

소규모 분기 동태적 전망모형 개발 - 한국, 미국, 유로지역 및 일본 경제를 대상으로*

박 무 환**

요약

본고는 거시경제 분석틀로서 동태적·확률적·일반균형(DSGE, dynamic stochastic general equilibrium)모형 개발의 최근 추세를 반영하여 미시적 기초(micro-foundations)에 기반을 둔 DSGE 혼합형태의 동태적 전망모형(DPM, dynamic projection model)을 개발하는데 그 목적이 있다. 이에 따라 한국, 미국, 유로지역, 일본 경제의 주요 거시경제 변수들인 산출량 갭, 물가상승률, 이자율 그리고 환율에 대한 소규모 분기 동태적 전망모형을 구축하였다. 또한, 금융-실물간의 연계를 위하여 은행대출태도변수 형태의 금융변수를 모형에 도입하였다. 본 모형은 2000년 1/4분기~2012년 4/4분기 표본기간을 대상으로 베이지언 기법을 사용하여 추정되었다. 베이지언 추정모형은 사후적 추정치, 유효전망시계, 그리고 표본 내 예측에 대한 평방자승근예측오차 관점에서 단·중기 예측에 유용성이 있는 것으로 나타났다.

주제분류 : B030109, B030600

핵심 주제어 : 동태적·확률적·일반균형모형, 베이지언 기법, 유효전망시계

I. 서 론

경제 및 금융의 세계화(globalization) 진전으로 글로벌 금융위기나 유로재정위기 등 글로벌 충격(global shocks)에 대한 세계경제의 동조화

* 연구결과 및 연구내용은 전적으로 연구자의 개인의견이다.

** 홍익대학교 경제학부 초빙교수 및 국민연금연구원 초빙연구위원, e-mail: mhpark5359@hongik.ac.kr, mhpark@nps.or.kr

(synchronization) 현상이 최근 들어 뚜렷하게 나타나고 있다. 이에 따라 글로벌 충격이 국내경제에 미치는 영향이나 이를 고려한 주요 거시경제변수에 대한 미래 예측력 제고를 위한 전망모형의 개발에 대한 연구의 필요성은 커지고 있다.

이와 관련 전통적인 대형 거시계량경제모형은 경제전망이나 정책 시뮬레이션 등에 유용한 결과를 제공하는 장점¹⁾에도 불구하고, 루카스의 비판(Lucas' critique)²⁾ 및 모형 내에 경제주체들의 최적화(optimization) 행위 등 미시적 기초(micro-foundations)가 결여되어 있다는 점 등에서 한계를 지니고 있다. 이에 따라 2000년대 후반에 들어 국제통화기금(IMF)이나 주요 선진국의 중앙은행, 그리고 한국은행 등에서 실물경기변동이론(real business cycle theory)과 뉴 케인지언의 가격경직성(price rigidities) 등이 고려된 동태적·확률적·일반균형(DSGE, dynamic stochastic general equilibrium)모형 개발이 활발하게 이루어지고 있으며, 이러한 모형은 거시경제 분석의 기본 틀로서 활용이 확산되고 있다.

DSGE 모형을 토대로 하는 동태적 경제전망모형의 개발 및 활용 사례로는 Carabenciov et al.(2008)이 개발한 IMF의 GPM(global projection model), 강희돈·편도훈(2009)이 개발한 한국은행의 BOKDPM(BOK dynamic projection model), Bailliu et al.(2010) 등이 개발한 캐나다 중앙은행의 CGPM(Canada's projection model for the global economy) 등이 있다.³⁾ 먼저, IMF(2008)의 GPM은 개방경제하의 미국, 유로지역 및 일본 경제에 대한 소규모 3국가 분기모형이다. 미국경제에 대

-
- 1) 전통적 케인지언 대형 거시모형의 주요 장점을 요약하면 첫째, 구조방정식 체계에 의해 거시경제현상과 그 흐름을 체계적으로 파악하고 장·단기 예측을 일관되게 수행할 수 있다. 둘째, 시뮬레이션 기법에 의거 정책효과를 구체적으로 분석할 수 있을 뿐만 아니라 경제운용 시나리오의 현실 적합성 여부를 쉽게 판단할 수 있다. 셋째, 연구자의 주관적 판단을 배제하고 체계적이며 통계적인 방법을 적용하기 때문에 예측과정이나 절차의 투명성, 그리고 분석결과와 객관성을 제고할 수 있다.
 - 2) 전통적인 케인지언 모형을 구성하고 있는 행태방정식의 추정계수는 각종 경제정책의 변경이나 경제구조의 변화에 관계없이 항상 일정하다는 가정 하에 경제예측이나 거시경제 분석을 실시하고 있는데, Lucas (1976)는 이러한 가정 하에서 도출된 결과의 신뢰성에 대하여 비판을 제기하였다.
 - 3) 주요국 중앙은행 DSGE모형 개발 사례로는 Bank of Canada(ToTEM), Bank of England(BEQM), Central Bank of Chile(MAS), Central Reserve Bank of Peru(MEGA-D), European Central Bank(NAWM), Norges Bank(NEMO), Sweden Sveriges Riksbank(RAMSES), USA Federal Reserve(Edo, SIGMA), IMF(GEM,GIMF), Bank of Korea(BOKDSGE) 등이 있다.

하여 금융변수를 포함하여 금융변수가 미국경제 뿐만 아니라 분석대상의 다른 국가에 대해서도 산출량과 인플레이션에 미치는 효과를 분석하였다. 또한, 유가를 추가하여 이의 수준 및 변화율에 대한 일시적 및 영구적 충격이 인플레이션 및 실물부문에 대한 효과를 분석하였다. 기존의 DSGE 모형에서 추세성장률을 고정시키고 장기추세를 선형화했던 것과는 달리 GPM 내에서 추세를 내생적으로 도출하는 추세 내생화 기법을 통해 장기추세 자체가 변동될 수 있도록 함으로써 예측력 제고를 도모하였다.⁴⁾ 둘째, BOKDPM(2009)은 IMF의 GPM을 기초로 이론적인 정합성을 가진 일반적인 DSGE 모형에 대외충격의 주요한 국내경제 파급경로로서 미국경제를 국내경제에 추가한 2국가 모형으로 구성되어 있다.⁵⁾ 셋째, CGPM(2010)은 Carabenciov et al.(2008)의 연구를 토대로 캐나다의 뉴 케인지언 DSGE 모형에서 주요 거시경제변수 중심의 소규모 분기 전망모형을 개발하였다. CGPM의 분석대상 국가는 G3 국가인 미국, 유로지역, 일본 및 우리나라를 포함한 28개국의 기타블록으로 구성되어 있다.⁶⁾

-
- 4) 미국 경우 실질 GDP, 소비자물가지수, 근원 소비자물가지수, 실업률, 정책금리, 금융기관대출태도지수 및 유가 등 7개 자료를, 유로지역 및 일본의 경우 7개 자료 중 금융기관대출태도지수 및 유가를 제외하고 대신 실질환율 자료를 추가한 6개 관측 자료를 사용하였다. 최근 Carabenciov et al.(2013)에서는 기존의 3개국 모형을 6지역으로 대폭 확대한 GPM6 모형을 개발하였다.
- 5) 모형의 구조를 보면, 국내경제는 GDP(신용제약 포함), 물가, 고용, 금리 및 대외거래(환율 포함) 등 5개 거시변수 블록, 32개 방정식, 44개의 모수, 18개의 외생충격으로 구성되어 있다. 미국경제는 대외거래 블록 부문이 존재하지 않는다는 점을 제외하면 국내경제와 같은 구조로 설계되었는데, 총 4개 블록, 19개 방정식, 20개 모수, 11개의 외생충격으로 이루어져 있다. 모수는 2000Q1~2008Q4 기간의 국내 및 미국의 계절조정 실질 GDP, 소비자물가지수, 실업률, 정책금리, 및 대출태도지수, 그리고 국내경제의 경상수지, 원/달러 환율, GDP 디플레이터, CD 유통수익률 등 총 14개의 분기 시계열 자료에 베이지언 추정방법을 적용하여 추정하였다.
- 6) 모형의 구조를 보면, 각 국가에 대한 주요 행태방정식은 GDP갭, 인플레이션, Taylor 룰 형태의 명목이자율, 그리고 미국 달러화 대비 교역 대상국간의 실질환율의 4개식과 기대 실질환율에 대한 정의식 등 5개식, 그리고 4개의 외생충격으로 구성되어 있다. 확률과정은 GDP 블록의 잠재GDP 및 잠재성장률의 2개식, 이자율 블록의 실질 균형이자율 1개식, 대외블록의 균형 실질 환율의 1개식, 물가블록의 미국 달러화 표시 균형 실질유가 수준 및 증가율과 균형 실질 유가 갭의 3개식 등 총 7개의 식과 5개의 외생충격으로 구성되어 있다. 총 12개의 식과 9개의 외생충격으로 구성된 CGPM의 추정엔 IMF의 GPM에서와 같이 베이지언 추정방법을 사용하였지만, 차이점은 3단계 추정방법(3-step estimation procedure)이다. 1단계는 1994Q1~2008Q3 기간 동안의 G3 경제, 2단계는 2000Q1~2008Q3 기간 동안의 중국경제, 3단계는 2003Q1~2008Q3 기간 동안의 기타 국가군(rest of world)에 대하여 추정하였다.

이러한 유형의 글로벌 전망모형은 연구자들로 하여금 한 국가의 경제충격이 다른 국가에 미치는 효과에 대한 분석이 가능하도록 설정되었으며, 한 국가의 거시경제구조를 특징적으로 설명하는 4~5개의 행태방정식으로 구성되어 있다. 따라서 이러한 모형은 모형 개발자 및 정책의사결정자의 이해를 도모하는데 사용이 용이하도록 구성되어 있다. 이러한 모형들은 경제내의 주요 거시경제변수, 즉 산출량, 인플레이션, 정책금리나 단기금리, 실업률 그리고 환율 등 변수들의 동태적 관계가 일반적인 DSGE 모형에서 도출되는 구조식과 관련 시계열 자료의 분석을 통해 설정한 행태방정식을 하나의 시스템으로 구축한다는 점에서 일종의 혼합형(hybrid) DSGE 모형이다. 일반적인 DSGE 모형에 비해 상대적으로 단순하고 이해하기 쉬운 모형의 구조로 인해 정책 시뮬레이션보다는 경제전망에 초점을 두고 활용되고 있다.

이상의 논의를 배경으로 본 연구는 우리나라를 포함한 글로벌 전망모형을 개발함으로써 실증문헌에 기여하는데 그 목적이 있다. 이에 따라 국내경제와 수출입, 자본거래 등에서 밀접한 관계를 유지하고 있는 미국, 유로지역 및 일본 등을 대상으로 대외 충격이 파급되는 영향을 포괄하는 개방경제 형태의 글로벌 전망모형을 구축한다. 본 모형은 IMF의 Carabenciov et al.(2008) 연구를 토대로 국내경제를 포함한 분석대상 국가의 공통적인 주요 거시경제변수들에 대한 행태방정식 추정을 통하여 개방경제(open economy)전망모형을 구축한다는 점에서 기존연구와는 차별성이 있다.⁷⁾ 본 연구의 구성을 보면, 제II장에서 모형의 구조에 대하여 상술하고, 제III장에서는 모형의 추정방법과 추정결과, 전망모형으로서의 수용성 등 검토를 위해 향후 5년간의 전망시계에 대한 모형의 예측력 등 실증분석결과를 살펴본다. 제IV장에서는 연구결과를 요약하고 관련 시사점 및 향후 연구과제를 등을 제시한다.

7) 기존 연구들, 예로 Bailliu et al.(2010)에서 우리나라를 분석대상 국가로 하지만 한 지역을 구성 하는 하나의 국가로 간주하여 G3 국가들과 같이 명시적으로 분석하고 있지 않으며, 강희돈·편도훈(2009) 경우에는 2개국 모형에서 국내경제는 대외 충격이 일반적으로 파급되는 소규모 개방경제(small open economy)를 전제하고 있다.

II. 모형의 구조

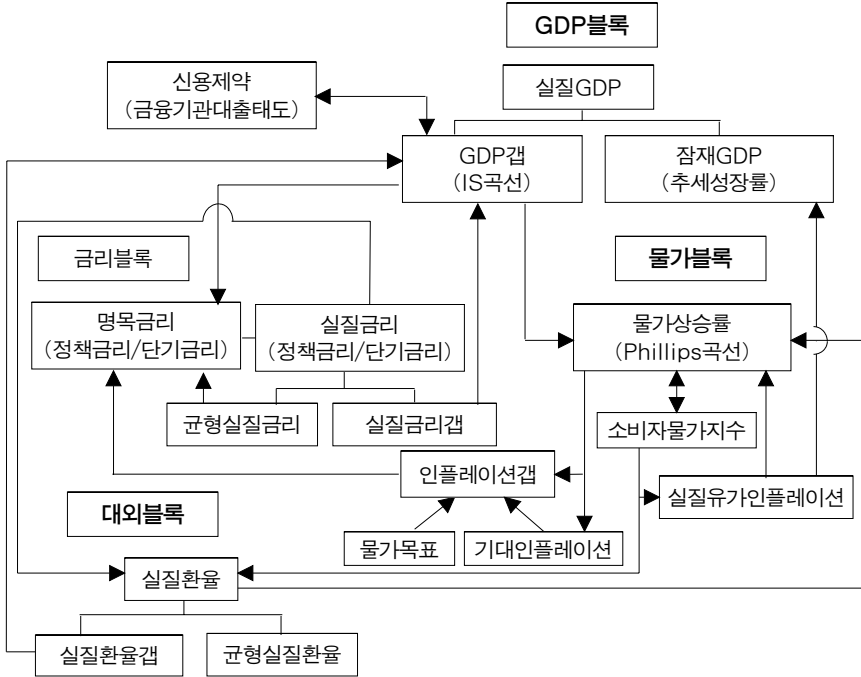
1. 모형의 개요

동태적 전망모형은 미시적 기초(micro-foundations)에 근거한 DSGE 모형의 주요 변수들 중심으로 설계된다는 점에서 상대적으로 소규모 모형이다. 본 모형은 뉴 케인지언 모형의 특징, 즉 명목 및 실질 가격의 경직성 그리고 산출량 결정에 있어서 총수요의 중심적 역할을 강조하는 합리적 기대와 더불어 실물경기변동(real business cycle)의 전통적인 DSGE 모델링 방법에 의해 구축된다. 이는 분석대상 국가의 거시경제구조의 주요 양상을 나타내는 소수의 행태방정식에 의해 하나로 결합된 다 국가 모형으로 구현된다. 모형의 각 블록의 방정식은 국내 요인뿐만 아니라 다른 블록과도 연계된다. 부가하여 잠재GDP 등 비관측 변수들에 대한 외생적인 확률과정(stochastic processes)을 명시한다.

