비율은 2000년 이후 지속적으로 감소하는 추세를 나타내고 있는데 동 비율은 2000년 1분기 46.3%에서 2008년 1분기 37.2%로 하락하였다. GDP 대비 투자 비율은 2000년 1분기 44.9%에서 글로벌 금융위기 기간인 2009년 1분기 33.8%로 가장 낮은 수준으로 감소하였다가 2018년 1분기 45.9%로 증가하였다. GDP 대비 정부 지출 비율은 2000년 1분기 13.7%에서 글로벌 금융위기 기간인 2009년 1분기 15.5%로 증가하여 2018년 1분기 15.8% 수준을 나타내고 있다. GDP 대비 순 수출 비율은 2000년 1분기 -4.9%에서 2009년 1분기 8.2%로 가장 높은 수준을 보이다가 2018년 1분기 1.1%를 나타내고 있다. 이를 종합하면 2000년 이후 GDP에서 차지하는 소비의 비율은 대체로 하락하는 추세이며 투자의 비율은 글로벌 금융위기 기간에 가장 낮아진 후 다시 높아지는 모습을 보이며 순 수출은 대체로 지

속적으로 상승하는 모습을 보이는데 최근 들어 상승세가 다소 작아지는 것으로 나타난다. 한편, GDP 대비 소비 비율과 순 수출 비율의 상관계수는 -0.83 , 투자 비율과 순 수출 비율의 상관계수는 -0.74 , 정부 지출 비율과 순 수출 비율의 상관계수는 0.79 로 나타나 순 수출 비율이 소비와 투자 비율과는 역의 관계, 정부 지출 비율과는 정의 관계를 나타낸다. 이를 국민경제의 구성 측면에서 살펴보면 소비, 투자 등 민간 수요의 감소가 순 수출의 증가 및 경상수지 흑자로 이어졌을 가능성이 존재할 수 있는 것으로 나타난다.

<그림 2> 국민경제 지출 비율



주: Justiniano *et al.*(2011)을 따라 소비, 투자 등을 성질별로 재 구분하였다. 소비는 가계의 비내구재 및 서비스 최종 소비 지출의 합계, 투자는 총자본형성과 가계의 내구재 및 준내구재 최종 소비 지출의 합계, 정부 지출은 정부의 최종 소비 지출, 수출은 재화와 서비스의 수출, 수입은 재화와 서비스의 수입, 순 수출은 수출에서 수입을 차감한 값, GDP는 앞서 구한 소비, 투자, 정부 지출, 순 수출의 합계를 나타낸다.

<그림 2>의 두 번째 패널은 GDP 대비 수출과 수입의 비율을 나타내고 있는데 수출 비율과 수입 비율은 대체로 같이 움직이는 모습을 보이나 글로벌 금융위기 기간인 2009년 1분기에는 수입의 감소가 수출의 감소보다 커 순 수출이 증가하는 모습을 보이고 있다. 한편, 수출 비율과 수입 비율의 상관계수는 0.97 로 두 비율이 상당히 높은 양의 상관관계를 나타내고 있다. 이는 2000년 이후 세계 경제의 개방화 추세로 수출과 수입이 동시에 증가한 것으로 해석된다.

한편, 경상수지의 변동은 Obstfeld(2012), Chinn *et al.*(2014), Gourinchas and Rey(2014), Kollerman *et al.*(2015) 등에서 살펴볼 수 있는 바와 같이 다양한 시각에서 해석할 수 있다. 예컨대 합리적 기간 간 선택이론을 살펴보면 경상수지

흑자(적자)는 한 나라에서 생산성이 일시적으로 높아(낮아) 공급이 증가(감소)하면 소비를 평탄화하기 위하여 수출(수입)을 하게 되고 이에 따라 경상수지 흑자(적자)가 나타난다는 것이다. 이러한 경상수지 변동은 자연스러우며 긍정적인 시각에서 해석될 수 있다. 다른 한편으로는 다소 부정적인 시각에서 살펴보면, 일국의 의도적인 경상수지 흑자 정책은 다른 나라의 경상수지 적자를 초래하며 이는 경상수지 적자국의 외환위기 가능성 증가, 경기침체 등을 발생시킬 수 있다는 것이다. 최근에는 경상수지 흑자국의 자금이 경상수지 적자국으로 흘러들어 경상수지 적자국의 이자율을 낮추고 자산과 주택가격을 상승시키는 등 경상수지 적자국의 경기변동을 심화시켜 거품붕괴 및 금융위기를 초래한다는 소위 과잉저축(savings glut) 이론도 제기되고 있다. 이처럼 경상수지 불균형을 보는 시각은 다양하며 현실적으로도 최근 미국과 중국 등 동아시아 국가들 간의 무역 마찰, 독일의 지속적인 경상수지 흑자에 따른 유로존 주변국의 거품 발생 및 붕괴에 따른 경제위기 발생 등 다양한 문제들이 이와 관련하여 밀접하게 논의되고 있다.

이와 같이 한 나라 경상수지의 움직임은 서로 다른 시각에서 해석이 가능하며 다양한 국내외 요인에 의하여 영향을 받고 그 자체가 또한 한 나라 거시경제의 움직임에 중요한 영향을 줄 수 있으므로 이를 파악하고 분석하기 위해서는 종합적이고 체계적인 접근이 필요하다. 이와 같은 체계적인 분석을 위한 방법 중 하나로 베이지안 동태확률일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium: DSGE) 모형이 매우 유용하게 사용될 수 있다. 이는 DSGE 모형이 국내외 경제 부문의 상호작용을 일반균형모형으로 파악하여 전체 경제의 움직임을 일관되게 분석하는 장점이 있으며, 구축된 일반균형모형을 베이지안 방법으로 추정함으로써 실제 자료에 비추어 모형을 해석할 수 있는 장점을 가지고 있기 때문이다.

DSGE 모형을 이용하여 경상수지 움직임을 분석한 기존의 연구를 살펴보면 Bergin(2006), Jacob and Peersman(2013), Kollerman *et al.*(2015) 등을 들 수 있다. Bergin(2006)은 미국과 나머지 G7 국가를 구분하는 2국가 DSGE 모형을 구축하고 이를 최우추정법으로 추정한 결과, 동 모형이 환율과 경상수지의 움직임을 어느 정도 잘 설명하는 것으로 분석하였다. Jacob and Peersman(2013)은 2국가 DSGE 모형을 구축하고 베이지안 방법으로 추정한 결과, 미국의 경상수지 변동은 단기적으로 수출 가격 충격과 이자율 평형 충격으로 설명이 되나 중장기적으로는 투자효율성 충격으로 대부분 설명된다고 분석하였다. Kollerman *et al.*(2015)은 유로존 출범 이후 독일의 경상수지 흑자의 요인을 다각도로 고려하여 독일, 여타 유로존 국가, 나머지 국가로 구성된 3국가 DSGE 모형을 구축하고 베

이지안 방법으로 추정하였다.

이들이 독일의 경상수지 흑자 요인으로 고려한 내용들은 다음과 같다. 첫째, 1999년 유로존이 출범함에 따라 독일을 제외한 유로존 국가에서의 높은 이자율이 독일의 낮은 이자율로 수렴하는 과정에서 독일의 순 수출이 늘어나고 경상수지가 흑자가 나타났을 가능성이 있다. 둘째, 중국 등 신흥경제국들의 경제 발전에 따라 독일이 경쟁 우위에 있는 자본재 및 투자재에 대한 수요가 증가하여 경상수지 흑자가 나타났을 가능성이 있다. 셋째, 독일의 2002~2005년 기간의 노동 개혁이 노동 공급을 증가시키고 이에 따라 생산이 증가하여 경상수지 흑자가 나타났을 가능성이 있다. 넷째, 독일의 침체된 내수와 높은 저축률로 인하여 경상수지 흑자가 나타났을 가능성이 있다. Kollerman *et al.*(2015)은 이러한 요인들을 모두 고려하여 동태확률모형을 구축하고 추정한 결과, 이들 요인들이 각기 독일의 경상수지 흑자에 기여하였으나 시기에 따라 그 크기 및 중요도가 다르게 나타난다고 분석하였다.

한편, 우리나라의 경우에도 이준희·여택동(2008), 이만중·이우현·정용승(2009) 등의 경우에 소규모 개방경제 동태확률일반균형 모형을 구축하고 이를 이용하여 경기변동을 분석하고 있으나 산출 등 전체 경기변동이나 통화정책 측면에서 살펴보고 있으며, 경상수지 움직임의 원인이나 경상수지 변동에 따른 거시경제 측면에서의 시사점을 체계적으로 분석하지는 않고 있다. 아울러 경상수지 변동의 원인 분석과 관련하여 윤상규·안동준(2008), 윤덕룡·김효상·이진희(2017) 등에서의와 같이 축약형 모형 또는 회귀분석을 통하여 분석한 경우는 존재하지만, 본 연구에서와 같이 구조적 모형을 설정하고 이를 베이지안 방법으로 추정하여 구조적 충격에 따른 경상수지 변동의 원인을 분석하지는 않고 있다.

본 연구에서는 우리나라 경상수지의 움직임을 다양한 측면에서 종합적으로 파악하고자 소규모 개방경제 DSGE 모형을 구축하고 베이지안 방법으로 이를 추정하여 분석한다. 이를 위하여 전형적인 소규모 개방경제 DSGE 모형을 구축하되 최근 Bergin(2006), Jacob and Peersman(2013), Kollerman *et al.*(2015) 등의 분석에서 살펴본 것처럼 수출입 및 경상수지 변동 요인으로 고려되고 있는 국내재 대비 수입재 간 선호 비중 변화, 투자 효율성 충격의 주요한 경기변동 요인으로서의 고려, 국내 소비 및 투자의 침체에 따른 경상수지 흑자 가능성 등 다양한 요소들을 포함하여 모형을 구축하며 동 모형을 2000년대 이후 우리나라 자료를 이용하여 베이지안 방법으로 추정하고 해석한다. 이를 통하여 최근 우리나라 경상수지의 움직임을 다양한 요인들로 분해하고 이에 따른 정책적 시사점을 도출

하고자 한다.

이하 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 경상수지 흑자 요인을 고려한 DSGE 모형을 구축한다. 제Ⅲ절에서는 동 모형을 베이지안 방법으로 추정하고 해석한다. 제Ⅳ절에서는 모형 분석 결과를 정리하고 시사점을 살펴본다.

