

글로벌 금융위기 이후 국내외 시장금리 동조화 현상 분석: 미국 및 우리나라 수익률곡선 관계를 중심으로*

김도완** · 오형석***

< 논문 초록 >

본 논문은 글로벌 금융위기 이후 선진국 중앙은행의 대규모 양적완화정책에 따른 선진국과 우리나라 시장금리간의 동조화 현상을 수익률곡선 측면에서 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 동태적 Nelson-Siegel 모형을 활용하여 우리나라와 미국의 수익률곡선 결정요인들을 추정하였으며, 동 요인들을 설명변수로 포함하는 시변모수 VAR 모형을 구축한 다음 동태적 관점에서 충격반응 및 예측오차 분산분해 분석을 실시하였다. 분석결과, 미국 수익률곡선의 수준 요인이 우리나라 수익률곡선의 수준 요인에 미치는 파급효과가 글로벌 금융위기 이후 증대되면서 3년 만기 국고채 수익률 변동에 대한 영향력이 2012년 이후 40%를 상회하는 것으로 나타났다. 이와 같은 우리나라와 미국의 장기금리간 동조화 강화 현상은 국내 장기금리가 향후 미 연준의 정책금리 인상애 따른 미국 장기금리 상승에 의해 변동할 소지가 있음을 시사한다.

핵심 주제어: 글로벌 금융위기, 수익률곡선, 동태적 Nelson-Siegel 모형, 시변모수 VAR 모형

경제학문헌목록 주제분류: C5, E4, F3, G1

* 본 논문은 2014년도 한국은행 행내현상논문 입상논문을 수정·보완한 것입니다. 본고의 수정·보완 과정 중 한국은행 모형전문가 회의(2014년 12월)에서 유익한 논평을 해주신 서상원 교수님(중앙대학교 경제학과)과 강규호 교수님(고려대학교 경제학과), 그리고 모든 회의 참석자 여러분께 감사드립니다. 아울러 본 논문의 내용은 집필자들의 개인 견해로서 한국은행의 공식견해와는 무관함을 밝힙니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 반드시 집필자명을 명시하여 주시기 바랍니다.

** 한국은행 조사국 모형개발팀, e-mail: kim.dowan@bok.or.kr

*** 한국은행 통화정책국 정책총괄팀, e-mail: ohs@bok.or.kr

I. 머리말

글로벌 금융위기 이후 경기회복 속도가 국별로 상이하게 나타나면서 각국 중앙은행간 통화정책 차별화 현상이 점차 심화되고 있는 반면, 국가간 장기금리의 동조화 정도는 오히려 높아지고 있다(Miyajima *et al.*(2012, 2014), Turner(2014)). 전통적으로 장기금리는 중앙은행의 통화정책과 실물경제 상황 및 전망 등에 의해 결정되어 왔으나, 글로벌 금융위기 이후 국제투자자금이 크게 늘어나면서 대외수요 변동에 따라서도 큰 영향을 받고 있다.

예를 들면 미 연준의 양적완화 조기축소 논의가 부각되었던 2013년 5월 이후에는 미국의 장기금리가 크게 상승함에 따라 글로벌 금리도 동조화되는 모습을 보였다. 선진국 및 신흥국의 장기금리가 동반 상승하는 가운데 특히 신흥국중 대규모 경상수지 적자 등으로 기초경제여건이 매우 취약한 신흥시장국¹⁾의 경우 글로벌 투자자금이 대규모로 유출되면서 장기금리가 큰 폭으로 상승하고 환율도 가파르게 상승하면서 금융시장의 변동성이 확대되는 등 금융불안이 확산되는 모습을 보였다.

이와 같이 금융변수에 대한 대외요인의 영향력이 확대될수록 거시경제안정 등 대내균형을 도모하기 위한 각국 중앙은행의 자율적인 통화정책 운용이 제약될 소지가 있다. 예를 들어 저성장·저물가 현상에 대응하기 위해 중앙은행이 금융완화기조를 지속하더라도 대외여건 변화에 따라 글로벌 투자자금이 유출되면서 장기금리가 상승하게 될 경우 의도하지 않은 금융긴축이 초래될 수도 있기 때문이다.

금융시장에서는 2015년 중·하순경 미국의 통화정책 정상화를 예상하고 있는데 현재 글로벌 유동성에서 미 달러화가 차지하는 비중이 70%를 상회하는 수준인 점을 고려할 때, 향후 미 연준의 정책금리 인상시 여타국의 자본유출, 장기금리 상승 등으로 파급되는 영향이 상당할 것으로 예상된다. 이 과정에서 ECB 및 일본은행 등의 완화정책 확대 등으로 미 연준의 정책금리 인상에 따른 글로벌 유동성 축소 등의 긴축 효과가 일부 상쇄될 수는 있겠으나 글로벌 유동성 중 미 달러화의 높은 비중 등에 비추어 볼 때 상쇄효과가 크지 않을 가능성이 있다.

소규모 개방경제인 우리나라가 이에 대응하기 위해서는 미국 시장금리가 우리나라 시장금리에 미치는 파급효과를 정도 높게 분석하는 작업이 필요할 것으로 판단된다. 이에 따라 본 연구에서는 미 연준의 통화정책기조에 영향 받는 미국 시장금리가 우리나라 시장금리 변동에 미치는 영향을 양국간 수익률곡선의 관계를 중심으로 살펴보았다. 폐쇄경제 관점에서 볼 때, 한 나라의 수익률곡선에는 여러 만기의 수익률에 대한 정보가 포함되어 있으며 수익률곡선의 움직임은 미래인플레이션 기대치, 경기상황, 통화정책과 관련이 있다(Diebold *et al.*(2006), Adrian and Shin (2011)). 또한 개방경제 관점에서는 세계경기 동조화, 금융위기 이후 선진국의 통화정책 공조화, 글로벌 투자자금의 영향력 등으로 인해 각국 수익률곡선의 움직임에도 동조화 현상이 발생하고 있다(Diebold *et al.*(2008), Jotikasthira *et al.*(2015)). 따라서 수익률곡선에 담겨있는 정보를 이용하면 금리동조화 현상이 어떤 만기에서 발생하였는지를 파악할 수 있을 뿐만 아니라 그 원인이 무엇에 기인하고 있는지 파악할 수 있다.

본고에서는 우리나라와 미국의 금리동조화 현상을 분석하기 위해 동태적 Nelson-Siegel 모형을 활용하여 양 국가의 수익률곡선 결정요인들을 추정하고, 동 요인들을 사용한 시변모수 VAR모형을 통해 미국 수익률곡선의 변화가 우리나라 수익률곡선에 미치는 영향을 동태적 관

1) 신흥시장국 중 경제규모 대비 경상적자 및 재정적자의 폭이 크고 대외부채비중이 매우 높은 인도, 인도네시아, 브라질, 남아공, 터키 등을 '취약 5개국(fragile 5)'으로 분류된 바 있다.

점에서 분석하였다. 동태적 Nelson-Siegel 모형 및 시변모수 VAR모형 추정에는 베이지안 방식을 활용하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 글로벌 장기금리 동조화 현상과 관련된 선행연구를 간략히 소개한다. 제Ⅲ장 및 제Ⅳ장에서는 동태적 Nelson Siegel 모형 및 시변모수 VAR 모형, 추정방식 및 추정결과 등에 대해서 자세히 설명한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 모형 추정결과를 바탕으로 논문의 결론과 시사점 등에 대해 논의한다.

Ⅱ. 선행연구 개관

글로벌 금융위기 이후 국가간 시장금리 동조화에 대한 분석은 선진국 통화정책의 신흥국에 대한 과급효과(spillover effect) 분석 및 정책대응방안 마련 측면에서 주로 국제기구에 의해 논의되고 있다. BIS(2013)는 선진국이 시행중인 제로금리 및 양적완화정책이 글로벌자금의 수익 추구(search for yield) 행위를 강화시키고 신흥국 채권시장으로의 투자규모를 확대시켜 선진국과 신흥국간 시장금리의 동조화 경향을 높이고 있는 것으로 분석하고 있다. 우선 Peiris(2010)는 10개 신흥국을 대상으로 분석한 결과 외국인의 신흥국에 대한 국채보유비중 증가는 신흥국 시장금리에 하락압력으로 작용하고 있음을 보였으며, Miyajima *et al.*(2012), Turner(2013)는 실증분석을 통해 2000년대 후반기 이후 미국 장기시장금리가 신흥국 장기시장금리에 미치는 영향력이 높아졌음을 보였다. 한편 BIS(2013)는 글로벌금리 동조화(synchronisation) 현상이 주로 기간프리미엄²⁾에 의해 발생하고 있다고 분석하였으며, Miyajima *et al.*(2014)는 미 연준의 대규모 양적완화에 따른 미국 국채 기간프리미엄의 변동이 신흥국 장기시장금리에 큰 영향을 미치고 있음을 밝혔다.