모형은 국내 및 해외경제를 대상으로 주요 거시경제변수들인 실질GDP 성장률, 소비자물가 상승률, 금리(단기금리 혹은 정책금리), 환율 등 변수들의 동태적 관계가 미시적 기반 하에 상호 일관성을 유지하는 혼합형 DSGE 형태로 구축한다. 또한 최근 글로벌 금융위기 및 유로 재정위기 등이 실물경제에 미치는 효과를 감안하여 금융·실물변수간의 연계를 명시적으로 고려하는 한편, 추세가 모형 내에서 내생적으로 결정되는 기법을 적용하여 모형의 추정치가 그대로 전망에 활용되도록 모형을 설정한다. 기존의 대부분 DSGE모형에서는 원 계열 자료를 사전 필터링 등의 추세 제거를 통해 순환변동치로 변환시킨 자료를 사용하였으나, 이 경우 추세치는 별도 모형에 의한 추정이 필요하다는 점에서 모형간의 일관성 결여 측면에서 비판이 제기되어 왔다. 그러나 본 연구에서는 전술한 IMF, 한국은행, 캐나다 중앙은행 등과 마찬가지로 모형 내에서 추세의 내생적 변화와 순환변동을 동시에 고려하기 때문에 별도의 추세복원 등 과정 없이 모형 추정치를 그대로 경제전망에 활용이 가능하다. 분석대상 국가는 Carabenciov et al. (2008) 및 Bailliu et al. (2010) 등 연구결과, 시계열 자료의 가용성, 그리고 국내경제와의 교역비중 등을 감안하여 미국, 일본, 유로지역 등 해외경제를 대상으로 한다. 모형의 구조는 신용제약을 포함한 GDP, 물가, 금

리, 대외 등 4개의 거시경제변수 블록, 30개의 방정식으로 구성되어 있는데, 이를 도시하면 다음의 <그림 1>과 같다.

【그림 1】 모형내의 주요 변수간의 관계도



2. 경제부문별 구조

(1) GDP블록

GDP는 인구증가 및 생산성 향상 등에 따라 지속적으로 증가하는 추세선 (trend)을 중심으로 순환변동을 하는 불안정(non-stationary)한 시계열 변수이다. 자연대수를 취한 GDP(Y)는 추세변동(잠재GDP, \bar{Y})과 순환변동(GDP갭, y)의 합, GDP 성장률은 연율화한 전기대비 성장률(g^Y) 및 전년 동기대비 성장률($g4^Y$), 잠재GDP 성장률은 연율화한 전기대비 성장률($g^{\bar{Y}}$) 및 전년 동기대비 성장률($g4^{\bar{Y}}$)로 각각 다음과 같이 정의한다. 이하에서 각 변수의 하첨자 i 는 분석대상 국가, 즉 한국(KR), 미국(US), 유로지역(EU) 및 일본(JA)경제를 의미한다.

$$Y_{i,t} = \bar{Y}_{i,t} + y_{i,t} \quad (1)$$

$$g_{i,t}^Y = 4 \times (Y_{i,t} - Y_{i,t-1}) \quad (2)$$

$$g_{i,t}^{4Y} = Y_{i,t} - Y_{i,t-4} \quad (3)$$

$$g_{i,t}^{\bar{Y}} = 4 \times (\bar{Y}_{i,t} - \bar{Y}_{i,t-1}) \quad (4)$$

$$g_{i,t}^{4\bar{Y}} = \bar{Y}_{i,t} - \bar{Y}_{i,t-4} \quad (5)$$

잠재GDP(\bar{Y})는 임의보행과정(random walk)을 따르면서 변동할 수 있도록 가정한다. 경제체제의 전환이나 경제위기 발생 등 잠재GDP 추이 자체를 급격하게 변화시키는 요인은 다음의 식 (6)을 상·하방으로 이동하게 하는 수준충격(level shock, $\epsilon_t^{\bar{Y}}$)으로, 생산성 향상 등 장기적·누적으로 발생하여 잠재GDP의 기울기를 변화시키는 요인은 증감률 충격(growth rate shock, $g^{\bar{Y}}$)으로 반영한다. 즉, 잠재GDP는 시차 종속변수 및 분기성장률($g^{\bar{Y}}/4$), 자국통화로 표시된 실질유가인플레이션(π^{RPOOL}), 그리고 수준변화를 야기할 수 있는 잔차항($\epsilon^{\bar{Y}}$)의 합으로 다음과 같이 표시한다.⁸⁾

$$\bar{Y}_{i,t} = \bar{Y}_{i,t-1} + g_{i,t}^{\bar{Y}}/4 - \sigma_i \left(\sum_{j=0}^3 \pi_{i,t-j}^{RPOOL} \right) + \epsilon_{i,t}^{\bar{Y}} \quad (6)$$

장기에 있어서 잠재GDP의 성장률($g^{\bar{Y}}$)은 정상상태 성장률($g^{\bar{Y}ss}$)와 동일하지만, 잔차항($\epsilon^{\bar{Y}}$)의 양(+) 혹은 음(-)의 값에 따라 이러한 정상상태로부터 벗어날 수가 있으며, 점진적으로 복귀속도(τ)와 더불어 정상상태 성장률에 복귀한다고 가정한다.

$$g_{i,t}^{\bar{Y}} = \tau_i g_i^{\bar{Y}ss} + (1 - \tau_i) g_{i,t-1}^{\bar{Y}} + \epsilon_{i,t}^{g^{\bar{Y}}} \quad (7)$$

전술한 식 (1)의 GDP갭은 기존 DSGE모형 등에서 가계의 효용극대화

8) 실질유가인플레이션이 잠재GDP의 영구적인 감소를 유발한다는 가정에는 논란의 여지가 있지만, 관련 선행연구들인 Carabenciov et al.(2008) 및 Bailliu et al.(2010) 등의 연구결과를 토대로 포함하였다. 이의 통계적 유의성은 후술하는 모형의 사후적 추정치 분포를 살펴봄으로써 확인이 가능하다.

문제로부터 도출되는 미래지향적 IS곡선(forward-looking IS curve)을 기초로 하되, 현실 설명력과 거시·금융 부문 연계성(macro-financial linkage) 등을 감안하여 행태방정식을 설정한다. 구체적으로, GDP갭과 연계된 행태방정식은 종속변수의 선행 및 후행 시차 항, 실질이자율갭(r), 실질환율갭(z), 국내신용충격의 가중평균(η) 및 총수요 충격(ϵ^y)의 합으로 다음과 같다.

$$y_{i,t} = \beta_{i,1}y_{i,t-1} + \beta_{i,2}y_{i,t+1} - \beta_{i,3}r_{i,t-1} + \beta_{i,4}\sum_j \omega_{i,j,4}z_{i,j,t-1} + \beta_{i,5}\sum_j \omega_{i,j,5}y_{j,t-1} + \theta_i\eta_{i,t} + \epsilon_{i,t}^y \quad (8)$$

여기에서 실질이자율갭은 실질이자율(R)과 균형실질이자율(\bar{R})과의 차이($r_{i,t-1} = R_{i,t-1} - \bar{R}_{i,t-1}$), 실질환율갭은 i 국과 교역대상국(j)의 상호간의 실질환율($Z_{i,j}$)과 균형실질환율($\bar{Z}_{i,j}$)과의 차이($z_{i,j,t-1} = Z_{i,j,t-1} - \bar{Z}_{i,j,t-1}$)의 가중치로 정의한다. 가중치($\omega_{i,j,4}$)는 모형내의 모든 국가들의 총수출입 대비 i 국의 교역대상국(j)에 대한 수출입비중, 그리고 $\omega_{i,j,5}y_j$ 는 해외 가중 GDP갭으로 정의하고, 이의 가중치($\omega_{i,j,5}$)는 모형내의 모든 국가들의 총수출 대비 i 국의 교역대상국(j)에 대한 수출비중으로 구한다.

위의 식 (8)에서 종속변수의 시차항은 현실 경제에 대한 동태적 적합성 및 설명력을 제고하기 위하여 소비습관가설을 바탕으로, 그리고 선행 항은 미래 지향적인 가계가 그들의 소비를 최적화하는 것을 의미한다. 따라서 미래 경제전망에 대한 기대는 기업이나 가계의 개별 경제주체들의 미래 지향적인 의사결정으로 인해 현재의 총수요에 영향을 미치는 것으로 가정되고 있다. 실질이자율갭은 실물경제와 통화정책 사이의 중요한 연결고리로 작용한다. 완만한 가격조정 가정 하에서 통화당국에 의한 명목이자율의 변화는 실질이자율갭에 영향을 미칠 수 있으며, 이는 총수요에 영향을 미치게 된다. 실질환율은 자국경제와 모형에서의 해외경제와의 사이에 중요한 연결고리로 작용한다.

한편, 금융기관대출태도지수(BLT, bank loan tightening)⁹⁾는 글로벌

9) 국내 BLT는 산업은행과 수출입은행을 제외한 16개 국내은행(2008.10월 기준)을 대상으로 기업과 가계에 대한 대출태도를 한국은행이 매월 조사·발표하고 있는 통

금융위기나 유로재정위기 등으로 인한 신용가용규모(credit availability) 변동이 경기변동 발생과 증폭에 미치는 영향, 그리고 이에 대응하는 통화정책 등의 파급효과를 분석하기 위해 포함한다.¹⁰⁾ 그러므로 미래 경제에 대한 은행들의 기대에 기초한 것보다 대출조건이 강화될 경우, GDP갭은 낮아지고 경제는 약세를 보이게 된다. BLT 식 (9)는 식 (10)의 임의보행과정을 따르는 BLT 균형수준(\overline{BLT}) 및 은행들이 향후 4분기 이후 경제의 움직임에 대한 그들의 기대에 따라 대출조건을 강화 혹은 완화시키는 경향을 반영한다. 즉, GDP 갭이 양(경기호전)으로 기대 시 대출조건을 완화시키는 반면, 음(경기침체)일 경우 대출조건이 강화되는 경향이 있다. 식 (11)은 관련 선행연구들, IMF(2008) 및 한국은행(2009)의 연구결과, 즉 BLT의 가중평균이 GDP 변화에 선행하면서 밀접한 양의 상관관계를 지속(1~9분기 중 5분기 최대)하고 있으며 동 변수의 변동을 유발하고 있다는 것을 반영한다. 식 (11)에 부과된 계수는 BLT 충격(ϵ^{BLT}) 증가, 즉 은행 대출조건이 완화될 때 가계 및 기업의 소비지출에 미치는 효과는 처음에는 증가하다가 점차 감소하는 혹 형태(hump-shaped fashion)의 양의 효과를 반영하고 있다.

$$BLT_{i,t} = \overline{BLT}_{i,t} + \kappa_i y_{i,t+4} + \epsilon_{i,t}^{BLT} \quad (9)$$

$$\overline{BLT}_{i,t} = \overline{BLT}_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}^{\overline{BLT}} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \eta_{i,t} = & 0.04\epsilon_{i,t-1}^{BLT} + 0.08\epsilon_{i,t-2}^{BLT} + 0.12\epsilon_{i,t-3}^{BLT} + 0.16\epsilon_{i,t-4}^{BLT} \\ & + 0.20\epsilon_{i,t-5}^{BLT} + 0.16\epsilon_{i,t-6}^{BLT} + 0.12\epsilon_{i,t-7}^{BLT} + 0.08\epsilon_{i,t-8}^{BLT} \\ & + 0.04\epsilon_{i,t-9}^{BLT} \end{aligned} \quad (11)$$

계로, $BLT(\%) = 100 \times \{ \{ \text{크게 완화 응답비중(A)} \times 1.0 + \text{다소 완화 응답비중(B)} \times 0.5 \} - \{ \text{크게 강화 응답비중(D)} \times 1.0 + \text{다소 강화 응답비중(E)} \times 0.5 \} \} / (A + B + C + D + E)$, C=변화 없음, BLT값이 높을수록(낮을수록) 대출태도 약화(강화)를 의미한다(상세한 내용은 한국은행(2009) p.79 참조).

10) 이는 금융기관의 대출태도 변화가 신용가용규모 변동에 따르는 실물경제로의 2차 파급효과를 나타낸다는 전술한 IMF(2008), 한국은행(2009) 등 기존연구 결과를 반영하였다. 미국의 경우에는 Carabenciov et al.(2008)에서와 같이 BLT변수를 추가하여 GDP갭 및 BLT를 식 (9) 및 (10)과 같이 설정하되, 미국의 BLT 작성기준이 국내경제와는 반대방향으로 이루어진다는 점을 감안하여 θ_{US} 및 κ_{US} 의 부호는 모두 음(-)으로 설정한다. 따라서 모형의 충격반응 등 추정결과들에 대해서 국가별로 이러한 통계작성 기준의 차이점을 감안하여 해석에 유의할 필요가 있다.

(2) 물가블록

먼저, 소비자물가 상승률은 불완전 경쟁과 명목가격의 경직성하에서의 미래 지향적 기업의 이윤극대화 문제로부터 도출되는 혼합 뉴 케인지언 필립스 곡선(hybrid new Keynesian Phillips curve)형태로 설정한다.¹¹⁾ 인플레이션(π) 방정식은 종속변수의 선행 및 후행 항, 시차 GDP갭, 실질환율의 변화(ΔZ), 국내통화 표시의 실질유가인플레이션(π^{RPOOL}), 그리고 잔차항(ϵ^π)의 함수이다. λ_1 의 크기는 인플레이션 전개과정에서 미래 및 과거 지향적인 요소의 상대적인 가중치로 간주한다. 후행요소는 과거 인플레이션에 그리고 실제적인 인플레이션에 대한 미래 기대 인플레이션에 기초를 두고 있는 가격책정자의 직·간접적인 영향을 받는 것을 내포하고 있다.¹²⁾ 가중치($\omega_{i,j,3}$)는 유효실질환율을 도출하기 위해 사용한 모형내의 모든 국가들로부터의 총수입 대비 교역대상국 j 로부터 i 국가의 수입비율이다.

$$\begin{aligned} \pi_{i,t} = & \lambda_{i,1}\pi_{i,t+4} + (1 - \lambda_{i,1})\pi_{i,t-1} + \lambda_{i,2}y_{i,t-1} + \lambda_{i,3}\sum_j \omega_{i,j,3}\Delta Z_{i,j,t} \\ & + \nu_{i,1}\pi_{i,t}^{RPOOL} + \nu_{i,2}\pi_{i,t-1}^{RPOOL} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (12)$$

소비자물가지수(CPI)의 연간상승률로 표시한 전 분기 대비 인플레이션(π), 전년 동기대비 인플레이션(π_4)은 각각 다음과 같이 정의한다.

$$\log(CPI_{i,t}) = \log(CPI_{i,t-1}) + \pi_{i,t}/4 \quad (13)$$

$$\pi_4_{i,t} = (\pi_{i,t} + \pi_{i,t-1} + \pi_{i,t-2} + \pi_{i,t-3})/4 \quad (14)$$

11) 뉴 케인지언 필립스곡선(NKPC)은 명목가격이 경직적이어서 매 시점 가격을 조정할 수 없는 경우 기대이윤의 현재가치를 극대화하는 과정에서 최적가격을 결정하는 기업의 이윤극대화 문제로부터 도출된다. 이와 같은 가격결정방식을 따르는 인플레이션은 미래인플레이션과 현 시점의 실질한계비용의 함수형태를 보이는데, 여기에서는 기업의 실질한계비용 대리변수로 GDP갭을 이용하였다. 개방경제 DSGE 모형을 이용한 기업이윤극대화 조건에서 인플레이션 도출 관련 연구로는 박무환 외(2012) 참조.