Ⅱ. 모형의 설정

본 DSGE 모형은 국내 경제와 해외 경제로 구성된 소규모 개방경제 모형이다. 모형은 대체로 Justiniano and Preston(2010) 등 일반적인 소규모 개방경제 모형을 따른다. 다만, Kollerman *et al.*(2015)을 따라 지속적인 내수 침체를 모형화하도록 소비자의 선호 충격이 일시적 충격이 아니라 영구적인 충격으로 I(1) 확률 과정을 따르는 것으로 가정한다. 또한 최근 개방화의 확대로 우리나라의 GDP 대비 수출 및 수입의 비중이 증가하는 현상을 설명하기 위하여 Bergin(2006)을 따라 수출입에 있어서 국내재 선호(소위 자국 편향) 충격을 도입하였다. 아울러 Jacob and Peersman(2013) 등에서 미국의 경우 중장기 경상수지 변동에 중요한 것으로 나타난 투자효율성 충격을 도입하였다.

이하 모형을 간략하게 설명하고자 하며 $z_{\mathbf{n},t}$ 는 $\ln(z_{\mathbf{n},t})$ 이 I(1) 확률 과정을 따르는 영구적 외생 충격, $\xi_{\mathbf{n},t}$ 는 $\ln(\xi_{\mathbf{n},t})$ 이 AR(1) 확률 과정을 따르는 외생 충격, $\epsilon_{\mathbf{n},t}$ 는 IID.N 외생 충격을 나타낸다. 여기서 아래 첨자 \mathbf{n} 는 충격의 종류를 나타낸다. 아울러 해외 변수는 위 첨자 *로 표시한다.

1. 가계 부문

가계 i 는 다음과 같이 주어진 후생을 극대화한다.

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta)^t \frac{\ln(c_t(i) - hc_{t-1}(i)) + w_l \ln(1 - l_t(i))}{z_{\beta,t}} \quad (1)$$

여기서 $c_t(i)$ 는 소비, $l_t(i)$ 는 노동공급, $z_{\beta,t}$ 는 영구적 소비 선호 충격을 나타낸다. 가계의 예산 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
& P_{c,t}c_t(i) + B_t(i) + S_t B_{o,t}(i) \\
& \leq W_t(i)l_t(i) + \Xi_t - P_{c,t}\tau_t + R_{t-1}B_{t-1}(i) + S_t\Psi_{t-1}R_{t-1}^*B_{o,t-1}(i)
\end{aligned} \tag{2}$$

여기서 $P_{c,t}$ 는 (최종)소비재의 가격, $B_t(i)$ 는 명목 원화 채권(채무) 보유, S_t 는 명목 환율, $B_{o,t}(i)$ 는 명목 외화 채권(채무) 보유, $W_t(i)$ 는 명목 임금, Ξ_t 는 기업으로부터의 명목 이윤 배당, τ_t 는 정부의 실질 조세, R_t 는 국내 명목 이자율, Ψ_t 는 국제금융거래에 따른 위험 프리미엄, R_t^* 는 해외 명목 이자율을 나타낸다. 이하 가계의 임금 설정을 제외하고는 대칭균형을 가정하며 이에 따라 임금과 노동공급을 제외하고는 가계를 구분하는 i 를 생략한다.

임금 설정을 제외한 가계의 후생 극대화를 위한 최적화 조건은 다음과 같다.

$$c_t : (z_{\beta,t})^{-1}(c_t - hc_{t-1})^{-1} - \beta h E_t [(z_{\beta,t+1})^{-1}(c_{t+1} - hc_t)^{-1}] = A_{b,t}P_{c,t} \tag{3}$$

$$B_t : A_{b,t} = \beta E_t [A_{b,t+1}R_t] \tag{4}$$

$$B_{o,t} : A_{b,t}S_t = \beta E_t [A_{b,t+1}S_{t+1}\Psi_t R_t^*] \tag{5}$$

여기서 $A_{b,t}$ 는 예산 식에 대한 라그랑지 승수를 나타낸다. 한편, 국제금융거래에 따른 위험 프리미엄은 Schmitt-Grohé and Uribe(2003)을 따라 $\Psi_t = \exp(-\psi((S_t B_{o,t})/(P_{c,t}z_t)))\xi_{\psi,t}$ 로 설정한다. 여기서 z_t 는 균제상태에서의 외생적 성장을 나타내며 $\xi_{\psi,t}$ 는 위험 프리미엄 충격이다. 식 (4)와 식 (5)를 결합할 경우 일종의 유위험 이자율 평형정리(uncovered interest parity: UIP)가 성립하므로 이하에서는 $\xi_{\psi,t}$ 를 위험 프리미엄 충격 또는 UIP 충격으로 해석하고자 한다. 가계의 노동 공급에 있어서 Calvo 유형의 명목임금 경직성을 도입한다. 즉, 가계의 $1 - \theta_w$ 의 확률로 명목 임금을 신축적으로 조정하거나 θ_w 의 확률로 추세 인플레이션과 성장을 감안하여 명목 임금을 조정한다. 가계의 노동 공급에 따른 최적화 조건으로부터 다음의 로그-선형화된 임금 필립스 곡선을 얻을 수 있다.

$$\hat{\pi}_{w,t} = \beta E_t \hat{\pi}_{w,t+1} + \frac{(1 - \theta_w)(1 - \beta\theta_w)}{\theta_w} \frac{[\widehat{mrs}_t - \hat{w}_t]}{\left(1 - \frac{l}{1-l} \frac{\phi_w}{1-\phi_w}\right)} \tag{6}$$

여기서 $\pi_{w,t} = W_t/W_{t-1}$, $w_t = W_t/(P_{c,t}z_t)$, $mrs_t = -\frac{U_l}{\lambda_{b,t}}$, $\lambda_{b,t} = \Lambda_{b,t}P_{c,t}z_t$ 이며 l 은 정상상태에서의 노동공급을 나타낸다. 한편, $\hat{\cdot}$ 이 있는 변수는 로그 선형화된 변수이다.

2. 국내 기업 부문

1) 국내 생산기업

국내 생산기업의 생산함수는 다음과 같다.

$$y_{p,t} = (k_t)^\alpha ((z_{a,t}\xi_{a,t})l_t)^{1-\alpha} - \exp(z_t)l_t\Xi_l(l_t/l_{t-1}) \quad (7)$$

여기서 $y_{p,t}$ 는 국내 생산기업의 생산물, k_t 는 자본 투입, $z_{a,t}$ 는 영구적 생산성 충격, $\xi_{a,t}$ 는 일시적 생산성 충격, $\Xi_l(\cdot)$ 는 노동조정 비용함수를 나타낸다. 정상상태에서 $\Xi_l(\cdot) = \Xi'_l(\cdot) = 0$ 이고 $\Xi''_l(\cdot) > 0$ 이며 자본 활용도는 1이다. 본 모형에서는 성장률 충격을 고려하기 위하여 일시적 생산성 충격 이외에도 영구적 생산성 충격을 도입하였다. 국내 생산기업의 생산물 시장, 노동 시장, 자본 시장은 각각 완전 경쟁적이며 국내 생산기업의 생산물 가격, 임금, 자본임대료가 각각 $P_{p,t}$, W_t , $R_{k,t}$ 이다. 이 경우 국내 생산기업은 다음과 같이 주어진 이윤을 생산함수의 제약 하에서 극대화한다.

$$\max_{l_t, k_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta)^t \Lambda_{b,t} (P_{p,t}y_t - W_t l_t - R_t^k k_t) \quad (8)$$

이윤극대화에 따른 최적화 조건은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} l_t : W_t = & P_{p,t} [(k_t)^\alpha (1-\alpha)(z_{a,t}\xi_{a,t})((z_{a,t}\xi_{a,t})l_t)^{-\alpha} - z_t\Xi_l(l_t/l_{t-1}) \\ & - z_t\Xi'_l(l_t/l_{t-1})(l_t/l_{t-1})] \\ & + \beta E_t \frac{\Lambda_{b,t+1}}{\Lambda_{b,t}} P_{p,t+1} z_{t+1} \Xi'_l(l_{t+1}/l_t)(l_{t+1}/l_t)^2 \end{aligned} \quad (9)$$

$$k_t : R_{k,t} = P_{p,t} \alpha (k_t)^{\alpha-1} ((z_{a,t} \xi_{a,t}) l_t)^{1-\alpha} \quad (10)$$

2) 자본공급자

물적 자본의 축적 방정식은 다음과 같다.

$$\bar{k}_t = (1 - \delta(u_t)) \bar{k}_{t-1} + (z_{x,t} \xi_{x,t}) (1 - \Xi_x(x_t/x_{t-1})) x_t \quad (11)$$

여기서 \bar{k}_t 는 물적 자본, u_t 는 자본 활용도, $z_{x,t}$ 는 영구적 투자 고유 충격 (investment specific technology shock), $\xi_{x,t}$ 는 일시적 투자 효율성 충격 (marginal efficiency of investment shock), x_t 는 투자를 나타낸다. 투자 충격에 있어서도 생산성 충격과 유사하게 영구적 투자 충격과 일시적 투자 충격을 모두 도입하였다. 투자재 가격의 지속적인 하락은 Justiniano *et al.*(2011)에서와 같이 영구적 투자 충격으로 설명할 수 있다. $\Xi_x(\cdot)$ 는 투자조정 비용함수를 나타내며 정상상태에서 $\Xi_x(\cdot) = \Xi'_x(\cdot) = 0$ 이고 $\Xi''_x(\cdot) > 0$ 이다. $\delta(\cdot)$ 는 감가상각 비율을 나타내며 Greenwood *et al.*(1988)에서와 같이 자본 활용도의 증가함수이며 정상상태에서 $\delta(\cdot) = \delta$ 이고 $\delta''(\cdot) > 0$ 이다. 한편, 국내 생산기업의 생산에 사용되는 자본 투입과 물적 자본 및 자본 활용도는 $k_t = u_t \bar{k}_{t-1}$ 의 관계를 갖는다.