국내 선행연구 중 우리나라 수익률곡선과 해외요인 간의 관련성에 초점을 맞추어 진행한 연구로는 김도완(2011), 김도완·오형석(2014), 강태수·이병주(2014), 강규호·오형석(2015)를 들 수 있다. 이중 김도완(2011)은 2국가(한국, 미국) Nelson-Siegel 모형을 구축하고 수익률곡선을 추정하였으며, 해외요인(미국 수익률곡선)을 고려할 경우 우리나라 수익률곡선에 대한 예측력이 통계적으로 우월해짐을 보였다. 또한 김도완·오형석(2014), 강태수·이병주(2014)는 Nelson-Siegel 모형을 활용하여 글로벌 금융위기 이후 미국 수익률곡선이 우리나라 수익률곡선에 미치는 영향력이 확대되었다고 분석하였다. 강규호·오형석(2015)은 미국 장기금리가 포함된 Affine Term Structure 모형을 활용하여 우리나라 수익률곡선이 2008년 12월에 구조변화가 발생했음을 입증하였으며, 동 구조변화 이후 미국 장기금리가 우리나라 장기금리에 미치는 영향력이 확대되었음을 밝혔다.

한편 글로벌 장기금리 동조화 현상에 수반되는 부정적인 효과에 대해서는 BIS(2013)가 글로벌자금의 국가 간 이동이 크게 증대된 상황에서 국제금융시장에 부정적인 충격이 발생할 경우 신흥국의 금융불안 가능성이 높아질 수 있음을 경고하였다. Bruno and Shin(2012)은 미 연준의 제로금리정책 지속으로 장기시장금리의 기간프리미엄이 크게 낮아짐에 따라 미국 상업은행의 신흥국 대출이 크게 늘어나면서 신흥국 대외부채의 통화불일치(currency mismatches) 현상 및 금융시스템 리스크 발생 가능성이 높아졌다고 분석하였다. 또한 Turner(2014)는 글로벌 투자자금이 2010년 중반 이후 신흥국으로 크게 유입됨에 따라 신흥국 금융상황이 매우 완화적인 상황

2) 장기시장금리는 미래 단기금리에 대한 기대와 기간프리미엄의 합으로 구성되는데 선진국의 경우 정책금리는 forward guidance를 통해 관리되고 있으므로 장기시장금리 변동은 주로 기간프리미엄 변동을 통해 이루어지게 된다.

으로 변화하였다고 분석하였다. 또한 이 같은 상황에서는 미 연준의 QE tapering이나 정책금리 인상 등으로 신흥국에서 글로벌 투자자금 유출규모가 확대되고 시장금리가 큰 폭으로 상승할 경우 신흥국 금융·외환시장의 변동성이 확대되면서 금융불안이 야기되고 신흥국 통화정책 및 외환정책 수행의 자율성이 제약될 우려가 높다고 분석하였다.³⁾

III. 동태적 Nelson-Siegel 모형

Nelson-Siegel 모형은 특정만기의 현물수익률을 수익률곡선의 형태를 결정하는 수준(level), 기울기(slope), 곡도(curvature)의 세 요인으로 나타내며, 특정만기 현물수익률과 요인들 간의 관계는 다음과 같다.

$$y_t(\tau) = \beta_{1t} + \beta_{2t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} \right) + \beta_{3t} \left(\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} - e^{-\lambda_t \tau} \right) \quad (1)$$

식(1)에서 y_t 는 현물수익률을, β_{1t} , β_{2t} , β_{3t} 는 수익률곡선의 결정요인인 수준, 기울기, 곡도요인을 의미하며, 각 결정요인의 계수인 $[1, (\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau}), (\frac{1 - e^{-\lambda_t \tau}}{\lambda_t \tau} - e^{-\lambda_t \tau})]$ 는 요인계수이다.⁴⁾ λ 는 수익률곡선의 최대 곡도의 위치를 결정하는 모수이다.⁵⁾

Nelson-Siegel 모형은 여러 만기 수익률에 담겨 있는 정보를 수준, 기울기, 곡도요인 3개의 요인으로 정보를 축약하는 요인모형의 일종으로도 볼 수 있다.⁶⁾ 동태적 Nelson-Siegel 모형은 관측방정식과 전이방정식으로 구성된 상태공간모형으로 나타낼 수 있다(Diebold et al.(2006)). 상태공간모형은 베이지안 Markov Chain Monte Carlo 방법(이하 MCMC 방법)을 이용할 경우에는 Carter and Kohn(1994)의 방법을 이용하여 사후분포(posterior)를 추정할 수 있다.⁷⁾

본고에서는 2001년 1월부터 2014년 2월까지 한국과 미국의 월별 국채수익률을 활용하여 한국 및 미국 수익률곡선 결정요인을 추정하였다. 한국의 경우 한국자산평가(주), 미국의 경우에는 Gurkaynak et al.(2007)이 제공하는 수익률자료를 이용하였으며, 국채수익률의 만기는 3, 6, 9, 12, 18, 24, 30, 36, 48, 60, 84, 120개월의 12개 만기를 사용하였다.

<그림 1>에는 상기 모형을 베이지안 방식을 이용해서 추정한 우리나라 및 미국 수익률곡선의 3가지 결정요인이 제시되어 있다.⁸⁾ 수익률곡선 결정요인의 추정치로는 수준, 기울기 및 곡도요인에 대한 사후분포의 평균값을 사용하였다. 요인들의 추정치를 살펴보면 양국 수익률곡선의 결정요인 중 수준(β_{1t})의 움직임은 매우 흡사한 모습을 보이고 있고 기울기(β_{2t})는 시기에

3) 이와 관련된 논의는 Taylor(2014), Chen et al(2014), IMF(2014) 등도 참고하길 바란다.

4) 각 결정요인의 특징은 Diebold and Li(2006)를 참조하길 바란다.

5) λ 값이 사전에 지정되면 선형모형이 되기에 추정이 용이하기에 본고에서도 Diebold and Li(2006)의 방식을 준용하여 λ 값을 0.0609로 설정하였다.

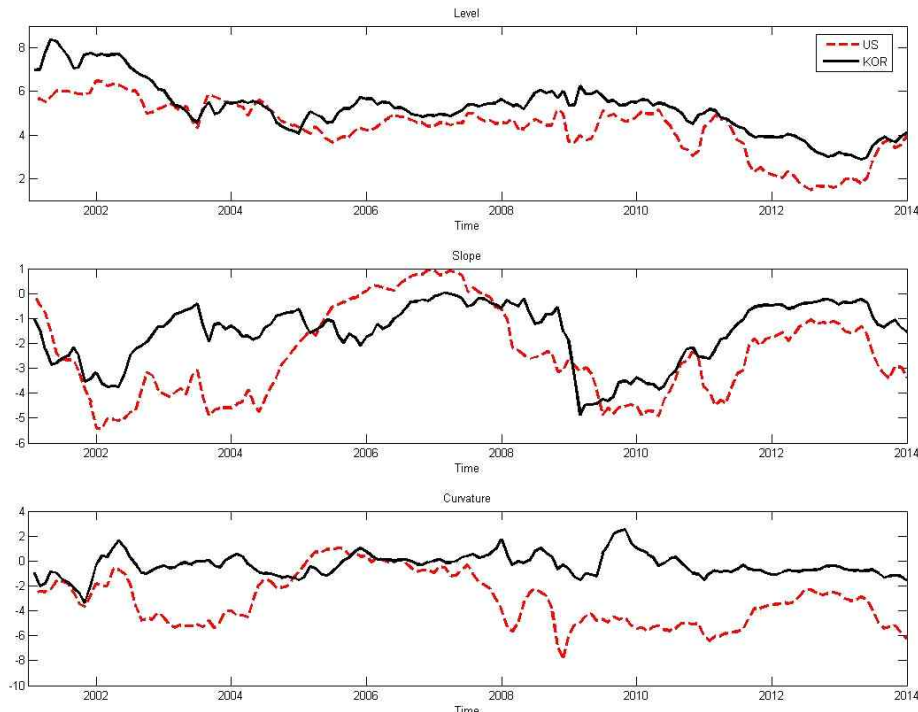
6) Litterman and Scheinkman(1991)에 따르면 수준 및 기울기요인이 수익률곡선의 90% 이상의 움직임을 설명한다.