12) Gali and Gertler(1999)에서와 같이 독점적 경쟁기업의 일부분이 과거 지향적 가격책정 룰을 따른다고 가정할 경우 인플레이션 시차항은 NKPC 체계에서 인플레이션 동학에 영향을 미칠 수 있다.

다음으로, 모형에서 외생변수로 작용하는 식 (15)~(21)은 실질유가의 상승이 잠재GDP 수준의 하향 압력 및 전반적인 인플레이션에 대한 상승압력으로 작용한다는 전술한 잠재GDP의 수준변화 식 (6) 및 인플레이션 식 (12)에서의 변화를 유도하는 실질유가의 수준, 변화율 및 갭 등을 결정하는 정의식이다. 이를 세부적으로 살펴보면, 식 (15)는 미국 달러화로 표시된 균형실질유가의 자연대수(\overline{RPOIL}_{US})는 임의보행과정을 가정한다. 식 (16)에서 실질유가의 자연대수($RPOIL_{US}$)는 균형실질유가와 이와 실질유가와의 차이인 갭($rpoil_{US,t}$)의 합, 그리고 식 (17)에서 실질유가갭은 시차 종속변수와 교란항($\epsilon_{US,t}^{rpoil}$)과의 함수이다. 식 (18)에서 실질유가의 인플레이션($\pi_{US,t}^{RPOIL}$)은 실질유가수준에 대한 로그값의 일차차분에 4를 곱함으로써 분기 인플레이션율을 연율화 한다. 식 (19)에서 명목유가의 자연대수($POIL_{US}$)는 실질유가의 로그값과 미국 소비자물가지수의 로그값($\log CPI_{US}$)의 합. 그리고 식(20)에서 i 국가 통화로 표시된 실질유가의 인플레이션(π_i^{RPOIL})은 미국 달러화의 실질유가인플레이션과 i 국가 통화와 미국 달러화 사이의 연율화한 실질환율변화($\Delta Z = Z_t - Z_{t-1}$)와의 합이다.

$$\overline{RPOIL}_{US,t} = \overline{RPOIL}_{US,t-1} + \epsilon_{US,t}^{RPOIL} \quad (15)$$

$$RPOIL_{US,t} = \overline{RPOIL}_{US,t} + rpoil_{US,t} \quad (16)$$

$$rpoil_{US,t} = \rho_{rpoil,US,t} rpoil_{US,t-1} + \epsilon_{US,t}^{rpoil} \quad (17)$$

$$\pi_{US,t}^{RPOIL} = 4 \times (RPOIL_{US,t} - RPOIL_{US,t-1}) \quad (18)$$

$$POIL_{US,t} = RPOIL_{US,t} + \log(CPI_{US,t}) \quad (19)$$

$$\pi_{i,t}^{RPOIL} = \pi_{US,t}^{RPOIL} + 4\Delta Z_{i,t} \quad (20)$$

(3) 금리블록

정책금리는 수정 Taylor 준칙을 따르는 중앙은행에 의해 결정되도록 한다.13) 아래의 식 (21)는 단기 명목금리(정책금리 혹은 정책금리와 밀접하

13) Taylor's rule은 전반적인 경제안정을 달성하기 위하여 매 시점 정책금리의 장기균형수준을 고려하면서 물가갭과 GDP갭에 대응하여 금리수준을 결정하는 중앙은행의 체계적인 정책결정과정을 단순화하여 잘 묘사한 규칙으로 평가받고 있다.

게 연계되어 단기시장금리, I)을 결정하는 Taylor rule 형태의 방정식이다. 이는 단기금리의 움직임에 대한 평탄화(smoothing) 기제로서의 종속 시차변수, GDP갭에 대한 중앙은행의 정책반응 및 정책목표로부터의 기대 인플레이션율의 편차($\pi_{4,t+4} - \pi^{tar}$), 균형실질금리(\bar{R}) 및 통화정책충격(ϵ^I)의 함수로 구성한다.

$$I_{i,t} = \gamma_{i,1}I_{i,t-1} + (1 - \gamma_{i,1})[\bar{R}_{i,t} + \pi_{4,t+4} + \gamma_{i,2}(\pi_{4,t+4} - \pi_i^{tar}) + \gamma_{i,3}y_{i,t}] + \epsilon_{i,t}^I \quad (21)$$

실질금리(R)는 명목금리에서 기대물가상승률(π_{t+1})의 차이, 실질금리의 장기추세(\bar{R})는 실질금리의 장기평균(\bar{R}^{ss})과 시차종속변수, 추세충격($\epsilon^{\bar{R}}$)의 함수, 그리고 전술한 GDP블록의 GDP갭 식 (8)의 주요 설명변수로 작용하는 실질금리갭(r)은 실질금리와 이의 장기추세와의 차이로 각각 다음의 식 (22~24)로 정의한다.

$$R_{i,t} = I_{i,t} - \pi_{i,t+1} \quad (22)$$

$$\bar{R}_{i,t} = \rho_i \bar{R}_i^{ss} + (1 - \rho_i) \bar{R}_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}^{\bar{R}} \quad (23)$$

$$r_{i,t} = R_{i,t} - \bar{R}_{i,t} \quad (24)$$

(4) 대외 블록

실질환율의 자연대수(Z_i)는 미국 달러화에 대한 i 국가 화폐로 표시된 명목환율(S_i)에 미국 소비자물가지수($CPI_{US,t}$)/ i 국가 소비자물가지수($CPI_{i,t}$)를 곱한 값에 로그를 취하고 100을 곱한 것으로 정의한다. 따라서 Z 값의 증가는 달러에 비해 i 국가 화폐의 절하를 의미한다.

$$Z_{i,t} = 100 \times \log(S_{i,t} CPI_{US,t} / CPI_{i,t}) \quad (25)$$

Z 의 변화는 100을 곱한 자연대수 명목환율의 변화 값과 i 국가의 인플레이션율과 미국 인플레이션율의 차이로 정의되는 분기 인플레이션율과의 차이로 정의한다.

$$\Delta Z_{i,t} = 100 \times \log(\Delta S_{i,t}) - (\pi_{i,t} - \pi_{US,t})/4 \quad (26)$$

실질환율갭(z)은 실질환율과 균형실질환율(\bar{Z})과의 차이, 균형실질환율은 시차종속변수와 잔차항과의 합으로 다음과 같이 각각 정의한다.

$$z_{i,t} = Z_{i,t} - \bar{Z}_{i,t} \quad (27)$$

$$\bar{Z}_{i,t} = \bar{Z}_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}^{\bar{Z}} \quad (28)$$

상호 실질환율은 유위험 이자율평형(UIP, uncovered interest rate parity)조건, 그리고 기대 실질환율은 각각 다음의 식 (29)와 식 (30)과 같이 정의한다. 실질환율과 이의 다음 분기 기대값(이자율 차이와 비교하기 위하여 분기 변화율에 4를 곱함으로써 연간 변화율로 전환)과의 차이는 i 국가의 실질이자율과 미국의 실질이자율차이에서 두 국가의 균형실질이자율의 차이를 차감한 것과 동일하다. 후자는 균형 리스크 프리미엄과 동일하다. 그러므로 두 국가간의 실질이자율 편차는 실질환율의 변화 혹은 균형실질이자율의 편차로 나타난다. 환율의 다른 움직임은 리스크 프리미엄에 대한 일시적 충격으로 간주되는 잔차항으로 포착한다.

$$4(Z_{i,t+1}^e - Z_{i,t}) = (R_{i,t} - R_{US,t}) - (\bar{R}_{i,t} - \bar{R}_{US,t}) + \epsilon_{i,t}^{Z^e} \quad (29)$$

$$Z_{i,t+1}^e = \phi_i Z_{i,t+1} + (1 - \phi_i) Z_{i,t-1} \quad (30)$$

III. 실증분석결과

1. 관측변수 및 자료의 정의

전술한 모형의 추정에 사용한 관측변수는 분석대상 국가들인 우리나라를 비롯한 미국, 유로지역(EU) 17개국, 일본의 실질GDP, 소비자물가지수(CPI), 정책금리 혹은 단기금리, 금융기관대출태도지수, 달러대비 환율, 유가 등이다. 자료는 2000년 1/4분기~2012년 4/4분기 기간의 분기 시계열

이다.¹⁴⁾ 국내 자료의 출처는 한국은행의 경제정보시스템(ECOS), 미국은 BEA(Bureau of Economic Analysis), FRB(Federal Reserve Board), 및 IMF(International Monetary Fund), 그리고 EU 및 일본 등은 OECD 및 GIHS(IHS Global Insight) 자료를 활용하였다. 세부적인 자료의 정의 및 출처는 다음의 <표 1>과 같다.

[표 1] 자료의 정의 및 출처

| 국가 | 변수 | 정의 | 출처 |
|-------------------------------------|-------------------------------------|---|--------------------|
| 한국 | GDP_{KR} | 실질GDP(계절조정, 십억원, 2005년 가격기준) | ECOS |
| | I_{KR} | 한국은행 기준금리(명목), % | ECOS |
| | CPI_{KR} | 소비자물가지수(2005=100) | ECOS |
| | S_{KR} | 원/달러 환율(기간평균) | ECOS |
| | BLT_{KR} | 금융기관대출태도지수 | ECOS |
| 미국 | GDP_{US} | 실질GDP(계절조정, 십억달러, 2005년 가격기준) | BEA ¹⁾ |
| | I_{US} | 연방기금금리(명목), % | FRB ²⁾ |
| | CPI_{US} | 소비자물가지수(2005=100) 금융기관대출태도지수(이하 4개의 평균) | OECD ³⁾ |
| | BLT_{US} | - FRB Sr Officers Survey: Banks Tightening C.I. Loans to Large firms | FRB ⁵⁾ |
| | | - FRB Sr Officers Survey: Banks Tightening C.I. Loans to Small firms | |
| | | - FRB Sr Loan Off Survey: Tightening Standards for Commercial Real Estate | |
| - FRB Sr Loan Survey: Res Mortgages | | | |
| $POIL_{US}$ | 유가(Brent, WTI, Dubai 평균), 달러/barrel | IMF ⁶⁾ | |
| EU | GDP_{EU} | 실질GDP(계절조정, 십억유로, 2005가격기준) | OECD |
| | I_{EU} | 단기금리(명목), % | OECD |
| | CPI_{EU} | 소비자물가지수(2005=100) | OECD |
| | S_{EU} | 유로/달러 환율 | OECD |
| 일본 | GDP_{JA} | 실질GDP(계절조정, 십억엔, 2005가격기준) | OECD |
| | I_{JA} | 단기금리(명목), % | OECD |
| | CPI_{JA} | 소비자물가지수(2005=100) | OECD |
| | S_{JA} | 엔/달러 환율 | OECD |

주: 1) <http://www.bea.gov/national/index.htm>
 2) <http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data.htm>
 3) <http://www.oecd.org/statistics>
 4) <http://myinsight.ihsglobalinsight.com/servlet/cats?filterID=996&serviceID=4078&typeID=15431&pageContent=report&pageType=ALL>
 5) <http://www.federalreserve.gov/boarddocs/snloansurvey/201302/chartdata.htm>
 6) <http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.aspx>

14) 모수에 대한 사전정보를 구하기 실제 분석에 사용한 자료는 1994년1/4분기~2012년4/4분기이며, 추정기간은 국내의 자유변동환율제도 시행(1997.12월), 외환위기를 전후하여 거시경제시계열에 단절(break)이 발생하였을 가능성, 본 연구에서 사용하는 베이지언 추정방법은 일반적인 회귀분석에 비해 많은 관측치가 필요하지 않다는 점 등을 고려하여 2000년도 이후 자료로 설정하였다.

한편, 실질유효환율(real effective exchange rates) 및 해외GDP갭에 대한 가중치는 IMF의 Direction of Trade database¹⁵⁾의 분석대상 국가 간의 교역거래 자료를 이용하여 구한다.

2. 모수 추정방법

전술한 동태적 전망모형에서 추정하여야 할 모수는 충격 표준편차 34개와 계수 80개를 포함한 114개인데, 이를 요약하면 다음 <표 2>와 같다. 하첨자 i 는 분석대상 국가들인 한국, 미국, 유로지역 및 일본경제를 의미한다. 모수의 사전적 분포는 IMF(2008), 한국은행(2009), 캐나다 중앙은행(2010) 사례 등을 토대로 설정하였다. 모수가 일정한 구간 사이에 존재하는 경우 정의역이 $[0,1]$ 인 베타분포(beta distribution)나 균일분포(uniform distribution), 모수가 양수인 경우 감마(gamma distribution) 또는 역감마(Invg, inverse gamma distribution), 특정구간으로 제한되지 않는 경우 정규분포(normal distribution)를 가정한다.

위의 모수를 추정하기 위해 방정식간 제약을 지닌 DSGE 모형의 설정 오류 및 식별문제 등 해결에 탁월한 것으로 알려진 베이지언 기법을 사용한다. 베이지언 추정방법은 모형 내 각 모수 값을 확률변수로 취급하여 사전 분포를 가정한 후 칼만 필터를 통해 우도함수를 극대화하는 과정을 통해 모수 값의 사후적인 평균 및 분포를 도출하는 방법이다.¹⁶⁾ 모형개발 과정에서 연구자는 통계자료를 입수하기 이전 모형 내 모수 값에 대한 사전 믿음을 토대로 임의의 사전분포를 설정하고, 실제 통계자료로부터 얻은 새로운

15) 전 세계 대상의 실질유효환율에 대한 가중치는 국제결제은행(BIS, bank for international settlements, <http://www.bis.org/statistics/eer/index.htm>) 참조.

16) 베이지언 관점에서 모형(M)의 모수벡터(θ)에 대한 사후적 밀도는 $p(\theta|Y_T, M) = \frac{L(Y_T|\theta, M)p(\theta|M)}{\int L(Y_T|\theta, M)p(\theta|M)d\theta}$ 인데, $p(\theta|Y_T, M)$ 은 사전밀도 그리고 $\int L(Y_T|\theta, M)$ 은 관측자료(Y_T)에 조건부 우도함수(conditional likelihood function)이다. 베이지언 접근법은 주어진 $p(\theta|Y_T, M)$ 하에서 사후적 확률을 극대화하는 것이다. 우도함수는 관측자료와 모형의 상태변수 벡터를 연계시키는 상태공간모형(state space model)을 이용하여 구할 수 있는데, 관련 선형 합리적 기대(LRE, linear rational expectations)모형의 해는 Blanchard and Kahn(1980)의 기법을 일관화한 Sims(2002)방법을 사용하여 구한다.