자본공급자는 자본 축적 방정식의 제약 하에 다음과 같이 주어진 기간 간 이윤을 극대화한다.

$$\max_{\bar{k}_t, x_t, u_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta)^t \Lambda_{b,t} (R_{k,t} u_t \bar{k}_{t-1} - P_{x,t} x_t) \quad (12)$$

여기서 $P_{x,t}$ 는 (최종) 투자재의 가격을 나타낸다. 이윤 극대화 조건은 다음과 같다.

$$\bar{k}_t : \Lambda_{k,t} = \beta E_t \Lambda_{b,t+1} R_{k,t+1} u_{t+1} + \beta E_t \Lambda_{k,t+1} (1 - \delta(u_{t+1})) \quad (13)$$

$$x_t : P_{x,t} \Lambda_{b,t} = \Lambda_{k,t} (z_{x,t} \xi_{x,t}) (1 - \Xi_x(x_t/x_{t-1}) - \Xi'_x(x_t/x_{t-1})(x_t/x_{t-1})) \\ + \beta E_t \Lambda_{k,t+1} (z_{x,t+1} \xi_{x,t+1}) \Xi'_x(x_{t+1}/x_t) (x_{t+1}/x_t)^2 \quad (14)$$

$$u_t : \Lambda_{b,t} R_{k,t} = \Lambda_{k,t} \delta(u_t)' \quad (15)$$

여기서 $\Lambda_{k,t}$ 는 자본 축적 방정식에 대한 라그랑지 승수이다.

3) 국내재 소매기업

국내재 소매기업 i 는 생산기업으로부터 $P_{p,t}$ 의 가격에 $y_{p,t}$ 를 구입한 후 차별화하여 $y_{d,t}(i)$ 를 생산하고 독점적 경쟁 시장에서 $P_{d,t}(i)$ 의 가격으로 판매한다. 국내 소매 기업의 가격 설정에 있어서 Calvo 유형의 명목가격 경직성을 도입한다. 즉, 소매 기업은 $1-\theta_p$ 의 확률로 명목 가격을 신축적으로 조정하거나 θ_p 의 확률로 추세 인플레이션 및 성장을 감안하여 가격을 조정한다. 이 경우 기업의 가격 설정 최적화 조건으로부터 다음의 로그-선형화된 뉴케인지안 필립스 곡선을 얻을 수 있다.

$$\hat{\pi}_{d,t} = \beta E_t \hat{\pi}_{d,t+1} + \frac{(1-\beta\theta_p)(1-\theta_p)}{\theta_p} \hat{m}c_{d,t} \quad (16)$$

여기서 $\pi_{d,t} = P_{d,t}/P_{d,t-1}$ 이고 $mc_{d,t} = P_{p,t}/P_{d,t}$ 이다.

4. 수출입

소비, 투자, 정부 지출에 사용되는 최종재는 국내재와 수입재의 복합재로서 다음과 같다.

$$y_{f,t} = \varpi_t (y_{d,t})^{w_{d,t}} (y_{m,t})^{1-w_{d,t}} \quad (17)$$

여기서 $y_{m,t}$ 는 수입재를 나타내며 $\varpi_t = (1/w_{d,t})^{w_{d,t}} (1/(1-w_{d,t}))^{1-w_{d,t}}$ 는 조정계수이다. 여기서 $w_{d,t}$ 는 최종재 구성에서 국내재의 비중을 나타내는데 $w_{d,t}$ 는 고정된 것이 아니라 시간에 따라 변화하는 것으로 가정하여 국내재 선호(자국 편향)이 시간에 따라 변화하여 이를 통하여 국내총생산 대비 수입 비율의 증감을 나타낼 수 있다. 구체적으로 $w_{d,t}$ 는 $w_{d,t} = w_d \xi_{d,t}$ 의 관계를 가정하며 w_d 는 균제

상태에서 국내재의 비중, $\xi_{d,t}$ 는 국내재 비중에 대한 외생적 충격을 나타낸다. 음의 국내재 비중 충격은 국내재 대신 수입재에 대한 선호 증가로 해석할 수 있다. 국내재와 수입재 선택의 최적화 조건으로부터 다음의 관계식을 얻을 수 있다.

$$y_{d,t} = w_{d,t}(P_{d,t}/P_{f,t})^{-1}y_{f,t} \quad (18)$$

$$y_{m,t} = (1 - w_{d,t})(P_{m,t}/P_{f,t})^{-1}y_{f,t} \quad (19)$$

여기서 $P_{m,t}$ 는 수입재의 가격을 나타낸다. 최종재는 소비, 투자에 사용되므로 $P_{c,t} = P_{x,t} = P_{f,t}$ 가 성립한다. 수입재는 수입 기업이 해외 생산재를 수입하여 차별화한 후 판매하는데 Adolfson *et al.*(2007)을 따라 수입재 가격 설정에 있어서 Calvo 유형의 가격경직성을 도입하며 이에 따라 다음과 같은 뉴 케인지안 유형의 가격 방정식을 얻는다.

$$\hat{\pi}_{m,t} = \beta E_t \hat{\pi}_{m,t+1} + \frac{(1 - \beta\theta_m)(1 - \theta_m)}{\theta_m} \widehat{mc}_{m,t} + \epsilon_{m,t} \quad (20)$$

여기서 $\pi_{m,t} = P_{m,t}/P_{m,t-1}$, $mc_{m,t} = S_t P_{p,t}^*/P_{m,t}$, $P_{p,t}^*$ 는 해외 생산재의 가격을 나타내며 $\epsilon_{m,t}$ 는 수입재 가격 설정에 있어서 마크업 충격을 나타낸다. 이와 유사하게 수출재도 수출 기업이 국내 생산기업의 재화를 차별화하여 판매하는데 Calvo 유형의 가격경직성을 가정하며 이에 따라 다음과 같은 가격 방정식을 얻는다.

$$\hat{\pi}_{ex,t} = \beta E_t \hat{\pi}_{ex,t+1} + \frac{(1 - \beta\theta_{ex})(1 - \theta_{ex})}{\theta_{ex}} \widehat{mc}_{ex,t} + \epsilon_{ex,t} \quad (21)$$

여기서 $\pi_{ex,t} = P_{ex,t}/P_{ex,t-1}$, $mc_{ex,t} = P_{p,t}/(S_t P_{ex,t})$, $P_{ex,t}$ 는 외화로 표시된 수출재의 가격이며 $\epsilon_{ex,t}$ 는 수출재 가격 설정에 있어서 마크업 충격을 나타낸다. 수출(해외의 국내재에 대한 수요)재에 대한 수요는 $y_{ex,t} = w_{ex,t}(P_{ex,t}/P_t^*)^{-1}y_t^*$ 이며 y_t^* 는 해외의 생산물을 나타낸다. 이는 국내 경제의 해외 수입 수요와 유사한 형태이다.

5. 시장 청산 조건 및 중앙은행의 통화정책

국내 재화에 대한 시장 청산 조건은 다음과 같다.

$$y_{p,t} = y_{d,t} + y_{ex,t} \quad (22)$$

최종 재화에 대한 시장 청산 조건은 다음과 같다.

$$y_{f,t} = c_t + x_t + g_t \quad (23)$$

여기서 g_t 는 $g_t = g\xi_{g,t}$ 인 외생적 정부 지출이며, g 는 정상상태에서의 정부 지출, $\xi_{g,t}$ 는 외생적 정부 지출 충격을 나타낸다. 정부의 예산 제약 식은 다음과 같다.

$$P_{f,t}g_t + (1 + R_t)B_t = B_{t+1} + P_{f,t}\tau_t \quad (24)$$

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.

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R)(\rho_\pi \hat{\pi}_{c,t} + \rho_y \hat{y}_{d,t}) + \epsilon_{R,t} \quad (25)$$

여기서 $\epsilon_{R,t}$ 는 통화정책 충격이다. 해외 채권의 축적 방정식은 다음과 같다.

$$S_t B_{o,t+1} = (\Psi_{t-1} R_{t-1}^*) S_t B_{o,t} + ((S_t P_{ex})) y_{ex,t} - (P_{m,t}) y_{m,t} \quad (26)$$

한편, 균제상태에서의 외생적 성장 z_t 는 영구적 생산성 충격 $z_{a,t}$ 와 투자 고유 충격 $z_{x,t}$ 에 영향을 받는데 $z_t = z_{x,t}^{(\alpha/(1-\alpha))} z_{a,t}$ 의 관계가 성립한다. 아울러 Adolfson *et al.*(2007), Jacob and Peersman(2013) 등 기존의 베이지안 소규모 개방경제 모형을 고려하여 $z_{a,t} = z_{a,t}^*$, $z_{x,t} = z_{x,t}^*$ 로 가정하여 영구적 충격은 국내 경제와 해외 경제에 공통적인 충격으로 가정한다.

6. 해외 경제

국내 경제는 소규모 개방경제로 해외 경제에 비하여 무시할 만큼 작은 것으로 가정하며 이에 따라 해외 경제는 사실상 폐쇄 경제로 작동한다.²⁾ 이를 제외하고는 해외 경제는 국내 경제와 유사하게 작동한다.

Ⅲ. 베이지안 추정 및 해석

본 절에서는 앞서 설정한 모형을 로그 선형화한 후 베이지안 방법으로 추정하고 이를 통하여 그 특징을 파악하고자 한다. DSGE 모형의 베이지안 추정과 관련하여서 보다 자세한 내용은 Smets and Wouters(2007) 등을 참고할 수 있다.

1. 자료

추정 기간은 2000:1분기~2018:1분기의 기간이며 추정에 사용된 자료는 다음과 같다. 우리나라 자료로는 실질 GDP 성장률, GDP 대비 소비 비율, GDP 대비 투자 비율, 소비자 물가 상승률, 기준금리, GDP 대비 수출 비율, GDP 대비 순 수출 비율, 순상품교역조건, 명목환율 변화율 등이다. 소비, 투자의 경우 Justiniano *et al.*(2011)을 따라 국민 계정의 소비 및 투자를 성격에 따라 다시 분류하여 소비는 가계의 최종 소비 지출 가운데 비내구재, 서비스 지출로 한정하였다. 투자의 경우 총자본형성 이외에도 가계의 최종 소비 지출 가운데 내구재, 준내구재 지출도 포함하였다. 실질 GDP의 경우 앞서 정의한 소비, 투자에 정부의 최종 소비 지출 및 순 수출의 합계로 정의하였다. 추정에 앞서 GDP 대비 소비 비율, GDP 대비 투자 비율, GDP 대비 수출 비율, 순상품교역조건인 경우 로그를 취한 후 평균을 제거하였으며 실질 GDP 성장률, 소비자 물가 상승률, 명목환율 변화율의 경우 각 수준 변수를 로그 차분한 후 평균을 제거하였다. 기준금리 및 GDP 대비 순 수출 비율은 원래의 자료에 평균을 제거하였다. Uribe and Yue(2006)을 따라 순 수출 대신 GDP 대비 순 수출 비율을 주요 변수로 포함하였다.