7) 상태공간모형을 베이지안 방법을 이용해서 추정하는 방법은 Kim and Nelson(1999)을 참조하길 바란다.

8) 결정요인의 사후분포는 수렴을 위해 초기 5000번을 제외(burn-in)한 이후 10,000번의 Gibbs 샘플링을 이용해서 구하였으며 동태적 Nelson-Siegel 모형의 상태공간모형 및 추정에 사용된 사전확률분포는 <부록 1>을 참조하길 바란다.

따라 다소 상이한 모습을 나타내고 있으며, 곡도(β_{3t})의 경우에는 양국의 상관정도가 매우 낮은 것으로 보인다. 수준요인은 동태적 Nelson-Siegel 모형에서 장기금리에 주된 영향을 미치는 요인을 의미하므로, 우리나라 및 미국 수준요인의 유사한 움직임은 양국 장기금리 간 유사한 움직임의 가능성을 시사한다.

<그림 1> 우리나라와 미국 수익률곡선의 결정요인 추정결과 비교



주: 실선(검은색)은 우리나라의 추정치를, 점선(적색)은 미국의 추정치를 의미한다.

IV. 시변모수 VAR 모형

제Ⅲ장에서는 동태적 Nelson-Siegel 모형을 이용하여 우리나라 및 미국 수익률곡선에 대한 결정요인을 추정하고 그 추이를 살펴보았다. 본장에서는 제Ⅲ장에서 추정한 우리나라와 미국 수익률곡선의 결정요인을 활용하여 글로벌 금융위기 이후 미국의 수익률곡선이 우리나라 수익률곡선에 미친 영향력의 변화를 동태적 관점에서 분석하였다. 이를 위해 VAR 모형을 설정하고, 충격반응 및 예측오차 분산분해 분석을 실시하였다. VAR 모형을 이용한 분석과정에서 미국 및 우리나라의 수익률곡선의 수준 및 기울기 요인 4변수를 이용하였다.⁹⁾

1. 베이저안 VAR을 이용한 기간별 분석

Nelson-Siegel 모형을 이용해서 추정한 수준 및 기울기 요인에는 수익률곡선의 장기 및 단기 금리의 움직임과 관련된 대부분의 정보들이 담겨있으며 기존연구들은 수준요인의 경우 미래인플

9) 본장에서는 수익률곡선 결정요인 중 곡도 요인을 제외하였다. 이는 수익률곡선 결정요인 중 수준과 기울기가 전체 수익률곡선 움직임의 대부분을 설명하며 2국가에 대한 수준, 기울기, 곡도의 6변수를 사용하는 것 보다는 수준, 기울기만을 활용한 4변수를 사용하는 것이 보다 효율적인 추정을 할 수 있기 때문이다(Diebold et al.(2008)).

레이션의 기대치, 기울기요인은 경기상황 및 정책금리 변화와 관련되어 있다고 보고 있다 (Diebold et al.(2006), Adrian and Shin (2011)). 이는 수익률곡선의 결정요인 별 변동과 관련한 원인이 상이함을 시사한다. 따라서 우리나라 및 미국의 장기금리 대신 각 국가 수익률곡선의 수준 및 기울기 요인을 이용하면 대내외 금리 동조화 현상이 장단기 금리 중 어떤 만기에서 발생하였는지 확인할 수 있을 뿐만 아니라 이 현상이 무엇과 관련되어 있는지를 파악할 수 있다. 이에 글로벌 금융위기 이후 우리나라에 대내외 금리 동조화 현상 여부를 확인하기 위해 금융위기 전후 기간에 대해서 베이지안 VAR 모델을 추정하여 예측오차 분산분해 분석을 실시하였다.

분석과정에서 우리나라의 소규모 개방경제 특성을 감안할 필요가 있으므로 다음 사항을 고려하여 Block VAR모형을 설정하였다.¹⁰⁾ VAR 모형은 변수들 간 상호작용 관계가 고려되나 미국의 수익률곡선이 우리나라의 과거 수익률곡선 및 환율의 움직임에 영향 받는다고 보는 것은 무리가 있다. 이에 Block VAR모형에 우리나라 수익률곡선의 수준 및 기울기, 환율의 과거 변수가 미국의 수준 및 기울기에 영향을 주지 않는다는 제약을 부여하였다. 유위험 이자율평가 이론(covered interest rate parity)에 따르면 각국의 이자율차이와 환율간의 관련성이 존재할 수 있으므로 추가 통제변수로 환율을 고려할 필요가 있을 것이다. 이같은 점들을 종합적으로 감안하여 다음과 같은 VAR 모형을 설정하였다.

$$y_t = \delta + \Phi_1 y_{t-1} + e_t, \quad t=1,2, \dots, T \quad (2)$$

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \\ y_{5,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & 0 & 0 & 0 \\ \phi_{21} & \phi_{22} & 0 & 0 & 0 \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} & \phi_{35} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} & \phi_{45} \\ \phi_{51} & \phi_{52} & \phi_{53} & \phi_{54} & \phi_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \\ y_{4,t-1} \\ y_{5,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \\ e_{5t} \end{bmatrix}$$

$$\text{단, } \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \\ y_{4,t} \\ y_{5,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Level_{US,t} \\ Slope_{US,t} \\ \Delta FX_t \\ Level_{KOR,t} \\ Slope_{KOR,t} \end{bmatrix}, \quad Cov(e_t) = R \quad (3)$$

단, *Level*: 수준, *Slope*: 기울기, *US*: 미국, *KOR*: 한국, ΔFX_t : 대미달러환율 변화율(전기비)

분석에 사용된 Block VAR 모형은 미국 수익률곡선의 수준 및 기울기 요인, 대미달러환율 변화율, 우리나라 수익률곡선의 수준 및 기울기 요인 총 5변수로 구성하였다. 위 VAR모형은 베이지안 MCMC 방법 중 하나인 Gibbs 샘플링 방법을 이용해서 추정하였으며 MCMC 시행시 초기 5,000번을 버리고(burn-in) 남은 10,000번의 샘플링을 이용하였다.¹¹⁾ 예측오차 분산분해 분석을 위한 식별조건은 Cholesky 분해방법을 사용하였으며, 변수들 간 외생성 정도는 미국 수익률곡선의 수준 및 기울기, 대미달러환율 변화율(전기비), 우리나라 수익률곡선의 수준 및 기울기의 순서로 설정하였다.¹²⁾ 금융위기 이전 기간은 2001년 1월부터 2007년 12월 기간까지,