【표 2】 모수의 내용 및 분포

| 모수 | 내용 | 범위 | 밀도함수 | 모수 | 내용 | 범위 | 밀도함수 |
|------------------|--------------------------------------|--------|--------|--------------------------|------------------------------------|--------|-------|
| $\beta_{i,1}$ | 과거 GDP갭(y_i) 기중치 | R + | Gamma | $\nu_{i,1}$ | π_i 에 대한 현재 π_i^{RPOOL} 효과 | R + | Gamma |
| $\beta_{i,2}$ | 미래 y_i 기중치 | (0, 1) | Beta | $\nu_{i,2}$ | π_i 에 대한 과거 π_i^{RPOOL} 효과 | R + | Gamma |
| $\beta_{i,3}$ | y_i 에 대한 이자율효과 | R + | Gamma | ρ_i | \bar{R} 의 \bar{R}_i 복귀속도 | (0, 1) | Beta |
| $\beta_{i,4}$ | y_i 에 대한 기준실질환율갭효과 | R + | Gamma | ϕ_i | 미래 실질환율 기중치 | (0, 1) | Beta |
| $\beta_{i,5}$ | y_i 에 대한 기준해외GDP갭효과 | R + | Gamma | $\rho_{ipool, US}$ | 미국실질유기갭 기중치 | R + | Gamma |
| $\bar{I}_{i,ss}$ | 잠재GDP 정상상태성장률 | R + | Gamma | ϵ_{US}^{RPOOL} | 미국 $RPOOL$ 충격 표준편차 | R + | InvG |
| κ_i | BLT에 대한 미래 y_i 효과 | R | Normal | ϵ_{US}^{pool} | 미국 유기갭충격 표준편차 | R + | InvG |
| τ_i | 잠재GDP(\bar{Y})성장을 복귀속도 | (0, 1) | Beta | ϵ_i^{BLT} | \bar{BLT}_i 충격 표준편차 | R + | InvG |
| θ_i | y_i 에 대한 기준BLT충격효과 | R + | Gamma | ϵ_i^{BLT} | BLT_i 충격 표준편차 | R + | InvG |
| σ_i | \bar{Y} 에 대한 기중 π_i^{RPOOL} 효과 | R + | Gamma | $\epsilon_i^{\bar{Y}}$ | \bar{Y}_i 증가율충격 표준편차 | R + | InvG |
| $\gamma_{i,1}$ | 명목이자율 평탄화정도 | (0, 1) | Beta | $\epsilon_i^{\bar{Y}}$ | \bar{Y}_i 충격 표준편차 | R + | InvG |
| $\gamma_{i,2}$ | 인플레이션(π_i)갭 이자율탄력도 | R + | Gamma | $\epsilon_i^{\bar{Z}}$ | \bar{Z}_i 충격 표준편차 | R + | InvG |
| $\gamma_{i,3}$ | GDP갭 이자율탄력도 | R + | Gamma | $\epsilon_i^{\bar{y}}$ | y_i 충격 표준편차 | R + | InvG |
| \bar{R}_i^{ss} | 정상상태 실질금리 | R + | Gamma | ϵ_i^{π} | 인플레이션충격 표준편차 | R + | InvG |
| $\lambda_{i,1}$ | π_i 에 대한 미래인플레이션효과 | R + | Gamma | $\epsilon_i^{\bar{R}}$ | \bar{R}_i 충격 표준편차 | R + | InvG |
| $\lambda_{i,2}$ | π_i 에 대한 y_i 효과 | R + | Gamma | $\epsilon_i^{R_i - R_j}$ | 국가간금리차충격 표준편차 | R + | InvG |
| $\lambda_{i,3}$ | π_i 에 대한 기준실질환율효과 | R + | Gamma | $\epsilon_i^{\bar{I}}$ | 명목금리충격 표준편차 | R + | InvG |

정보를 이용하여 기대치를 갱신하여 사후 믿음(posterior belief)을 형성하게 된다. 다만 사후분포를 나타내는 수학적 공식(analytical form) 산출이 불가능한 경우에는 MCMC(Markov Chain Monte Carlo) 등과 같은 시뮬레이션 기법을 활용한다. 본 연구에서는 DSGE모형 추정 관련 다양한 MCMC 기법 중 Lubik and Shorfheide (2006)의 임의보행 메트로폴리스-해스팅스(random walk Metropolis-Hastings)기법을 사용한다.

3. 추정결과

(1) 추정계수

모수에 대한 사전 값은 기본적으로 기존 연구들인 IMF(2008), 한국은행(2009), 캐나다 중앙은행(2010)의 연구결과를 활용하되, 기초통계자료로부터 추정이 가능한 경우에는 시계열분석방법 등을 통한 추정결과를 이용한다. 관측자료의 균제 값(steady state value)은 추정기간 이전 자료를 활용하여 평균을 사전 값으로, 그리고 전술한 GDP갭 식 (8) 및 인플레이션 식 (12)에서의 실질환율갭이나 해외GDP갭 및 실질환율변화의 가중치 등은 분석대상 국가간 교역거래 자료, 그리고 국가별 인플레이션 타깃(π_i^{tar})은 추정기간 동안의 평균값을 이용하여 설정하였다. 모수들 추정에 사용된 사전 분포, 평균 및 표준편차, 그리고 사후 평균 및 표준편차 등 추정결과는 다음의 <표 3> 및 <표 4>와 같다.¹⁷⁾

첫째, 모형에는 33개의 미래 기대변수가 존재하는데 추정결과 1보다 큰 특성근(eigen value)의 개수도 33개로 나타나 균형 해의 유일성 조건, 즉 Blanchard-Kahn(1980) 조건을 만족하는 것으로 나타나 모형의 안정성이 보장되는 것으로 나타났다. 또한 Brooks and Gelman(1998)에서와 같이 축소인자(shrink factor)가 1로 수렴하고 있다는 점에서 사후적 분포가 정상적인 분포(stationary distribution)에 수렴하고 있는 것으로 나타났다. 사전 및 사후 분포는 유사한 모습을 보이고 있으며, 사후적 분포는 정

17) 모형의 추정은 최근 동태거시경제학 분야에서 이용이 활성화되고 있는 Dynare 프로그래밍[사용방법에 대해서는 IMF의 <http://www.douglaslaxton.org>, 혹은 www.cepremap.cnrs.fr/dynare에서 배포한 Dynare manual이나 Dynare user guide(Tommaso Mancini Griffoli, 2011 등 참조), 본 연구는 Dynare 4.0.4 및 Matlab R2014a를 이용하였다.

구분포에 가까운 모습을 보이고 있으며, 사후적 커널(kernel)의 수치적 최적화로부터 도출된 모드(mode)는 사후적 분포로부터 크게 괴리되어 있지 않는 등 추정상의 문제점은 없는 것으로 나타났다.¹⁸⁾

다음으로, 베이저언 추정결과 모수들의 부호는 모두 이론적 방향과 부합되는 것으로, 그리고 95% HPDI를 보면 사후 추정치가 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다. 모수에 대한 추정결과(〈표 3〉)를 살펴보면 다음과 같다. (i) GDP갭 식에 있어서 네 국가 모두 과거 지향적인 요소(β_1)는 미래 지향적 요소(β_2) 보다 큰 비중이 주어져 있으며, 유로지역은 다른 세 국가에 비해 과거 지향적 요소에 상당히 큰 가중치를 가지고 있다. 또한 유로지역의 과거 지향적 계수와 미래 지향적 계수의 합은 다른 세 국가에 비해 상당히 크다. 미국경제의 실질이자율갭 계수(β_3)는 다른 세 국가에 비해 다소 작다. 실질환율갭의 추정치(β_4)는 모든 국가에 대하여 사전적 추정치 기초 하에서 기대된 값보다는 매우 다른 값을 보이고 있다. 대조적으로, 경제활동변수인 해외GDP갭 계수(β_5)는 사전적 신뢰와 같은 선상에 있는 것으로 나타나며, 미국의 계수는 일본의 계수에 비해 작은 값을, 일본의 계수는 유로지역의 계수에 비해 작은 값을, 한국은 미국의 계수에 비해 작은 값을 보이고 있으며, 이러한 결과는 경제의 상대적 개방도에 일치하고 있다. 기대하지 않은 BLT의 강화에 대한 GDP갭의 반응(θ_{US}, θ_{KR})을 보면, 미국은 기대치 보다 높게 나타나고 있는 반면, 한국은 낮게 나타나고 있다. (ii) 인플레이션 식의 경우, 모든 국가에 있어 사전적으로 가정된 값(λ_1)에 비해 보다 미래 지향적인 반면, 인플레이션에 대한 GDP갭 효과(λ_2)는 한국의 경우를 제외하고는 세 국가 모두 사전적 계수에 비해 다소 작게 나타나고 있다. 인플레이션에 대한 실질환율변화 효과(λ_3)는 미국을 제외한 세 국가 모두 기대된 값보다 매우 작게 나타나고 있다. (iii) 이자율 반응함수 경우, 평탄화(smoothing) 계수(γ_1)는 네 국가 모두 기대된 것보다 크며, 특히

18) [부도 1] 및 [부도 2]의 사전 및 추정된 사후 확률밀도함수를 보면, 자료에 포함된 정보는 모형의 모수들에 대한 사전 값들을 update하는데 많은 정보를 가지고 있는 것으로 나타났다. 사후적 밀도는 사전적 밀도에 비해 대부분 훨씬 더 집중(concentration)되어 있는 모습을 보이고 있다. 모든 MCMC 검정결과 1,000,000번 반복 후에 MC는 정상적인 분포에 수렴하고 있으며, 보고된 통계량들은 모든 MC의 처음의 50%를 제거한 이후 500,000개에 대하여 구한 값들이다.

일본의 경우 사후적 추정치는 1에 가깝다. 인플레이션 타깃으로부터 괴리에 대한 반응(γ_2)는 네 국가 모두 기대된 것보다 작지만, GDP갭에 대한 계수(γ_3)는 네 국가 모두 대략적으로 기대된 값으로 나타나고 있다. (iv) 잠재 GDP에 대한 실질유가인플레이션 효과(σ)는 사전적 기대치에 유사하며, 미국 및 한국에서의 효과는 유로 및 일본의 경우에 비해 상대적으로 크다. 유사하게, 전반적인 인플레이션에 대한 실질유가인플레이션 효과($\nu_1 + \nu_2$)는 미국에서 가장 높고 일본에서 가장 낮게 나타나고 있다. 잠재성장률에 대한 균제상태성장률의 반응(τ)는 미국을 제외한 세 국가 모두 기대치보다 작으며, 네 국가에 있어 잠재GDP의 지속적 성장에 대한 값($1 - \tau$)은 1에 가까울 정도로 크다. 유사하게, 균형이자율에 대한 균형이자율의 지속($1 - \rho$)은 다른 세 국가에 비해 미국의 경우 기대보다 상대적으로 높다. 기대 실질환율에 대한 반응(ϕ)은 원/달러, 유로/달러 및 엔/달러의 경우 모두 매우 미래 지향적인 모습을 보이는 것으로 나타났다.

[표 3] 모수의 사전 및 사후적 분포 추정결과

| 모수 | 사전(Priors) | | | 사후(Posteriors) | |
|-------------------------|------------|-------|--------|----------------|------------------------|
| | 분포 | 평균 | 표준편차 | 평균 | 95% HPDI ¹⁾ |
| $\beta_{EU,1}$ | gamma | 0.750 | 0.1000 | 0.8163 | [0.7188, 0.9133] |
| $\beta_{JA,1}$ | gamma | 0.750 | 0.1000 | 0.6115 | [0.5107, 0.7230] |
| $\beta_{US,1}$ | gamma | 0.750 | 0.1000 | 0.6867 | [0.5937, 0.7655] |
| $\beta_{KR,1}$ | gamma | 0.750 | 0.1000 | 0.5823 | [0.5204, 0.6467] |
| $\beta_{EU,2}$ | beta | 0.100 | 0.0500 | 0.1542 | [0.0577, 0.2378] |
| $\beta_{JA,2}$ | beta | 0.100 | 0.0500 | 0.0794 | [0.0165, 0.1363] |
| $\beta_{US,2}$ | beta | 0.100 | 0.0500 | 0.0712 | [0.0173, 0.1221] |
| $\beta_{KR,2}$ | beta | 0.100 | 0.0500 | 0.1078 | [0.0276, 0.1870] |
| $\beta_{EU,3}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.2758 | [0.1861, 0.3672] |
| $\beta_{JA,3}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.2375 | [0.1470, 0.3286] |
| $\beta_{US,3}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.1407 | [0.0958, 0.1846] |
| $\beta_{KR,3}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.2460 | [0.1562, 0.3299] |
| $\beta_{EU,4}$ | gamma | 0.050 | 0.0400 | 0.1330 | [0.0615, 0.2101] |
| $\beta_{JA,4}$ | gamma | 0.090 | 0.0500 | 0.0275 | [0.0062, 0.0468] |
| $\beta_{US,4}$ | gamma | 0.050 | 0.0300 | 0.0189 | [0.0027, 0.0336] |
| $\beta_{KR,4}$ | gamma | 0.050 | 0.0300 | 0.0733 | [0.0186, 0.1233] |
| $\beta_{EU,5}$ | gamma | 0.052 | 0.0100 | 0.0491 | [0.0330, 0.0636] |
| $\beta_{JA,5}$ | gamma | 0.045 | 0.0100 | 0.0422 | [0.0279, 0.0571] |
| $\beta_{US,5}$ | gamma | 0.030 | 0.0100 | 0.0307 | [0.0147, 0.0464] |
| $\beta_{KR,5}$ | gamma | 0.030 | 0.0100 | 0.0296 | [0.0140, 0.0443] |
| $\bar{g}_{EU}^{Y_{ss}}$ | norm | 1.006 | 0.0500 | 1.0104 | [0.9266, 1.0842] |