2) 이에 따라 해외경제에는 사실상 수출입이 존재하지 않으며 $y_{d,t}^* = y_{f,t}^* = y_t^*$ 이고 $P_{d,t}^* = P_{c,t}^* = P_{f,t}^* = P_{x,t}^* = P^*$ 이 성립한다.

해외 경제 자료는 Justiniano and Preston(2010)에서와 같이 미국 자료를 이용하였는데 미국의 실질 GDP 성장률, GDP 대비 소비 비율, GDP 대비 투자 비율, GDP 디플레이터 상승률, 투자재 물가 상승률, 실질 임금 상승률, 연방기금 금리 등을 관측 자료로 이용하였다. 미국의 경우에도 소비 및 투자의 경우 국민 계정의 소비 및 투자를 성격에 따라 다시 분류하였다. 아울러 실질 GDP의 경우 모형에서와 같이 소비, 투자, 정부 지출의 합계로 설정하였다. 투자재 물가 상승률의 경우 미국 국민계정의 명목 투자를 실질 투자로 나눈 투자재 GDP 디플레이터를 이용하여 구하였으며 미국 실질 임금 상승률은 미국 비농가 사업체 시간당 실질 보상(Nonfarm business sector real hourly compensation) 자료를 이용하였다. 미국 자료와 관련한 자세한 내용은 Justiniano *et al.*(2011)을 참고할 수 있다. 미국 자료의 경우에도 우리나라 자료와 마찬가지로 추정 전에 로그를 취하고 평균을 제거하였다.

2. 파라미터의 설정 및 추정

모형에서는 다양한 파라미터가 존재하는데 일부 파라미터의 경우 캘리브레이션을 통하여 그 값을 고정하였으며 이외 파라미터는 베이지안 방법으로 추정하였다. 먼저 캘리브레이션을 통하여 고정한 파라미터를 살펴보면 주관적 할인인자 β 의 경우 0.99, 생산함수에서 자본의 몫 α 의 경우 2010년 산업연관표를 이용하여 0.57, 균제상태 자본 감가상각률 δ 의 경우 연 10%, 즉 0.025, 균제상태 GDP 대비 정부 지출 비율은 국민계정 자료의 비율을 이용하여 0.14, 균제상태 최종재에서 국내재가 차지하는 비율 w_d 의 경우 GDP 대비 수입 비중을 이용하여 0.55로 설정하였다. 해외 경제 부문도 대칭 균형을 가정하여 유사하게 설정하였는데 균제상태 GDP 대비 정부 지출 비율은 미국의 국민계정 자료의 비율을 이용하여 0.19로 설정하였다.

이외 각종 충격의 AR(1) 파라미터 및 표준편차, 노동 및 자본 조정 파라미터, 가격 경직성 파라미터, 소비 습관 형성 파라미터, 통화정책 파라미터 등은 베이지안 방법으로 추정하였으며 사전분포 및 사후분포는 <표 1>에 정리하였다. 사전분포의 설정은 Smets and Wouters(2007), Khan and Tsoukalas(2011) 등을 참고하였다. 외생적 충격의 AR(1) 파라미터 사전분포의 경우 영구적 생산성 충격, 투자 고유 충격, 투자 효율성 충격은 평균을 0.4로 다른 파라미터에 비하여 낮게 설정하였는데, 다른 외생적 충격의 AR(1) 파라미터 사전분포와 같이 평균을 0.8로

설정할 경우 모형의 변동성이 지나치게 커 이를 감안하여 다소 낮게 설정하였다. 아울러 Christiano *et al.*(2011)을 따라 모형의 2차 적률이 실제 자료의 2차 적률에 가깝도록 원래의 사전분포를 변형한 내생적 사전분포(endogenous prior)를 사용하여 모형의 변동성이 실제 자료의 변동성에 비하여 일반적으로 높게 나타나는 문제를 회피하고자 하였다.

<표 1> 베이지안 추정 사전 및 사후분포

파라미터	사전분포			사후분포		
	형태	평균	표준편차	2.5%	평균	97.5%
국내 경제						
소비습관 형성(h)	베타	0.8	0.05	0.7294	0.7935	0.8467
노동조정 비용(Ξ_l'')	감마	6.0	1.5	4.9186	8.5413	13.0144
투자조정 비용(Ξ_x'')	감마	6.0	1.5	7.3599	8.9512	10.7084
자본활용도 탄력성(δ'')	감마	0.15	0.05	0.2041	0.3040	0.4278
소매재 가격경직성(θ_p)	베타	0.8	0.05	0.9380	0.9466	0.9539
임금경직성(θ_w)	베타	0.8	0.05	0.6974	0.8142	0.8997
수입재 가격경직성(θ_m)	베타	0.8	0.05	0.7869	0.8115	0.8343
수출재 가격경직성(θ_x)	베타	0.8	0.05	0.9316	0.9423	0.9526
통화정책 금리 평탄화(ρ_R)	베타	0.65	0.1	0.9227	0.9307	0.9385
통화정책 인플레이션 반응(ρ_π)	정규	1.5	0.15	1.4255	1.6006	1.7885
통화정책 산출갭 반응(ρ_y)	정규	0.125	0.03	0.1307	0.1846	0.2374
일시적 생산성 충격 AR(ρ_a)	베타	0.8	0.05	0.5770	0.6469	0.7112
소비 선호 충격 AR($\rho_{z,c}$)	베타	0.8	0.05	0.7077	0.7789	0.8416
투자 효율성 충격 AR(ρ_x)	베타	0.2	0.1	0.0064	0.0276	0.0593
UIP 충격 AR(ρ_ψ)	베타	0.8	0.05	0.6800	0.7335	0.7871
정부 지출 충격 AR(ρ_g)	베타	0.8	0.05	0.8945	0.9269	0.9549
국내재 비중 충격 AR(ρ_d)	베타	0.8	0.05	0.9660	0.9766	0.9828
일시적 생산성 충격 변동성(σ_a)	역감마	0.005	0.01	0.1148	0.1328	0.1535
소비 선호 충격 변동성($\sigma_{z,c}$)	역감마	0.005	0.01	0.0050	0.0098	0.0175
투자 효율성 충격 변동성(σ_x)	역감마	0.005	0.01	0.1868	0.2257	0.2668
UIP 충격 변동성(σ_ψ)	역감마	0.005	0.01	0.0207	0.0236	0.0267
정부 지출 충격 변동성(σ_g)	역감마	0.005	0.01	0.0176	0.0199	0.0225
국내재 비중 충격 변동성(σ_d)	역감마	0.005	0.01	0.0268	0.0311	0.0373
통화정책 충격 변동성(σ_R)	역감마	0.005	0.01	0.0006	0.0007	0.0007
수입재 마크업 충격 변동성(σ_m)	역감마	0.005	0.01	0.0145	0.0154	0.0162
수출재 마크업 충격 변동성(σ_{ex})	역감마	0.005	0.01	0.0115	0.0124	0.0133

파라미터	사전분포			사후분포		
	형태	평균	표준편차	2.5%	평균	97.5%
해외 경제						
소비습관 형성(h^*)	베타	0.8	0.05	0.7172	0.7879	0.8494
노동조정 비용($\Xi_l''^*$)	감마	6.0	1.5	2.4150	4.2363	6.5085
투자조정 비용($\Xi_x''^*$)	감마	6.0	1.5	0.9384	1.3986	2.0042
자본활용도 탄력성(δ''^*)	감마	0.15	0.05	0.3000	0.4079	0.5407
소매재 가격경직성(θ_p^*)	베타	0.8	0.05	0.7676	0.7929	0.8158
임금경직성(θ_w^*)	베타	0.8	0.05	0.8041	0.8355	0.8652
통화정책 금리 평탄화(ρ_R^*)	베타	0.65	0.1	0.3446	0.4558	0.5695
통화정책 인플레이션 반응(ρ_π^*)	정규	1.5	0.15	1.8061	2.0036	2.2234
통화정책 산출갭 반응(ρ_y^*)	정규	0.125	0.03	0.0212	0.0729	0.1266
일시적 생산성 충격 AR(ρ_a^*)	베타	0.8	0.05	0.5368	0.6129	0.6830
영구적 생산성 충격 AR($\rho_{z,a}^*$)	베타	0.2	0.1	0.0010	0.0049	0.0118
소비 선호 충격 AR($\rho_{z,c}^*$)	베타	0.8	0.05	0.4745	0.5698	0.6564
투자 효율성 충격 AR(ρ_x^*)	베타	0.2	0.1	0.0673	0.1563	0.2532
투자 고유 충격 AR($\rho_{z,x}^*$)	베타	0.2	0.1	0.0026	0.0123	0.0276
정부 지출 충격 AR(ρ_g^*)	베타	0.8	0.05	0.8517	0.8716	0.8898
일시적 생산성 충격 변동성(σ_a^*)	역감마	0.005	0.01	0.0159	0.0191	0.0230
영구적 생산성 충격 변동성($\sigma_{z,a}^*$)	역감마	0.005	0.01	0.0051	0.0054	0.0056
소비 선호 충격 변동성($\sigma_{z,c}^*$)	역감마	0.005	0.01	0.0042	0.0079	0.0142
투자 효율성 충격 변동성(σ_x^*)	역감마	0.005	0.01	0.0123	0.0184	0.0263
투자 고유 충격 변동성($\sigma_{z,x}^*$)	역감마	0.005	0.01	0.0016	0.0017	0.0018
정부 지출 충격 변동성(σ_g^*)	역감마	0.005	0.01	0.0170	0.0191	0.0213
통화정책 충격 변동성(σ_R^*)	역감마	0.005	0.01	0.0024	0.0033	0.0041
로그 한계 우도 값 (log marginal likelihood)				3,344.9		

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

사후 추정 분포를 살펴보면 우리나라 경제 파라미터의 경우 소매재 및 수출재의 가격 경직성이 사전분포에 비하여 높게 나타났다. 아울러 통화정책의 금리 평탄화 파라미터, 산출갭 반응 파라미터의 사후분포도 사전분포에 비하여 높게 나타났다. 외생적 충격 가운데에서는 일시적 생산성 충격 및 UIP 충격 AR(1) 파라미터는 사전분포에 비하여 낮게, 정부 지출 충격 및 국내재 비중 충격 AR(1) 파

라미터는 사전분포에 비하여 크게 나타난다. 해외(미국) 경제의 경우 투자조정 비용이 사전분포에 비하여 낮게 나타난다. 통화정책 측면에서는 통화정책 금리 평탄화 파라미터는 사전분포에 비하여 낮게 통화정책 인플레이션 반응은 사전분포에 비하여 높게 나타나 우리나라 파라미터 추정치와 다소 차이를 보인다. 아울러 일시적 생산성 충격, 소비 선호 충격, 투자효율성 충격의 AR(1) 파라미터가 사전분포에 비하여 작게 나타난다.