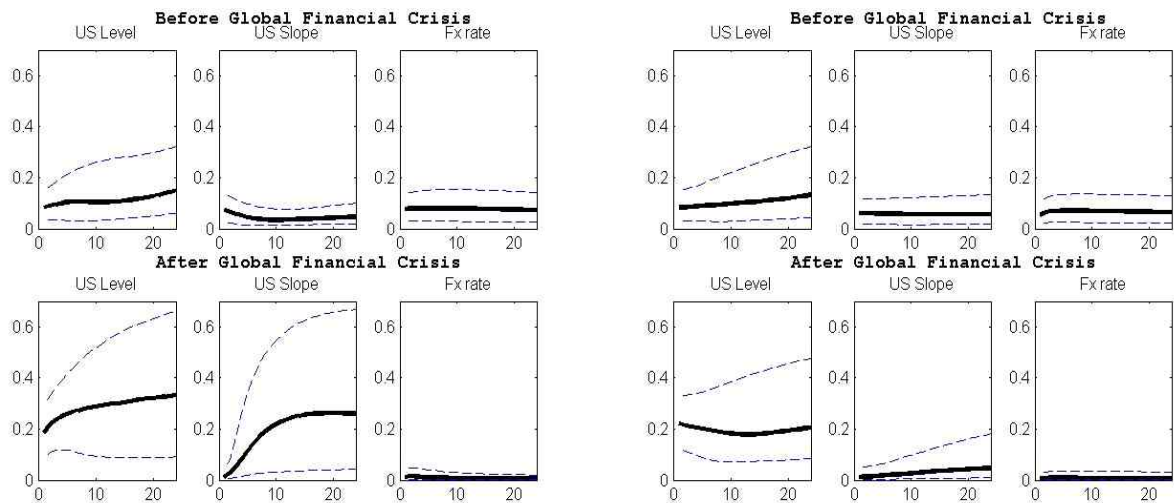
10) VAR 모형 분석시 고려해야 하는 시차 선정의 경우 본고에서는 Diebold et al.(2006)의 설정한 방식을 준용하여 과거 시차는 지난 기 변수만을 고려하였다. VAR(2)모형도 추정해 보았으나 결과에 큰 차이가 없기에 추정의 효율성을 위해 VAR(1)만을 사용하였다.

11) 베이지안 VAR 모형 추정시 사용한 사전분포는 <부록 2>을 참조하길 바란다.

금융위기 이후 기간은 2010년 1월부터 2014년 2월까지의 기간으로 설정하고 각 기간별로 위 모형을 추정하고 예측오차 분산분해 분석을 실시하였다.

예측오차 분산분해 분석결과는 <그림 2>에 제시되어 있으며, 이에 따르면 글로벌 금융위기 이전 대비, 이후 기간에서 미국의 수준요인이 우리나라 수준 및 기율기요인에 미치는 영향력이 증가한 것으로 나타났다.¹³⁾ 반면 미국의 기율기요인이 미치는 영향력은 우리나라 수준요인의 경우 금융위기 전후로 증가하였으나 우리나라 기율기요인에는 어떠한 변화가 발생하였다고 보기는 어렵다. 환율변화율의 경우 금융위기 이후 기간에서는 우리나라 수준 및 기율기 요인에 미치는 영향력이 거의 없는 것으로 나타났다. 본 분석결과는 글로벌 금융위기 이후 우리나라의 장기금리 동조화 현상은 환율과는 별개의 요인에 의해서 발생하였음을 시사하고 있으며, 이는 엄상민(2013) 등 우리나라에서 UIP 조건이 성립하기 어렵다는 기존 연구결과와 맥락을 같이하고 있다.

<그림 2> 우리나라 수익률곡선의 수준 및 기율기 요인에 대한 분산분해 결과
(수준요인) (기율기요인)



주: 실선은 충격반응분석 사후분포의 median, 상하 점선은 15%, 85% quantile을 의미

2. 시변모수 VAR 모형의 개요 및 추정

전절의 분산분해 분석결과, 글로벌 금융위기 이후 단기금리와 관련이 높은 미국의 기율기요인이 미치는 영향력은 큰 변화가 없는 반면, 장기금리와 관련이 높은 미국의 수준요인이 우리나라 수준요인에 미치는 영향력이 증가한 것으로 나타났다. 이 결과는 우리나라의 경우 대내외 금리 동조화 현상은 글로벌 금융위기 이후 주로 장기금리에서 발생하였음을 시사한다. 이 대내외 금리 동조화현상의 동태적 양상은 표본기간 동안 변수들 간 상호관계 및 발생하는 충격의 크기가 일정하다고 암묵적으로 가정하는 VAR모형으로서는 추이 분석에 한계가 있다. 이에 본고는 미국의 수익률곡선이 우리나라 수익률곡선에 미치는 영향력의 상대적인 변화를 각 시점

12) 변수간 외생성 정도는 Dibold et al.(2006), 김도완(2011), 강규호·오형석(2015)를 참고하여 미국의 수준, 기율기 요인 및 우리나라의 수준, 기율기 요인 순서로 설정하였다.

13) 금융위기 이후 기간은 가용한 표본수가 적기에 신뢰구간이 넓어진 점을 감안할 필요가 있다. 그리고 미국의 수준요인처럼 지속성 모수가 큰 경우에는 분산분해 분석에서 예측오차 기간이 길어질수록 이들 요인이 우리나라의 수준 및 기율기요인에 미치는 영향력이 증가하는 현상이 발생하므로 결과 해석 시 주의가 필요하다(강태수·이병주(2014)).

별로 파악하여 동태적 추이가 어떠하였는지를 분석하기 위해 Primiceri(2005)가 제안한 시변모수(Time-Varying Parameter) VAR모형을 도입하였다.

일반적인 VAR모형 추정 시 절편이 포함되나, 절편도 시변하는 시변모수 VAR 모형에서는 절편의 변화에 기인한 변화가 변수들 간의 동태적 관계의 변화로 포착되는 현상이 발생할 수 있다. 강규호(2012)는 우리나라 수익률곡선의 구조변화 여부 및 발생시점을 조사하였으며, 조사결과 2008년 12월에 우리나라 수익률곡선에 구조변화가 발생한 것으로 나타났다.¹⁴⁾ 구조변화 이후 우리나라의 모든 만기에 걸친 국채수익률이 하락한 것으로 나타났기에 구조변화로 인한 우리나라 수익률곡선의 동태적 변화를 고려하지 않을 경우 미국의 수익률곡선이 우리나라 수익률곡선에 미치는 영향력의 상대적인 변화를 판단하는데 있어서 편의가 발생할 수 있다. 이를 감안하기 위해 본고에서는 시변모수 VAR 추정 시 평균을 차감한 수준 및 기울기 요인을 사용하되, 각국의 수준 및 기울기요인에 대한 평균 차감은 2008년 12월 시점 전후의 각 기간별 평균을 사용하였다. 본고에서 사용된 시변모수 VAR모형의 구성은 다음과 같다.¹⁵⁾

$$\widetilde{y}_t = \widetilde{\Phi}_t \widetilde{y}_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

$$\begin{bmatrix} \widetilde{y}_{1,t} \\ \widetilde{y}_{2,t} \\ \widetilde{y}_{3,t} \\ \widetilde{y}_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \widetilde{\Phi}_{11,t} & \widetilde{\Phi}_{12,t} & 0 & 0 \\ \widetilde{\Phi}_{21,t} & \widetilde{\Phi}_{22,t} & 0 & 0 \\ \widetilde{\Phi}_{31,t} & \widetilde{\Phi}_{32,t} & \widetilde{\Phi}_{33,t} & \widetilde{\Phi}_{34,t} \\ \widetilde{\Phi}_{41,t} & \widetilde{\Phi}_{42,t} & \widetilde{\Phi}_{43,t} & \widetilde{\Phi}_{44,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \widetilde{y}_{1,t-1} \\ \widetilde{y}_{2,t-1} \\ \widetilde{y}_{3,t-1} \\ \widetilde{y}_{4,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,t} \\ e_{2,t} \\ e_{3,t} \\ e_{4,t} \end{bmatrix}$$

$$\widetilde{\Phi}_t = \widetilde{\Phi}_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, Q),$$

$$\text{단, } \begin{bmatrix} \widetilde{y}_{1,t} \\ \widetilde{y}_{2,t} \\ \widetilde{y}_{3,t} \\ \widetilde{y}_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \widetilde{Level}_{US,t} \\ \widetilde{Slope}_{US,t} \\ \widetilde{Level}_{KOR,t} \\ \widetilde{Slope}_{KOR,t} \end{bmatrix}, \quad \widetilde{y}_{i,t} : \text{demeaned of } y_{i,t}, \quad i = 1, 2, 3, 4 \quad (5)$$

Level : 수준, *Slope* : 기울기, *US* : 미국, *KOR* : 한국

$$Cov(e_t) = R_t \quad R_t = A_t^{-1} H_t A_t^{-1'} \quad (6)$$

$$A_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{12,t} & 1 & 0 & 0 \\ a_{13,t} & a_{23,t} & 1 & 0 \\ a_{14,t} & a_{24,t} & a_{34,t} & 1 \end{pmatrix}, \quad H_t = \begin{pmatrix} h_{1,t} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & h_{2,t} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & h_{3,t} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & h_{4,t} \end{pmatrix} \quad (7)$$

$$a_{ij,t} = a_{ij,t-1} + v_t, \quad Var(v_t) = D \quad (8)$$

$$\ln h_{i,t} = \ln h_{i,t-1} + w_{i,t}, \quad w_{i,t} \sim N(0, \sigma_{w,i}^2) \quad (9)$$

14) 우리나라 수익률곡선의 구조변화 원인은 글로벌 금융위기 이후 한국은행이 기준금리를 과감히 인하한 데다, 대내외 불확실성 증대 등으로 채권금리에 내재된 리스크 프리미엄이 크게 상승한 데 기인했던 것으로 나타났다.