22 박무환

| | | | | | |
|----------------------|-------|--------|--------|---------|--------------------|
| \bar{g}_{JA}^{Yss} | norm | 0.678 | 0.0500 | 0.6786 | [0.5976, 0.7608] |
| \bar{g}_{US}^{Yss} | norm | 1.673 | 0.0500 | 1.6727 | [1.5900, 1.7529] |
| \bar{g}_{KR}^{Yss} | norm | 3.862 | 0.0500 | 3.8649 | [3.7863, 3.9500] |
| κ_{US} | gamma | 20.000 | 0.5000 | 19.9475 | [19.1532, 20.7275] |
| κ_{KR} | gamma | 20.000 | 0.5000 | 19.9328 | [19.1398, 20.7966] |
| θ_{US} | gamma | 1.000 | 0.5000 | 1.6236 | [0.7122, 2.5132] |
| θ_{KR} | gamma | 1.000 | 0.5000 | 0.6461 | [0.1435, 1.4131] |
| τ_{EU} | beta | 0.050 | 0.0200 | 0.0445 | [0.0183, 0.0726] |
| τ_{JA} | beta | 0.050 | 0.0200 | 0.0522 | [0.0183, 0.0852] |
| τ_{US} | beta | 0.050 | 0.0200 | 0.0572 | [0.0217, 0.0921] |
| τ_{KR} | beta | 0.050 | 0.0200 | 0.0431 | [0.0172, 0.0707] |
| σ_{EU} | gamma | 0.003 | 0.0010 | 0.0018 | [0.0008, 0.0029] |
| σ_{JA} | gamma | 0.002 | 0.0010 | 0.0016 | [0.0004, 0.0027] |
| σ_{US} | gamma | 0.004 | 0.0010 | 0.0033 | [0.0019, 0.0046] |
| σ_{KR} | gamma | 0.004 | 0.0010 | 0.0039 | [0.0024, 0.0054] |
| $\gamma_{EU,1}$ | beta | 0.500 | 0.0500 | 0.7597 | [0.7299, 0.7902] |
| $\gamma_{JA,1}$ | beta | 0.500 | 0.2500 | 0.9888 | [0.9764, 0.9998] |
| $\gamma_{US,1}$ | beta | 0.500 | 0.1000 | 0.8708 | [0.8423, 0.9024] |
| $\gamma_{KR,1}$ | beta | 0.500 | 0.0500 | 0.7352 | [0.6916, 0.7826] |
| $\gamma_{EU,2}$ | gamma | 1.500 | 0.2000 | 1.0702 | [0.8315, 1.2916] |
| $\gamma_{JA,2}$ | gamma | 1.500 | 0.2000 | 0.9366 | [0.7156, 1.1453] |
| $\gamma_{US,2}$ | gamma | 1.500 | 0.3000 | 0.9876 | [0.6426, 1.3250] |
| $\gamma_{KR,2}$ | gamma | 1.500 | 0.3000 | 0.8654 | [0.5660, 1.1545] |
| $\gamma_{EU,3}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.1881 | [0.1169, 0.2655] |
| $\gamma_{JA,3}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.1675 | [0.0932, 0.2336] |
| $\gamma_{US,3}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.1765 | [0.1060, 0.2439] |
| $\gamma_{KR,3}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.2316 | [0.1464, 0.3208] |
| \bar{R}_{EU} | norm | 0.260 | 0.2000 | 0.0583 | [-0.1684, 0.2705] |
| \bar{R}_{JA} | norm | 0.380 | 0.3000 | 0.4139 | [0.2291, 0.5963] |
| \bar{R}_{US} | norm | -0.420 | 0.2000 | -0.3130 | [-0.6008, -0.0576] |
| \bar{R}_{KR} | norm | 0.741 | 0.3000 | 0.7305 | [0.4137, 1.0973] |
| $\lambda_{EU,1}$ | beta | 0.500 | 0.1000 | 0.7953 | [0.7178, 0.8806] |
| $\lambda_{JA,1}$ | beta | 0.500 | 0.1000 | 0.8283 | [0.7639, 0.8958] |
| $\lambda_{US,1}$ | beta | 0.500 | 0.1000 | 0.7052 | [0.6181, 0.7924] |
| $\lambda_{KR,1}$ | beta | 0.500 | 0.1000 | 0.7927 | [0.7112, 0.8690] |
| $\lambda_{EU,2}$ | gamma | 0.250 | 0.0500 | 0.2265 | [0.1649, 0.2911] |
| $\lambda_{JA,2}$ | gamma | 0.250 | 0.0500 | 0.2031 | [0.1363, 0.2684] |
| $\lambda_{US,2}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.1758 | [0.1104, 0.2432] |
| $\lambda_{KR,2}$ | gamma | 0.200 | 0.0500 | 0.2544 | [0.1750, 0.3316] |
| $\lambda_{EU,3}$ | gamma | 0.208 | 0.0500 | 0.1362 | [0.0887, 0.1842] |
| $\lambda_{JA,3}$ | gamma | 0.180 | 0.0500 | 0.1336 | [0.0799, 0.1848] |
| $\lambda_{US,3}$ | gamma | 0.120 | 0.0500 | 0.1275 | [0.0468, 0.2015] |
| $\lambda_{KR,3}$ | gamma | 0.120 | 0.0010 | 0.0573 | [0.0210, 0.0892] |
| $\nu_{EU,1}$ | gamma | 0.003 | 0.0010 | 0.0040 | [0.0020, 0.0059] |

| | | | | | |
|-------------------|-------|-------|--------|--------|------------------|
| $\nu_{JA,1}$ | gamma | 0.003 | 0.0010 | 0.0030 | [0.0011, 0.0047] |
| $\nu_{US,1}$ | gamma | 0.005 | 0.0010 | 0.0063 | [0.0042, 0.0083] |
| $\nu_{KR,1}$ | gamma | 0.005 | 0.0010 | 0.0051 | [0.0035, 0.0068] |
| $\nu_{EU,2}$ | gamma | 0.003 | 0.0010 | 0.0045 | [0.0024, 0.0063] |
| $\nu_{JA,2}$ | gamma | 0.005 | 0.0010 | 0.0040 | [0.0019, 0.0063] |
| $\nu_{US,2}$ | gamma | 0.005 | 0.0010 | 0.0054 | [0.0036, 0.0071] |
| $\nu_{KR,2}$ | gamma | 0.005 | 0.0010 | 0.0046 | [0.0031, 0.0061] |
| ϕ_{EU} | beta | 0.500 | 0.2000 | 0.7672 | [0.6841, 0.8399] |
| ϕ_{JA} | beta | 0.500 | 0.2000 | 0.8429 | [0.7534, 0.9387] |
| ϕ_{KR} | beta | 0.500 | 0.2000 | 0.8032 | [0.7165, 0.8935] |
| ρ_{EU} | beta | 0.500 | 0.1000 | 0.4445 | [0.2586, 0.6299] |
| ρ_{JA} | beta | 0.500 | 0.1000 | 0.5001 | [0.3344, 0.6673] |
| ρ_{US} | beta | 0.500 | 0.1000 | 0.4087 | [0.2557, 0.5426] |
| ρ_{KR} | beta | 0.500 | 0.1000 | 0.4908 | [0.3148, 0.6482] |
| $\rho_{rpoil,US}$ | gamma | 0.674 | 0.0500 | 0.6890 | [0.6058, 0.7704] |

주: 1) Highest Posterior Density Interval.

(2) 구조적 충격의 추정 표준편차

다음의 <표 4>에서 주어진 구조적 충격의 표준편차에 대한 사전적 신뢰는 계수의 사전적 신뢰보다는 훨씬 신뢰가 떨어지는데, 이는 계수의 경우에 비해 사후적 결과가 사전적 신뢰와 매우 다르다는 점에서 이해할 수 있다. 특히 주목할 만한 것은 한국의 BLT 충격(ϵ_{KR}^{BLT}), 세 국가의 균형실질환율 충격(ϵ^Z), 네 국가 모두 인플레이션 충격(ϵ^π), 미국에 있어서 균형실질이자율 충격(ϵ_{US}^R)은 기대 표준편차보다 사후적 값이 매우 크게 나타나고 있다. 반면, 세 국가 UIP 식의 충격의 표준편차에 대한 기대된 사후적 값보다 매우 작게 나타나고 있다. 사전적 기대와 비교할 때, 이러한 결과는 UIP 관련 충격항의 불확실성은 상당히 작으며, 실질환율 및 인플레이션 관련 충격항의 불확실성은 상당히 높은 편이다.

[표 4] 구조적 충격의 사전 및 사후 분포 추정결과

| 충격항 | 사전(Priors) | | | 사후(Posteriors) | |
|----------------------------------|------------|-------|------|----------------|------------------|
| | 분포 | 평균 | 표준편차 | 평균 | 95% HPDI |
| $\overline{\epsilon_{US}^{BLT}}$ | Invg | 0.200 | inf | 0.1539 | [0.0512, 0.2688] |
| ϵ_{US}^{BLT} | Invg | 0.400 | inf | 0.4556 | [0.2154, 0.7246] |
| $\overline{\epsilon_{KR}^{BLT}}$ | Invg | 0.200 | inf | 0.1537 | [0.0495, 0.2671] |
| ϵ_{KR}^{BLT} | Invg | 0.500 | inf | 2.5850 | [0.7570, 4.4899] |

| | | | | | |
|-------------------------------|------|-------|--------|---------|-------------------|
| ϵ_{EU}^g | Invg | 0.100 | 0.0500 | 0.1910 | [0.0660, 0.3145] |
| ϵ_{JA}^g | Invg | 0.100 | 0.0500 | 0.0974 | [0.0461, 0.1604] |
| ϵ_{US}^g | Invg | 0.100 | inf | 0.7639 | [0.1355, 1.5258] |
| ϵ_{KR}^g | Invg | 0.100 | 0.0500 | 0.1789 | [0.0656, 0.2636] |
| $\bar{\epsilon}_{EU}^y$ | Invg | 0.200 | 0.0500 | 0.1952 | [0.1349, 0.2573] |
| $\bar{\epsilon}_{JA}^y$ | Invg | 0.900 | 0.0500 | 0.9503 | [0.8209, 1.0861] |
| $\bar{\epsilon}_{US}^y$ | Invg | 0.050 | 0.0500 | 0.0848 | [0.0165, 0.2220] |
| $\bar{\epsilon}_{KR}^y$ | Invg | 0.050 | 0.0500 | 0.0679 | [0.0137, 0.1582] |
| $\bar{\epsilon}_{EU}^z$ | Invg | 1.000 | inf | 5.6315 | [4.2563, 6.8795] |
| $\bar{\epsilon}_{JA}^z$ | Invg | 1.000 | inf | 4.6945 | [3.5894, 5.7510] |
| $\bar{\epsilon}_{KR}^z$ | Invg | 1.000 | inf | 6.3609 | [4.9441, 7.8131] |
| ϵ_{EU}^y | Invg | 0.300 | 0.0500 | 0.2682 | [0.2109, 0.3213] |
| ϵ_{JA}^y | Invg | 0.600 | 0.1000 | 0.5160 | [0.4067, 0.6243] |
| ϵ_{US}^y | Invg | 0.250 | inf | 0.3845 | [0.2470, 0.5292] |
| ϵ_{KR}^y | Invg | 0.250 | inf | 0.9337 | [0.7665, 1.1026] |
| ϵ_{EU}^π | Invg | 0.500 | inf | 2.2347 | [1.8421, 2.6257] |
| ϵ_{JA}^π | Invg | 1.000 | inf | 1.3940 | [1.1501, 1.6228] |
| ϵ_{US}^π | Invg | 0.700 | inf | 2.5791 | [2.1431, 3.0115] |
| ϵ_{KR}^π | Invg | 0.700 | inf | 2.0617 | [1.7272, 2.4003] |
| $\bar{\epsilon}_{EU}^R$ | Invg | 0.200 | 0.0400 | 0.2234 | [0.1482, 0.3062] |
| $\bar{\epsilon}_{JA}^R$ | Invg | 0.100 | 0.0400 | 0.0996 | [0.0498, 0.1468] |
| $\bar{\epsilon}_{US}^R$ | Invg | 0.200 | inf | 1.4848 | [0.8435, 2.2309] |
| $\bar{\epsilon}_{KR}^R$ | Invg | 0.200 | 0.0500 | 0.2146 | [0.1207, 0.3038] |
| $\epsilon^{R_{EU}-R_{US}}$ | Invg | 1.000 | inf | 0.9346 | [0.2362, 1.8146] |
| $\epsilon^{R_{JA}-R_{US}}$ | Invg | 0.500 | inf | 0.3692 | [0.1191, 0.6806] |
| $\epsilon^{R_{KR}-R_{US}}$ | Invg | 1.000 | inf | 0.7736 | [0.2550, 1.3968] |
| ϵ_{EU}^I | Invg | 0.250 | inf | 0.3459 | [0.2731, 0.4162] |
| ϵ_{JA}^I | Invg | 0.250 | inf | 0.2003 | [0.1574, 0.2452] |
| ϵ_{US}^I | Invg | 0.700 | inf | 0.3089 | [0.2239, 0.3888] |
| ϵ_{KR}^I | Invg | 0.700 | inf | 0.4095 | [0.3175, 0.5008] |
| $\bar{\epsilon}_{US}^{rpool}$ | Invg | 5.000 | inf | 11.8738 | [8.8500, 15.4551] |
| $\bar{\epsilon}_{US}^{RPOOL}$ | Invg | 5.000 | inf | 7.8346 | [4.2524, 11.0204] |

4. 모형의 예측력

먼저, 전망모형으로서의 적합성을 검증하기 위하여 진술한 모수 값을 기

초로 추정기간(2000년1/4분기~2012년4/4분기)동안 표본내 모형의 추정치가 실적치에 어느 정도 근접하는지를 평가하기 위해 주요 거시변수들인 경제성장률, 소비자물가상승률, 단기금리 등을 대상으로 평균자승근오차(RMSE, root mean square error)¹⁹⁾를 산출한 결과(〈표 5〉), 미국 및 유로지역의 소비자물가상승률을 제외하고는 모두 0.05 미만으로, 그리고 모형의 전망치와 실적치는 동일한 방향으로 움직이고 있으며 과잉반응(over-shooting) 등의 문제는 발생하지 않고 있다는 점²⁰⁾ 등에서 본 모형은 국내의 경제를 설명하기에 적합하게 설계·추정된 것으로 나타났다.

【표 5】 주요 관심변수의 추정기간 예측오차(2000년1/4분기~2012년4/4분기)

| 국가 | 경제성장률 | 소비자물가상승률 | 단기금리 |
|----|-------|----------|-------|
| 한국 | 0.025 | 0.012 | 0.018 |
| 미국 | 0.041 | 0.110 | 0.003 |
| 유로 | 0.014 | 0.154 | 0.005 |
| 일본 | 0.020 | 0.071 | 0.004 |

다음으로, 다음으로, 표본외 기간(out of sample period)에 대한 사후 예측력, 즉 2000년1/4분기~2012년4/4분기 기간을 대상으로 매 분기별로 모형에 의한 전망치를 5년(20분기)까지 생성한 후 이를 활용하여 각 전망 시계별(1~20분기)로 주요 관심변수에 대한 RMSE를 도출한 결과는 다음의 〈표 6〉과 같다.

【표 6】 주요 관심변수의 예측오차(RMSE)

| 구 분 | | 1분기 | 4분기 | 8분기 | 12분기 | 16분기 | 20분기 | 표준편차 ¹⁾ |
|-----|------------|------|------|------|------|------|------|--------------------|
| 한국 | GDP갭 | 0.99 | 1.33 | 1.52 | 1.55 | 1.61 | 1.72 | 2.43 |
| | GDP성장률(연간) | 1.12 | 1.94 | 2.51 | 2.44 | 2.59 | 2.71 | |
| | 소비자물가상승률 | 0.56 | 0.92 | 0.86 | 0.88 | 0.90 | 0.92 | |
| | 단기금리 | 0.38 | 0.72 | 0.78 | 0.95 | 1.01 | 1.09 | |
| 미국 | GDP갭 | 0.65 | 0.81 | 1.25 | 1.45 | 1.62 | 1.80 | 1.94 |
| | GDP성장률(연간) | 0.75 | 1.88 | 2.09 | 2.19 | 2.10 | 2.19 | |
| | 소비자물가상승률 | 0.77 | 1.28 | 1.21 | 1.25 | 1.39 | 1.48 | |
| | 단기금리 | 0.38 | 1.19 | 1.64 | 1.75 | 1.89 | 2.07 | |

19) $RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{\hat{X}_t - X_t}{X_t} \right)^2}$, 단, \hat{X}_t =예측치, X_t =실적치, T =추정기간.