한편, 현재 모형에서 소비의 지속성을 설명하기 위하여 소비 선호 충격이 Kollerman *et al.*(2015)을 따라 지속적인 내수 침체를 모형화하도록 일시적 충격이 아니라 영구적인 충격으로 I(1)확률 과정을 따르는 것으로 가정하였는데, 일시적 소비 선호 충격을 가정하여 추정할 경우 로그 한계 유도 값이 3,337.2인데 비하여 영구적인 소비 선호 충격을 가정하여 추정할 경우에는 로그 한계 유도 값이 3,344.9로 영구적인 소비 선호 충격을 가정하는 모형의 적합도가 보다 높게 나타난다.

<표 2>는 자료와 모형의 2차 적률 관련 통계량을 비교하여 나타내었다. 표준편차의 경우 자료와 모형에서 모두 기준금리, CPI 인플레이션, GDP 증가율, 순수출/GDP 비율의 순으로 그 크기가 커지는 것으로 나타난다. 아울러 순상품교역 조건이나 수출/GDP 비율 등은 자료에서와 같이 모형에서도 표준편차가 모두 높게 나타난다. 다만, 자료에서는 소비/GDP 비율의 변동성이 투자/GDP 비율의 변동성보다 높으나 모형에서는 이와 달리 낮게 나타난다. 한편, GDP 증가율과 다른 변수 사이의 상관관계를 살펴보면 투자와 CPI 인플레이션이 GDP 증가율과 양의 상관관계를 나타내는 것은 자료와 모형에서 유사하지만, 소비/GDP 비율의 경우 자료에서는 GDP 증가율과 양의 상관관계를 갖지만 모형에서는 음의 상관관계를 갖는 것으로 나타나 다소 차이를 나타낸다. Christiano *et al.*(2011)을 따라 실제 자료의 2차 적률을 고려하는 내생적 사전분포를 사용하여 모형의 2차 적률이 자료와 다소 가까워졌으나 그 차이는 다소 존재하는 것으로 나타난다. 한편, 실제 자료의 2차 적률을 고려한 내생적 사전분포를 사용하지 않을 경우에는 모형의 GDP 증가율 변동성이 0.0164로 더 커지고 GDP 증가율과 소비GDP 비율의 상관관계가 -0.1637로 더 작아지는 등 모형과 실제 자료의 2차 적률의 차이는 보다 커지게 된다.

<표 2> 자료와 모형의 통계량 비교

국내 변수	표준편차		GDP 증가율과의 상관계수	
	자료	모형	자료	모형
GDP 증가율	0.0078	0.0092	1.0000	1.0000
소비/GDP 비율	0.0733	0.0380	0.2164	-0.1258
투자/GDP 비율	0.0538	0.0488	0.2942	0.1290
CPI 인플레이션	0.0055	0.0065	0.2938	0.3881
기준금리	0.0031	0.0022	0.1959	0.0119
수출/GDP 비율	0.2409	0.1848	-0.2358	-0.0031
명목환율 변화율	0.0476	0.0545	-0.1111	0.1526
순 수출/GDP 비율	0.0361	0.0213	-0.3012	0.0097
순상품교역조건	0.2259	0.2194	0.1863	-0.0893

3. 분산분해 및 충격반응

우리나라 경상수지의 분산분해를 통하여 어느 충격 요인이 경상수지의 변동에 기여하였는지 살펴보고자 한다. <표 3>은 추정에 사용된 각 우리나라 변수들의 구조 충격에 따른 비조건부 예측 오차 분산분해를 나타내고 있다. 이를 살펴보면 먼저 우리나라 GDP 증가율의 경우 수출재 마크업 충격이 33.8%를 차지하여 우리나라 경제변동에 있어서 수출 부문의 중요성이 높은 것으로 나타난다. 다음으로 투자 효율성 충격이 27.6%, 소비 선호 충격이 7.4%로 나타난다. 해외 충격 가운데에서는 해외 투자 효율성 충격이 6.0%로 높게 나타난다. 다음으로 본 논문의 주요 관심사인 경상수지의 변동 요인을 순 수출/GDP 비율의 분산분해를 통하여 살펴보면, 순 수출/GDP 비율의 분산분해의 경우 수출재 마크업 충격이 41.6%, 수입재 마크업 충격이 13.7%, UIP 충격이 12.5% 등으로 높게 나타나 수출입 및 환율과 관련된 직접적인 충격의 중요성이 높게 나타났다. 이외에도 소비 선호 충격이 5.4%, 일시적 생산성 충격이 4.9% 순으로 나타나 국내의 내수 요인에 의한 순 수출 및 경상수지 변동도 존재하는 것으로 나타났다. 해외 충격의 경우 해외 투자 효율성 충격이 2.4%로 다른 해외 충격에 비하여 높게 나타났다.

한편, 예측 오차 분산분해의 경우 구조 충격에 따른 각 변수의 변동 가능성을 나타내지만 실제 어느 충격으로 인하여 각 변수의 움직임이 변화하였는지 나타내지 못하는 한계가 있다. 추정 기간 동안 실제로 어느 구조 충격으로 인하여 순

수출 및 경상수지가 변동하였는지 살펴보기 위하여 역사적 분해를 살펴볼 필요가 있다. <그림 3>은 순 수출/GDP 비율의 역사적 분해를 나타내고 있다.

<표 3> 국내 관측 변수의 구조 충격에 따른 분산분해

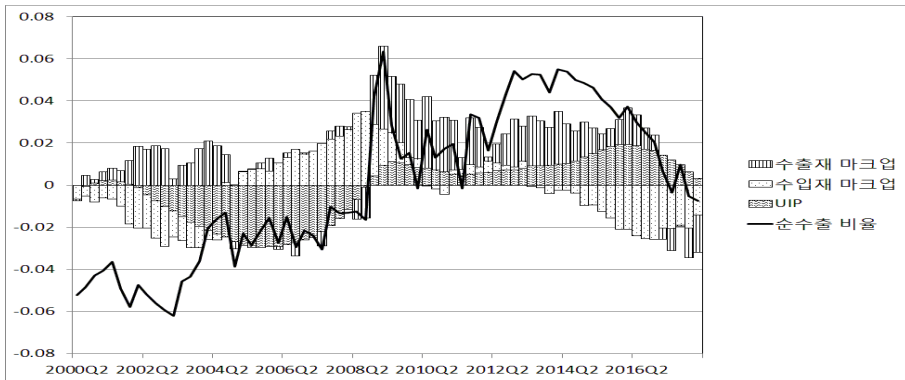
(단위: %)

구조 충격 \ 변수	GDP 증가율	소비/ GDP	투자/ GDP	물가 상승률	기준 금리	환율 변화율	순수출/ GDP	순상품 교역조건
일시 생산성	1.7	1.6	1.5	1.4	1.9	0.0	4.9	90.0
영구 생산성	2.4	10.9	4.2	1.1	13.0	0.1	0.9	0.1
소비 선호	7.4	32.7	9.1	2.3	11.7	0.9	5.4	0.0
UIP	0.8	3.0	8.5	5.3	7.0	95.2	12.5	6.2
정부 지출	2.9	4.0	1.7	0.3	2.0	0.2	0.7	0.0
투자 효율성	27.6	7.8	46.9	0.9	9.9	0.7	10.7	1.5
투자 고유 충격	0.3	6.1	2.3	0.7	7.2	0.1	0.6	0.0
통화정책	3.5	1.8	15.2	3.3	19.9	1.4	3.3	0.2
국내재 비중	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
수입재 마크업	9.4	3.4	6.2	83.2	21.6	0.1	13.7	0.1
수출재 마크업	33.8	24.7	2.4	0.5	4.4	0.0	41.6	0.5
해외 일시 생산성	0.1	0.5	0.2	0.8	0.6	0.3	0.9	1.2
해외 소비 선호	0.2	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.0
해외 정부 지출	2.8	0.4	0.2	0.0	0.1	0.0	1.1	0.0
해외 투자 효율성	6.0	2.2	1.4	0.1	0.5	0.1	2.4	0.2
해외 통화정책	1.2	0.9	0.2	0.0	0.2	1.0	1.0	0.1

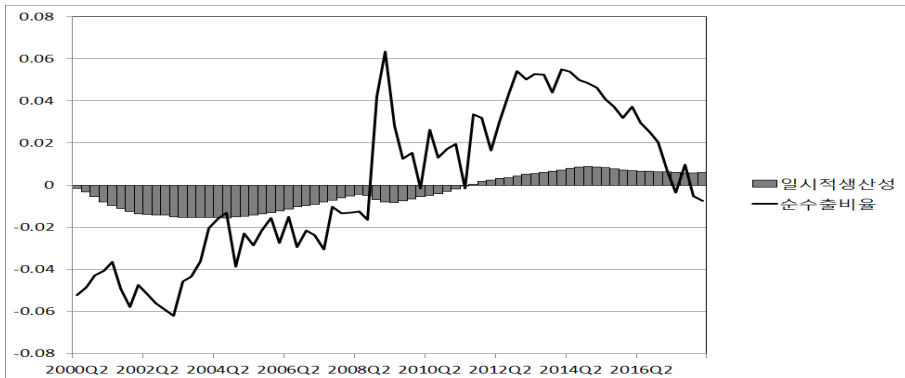
그림의 첫 번째 패널은 수출재 마크업 충격, 수입재 마크업 충격, UIP 충격에 따른 역사적 분해 부분만을 나타내고 있으며 이들은 수출입 및 환율과 관련한 직접적인 충격 요인들이다. 이를 살펴보면 관측 기간 동안 수출재 마크업 충격은 대체로 경상수지 흑자를 상대적으로 늘리는 방향으로 영향을 준 것으로 나타나지만 최근 2017년 이후에는 경상수지 흑자를 상대적으로 줄이는 방향으로 전환한 것으로 나타난다. 수입재 마크업 충격의 경우 2000년대 초에는 경상수지 흑자를 상대적으로 줄이는 방향으로 작용하였으나 2004년 2분기에서 2010년 1분기까