15) 환율은 본고의 분석 결과에 주요한 영향을 미치지 않으므로 추정과정의 효율성을 높이기 위해 시변모수 VAR 모형에서는 환율을 제외하였다.

Primiceri(2005)가 제안한 시변모수 VAR모형은 ‘기존의 VAR모형에서 계수행렬(Φ_t) 및 오차항의 공분산(R_t)이 시변할 수 있도록 확장된 모형이다. 오차항의 공분산(R_t)은 구조충격에 대한 분산(H_t) 및 구조충격들 간 공분산(A_t)관계의 시변성으로 인해 시변한다.¹⁶⁾ 시변모수 VAR모형을 이용한 분석과정은 설명변수의 계수 및 오차항의 공분산 행렬에 대응하는 모수가 시간에 따라 변한다는 것을 제외하고는 기존의 VAR모형과 동일하다. 즉 기존 VAR모형을 사용하는 경우 적용되는 ‘축약식을 추정한 후 특정 제약조건을 부과하여 충격반응 또는 예측오차 분산분해 분석을 실시’하는 일련의 과정이 시변계수 VAR모형에서도 동일하게 적용된다.

3. 추정방법

위 시변모수 VAR모형은 베이지안 MCMC를 이용하여 추정하였다¹⁷⁾. MCMC는 조건부 사후분포를 이용하여 순차적으로 샘플링하는 방법으로 특정 모수를 샘플링하는 과정에서 모형 내의 나머지 모수들은 주어진 것으로 간주한다. 위 모형 추정은 시변하는 계수행렬(Φ_t), 공분산(A_t) 및 분산(H_t)의 추정이 주요 사항이므로 MCMC를 이용한 추정방법은 계수행렬(Φ_t), 공분산(A_t) 및 분산(H_t)을 어떻게 각 조건부 사후분포에서 샘플링 할 것인지를 관점으로 구성되어 있다. MCMC 과정은 다음과 같다.

(1단계) 시변모수 VAR모형의 계수행렬(Φ_t), 공분산(A_t), 구조충격에 대한 분산(H_t) 및 관련 모수에 대한 사전분포 지정¹⁸⁾

Primiceri(2005)가 제안한 방식에 기초하여 2001.1월~2003.12월 중의 미국 및 우리나라 수익률곡선의 수준, 기울기 변수로 구성된 VAR(1) 모형에 대한 OLS 추정치, 동 추정치의 분산·공분산 행렬 및 VAR(1)모형의 분산·공분산 행렬을 이용하여 관련 모수에 대한 사전분포를 설정하였다.

(2단계) 계수행렬(Φ_t) 및 계수행렬의 분산(Q) 샘플링

(2.1단계) A_t, H_t 그리고 계수행렬의 분산(Q)이 주어진 상황에서 계수행렬(Φ_t) 샘플링

A_t 및 H_t 이 주어진 경우, 시변모수 VAR 모형은 계수행렬(Φ_t) 기준으로 다음의 상태공간모형으로 나타낼 수 있다.

16) Cogley and Sargent(2001)은 동분산의 시변모수 VAR모형을 사용하였다. 그러나 Cogley and Sargent(2005)가 지적한 바와 같이 이분산을 고려하지 않고 시변모수 VAR모형을 추정하면 매 시점에서 발생한 충격의 차이가 변수들 간의 반응에 대응하는 계수의 변화로 추정되는 편의의 문제가 발생할 수 있다. Nakajima(2011)의 시물레이션 결과에 의하면, 실제 이분산이 존재하는 시변모수 VAR 추정 시 동분산을 가정할 경우 시변모수 추정에 편의가 발생한다. 따라서 시변모수 VAR을 이용하는 경우에는 VAR의 추정계수 뿐만 아니라 충격에 대한 이분산(H_t)도 고려해야 한다. 이 경우 Primiceri(2005)가 주지한 바와 같이 시변모수 VAR 회귀식의 오차항의 분산 R_t 의 구성행렬 중 공분산과 관련된 A_t^{-1} 의 가변성도 고려해야 i 번째 변수에 발생한 충격이 j 번째 변수에 미치는 영향의 시변성도 포착할 수 있다.

17) 시변모수 VAR 모형 추정과 관련된 보다 세부적인 사항은 Blake & Mumtaz(2012) 및 Koop and Korobolis(2009)를 참조하길 바란다.

18) 시변모수 VAR모형의 모수에 대한 사전확률분포는 <부록 2>를 참조하길 바란다.

$$\tilde{y}_t = X_t' \beta_t + e_t, \quad e_t \sim N(0, R_t), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (10)$$

$$\text{단, } (4 \times 12) \quad X_t' = \begin{bmatrix} x_{1,t-1}' & 0 & 0 & 0 \\ 0 & x_{1,t-1}' & 0 & 0 \\ 0 & 0 & x_{2,t-1}' & 0 \\ 0 & 0 & 0 & x_{2,t-1}' \end{bmatrix}, \quad x_{1,t} = \begin{bmatrix} \widetilde{y_{1,t}} \\ \widetilde{y_{2,t}} \end{bmatrix}, \quad x_{2,t} = \begin{bmatrix} \widetilde{y_{3,t}} \\ \widetilde{y_{4,t}} \end{bmatrix}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, Q) \quad (11)$$

단, $\beta_t = [\Phi_{11,t}, \dots, \Phi_{44,t}]'$

식(10)은 측정방정식, 식(11)은 전이방정식에 해당하며, 상태공간모형에서 $\tilde{\beta}_T = [\beta_1, \dots, \beta_T]$ 의 조건부 사후분포 추정은 Carter and Kohn(1994)이 제시한 방법에 따라 샘플링 한다.¹⁹⁾

(2.2단계) $\tilde{\beta}_T = [\beta_1, \dots, \beta_T]$ 주어진 상황에서 Q를 샘플링

$\tilde{\beta}_T = [\beta_1, \dots, \beta_T]$ 이 주어진 경우, 식(11)에 존재하는 모수 Q는 규모행렬이 $(\tilde{\beta}_t - \tilde{\beta}_{t-1})(\tilde{\beta}_t - \tilde{\beta}_{t-1})' + Q_0$ 이고 자유도가 $T + T_0$ 인 역 Wishart 분포에서 샘플링한다.