20) 실적치와 전망치의 변화방향에 대해서는 [부도 3]~[부도 5] 참조.

| | | | | | | | | |
|----|------------|------|------|------|------|------|------|------|
| 유로 | GDP갭 | 0.59 | 1.03 | 1.53 | 1.84 | 1.96 | 2.13 | |
| | GDP성장률(연간) | 0.50 | 1.43 | 1.83 | 2.01 | 2.32 | 2.53 | 2.08 |
| | 소비자물가상승률 | 0.55 | 0.80 | 0.90 | 0.82 | 0.83 | 0.89 | 0.75 |
| | 단기금리 | 0.29 | 0.68 | 1.00 | 1.18 | 1.27 | 1.40 | 1.47 |
| 일본 | GDP갭 | 0.35 | 0.45 | 0.49 | 0.53 | 0.56 | 0.57 | |
| | GDP성장률(연간) | 1.13 | 2.65 | 2.88 | 3.00 | 3.15 | 3.28 | 2.82 |
| | 소비자물가상승률 | 0.37 | 0.72 | 0.75 | 0.76 | 0.81 | 0.85 | 0.76 |
| | 단기금리 | 0.09 | 0.19 | 0.21 | 0.18 | 0.18 | 0.18 | 0.17 |

주: 1) 추정기간(2000년1/4분기~2012년4/4분기)의 표준편차.

분석대상 국가들의 향후 5년(20분기)의 주요 관심변수들에 대한 RMSE를 보면, 전반적인 경제상황을 나타내는 GDP갭은 0.57~2.13, GDP성장률은 2.19~3.28, 소비자물가상승률은 0.85~1.48, 단기금리는 0.18~2.07 등 국가별로 상당한 차이를 보이고 있는데, 대부분 변수에 대하여 일본의 경우가 상대적으로 가장 안정적인 모습을 보이고 있다. 이는 추정기간 동안의 관련 변수들의 표준편차와 밀접한 관계를 가지고 있는 것으로 보이며, 비조건부 전망(unconditional forecasting)방법²¹⁾에 의해 구한 RMSE는 전망기간이 길수록 대부분 증가하는 모습을 보이고 있다.²²⁾

전망모형으로서의 유용성 평가는 각 전망시계별 예측력 검증, 즉 유효전망시계(effective forecasting memory)로 수행하였는데²³⁾ 그 결과를 보

- 21) 표본의 예측에 있어서 단순하지만 적어도 유용한 방법 중의 하나는 어떤 판단이 수반되지 않는 상황에서 내생변수들의 미래에 움직임에 대한 모형 자체에 의한 전망이다. 이는 제반 경제조건 하에서 외생충격의 실현치가 향후 균형수준으로 수렴하는 과정에서 경제주체들의 내생적 반응으로 나타나는 것을 의미한다. 이에 비해 상대적으로 보다 세련된 예측기법은 모형의 내생변수에 대한 처음 1~2분기 정도의 예측은 관련 전문가에 의한 판단을 이용하는 조건부 전망(conditional forecasting)이다. 이에 대한 기본적인 접근방법은 매우 단기적인 예측은 경제의 기본적 요인뿐만 아니라 다른 특별한 요인들에 의해 영향을 받는다는 것이다. 후자는 전형적으로 모형에 포함되어 있지 않는 요인들로서 관련 분야 전문가들의 지식 기반의 일부분으로 볼 수 있다는 것이다. 따라서 관련 전문가들의 판단은 단기적인 예측에 있어 어떤 모형에 비해 우월할 수가 있으며, 그들의 예측치는 중기전망을 위한 모형에 좋은 출발점을 설정할 수 있다는 것이다.
- 22) 이와 관련 IMF(2008) 및 한국은행(2009) 사례를 보면, 추정기간이나 분석대상 국가, 그리고 사후 예측기간이 상이하기는 하지만 미국, 유로, 일본 그리고 국내의 주요 관심변수들인 GDP갭, GDP성장률, 소비자물가상승률 및 단기금리 등에 대한 RMSE는 본 연구와 유사한 추이를 보이는 것으로 나타났다. 이는 추정기간 동안의 시계열 자료 분석이나 기존 연구결과 등을 토대로 설정한 모수에 기인한 결과로 보인다.
- 23) 유효전망시계는 경제전망의 평균적인 예측오차를 나타내는 RMSE가 실적치의 표준편차보다 작은 최대 전망시계를 의미한다. 한국은행을 비롯한 주요 선진국 중앙은행 등에서도 전망모형에 대한 유용성 평가의 일환으로 유효전망시계를 검증하고 있다.

면, GDP 성장률의 경우 한국, 미국 및 일본은 8분기 이하, 유로지역은 16분기 이하로 나타났다. 소비자물가 상승률 경우 미국 및 일본은 16분기 이하, 한국은 12분기 이하 그리고 유로지역은 4분기 이하로 나타났다. 단기금리의 경우에는 일본의 4분기 이하를 제외하고는 한국은 16분기 이하, 미국 및 유로지역은 20분기 이상으로 나타났다. 한편, 추정기간을 대상으로 매 분기별 5년 시계에 대한 비조건부 표본외 전망을 실시한 결과를 보면, 주요 관심변수 대부분에 대하여 예측력의 방향성 측면에서 매우 우수한 것으로 판단되며, 특히 GDP성장률, 소비자물가 상승률, 단기금리 등은 각 시점별 전망치가 실적치와 비슷한 수준에서 변동하는 가운데 등락패턴도 대체로 일치하는 모습을 보이고 있다.²⁴⁾

IV. 요약 및 시사점

본 연구는 한국, 미국, 유로지역 및 일본 경제를 대상으로 주요 거시경제 변수들인 GDP성장률, 소비자물가상승률, 단기금리 및 환율 등의 동태적 관계가 미시적 기반(micro- foundation) 하에 상호 일관성을 유지하는 혼합형 DSGE(hybrid dynamic stochastic general equilibrium)형태로 소규모 글로벌 예측모형(global projection model)을 구축하였다. 또한 최근의 글로벌 금융위기나 유로 재정위기 등이 실물경제에 미치는 효과를 감안하여 금융·실물변수간의 연계를 명시적으로 고려하는 한편, 추세 내생화 기법을 적용하여 모형의 추정치가 그대로 경제전망에 활용되도록 모형이 설계되었다.

모형의 구조를 보면, 국내 및 미국경제는 신용제약을 포함한 GDP, 물가, 금리, 대외 등 4개의 거시경제변수 블록의 30개의 방정식으로, 그리고 유로지역 및 일본경제는 신용제약을 제외한 GDP, 물가, 금리, 대외 등 4개의 거시경제변수 블록의 27개의 방정식으로 구성되어 있다. 모형의 추정방법으로는 장기추세 내생화 기법 및 베이지언 모수 추정법 등 최신 계량기법을 활용하여 모형의 예측력 제고를 도모하였다. 이러한 추정방법의 장점은 신

24) 국가별 주요 관측변수에 대한 향후 5년(20분기) 예측경로에 대해서는 [부도 6]~[부도 9] 참조.

축적인 확률과정을 지닌 모형의 추정이 가능하고, 적시성 및 모형 내의 잠재GDP 및 기타 은닉인자변수들의 추정에 보다 효율적인 방법을 제공할 수 있다는 데 있다.

경제 전망모형으로서 유용성에 초점을 둔 예측력 검정결과 모든 내생변수의 유효 전망시계(forecasting memory)가 1년 이상으로 나타나고 있다. 따라서 이론적 정합성에 기초한 동태적 전망모형은 주요 관심변수들에 대한 단·중기 전망에 유용하게 활용될 수 있음을 시사하고 있다.

본 연구에서의 분석력 정도를 높이고 모형의 예측력을 제고하기 위하여 향후 보완이 필요한 내용을 지적하면 다음과 같다. 첫째, 경제개방화 및 금융시장의 통합화 진전 등으로 세계경제의 동조화(synchronization) 현상 등 여건변화를 감안하여 자산가격 등 블록을 추가하는 등 모형의 확장을 통하여, 현실 설명력을 제고시킬 수 있는 모형으로서 완성도를 높이는 지속적인 노력이 필요하다. 또한 국내 및 미국, 유로지역, 일본 경제만을 대상으로 하는 4개국 모형의 한계 등을 감안하여 국내경제와 수출입, 자본거래 등에서 밀접한 관계를 유지하고 있는 중국 등을 추가함으로써 대외충격이 파급되는 영향을 포괄할 수 있는 글로벌 모형으로 확장하여 도출된 시사점 등을 지속적으로 검증하는 것이 바람직하다. 둘째, 경제전망에 내재된 불확실성(uncertainty)을 베이지언(Bayesian) 접근법에 의해 보다 정교하게 추정하는 노력이 필요하다. 베이지언 기법을 활용할 경우 특정 시나리오에 기초한 복합적인 상황의 발생확률 시산 등으로 전망의 불확실성에 대한 체계적인 평가에 기여할 수 있을 것으로 판단된다. 마지막으로 모형의 균제상태 가정 시 향후 예상되는 인구고령화 및 인구감소 추세 등을 모형에 반영하는 것이 필요하며, 또한 본 연구의 분기모형을 연간모형으로 구축하는 등 확률적 증장기 전망모형의 개발에 대한 연구도 향후 의미있는 과제가 될 것으로 보인다.

◆ 참고문헌 ◆

- 강희돈·편도훈 (2009), “한국은행의 경제전망용 DSGE모형(BOKDPM)의 개발현황,” 조사통계월보, 한국은행, 27-86.
- 박무환·유병학·김형수 (2012), 『개방경제 DSGE모형을 이용한 GDP갭 추정 및 전망』, 국민연금연구원, 연구보고서, 2012-07, 1-160.
- Blanchard, Olivier Jean, and C. M. Kahn (1980), “The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations,” *Econometrica*, 48(5), 1305-1311.
- Brooks, Stephen P. and Andrew Gelman (1998), “General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations,” *Journal of Graphical Statistics*, Vol. 7, No. 4, 434-455.
- Carabenciov, I., I. Ermolaev, C. Freedman, M. Julliard, D. Korshunov, D. Laxton and J. Laxton (2008), “A Small Quarterly Multi-Country Projection Model with Financial-Real Linkages and Oil Prices,” *IMF Working Paper*, No. 280, 1-74.
- , C. Freedman, R. Garcia-Saltos, D. Laxton, O. Kamenik, P. Manchev (2013), “GPM6 - The Global Projections Model with 6 Regions,” *IMF Working Paper*, WP/13/87, April, 1-78.
- Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler (1999), “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective,” *Journal of Economic Literature*, 37, 1661-1707.
- Jeannie Bailliu, P. Blaggrave, and J. Rossiter (2010), “Introducing the Bank of Canada’s Projection Model for the Global Economy,” Bank of Canada Technical Report No. 99, 1-65.
- Lubik, T. A. and F. Schorfheide (2006), “A Bayesian Look at New Open Economy Macroeconomics,” in Mark Gertler and Kenneth Rogoff(eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2005*, MIT Press, 313-366.
- Lucas, R. E., Jr. (1976), “Econometric Policy Evaluation: A Critique,” *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 24, 19-46.
- Sims, C. A. (2002), “Solving Linear Rational Expectations Models,”

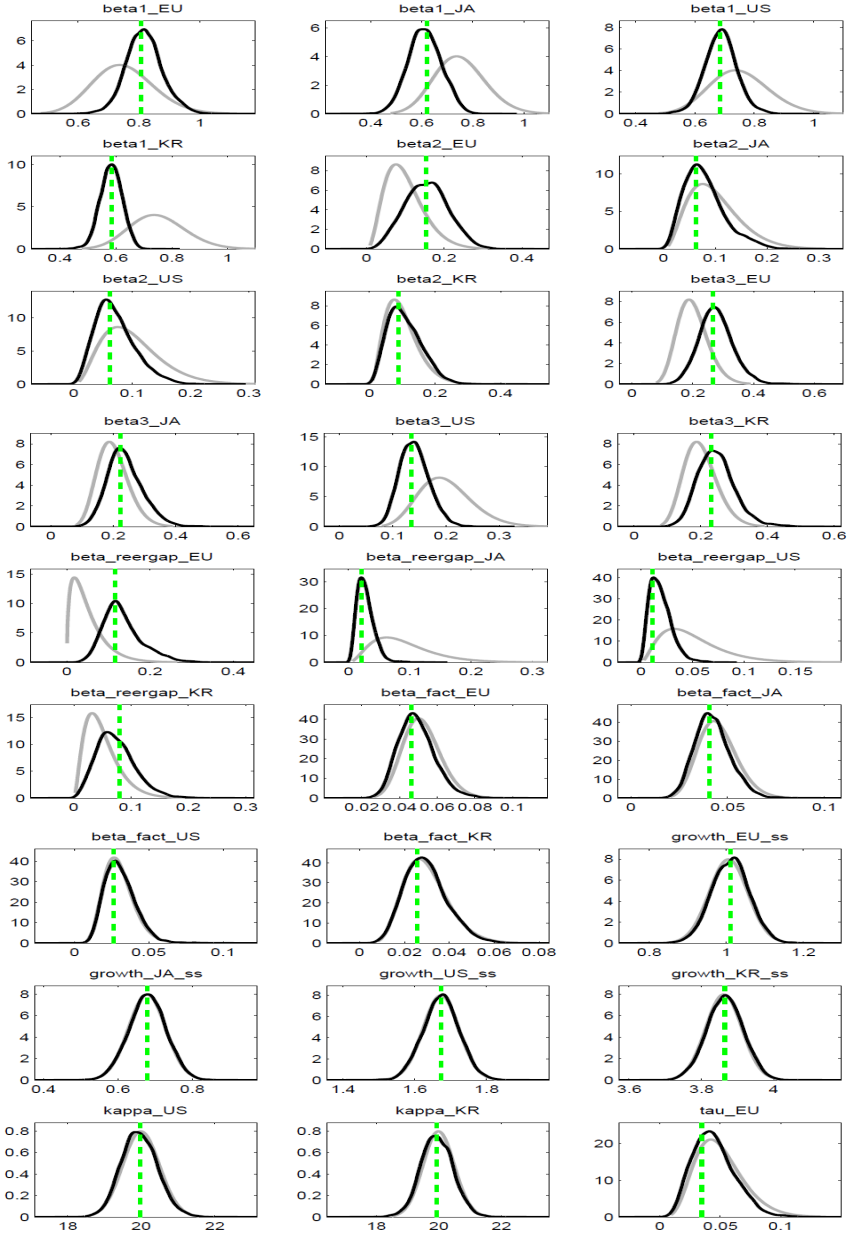
Computational Economics, 20, 1-20.