지는 경상수지 흑자를 상대적으로 늘리는 방향으로 작용하였으며, 최근 2013년 2분기 이후에는 경상수지 흑자를 상대적으로 줄이는 방향으로 움직이고 있다. UIP 충격의 경우 대체로 환율 변화 충격으로 글로벌 금융위기 이전에는 경상수지 흑자를 상대적으로 줄이는 방향으로, 글로벌 금융위기 이후에는 경상수지 흑자를 상대적으로 늘리는 방향으로 작용하였으나, 최근 흑자를 상대적으로 늘리는 방향으로 작용하는 힘이 약해진 것으로 나타난다. 이를 종합하면 수출입 마크업 충격, UIP 충격 등 수출입 및 환율과 직접적인 연관을 가진 충격의 경우 글로벌 금융위기 이후 우리나라 경상수지 흑자를 상대적으로 확대하는 요인으로 작용하였으나 최근 들어 이들에 의하여 경상수지 흑자가 확대되는 힘이 다소 감소하는 것으로 나타난다.

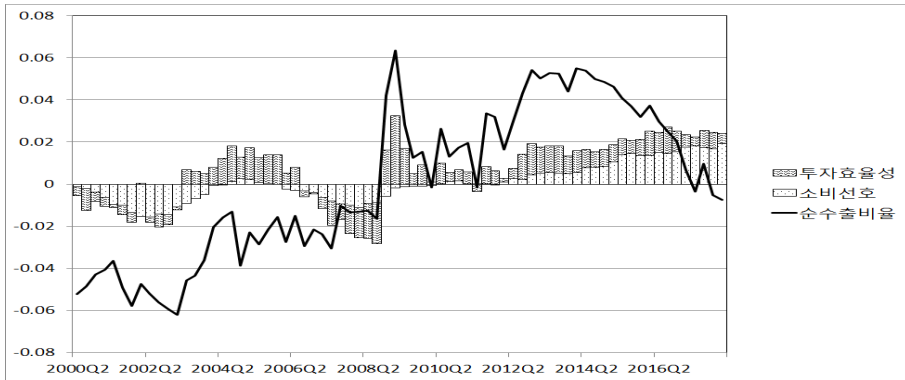
<그림 3> 순 수출/GDP 비율의 역사적 분해
(수출입 및 환율 요인)



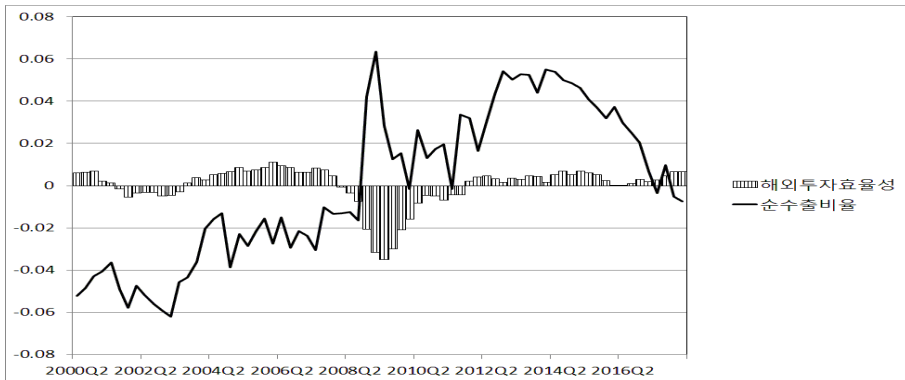
(생산성 요인)



(내수 요인)



(해외 투자 효율성 충격 요인)



그림의 두 번째 패널은 순 수출/GDP 비율의 역사적 분해에 있어서 생산성 충격에 따른 역사적 분해를 나타내고 있다. 영속적 생산성 충격의 역할은 미미하여 일시적 생산성 충격에 따른 역사적 분해만을 나타내고 있다. 일시적 생산성 충격의 경우 2011년 2분기까지는 상대적으로 경상수지 흑자를 줄이는 방향으로 작용하였으나 2011년 3분기 이후 경상수지 흑자를 상대적으로 소폭 늘리는 방향으로 전환한 것으로 나타나며, 최근까지 이러한 흐름이 이어지고 있다. 한편, 일시적 생산성 충격의 해석과 관련하여 <표 3>에 나타난 바와 같이 일시적 생산성 충격은 순상품교역조건 변동의 대부분을 설명하며 우리나라 순상품교역조건인 경우 유가와 밀접한 관계가 있다는 점에서, 국제 유가 변동이 경상수지에 미치는 영향을 포함할 가능성이 높은 것으로 보인다.

그림의 세 번째 패널은 순 수출/GDP 비율의 역사적 분해에 있어서 내수 충격

에 따른 역사적 분해를 나타내고 있다. 소비 선호 충격의 경우 글로벌 금융위기 이전에는 대체로 경상수지 흑자를 상대적으로 줄이는 방향으로 작용하였으나 최근 2012년 1분기 이후에는 경상수지 흑자를 상대적으로 늘리는 방향으로 작용하고 있으며, 최근 들어 그 크기가 보다 커지는 것으로 나타난다. 이의 해석과 관련하여 다소 조심스럽기는 하지만 2000년대 초반의 경우 소비 증가에 따른 경상수지 축소는 소위 신용카드 대란 이전의 소비 증가와 연관이 있는 것으로 보이며, 최근 소비 위축에 따른 경상수지 흑자는 인구 고령화를 대비한 저축 증가 등 다양한 요인을 반영하는 것으로 보인다.

투자 효율성 충격의 경우에는 글로벌 금융위기 시기인 2008년 4분기 이후에는 대체로 경상수지 흑자를 증가시키는 요인으로 작용하고 있다. 이를 종합하면 국내 요인들의 경우 2012년 이후 모두 경상수지 흑자를 증가시키는 것으로 나타나는데, 이는 일시적 생산성 증가에 따른 국내 공급 증가 요인도 존재하지만 소비 및 투자 침체에 따른 내수 위축에 따른 순 수출 증가가 중요하게 작용한 것으로 나타난다.

그림의 네 번째 패널은 해외 충격 중 순 수출/GDP 비율의 역사적 분해에서 중요한 것으로 나타난 해외 투자 효율성 충격에 따른 역사적 분해를 나타낸다. 이를 살펴보면 글로벌 금융위기 기간 동안 해외 투자 효율성 충격이 경상수지 흑자를 상대적으로 축소시키는 방향으로 작용한 것으로 나타나는데, 이는 글로벌 금융위기에 따른 해외 수요 감소로 우리나라 순 수출이 감소하는 효과를 반영한 것으로 해석할 수 있다. 이를 제외하고는 관측기간 동안 대체로 해외 투자 효율성 충격은 우리나라 경상수지 흑자를 상대적으로 증가시키는 방향으로 작용한 것으로 나타난다.

앞서 우리나라 경상수지의 변동을 살펴보기 위하여 각 충격에 따른 예측 오차 분산분해, 역사적 분해를 실시하였으나 이는 경상수지 변동을 구조적 충격에 따라 구분하여 나타낸 것이지 이들 구조적 충격이 어떠한 방향 또는 경로를 통하여 경상수지 변동을 초래하는지 명확하지 않다. 이를 살펴보기 위하여 <그림 4>에서는 구조적 충격에 따른 충격반응함수를 나타낸다.

먼저 양의 수출재 마크업 충격은 식 (21)에서 나타난 바와 같이 수출재 가격을 상승시키는 요인으로 작용한다. 이에 따라 우리나라 수출재 상품에 대한 수요 감소로 GDP 증가율이 하락하며 소비자 물가 인플레이션이 하락한다. 이자율은 식 (25)의 테일러 준칙에 따라 소비자 물가 인플레이션이 하락함에 따라 하락한다. 순 수출/GDP 비율은 수출 감소로 하락한다. 결국 수출재 마크업 충격은 우

리나라 수출품에 대한 가격 상승 요인으로 수출 감소 및 경상수지 악화 요인으로 작용한다.

양의 수입재 마크업 충격은 식 (20)에서 나타난 바와 같이 수입재 가격을 상승시키는 요인으로 작용한다. 이에 따라 해외 수입재 상품에 대한 수요 감소로 우리나라 제품에 대한 수요가 증가하면서 GDP 증가율이 상승한다. 소비자 물가 인플레이션은 수입재 가격 상승으로 상승한다. 이자율은 소비자 물가 인플레이션이 상승함에 따라 상승한다. 순 수출/GDP 비율은 수입 감소로 증가한다. 결국 수입재 마크업 충격은 수입품에 대한 수요를 억제하여 순 수출 및 경상수지 개선 요인으로 작용하나 수입 물가 상승으로 소비자 물가 인플레이션이 상승한다.

UIP 충격은 조건부 분산분해 <표 3>에 나타난 바와 같이 명목 환율 변화율의 주요 변동 요인이며 양의 UIP 상승 충격은 위험 프리미엄 충격으로 우리나라 환율의 상승 요인으로 작용한다. 양의 UIP 충격이 발생하면 환율 상승에 따른 수출 증가로 GDP 증가율이 상승한다. 소비자 물가 상승률은 환율 상승에 따른 수입재 가격 상승으로 상승한다. 이자율은 소비자 물가 상승에 따라 상승한다. 한편, UIP 충격이 발생하면 순 수출/GDP 비율은 초기에는 순 수출 증가로 증가하나 초기 충격 이후 4분기가 지나면 그 비율이 오히려 음으로 반전하는 것으로 나타난다. 이는 수출재와 수입재 가격 설정에 경직성을 가정하였으며 이렇게 모형화된 경직성 파라미터가 높게 추정되어 환율의 수출입 가격에 대한 전가에 따른 순 수출 증가 효과가 크지 않기 때문에 발생한 것으로 나타난다.