(3.단계) 공분산(A_t)행렬 및 A_t 행렬의 분산(D) 샘플링

(3.1단계): 계수행렬(Φ_t), 및 H_t 그리고 분산(D)이 주어진 상황에서 공분산 A_t 행렬 샘플링

VAR모형에서 오차항(e_t)과 구조충격(ϵ_t)은 $A_t e_t = \epsilon_t$ 관계가 성립하고 $\text{var}(\epsilon_t) = H_t$ 이며, 계수행렬(Φ_t) 및 H_t 이 주어진 경우, $e_t = \tilde{y}_t - X_t' \beta_t$ 이다. 이 경우 오차항(e_t)과 구조충격(ϵ_t)간의 관계를 오차항의 각 구성원소별로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} e_{1t} &= \epsilon_{1t} \\ e_{2t} &= -a_{12,t} e_{1t} + \epsilon_{2t} \\ e_{3t} &= -a_{13,t} e_{1t} - a_{23,t} e_{2t} + \epsilon_{3t} \\ e_{4t} &= -a_{14,t} e_{1t} - a_{24,t} e_{2t} - a_{34,t} e_{3t} + \epsilon_{4t} \\ \text{단, } \text{var}(\epsilon_{i,t}) &= h_{i,t}, \quad i = 1, 2, 3, 4 \end{aligned} \quad (12)$$

식(12)에서 $e_{j,t}$, $j = 2, 3, 4$ 의 각 식은 상태공간모형의 측정방정식에 해당하며, 식(8)의 $a_{ij,t}$ 의 동학은 상태공간모형에서 전이방정식에 해당한다. 오차항의 각 구성원소에 대한 상태공간모형은 다음과 같다.

$$[\text{측정방정식}] \quad e_{2t} = -a_{12,t} e_{1t} + \epsilon_{2t} \quad (13)$$

$$[\text{전이방정식}] \quad a_{12,t} = a_{12,t-1} + v_{1t}, \quad \text{Var}(v_{1t}) = D_1$$

$$[\text{측정방정식}] \quad e_{3t} = -a_{13,t} e_{1t} - a_{23,t} e_{2t} + \epsilon_{3t} \quad (14)$$

19) Carter and Kohn(1994) 방식을 이용한 베이지안 추정과정은 Kim & Nelson(1999)을 참조하길 바란다.

$$[\text{전이방정식}] \begin{pmatrix} a_{13,t} \\ a_{23,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{13,t-1} \\ a_{23,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{2t} \\ v_{3t} \end{pmatrix}, \quad \text{Var}\left(\begin{pmatrix} v_{2t} \\ v_{3t} \end{pmatrix}\right) = D_2$$

$$[\text{측정방정식}] e_{4t} = -a_{14,t}e_{1t} - a_{24,t}e_{2t} - a_{34,t}e_{3t} + \epsilon_{4t} \quad (15)$$

$$[\text{전이방정식}] \begin{pmatrix} a_{14,t} \\ a_{24,t} \\ a_{34,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{14,t-1} \\ a_{24,t-1} \\ a_{34,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{4t} \\ v_{5t} \\ v_{6t} \end{pmatrix}, \quad \text{Var}\left(\begin{pmatrix} v_{4t} \\ v_{5t} \\ v_{6t} \end{pmatrix}\right) = D_3$$

H_t 및 분산(D)가 주어진 상황에서 식(13), (14), (15) 상태공간모형의 $\widetilde{a_{ij,t}} = [a_{ij,1}, \dots, a_{ij,T}]$ 의 조건부 사후분포는 계수행렬(Φ_t)의 사후분포 추정 때와 동일하게 Carter and Kohn(1994)이 제시한 방법에 따라 샘플링하여 추정한다.

(3.2단계) $\widetilde{a_{ij,t}} = [a_{ij,1}, \dots, a_{ij,T}]$ 이 주어진 상황에서 분산(D) 샘플링

$\widetilde{a_{ij,t}} = [a_{ij,1}, \dots, a_{ij,T}]$ 이 주어진 경우, 식(13)의 분산(D_1)은 규모모수가 $v_{1t}v_{1t}' + D_{10}$ 이고 자유도가 $T + T_0$ 인 역 Gamma분포, 식(14) 및 식(15)의 분산(D_2, D_3)은 각각 규모행렬이 $V_{2t}V_{2t}' + D_{20}, V_{3t}V_{3t}' + D_{30}$ 이고 자유도가 $T + T_0$ 인 역 Wishart 분포에서 샘플링한다. 단 $V_{2t} = (v_{2t}, v_{3t})', V_{3t} = (v_{4t}, v_{5t}, v_{6t})'$ 이다.

(4.단계) 구조충격분산(H_t) 및 분산($\sigma_{w,i}^2$) 샘플링

(4.1단계) 계수행렬(Φ_t), 및 공분산(A_t)행렬 그리고 분산($\sigma_{w,i}^2$) 주어진 상황에서 H_t 샘플링

$e_t = \widetilde{y_t} - X_t'\beta_t, A_t e_t = \epsilon_t$ 관계는 계수행렬(Φ_t), 및 공분산(A_t)행렬이 주어진 경우 다음과 같이 나타낼 수 있다

$$\begin{aligned} \ln(e_{i,t}^*)^2 &= \ln(h_{i,t})^2 + \ln(\xi_{i,t})^2 \\ \ln h_{i,t} &= \ln h_{i,t-1} + w_{i,t}, \quad w_{i,t} \sim N(0, \sigma_{w,i}^2) \\ \text{단, } e_{i,t}^* &= A_t e_{i,t}, \quad \epsilon_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}} \xi_{i,t}, \quad \xi_{i,t} \sim N(0, 1) \end{aligned} \quad (16)$$

계수행렬(Φ_t)과 공분산(A_t)행렬의 경우와 달리 식(16)에서 오차항($\ln(\xi_{i,t})^2$)이 정규분포를 따르지 않기 때문에 $\ln h_{i,t}$ 의 조건부 사후분포는 정규분포를 따르지 않는다. $\ln h_{i,t}$ 추정은 식(9)와 같은 설정으로 인해 $\ln h_{i,t}$ 의 값이 매기에 확률적으로 변하는 확률변동성(stochastic volatility) 모형 추정에 해당한다. 확률변동성모형을 MCMC로 추정하는 방법 중 본고에서는 Jacquier et al.(1994)가 제시한 방법을 사용하였다.²⁰⁾ Jacquier et al.(1994)은 매 시점 $\ln h_{i,t}$ 를 제외한 나머지 기간($\ln h_{i,-t}$)값들이 주어진 경우에 $\ln h_{i,t}$ 를 샘플링하는 독립적 Metropolis-Hastings 방법을 제시하였다.²¹⁾ 이 경우 필요한 매 시점에서 $\ln h_{i,t}$ 의 조건부 사후분포는 다음과 같다.

20) 확률변동성 모형을 독립적 Metropolis-Hastings 방법으로 추정하는 보다 상세한 과정은 Jacquier et al.(1994), Blake and Mumtaz (2012)을 참조하길 바란다.

21) $-t$ 는 t 시점을 제외한 나머지 모든 기간을 의미한다.

$$p(\ln h_{i,t} | \ln h_{i,t-1}, e_{i,t}^*, \sigma_{w,i}^2) = p(\ln h_{i,t} | \ln h_{i,t-1}, \ln h_{i,t+1}, e_{i,t}^*, \sigma_{w,i}^2) \quad (17)$$

$$p(\ln h_{i,t} | \ln h_{i,t-1}, \ln h_{i,t+1}, e_{i,t}^*, \sigma_{w,i}^2) = h_{i,t}^{-0.5} \exp\left(\frac{-e_{i,t}^{*2}}{2h_{i,t}}\right) \times h_{i,t}^{-1} \exp\left(\frac{-(\ln h_{i,t} - \mu_i)^2}{2\sigma_{h_i}}\right) \quad (18)$$

$$\text{단, } \mu = \frac{(\ln h_{i,t-1} + \ln h_{i,t+1})}{2}, \sigma_{h_i} = \frac{\sigma_{w,i}^2}{2}$$

Jacquier et al.(1994)는 독립적 Metropolis-Hastings 방법 사용을 위해 필요한 후보밀도함수로 식(18)의 우변의 두 번째 항의 사용을 제안하였다. 이 경우 Metropolis-Hastings 방법 사용 시 샘플링한 $\ln h_{i,t}$ 채택여부 결정에 이용되는 수락확률(acceptance probability) α 는 다음과 같다.

$$\ln \alpha = \ln \left(h_{i,t,new}^{-0.5} \exp\left(\frac{-e_{i,t}^{*2}}{2h_{i,t,new}}\right) \right) - \ln \left(h_{i,t,old}^{-0.5} \exp\left(\frac{-e_{i,t}^{*2}}{2h_{i,t,old}}\right) \right) \quad (19)$$

(4.2단계) $\widetilde{\ln h_{i,t}} = [\ln h_{i,1}, \dots, \ln h_{i,T}]$ 이 주어진 상황에서 분산($\sigma_{w,i}^2$) 샘플링

$\widetilde{\ln h_{i,t}}$ 이 주어진 경우, 식(16)의 분산($\sigma_{w,i}^2$)은 규모모수가 $\sum_{t=1}^T w_{i,t}^2 + w_0$ 이고 자유도가 $T + \nu_0$ 인 역 Gamma분포에서 샘플링한다.