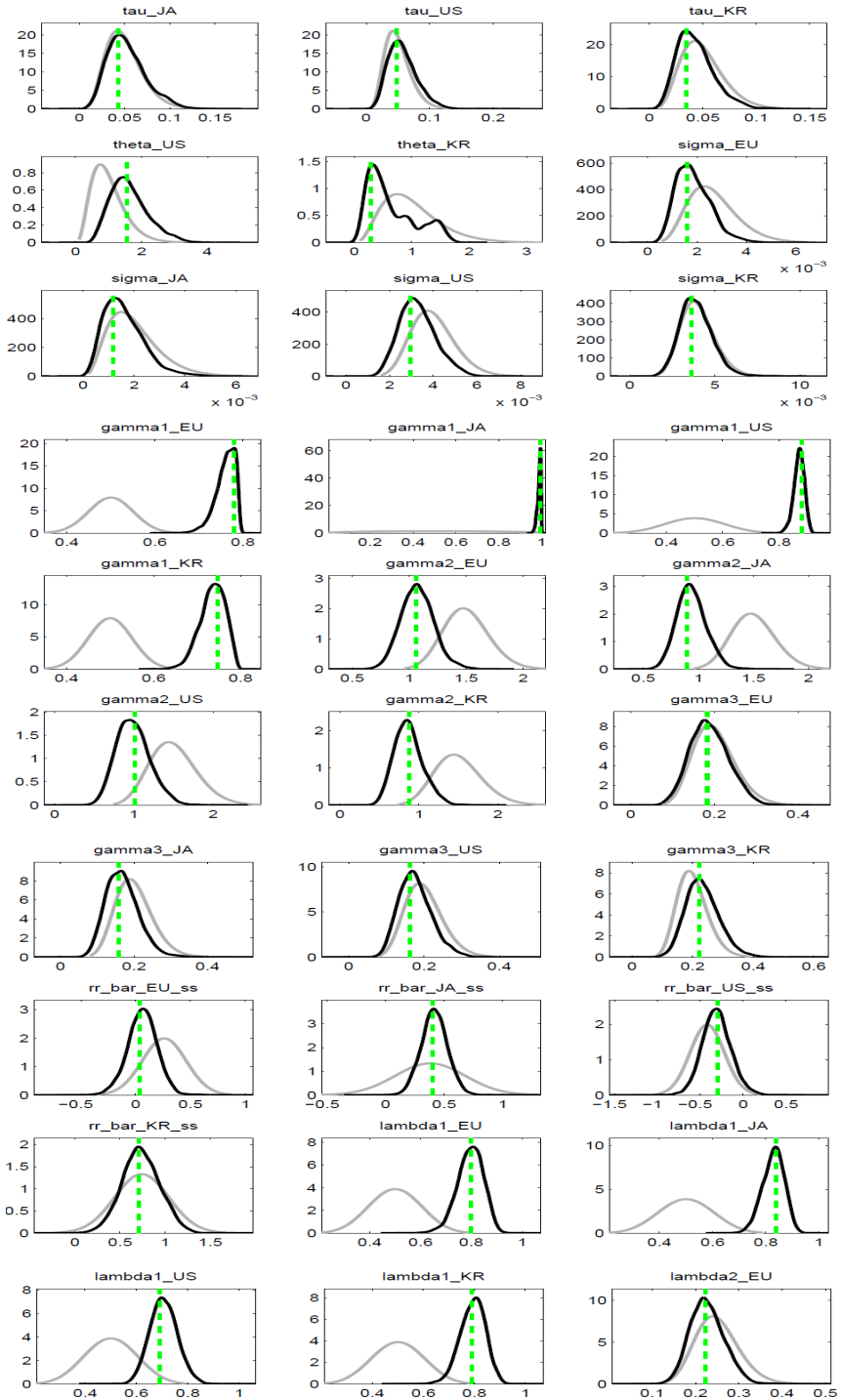
Tommaso Mancini Griffoli (2011), "Dynare User Guide: An Introduction to the Solution & Estimation of DSGE Models," <http://www.dynare.org>, 1-98.

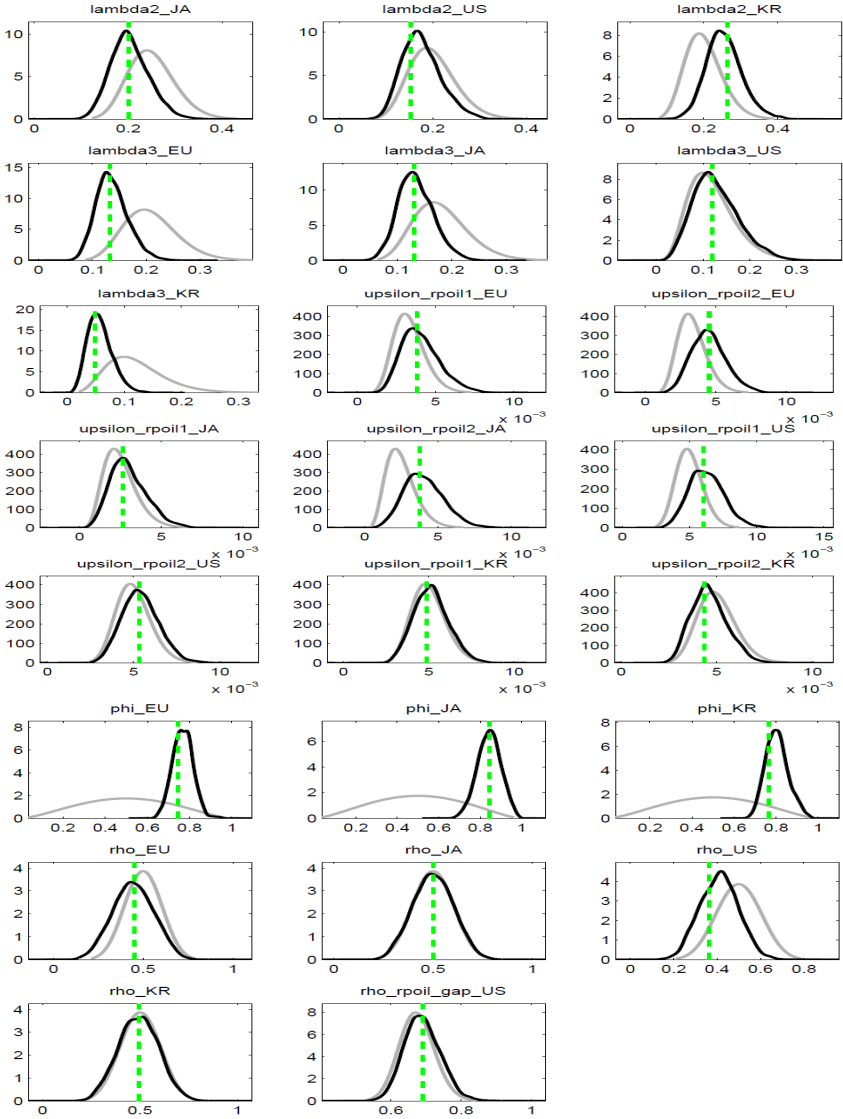
〈 부 록 〉

부록 1. 사전적 및 사후적 모수분포 추정결과

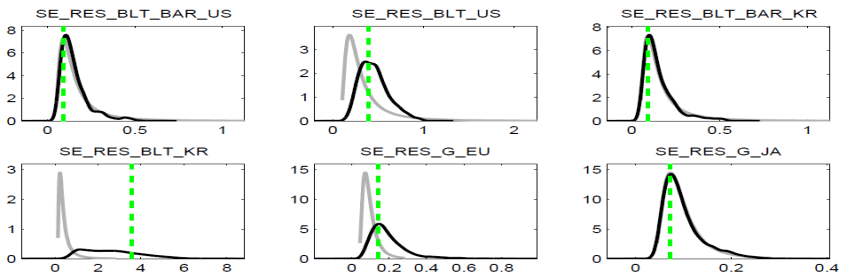
【부도 1】 추정계수(유로, 일본, 미국, 한국)

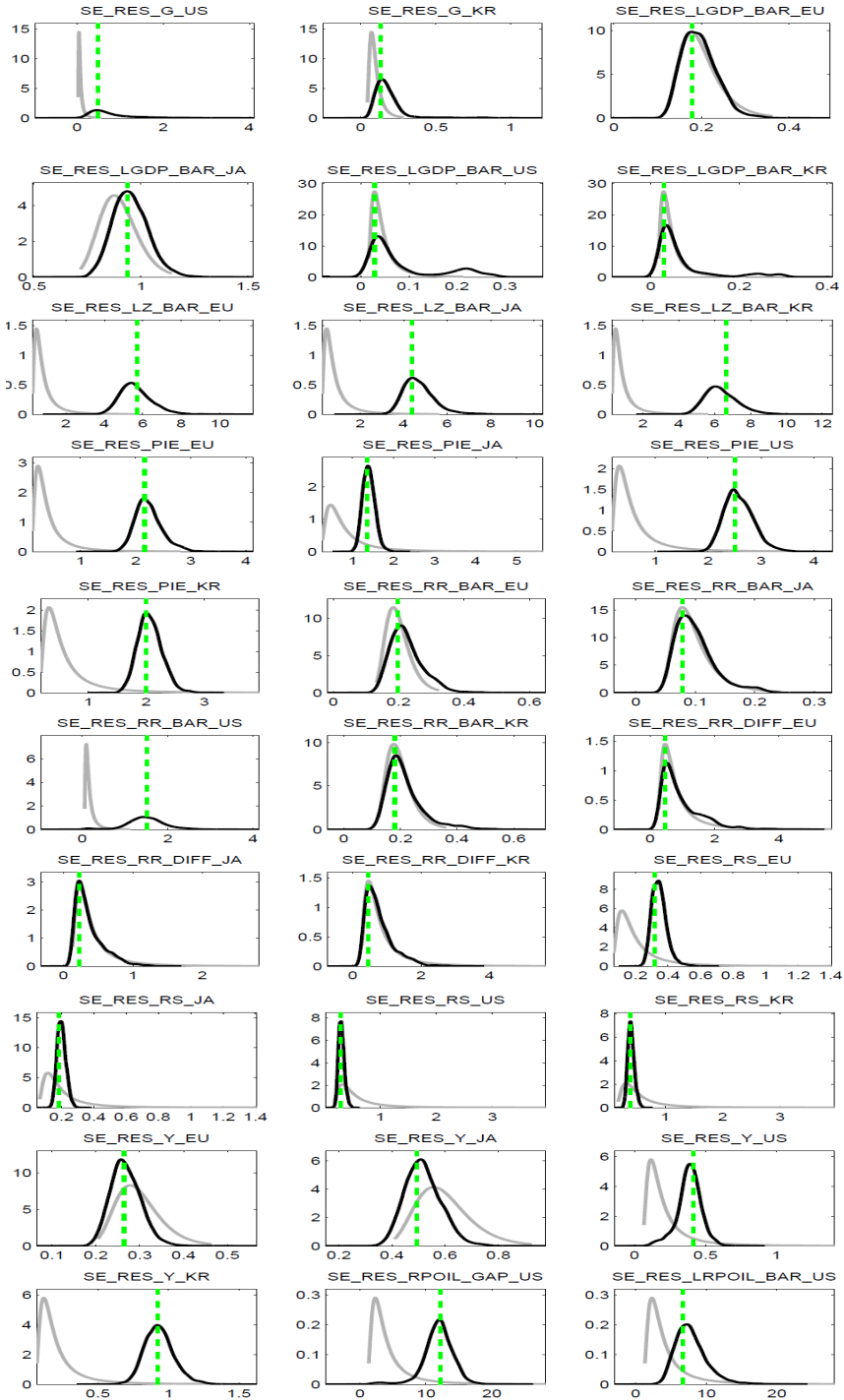






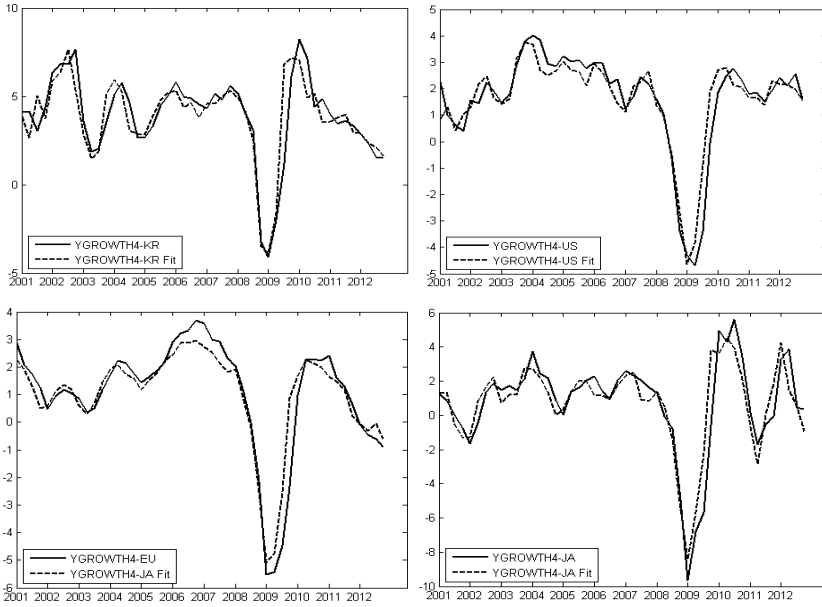
[부도 2] 외생충격 표준편차(유로, 일본, 미국, 한국)



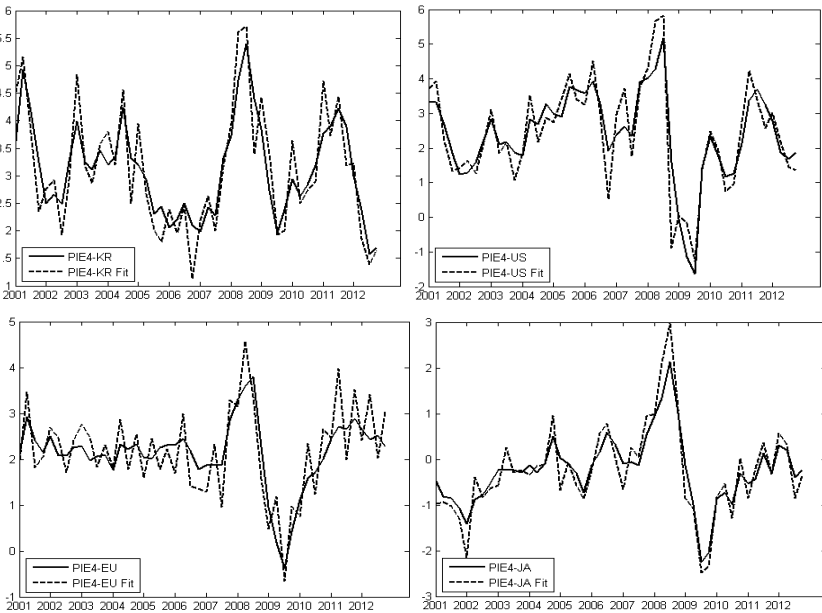


부록 2. 추정기간 동안의 실적치와 예측치 비교

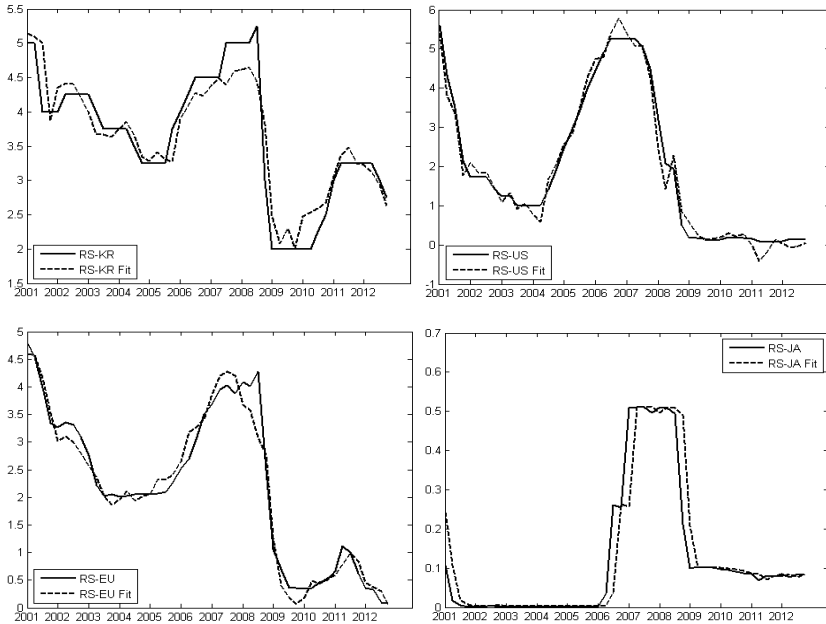
【부도 3】 경제성장률(연간) 실적치와 예측치 비교(한국, 미국, 유로, 일본)