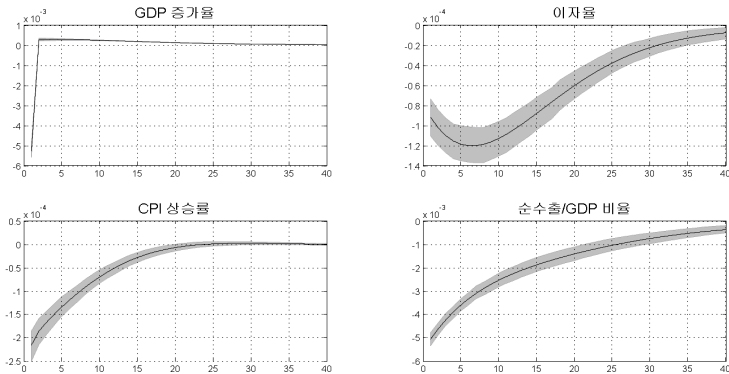
양의 일시적 생산성 충격은 생산량을 증대시키며 이에 따라 GDP 증가율이 상승하고 소비자 물가 인플레이션은 하락한다. 이자율은 소비자 물가 인플레이션이 하락함에 따라 하락한다. 순 수출/GDP 비율은 일시적 생산성 충격으로 국내재 수요에 비하여 공급이 많아 순 수출이 증가함에 따라 증가한다.

양의 소비 선호 충격은 소비 수요 증가를 통하여 생산량을 증가시킨다. 이에 따라 GDP 증가율이 상승하고 소비자 물가 상승률이 상승하며 이자율은 소비자 물가 상승률이 상승함에 따라 상승한다. 순 수출/GDP 비율의 경우 소비 수요 증가로 인한 내수 증가로 수출이 감소하고 수입이 증가하여 그 비율이 감소한다. 앞서 우리나라 순 수출/GDP 비율의 역사적 분해에서 최근 소비 선호 충격이 경상수지 흑자 증가 요인으로 작용하고 있다고 분석하였는데 이를 충격반응함수 분석과 종합하여 해석하면 최근 소비 선호 감소 충격이 경상수지 흑자 증가 요인으로 작용하고 있다고 분석할 수 있다.

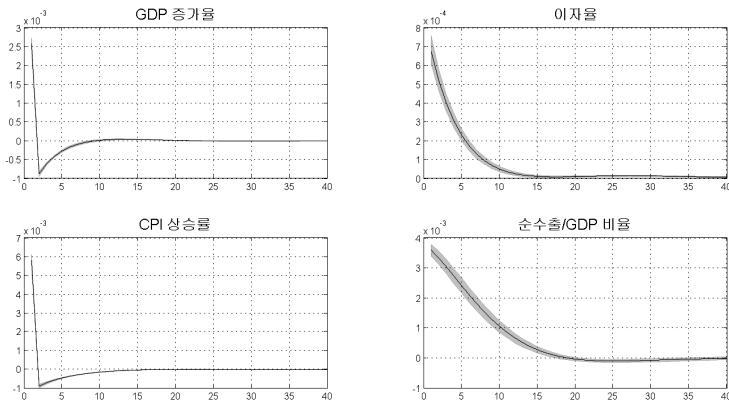
양의 투자 효율성 충격은 양의 투자 수요 충격으로 생산량을 증대시키며 이에

따라 GDP 증가율이 상승하고 소비자 물가 인플레이션은 상승한다. 이자율은 소비자 물가 인플레이션이 상승함에 따라 상승한다. 순 수출/GDP 비율의 경우 투자 수요 증가로 인한 내수 증가로 수출이 감소하고 수입이 증가하여 그 비율이 감소한다. 한편, 투자 효율성 충격의 경우 소비자 물가 상승률이 초기에는 양이었으나 시간이 지남에 따라 음으로 반전하는데 이는 투자 효율성 충격 이후 투자 확충으로 생산 능력이 확대되어 물가가 하락하는 효과가 나타난 것으로 분석된다. 앞서 우리나라 순 수출/GDP 비율의 역사적 분해에서 최근 투자 효율성 충격이 경상수지 흑자 증가 요인으로 작용하고 있다고 분석하였는데, 이를 충격반응함수 분석과 종합하면 최근 투자 수요 감소 충격이 내수 감소로 이어져 경상수지 흑자 증가 요인으로 작용하고 있다고 분석할 수 있다.

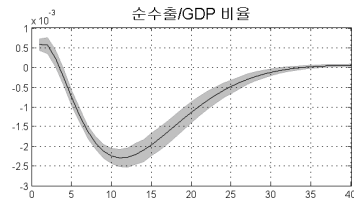
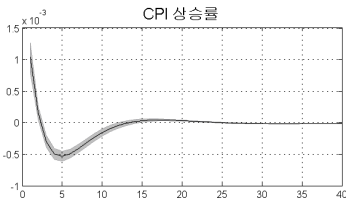
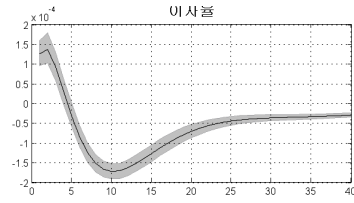
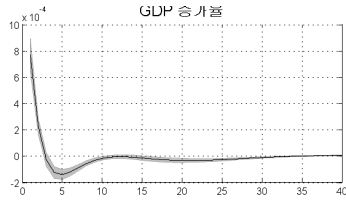
<그림 4> 충격반응함수
(수출제 마크업 충격)



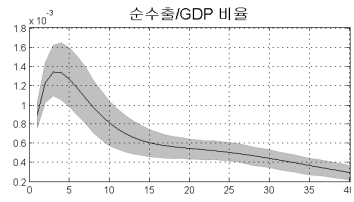
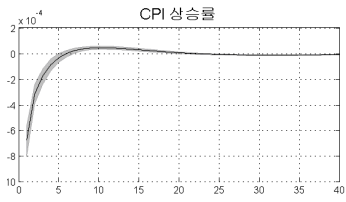
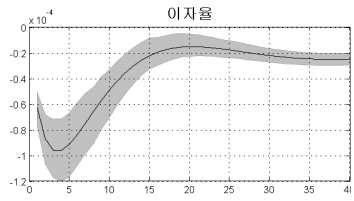
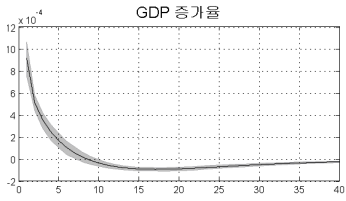
(수입제 마크업 충격)



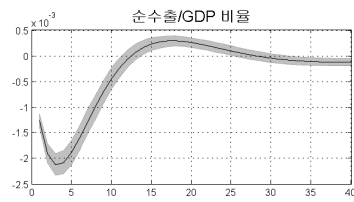
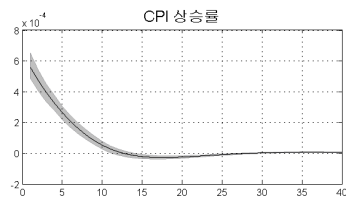
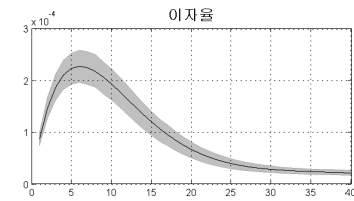
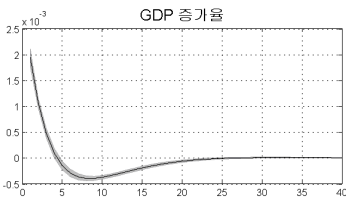
(UIP 충격)



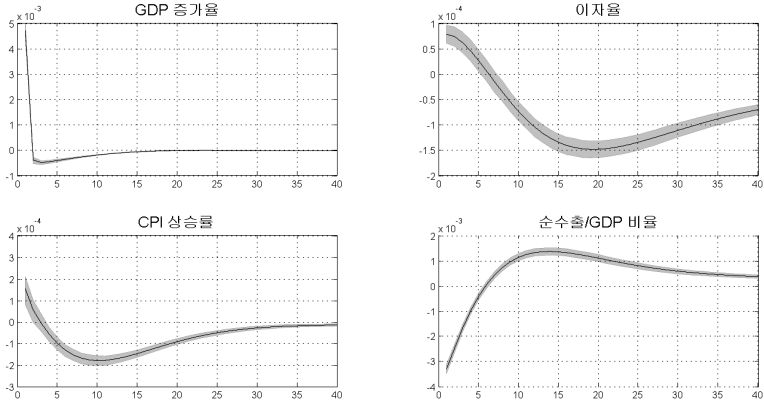
(일시적 생산성 충격)



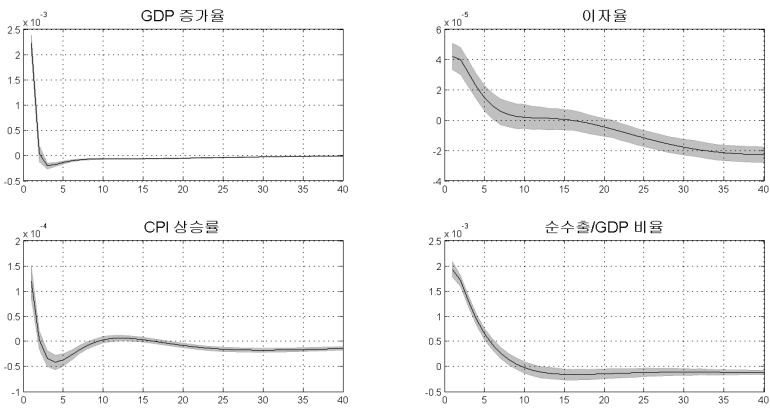
(소비 선호 충격)



(투자 효율성 충격)



(해외 투자 효율성 충격)



양의 해외 투자 효율성 충격은 해외의 국내재 수요 증가 충격으로 해외의 우리나라 제품에 대한 수요 증대로 국내 생산량을 증가시키며 이에 따라 GDP 증가율이 상승하고 소비자 물가 인플레이션은 상승한다. 이자율은 소비자 물가 인플레이션이 상승함에 따라 상승한다. 순 수출/GDP 비율의 경우 해외 투자 수요 증가로 인한 우리나라 수출 증대로 그 비율이 증가한다. 한편, 해외 투자 효율성 충격의 경우 역사적 분해에서 글로벌 금융위기 당시 우리나라 순 수출/GDP 비율을 하락시키는 요인으로 작용하였는데 이는 글로벌 금융위기 당시 침체된 해외 수요를 반영한 것으로 해석할 수 있다.