(5단계) 2단계에서 4단계까지의 과정을 100,000번 반복한 다음 초기 90,000번을 버리고 (burn-in) 남은 10,000번의 샘플링을 사후분포에서 샘플링한 것으로 채택한다²²⁾

4. 추정결과

미국 및 우리나라 수익률곡선에 대한 시변모수 VAR모형을 베이지안 방식을 통해 추정하고 모수들에 대한 사후분포를 활용하여 2004.1월부터 2014.2월까지의 기간을 대상으로 우리나라 수익률곡선의 수준과 기울기요인에 대한 예측오차 분산분해 분석을 실시하였다.²³⁾

(1) 예측오차 분산분해 분석

본고의 주요 관심사인 해외요인이 우리나라 장기시장금리에 미치는 영향력의 상대적 변화를 살펴보기 위해서는 예측오차 분산분해 분석을 통해서 미국 수익률곡선의 수준 및 기울기에 발생하는 충격이 각각 우리나라 수익률곡선의 수준 및 기울기에 미치는 영향력이 시점에 따라 어떻게 변화해 왔는지를 살펴보는 것이 필요하다. <그림 5>에는 우리나라 수익률곡선의 수준(level) 및 기울기(slope) 요인에 대한 예측오차 분산분해 결과가 나타나 있다.

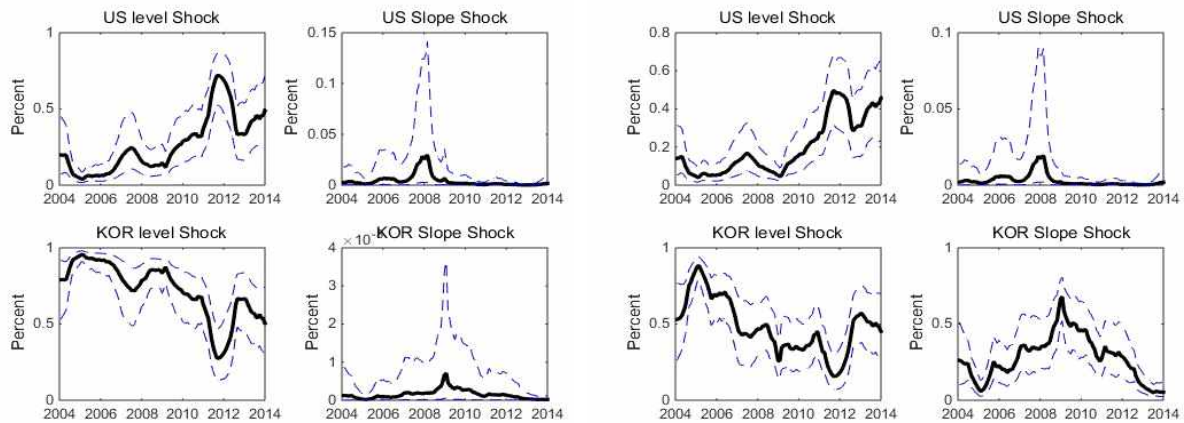
22) 일반적인 MCMC에서 100,000번 샘플링을 시행한다면 10%인 10,000번을 버리는 것(burn-in)으로도 사후분포 수렴에 충분할 것이다. 하지만 Jacquier et al.(1994)이 제시한 확률변동성 모형추정 방법은 표본기간의 매 시점에서 샘플링하는 방법으로 사후분포수렴에 긴 시간이 소요되기 때문에 이를 감안하여 샘플링 과정에서 버리는 횟수를 높게 설정하였다(Blake and Mumtaz(2012), Kim et al.(1998)).

23) 충격반응분석과 분산분해 분석 결과 중 지면관계상 본고의 관심사와 관련이 높은 분산분해 결과만 첨부하였으며, 분산분해 결과는 신뢰구간의 불확실성을 감안하여 1기 이후 예측오차 분산분해 결과만 고려하였다.

<그림 3> 우리나라의 수준 및 기울기 요인에 대한 분산분해 결과

(수준 요인)

(기울기 요인)



주: 실선은 1기 이후 예측오차 분산분해 사후분포의 median, 상하 점선은 15%, 85% quantile을 의미

동 분석결과 중 우선 좌측의 수준요인을 살펴보면, 우리나라 수준요인의 자체 영향력은 추세적으로 낮아지고 있으나 미국의 수준요인에 의해 영향을 받는 정도는 기간에 따라 등락을 거듭하기는 하나 추세적으로 높아지고 있다. 특히 2012년도 이후 미국의 수준 요인이 우리나라 수준 요인에 미치는 영향력은 50% 정도로 우리나라 수준요인 자체 영향력과 대등한 것으로 나타났다. 또한 기울기 요인에 대한 분산분해 결과를 살펴보면, 수준 요인과 마찬가지로 미국의 수준 요인에 의해 영향을 받는 정도가 추세적으로 높아지고 있는 것으로 나타났다. 수익률 곡선의 기울기 요인은 장단기금리차로도 해석할 수 있는데 글로벌 금융위기 이후 우리나라의 장기금리가 대외요인에 의해 크게 영향 받으면서 결과적으로 장단기금리차에 대한 대외요인의 영향력도 함께 커진 것으로 해석할 수 있다.

예를 들어 우리나라의 경우 한국은행이 2010년 하반기부터 2011년 상반기까지 기준금리를 5차례에 걸쳐 1.25%p 인상했을 때 장기금리는 미 연준의 2차 양적완화²⁴⁾에 따른 미국 장기금리 하락 및 외국인의 국채매입규모 확대 등으로 오히려 하락세를 나타내면서 장단기금리차가 축소되는 현상이 발생했었다.²⁵⁾ 한편 2013년 5월에는 한국은행이 정책금리를 25bp 인하하였는데 그 이후 미 연준의 QE tapering 조기 축소 가능성이 제기되면서 장기금리가 큰 폭으로 상승하면서 장단기금리차가 더욱 확대되는 등 장단기금리차가 미 연준의 정책 변화에 크게 영향받는 모습을 보였다.

(2) 특정 만기(3개월 및 3년) 수익률에 대한 예측오차 분산분해 분석

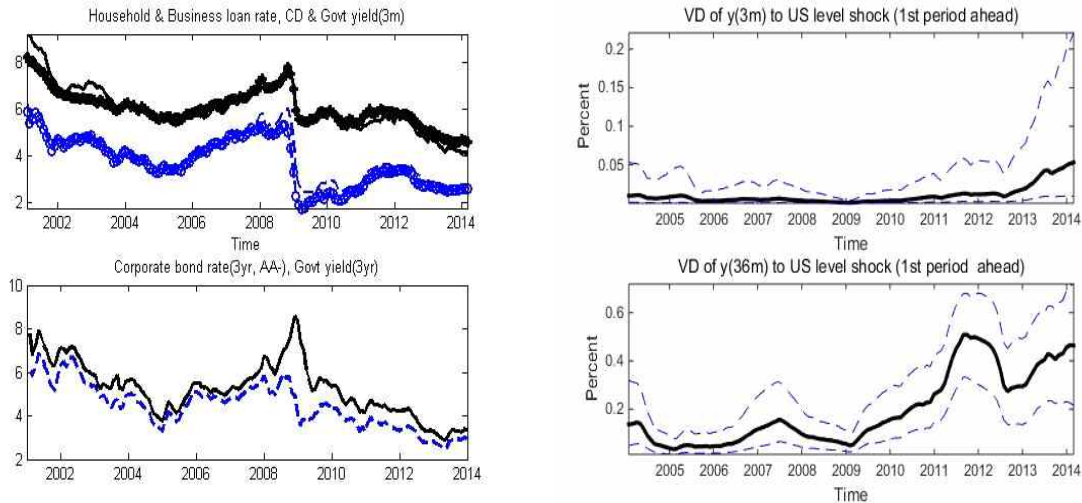
앞 절에서는 우리나라 수익률곡선의 수준 및 기울기에 대한 예측오차 분산분해 분석을 통해서 미국 수익률곡선의 수준에 발생한 충격이 우리나라 수익률곡선의 수준 및 기울기에 미치는 파급효과가 글로벌 금융위기 이후 크게 높아졌음을 확인할 수 있었다. 그러나 여수신금리나

24) 미 연준은 2010년 11월부터 2011년 6월까지 0.6조달러 규모의 국채 직매입을 실시하였다.