【부도 4】 소비자물가상승률(연간) 실적치와 예측치 비교(한국, 미국, 유로, 일본)



【부도 5】 명목금리 실적치와 예측치 비교(한국, 미국, 유로, 일본)

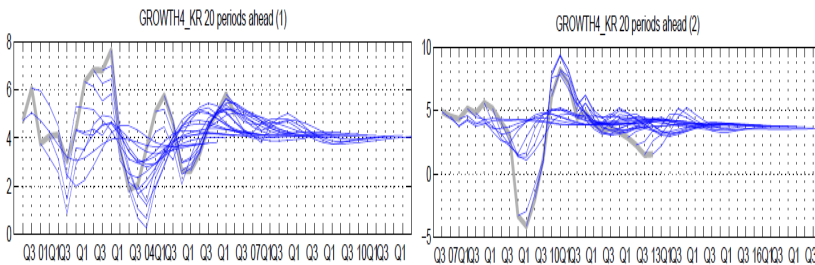


부록 3. 중기(5년)시계의 비조건부 전망(unconditional forecasting) 경로

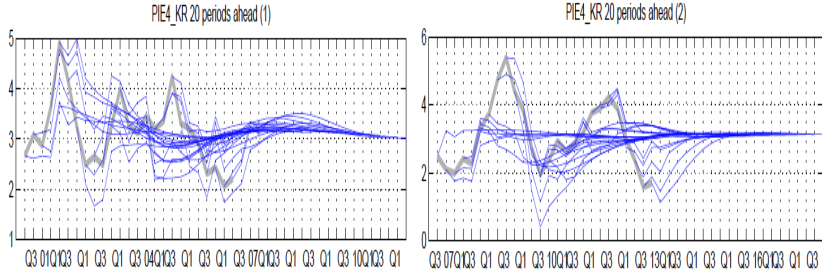
다음 그림에서 굵은 실선은 실적치, 얇은 실선은 각 분기마다 예측한 5년 시계의 비조건부 전망(unconditional forecasting) 경로이며, 20분기 앞선 예측치(1) 및 (2)의 실적치는 각각 2000:2/4~2006:2/4분기 및 2006:3/4~2012:4/4분기이다.

【부도 6】 요 관심변수의 중기(5년) 예측력(한국)

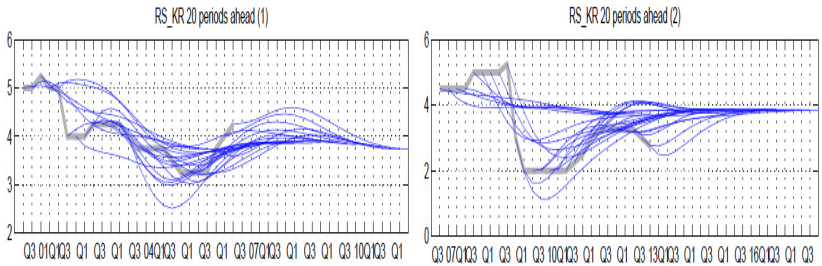
〈GDP성장률(전년 동기대비)〉



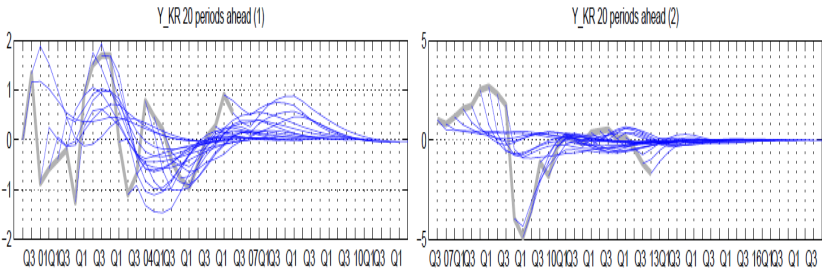
〈소비자물가 상승률(전년 동기대비)〉



〈단기금리〉

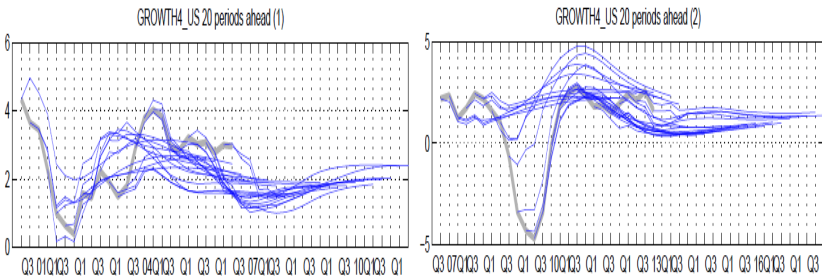


〈GDP갭〉

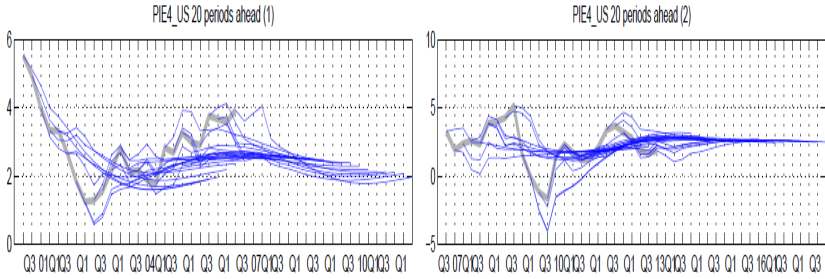


【부도 7】 미국의 주요 관심변수의 중기(5년) 예측력

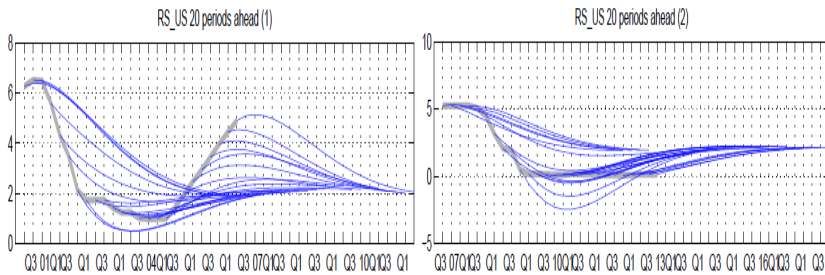
〈GDP 성장률(전년 동기대비)〉



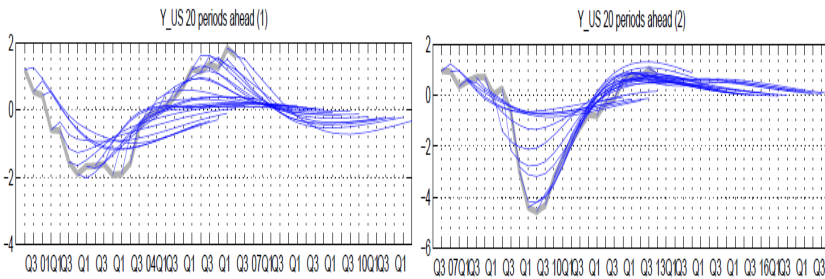
〈소비자물가 상승률(전년 동기대비)〉



〈단기금리〉

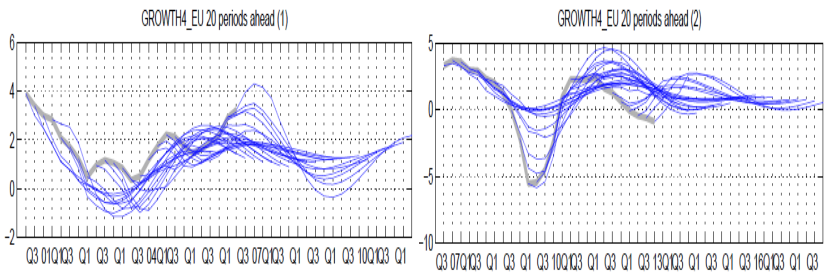


〈GDP 갭〉

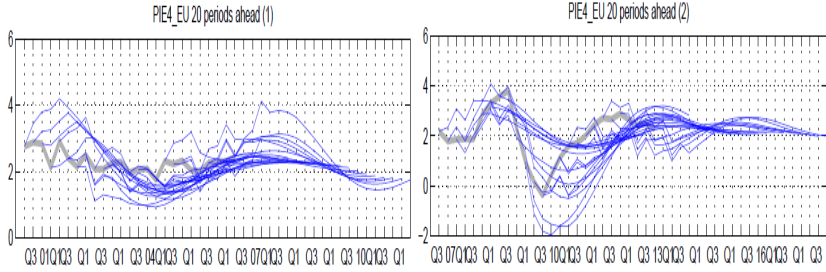


【부도 8】 유로의 주요 관심변수의 중기(5년) 예측력

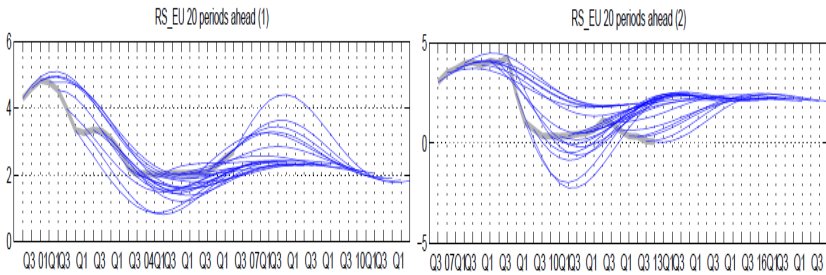
〈GDP 성장률(전년 동기대비)〉



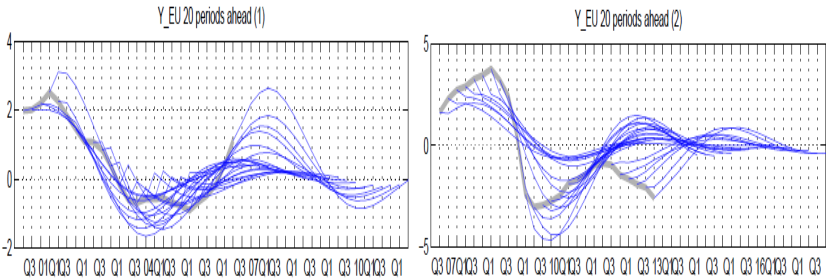
〈소비자물가 상승률(전년 동기대비)〉



〈단기금리〉

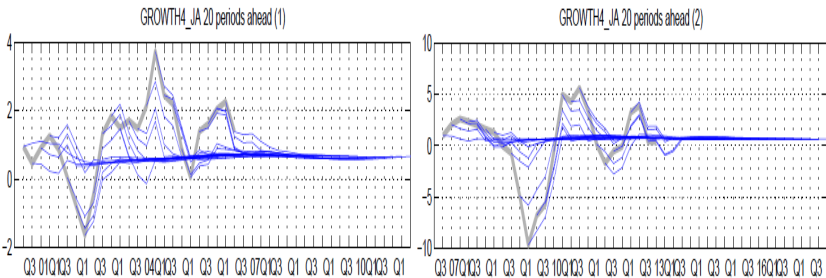


〈GDP 갭〉

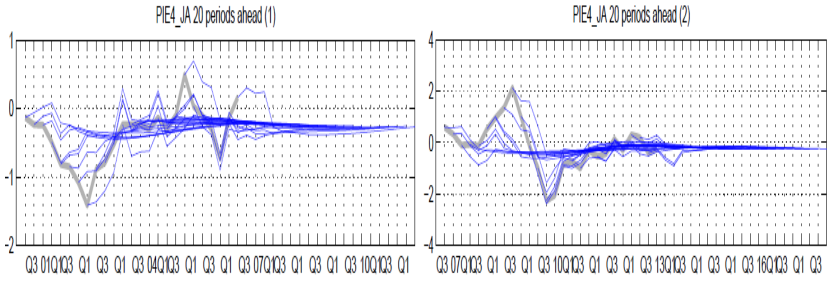


【부도 9】 일본의 주요 관심변수의 증기(5년) 예측력

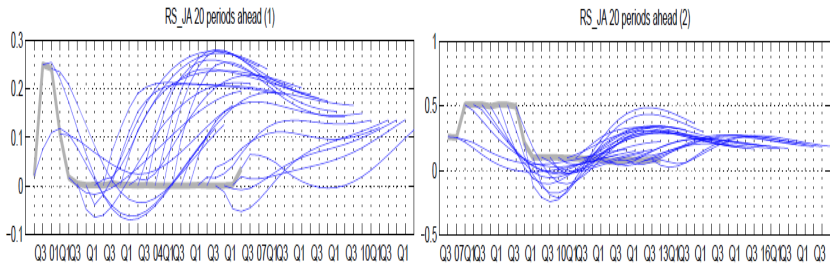
〈GDP 성장률(전년 동기대비)〉



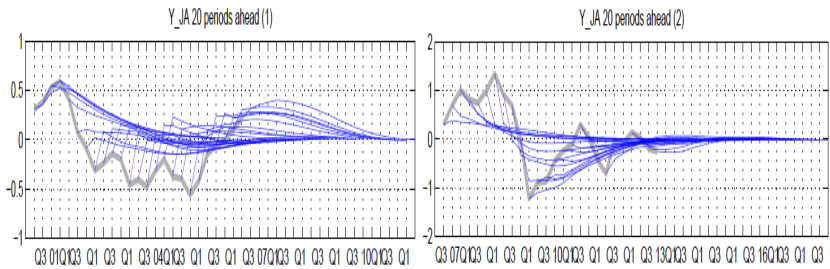
<소비자물가 상승률(전년 동기대비)>



<단기금리>



<GDP 갭>



Developing a Small Scale Quarterly Dynamic Projection Model of Korea, the United States, the Euro Area and Japan Economies

Muhwan Park*

Abstract

Reflecting a recent trend in the development of dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models as a macro-economic analysis tool, this paper aims to construct a global dynamic projection model (DPM) based on a micro-foundation for economic forecasting.

In line with this purpose, we developed a small-scale quarterly dynamic projection model of Korea, the United States, the Euro area and Japan economies, in which the key macroeconomic variables were output gaps, inflation rates, short-term interest rate and exchange rates. We also introduced a financial variable in the form of a bank lending attitude variable into the model to allow for financial-real linkages. The model is estimated over the sample period of 2000Q1 to 2012Q4 using Bayesian techniques. The Bayesian estimation model shows that it is useful for short and medium-term forecasting in the sense of ex-post estimates, effective forecasting memory, and root mean squared errors in intra and out of sample forecasts.

KRF Classification: B030109, B030600

**Key Words: Dynamic Stochastic General Equilibrium Model,
Bayesian Estimation Technique, Effective
Forecasting Memory**

* Invited Professor, Dept. of Economics at Hongik University, and Invited Fellow, National Pension Research Institute, e-mail: mhpark5359@hongik.ac.kr, mhpark@nps.or.kr