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 2000년 이후 우리나라의 경상수지 움직임을 파악하고 이에 따른 정책적 시사점을 도출하고자 소규모 개방경제 DSGE 모형을 구축하고 이를 베이지안 방법으로 추정하였다. 먼저 우리나라 경상수지의 움직임을 살펴본 결과 2000년대 이후 대체로 흑자를 유지하는 가운데 순 대외 금융 자산도 꾸준히 증가하여 2018년 1분기 2,765억 달러를 기록하고 있다. 경상수지를 국민계정의 지출 부문으로 파악할 경우 GDP 대비 소비가 2000년 이후 지속적으로 감소하고 투자의 경우 글로벌 금융위기 이후 침체 움직임이 이어진 것으로 나타나 소비 및 투자 등 내수 감소에 따른 순 수출 증가와 경상수지 흑자의 가능성이 존재하는 것으로 나타났다.

다음으로 경상수지의 움직임을 보다 체계적으로 파악하기 위하여 소규모 개방경제 베이지안 DSGE 모형을 활용하였다. 본 연구에서는 소규모 개방경제 대체로 일반적인 베이지안 DSGE 모형을 구축하되 Kollerman *et al.*(2015)을 따라 지속적인 내수 침체에 따른 경상수지 흑자를 모형화하도록 소비자의 영구적인 소비자 선호 충격을 도입하였으며 Jacob and Peersman(2013) 등에서 미국의 경우 중장기 경상수지 변동에 중요한 것으로 나타난 투자효율성 충격을 도입하였다. 아울러 베이지안 추정 시 Christiano *et al.*(2011)을 따라 자료의 2차 적률을 고려하여 내생적 사전분포를 설정하였다.

추정 결과 우리나라 GDP 대비 순 수출 변동에서 수출재 가격 마크업, 수입재 가격 마크업 충격, UIP 충격 등 경상수지에 직접적인 영향을 미치는 수출입 및 환율 요인의 경우 중요한 역할을 차지하는 것으로 나타나지만, 최근 들어 이러한 직접적인 요인이 경상수지 흑자 증가에 기여하는 힘이 차츰 약해지는 것으로 나타난다.

다음으로 일시적 투자 효율성 충격, 소비 선호 충격 등 국내 내수 요인들의 경우 최근 경상수지 흑자에 기여하는 정도가 증가한 것으로 나타나는데 이는 투자 및 소비 침체로 인한 내수의 침체로 경상수지 흑자가 증가하는 부분이 큰 것으로 나타난다. 특히, 소비의 경우 음의 소비 선호 충격으로 소비 침체 및 수입 감소를 통한 경상수지 흑자 효과가 최근 증가한 것으로 나타난다. 해외 충격의 경우 글로벌 금융위기 당시 미국의 경기침체로 인하여 순 수출이 감소하는 부분이 해외 투자 효율성 충격으로 나타나지만 이를 제외하고는 그 크기가 크지 않

은 것으로 나타난다.

한편, 독일의 경상수지 흑자를 분석한 Kollerman *et al.*(2015)의 경우 소비 선호 충격에 따른 경상수지 흑자를 향후 인구의 노령화에 대비하여 소비자들이 소비를 줄이고 저축을 늘림으로써 독일의 경상수지 흑자가 증가하는 경로가 존재하는 것으로 해석하고 있다.

본 연구에서도 이와 유사하게 소비 선호 충격에 따라 경상수지 흑자가 발생하는 것으로 나타나 인구구조 변화가 경상수지 흑자에 미치는 영향을 배제하기 어렵다. 아울러 김경근·김소영(2017), 윤덕룡·김효상·이진희(2017)의 경우 회귀실증분석 등을 통하여 우리나라의 경우 향후 노년 부양률의 증가가 경상수지에 미칠 가능성을 제시하고 있다. 다만, 본 연구의 경우 Kollerman *et al.*(2015)에서와 같이 영속적인 대표개인을 가정하는 DSGE 모형을 사용하여 소비 선호 충격 이외에 인구구조가 경상수지에 미치는 영향을 깊이 있게 분석하는데 한계가 있다. 차후에는 중첩세대모형(overlapping generation model) 등 인구구조를 명시적으로 고려하는 모형을 이용하여 보다 깊이 있게 연구를 진행될 필요가 있는 것으로 보인다.

최근 미국과 중국 간의 수입품에 대한 관세 부과, 독일의 막대한 경상수지 흑자에 대한 우려 등을 고려할 때 각 국가의 경상수지 균형에 대한 세계적인 요구가 증가할 것으로 기대된다. 이러한 대외 무역 여건을 고려할 경우 수출입 및 환율 등 경상수지에 직접적인 영향을 미치는 변동 요인으로 인하여 향후 우리나라 경상수지 흑자가 확대될 가능성은 제한적인 것으로 보인다.

앞서의 분석에서도 최근 들어 이러한 직접적인 요인에 의하여 경상수지 흑자가 증가하는 힘이 상당히 약화되는 것으로 나타난다. 반면 국내 소비 침체 및 투자 감소로 인한 경상수지 흑자 가능성은 존재하는 것으로 나타나며, 특히 소비 침체를 통한 경상수지 흑자 증가 요인이 최근 중요해진 것으로 나타난다. 이와 같이 경상수지 흑자가 수출입 및 외환 요인보다 국내 내수 침체 요인으로 인하여 설명될 경우 전반적인 대외 균형을 달성하기 위해서는 직접적인 수출입 및 외환 정책보다는 전반적인 내수 침체를 고려하여 정책을 시행할 필요가 있는 것으로 보인다. 예컨대 적절한 소비와 투자 촉진 정책이 실시될 경우 경상수지 흑자가 적절히 줄어들어 대외의 경상수지 흑자 축소 요구가 줄어들 것으로 보인다.

또한 향후 경상수지 흑자 축소 압력에 대하여 우리나라 경제가 지속적인 경쟁력을 확보하기 위해서는 첨단 핵심 산업에 대한 투자를 적절히 유도함으로써 현

재의 경상수지 흑자 축소 압력을 줄이고 향후 경쟁력을 확보할 필요가 있는 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 김경근·김소영, “인구구조변화와 경상수지,” 『BOK 경제연구』 제2017-23호, 2017.
- 윤덕룡·김효상·이진희, “우리나라 경상수지 흑자구조 분석 및 정책적 시사점,” 『KIEP 오늘의 세계경제』 제17-15호, 2017.
- 윤상규·안동준, “경상수지 결정요인 분석,” 『조사통계월보』 11월호, 2008, 24~58.
- 이만중·이우현·정용승, “해외충격과 최적 테일러준칙,” 『한국경제연구』 제27권, 2009, 257~289.
- 이준희·여택동, “소규모 개방경제 베이지안 동태확률일반균형모형을 이용한 우리나라의 경기변동 분석,” 『무역학회지』 제33권, 2008, 175~204.
- Adolfson, M., S. Laseèn, and J. Lindè, “Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through,” *Journal of International Economics*, 72, 2007, 481~511.
- Bergin, P. A., “How Well Can the New Open Economy Macroeconomics Explain the Exchange Rate and Current Account?,” *Journal of International Money and Finance*, 25, 2006, 675~701.
- Chinn, M., B. Eichengreen, and H. Ito, “A Forensic Analysis of Global Imbalances,” *Oxford Economic Paper*, 66, 2014, 465~490.
- Christiano, L. J., M. Trabandt, and K. Walentin, “Introducing Financial Frictions and Unemployment into a Small Open Economy Model,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35, 2011, 1999~2041.
- Gourinchas, Pierre-Olivier and Hélène Rey, “External Adjustment, Global Imbalances, Valuation Effects,” *Handbook of International Economics*, 4, 2014, 585~645.
- Greenwood J., Z. Hercowitz, and G. Huffman, “Investment, Capacity Utilization and the Real Business Cycle,” *American Economic Review*, 78, 1988, 402~417.

- Jacob, P. and G. Peersman, "Dissecting the Dynamics of the US Trade Balance in an Estimated Equilibrium Model," *Journal of International Economics*, 90, 2013, 302~315.
- Justiniano, A. and B. Preston, "Can Structural Small Open-Economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances?," *Journal of International Economics*, 81, 2010, 61~74.
- Justiniano, A., G. E. Primiceri, and A. Tambalotti, "Investment Shocks and the Relative Price of Investment," *Review of Economic Dynamics*, 14, 2011, 102~121.
- Khan H. and J. Tsoukalas, "Investment Shocks and the Comovement Problem," *Journal of Economic Dynamics & Control*, 35, 2011, 115~130.
- Kollerman, R., M. Ratto, W. Roeger, J. in't Veld, and L. Vogel, "What Drives the German Current Account? And How Does It Affect Other EU Member States?," *Economic Policy*, 81, 2015, 47~93.
- Obstfeld, M., "Does the Current Account Still Matter?," *American Economic Review*, 102, 2012, 1~23.
- Schmitt-Grohé, S. and M. Uribe, "Closing Small Open Economy Models," *Journal of International Economics*, 61, 2003, 163~185.
- Smets, F. and R. Wouters, "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, 97, 2007, 586~606.
- Uribe M. and V. Z. Yue, "Country Spreads and Emerging Countries: Who Drives Whom?," *Journal of International Economics*, 69, 2006, 6~36.

[Abstract]

Current Account Surplus and Business Cycles in Korea: A Bayesian DSGE Analysis

Junhee Lee*

A small open economy DSGE model is estimated by Bayesian methods to analyze the current account dynamics of Korea since 2000. The results show that the possibility of continued current account surplus caused by direct factors such as imports and exports shocks and exchange rate shocks is limited. On the other hand, there seems to be a possibility of current account surplus due to the decrease in domestic consumption and investment. Considering these, it can be an appropriate option to stimulate domestic consumption and investment and move toward current account balance.

Keywords: current account, export, import, DSGE model, Bayesian estimation

JEL Classification: E32, E44, E52

* Professor, School of International Economics and Business, Yeungnam University, Tel: (053) 810-2769, E-mail: lee1838@ynu.ac.kr