25) 이에 따라 우리나라에서도 과거 미국에서 발생했던 국채시장의 'conundrum' 현상이 발생했다는 논의가 제기되기도 하였다.

회사채발행금리 등 실물경제에 직접적으로 영향을 미치는 금리에 대해 미국의 수익률곡선이 어떠한 영향을 미치는지에 대해서는 별도의 분석이 필요하다. 이는 Nelson-Siegel 모형의 가정상 국고채의 각 만기별 수익률은 수익률곡선의 수준(level) 및 기울기(slope) 요인의 가중 합으로 구성되기 때문이다.²⁶⁾

**<그림 4> 미국의 수준(level) 요인에 발생한 충격에 대한
우리나라 3개월 및 3년만기 국고채 수익률의 예측오차 분산분해 결과**
(여수신금리, 회사채금리 및 국채수익률) (3개월 및 3년만기 국고채수익률 분산분해)



주: <그림 4> 좌측 그림 상단 실선은 가계 및 기업(*)대출금리(신규취급액 기준)이며, 상단 점선 CD금리 및 3개월만기 수익률(o), 좌측그림 하단 실선은 회사채수익률(AA-, 3년만기기준) 점선은 국고채수익률(3년만기기준)이다. <그림 4> 우측의 실선은 1기 이후 예측오차 분산분해 사후 분포의 median, 상하 점선은 15%, 85% quantile을 의미한다.

금융시장에서 가계 및 기업에 대한 여수신금리 및 기업의 회사채발행금리는 자금조달 비용 및 만기 등의 특성으로 각각 단기시장금리 및 장기시장금리와 높은 연관성을 보이고 있다. 실제로 가계 및 기업 대출금리와 91일물 CD수익률 및 3개월 만기 국고채수익률, 회사채금리와 3년만기 국고채수익률은 매우 높은 상관관계를 보이고 있으며 <그림 4>에서 각 금리와 국고채 수익률간의 유사한 움직임을 확인할 수 있다.²⁷⁾ 이같은 특성을 감안하여 본 절에서는 3개월 및 3년 만기 국고채수익률이 해외요인, 특히 미국 수익률곡선의 수준에 발생한 충격에 의해서 받는 효과를 예측오차 분산분해를 통해 분석하였다.

예측오차 분산분해 분석결과, 미국 수익률곡선의 수준에 발생한 충격이 3개월 만기 국고채수익률의 변동에 미치는 영향력(1기 이후 기준)은 미미한 것으로 나타났다, 이에 반해 3년만기 국고채 수익률의 경우에는 2014년에 약 40%를 상회하는 등 금융위기 사태가 진정된 2009년 이후부터 해외요인의 영향력이 급격히 증가한 것으로 나타났다. 동 분석결과를 보면, 글로벌 금융위기 이후 해외요인이 국내금융시장에서 단기금리보다는 장기금리에 더 큰 영향을 미치고 있음을

26) 각 만기별 수익률에 대한 예측오차 분산분해 분석 방법은 <부록 3>을 참조하길 바란다.

27) 2001.1월~2014.2월까지의 기간을 대상으로 산출한 상관관계는 다음과 같다.

- 가계대출금리(신규취급액 기준)와 CD수익률(91일물 기준): 0.85
- 기업대출금리(신규취급액 기준)와 CD수익률(91일물 기준): 0.90
- 회사채수익률(AA-, 3년만기 기준)과 국고채수익률(3년만기 기준): 0.87

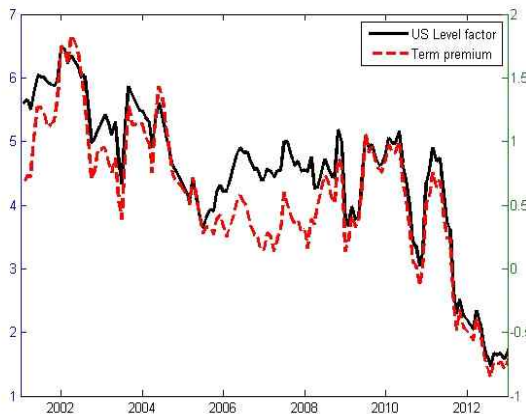
확인할 수 있다. 따라서 향후 대외요인에 의해 장기금리가 변화할 경우, 장기 국채금리와 관련성이 높은 회사채 발행금리 변동을 통해 기업의 자금조달비용에 영향을 미칠 가능성이 있다.

(3) 미국 기간프리미엄 및 외국인 국채보유규모

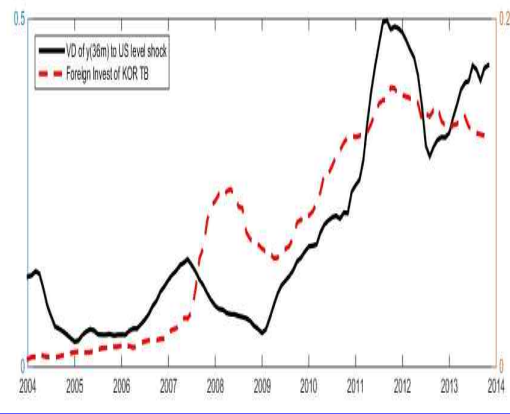
<그림 5> 좌측에는 미국 수준요인과 미국 수익률곡선의 기간프리미엄이 제시되어 있다. 전반적으로 두 변수 간의 움직임이 유사하나 금융위기 사태가 어느 정도 진정된 2009년 이후부터는 두 변수 간의 움직임이 거의 일치하는 것을 확인할 수 있다. 이는 금융위기 이후 우리나라 수익률곡선에 주된 영향을 미치는 미국 수준요인에 발생하는 충격은 미국 기간프리미엄의 변화와 밀접하게 관련되어 있다는 것을 시사한다. <그림 5> 우측에는 우리나라의 외국인 국채보유규모 비중과 3년만기 국고채 수익률에 대한 미국 수준요인의 예측오차 분산분해 결과가 제시되어 있다. 우측 그림에서 확인할 수 있듯이 장기금리에 대한 대외요인의 영향력 확대는 글로벌 금융위기 이후 큰 폭으로 증가한 외국인의 국채매입규모 비중과도 높은 상관성이 있는 것으로 보인다.

<그림 5> 미국 기간프리미엄 및 외국인 국채보유 규모

(미국 수준요인 및 기간프리미엄)



(3년만기 예측오차 분산분해 및
외국인의 국채보유규모)



주: <그림 5> 좌측의 실선은 미국의 수준요인(좌측), 점선은 미국의 텀프리미엄(Kim and Wright(2005)) (우측)이며, <그림 5> 우측의 실선은 3년만기 국고채 수익률의 예측오차 분산분해 결과(좌측(%)), 점선은 외국인 국채보유규모(우측(%))이다.

V. 맺음말

글로벌 금융위기 이후 미 연준, ECB 등 주요 선진국 중앙은행의 제로 정책금리 지속 및 적극적인 양적완화 정책 등으로 글로벌 투자자금이 크게 늘어나면서 이를 매개로 신흥국의 장기금리가 각국의 실물경제 상황이나 통화정책 방향과는 달리 미국 등 선진국의 장기금리에 동조화되는 현상이 높아지고 있다. 이에 BIS 등 국제기구 등이 글로벌 금융위기 이후 선진국과 신흥국간 시장금리 동조화 현상이 증대되고 있다는 이슈를 제기하면서 우리나라에서도 국내외

금리간의 동조 현상에 대한 관심이 크게 높아지고 있다. 우리나라의 경우 금융위기 이후 장기 금리가 한국은행의 기준금리 결정과는 다른 방향으로 움직이면서 장단기 금리간 연계성이 약화되는 모습을 보이기도 하였으며, 미 연준의 QE tapering 기간 중에는 기초경제여건이 취약한 일부 신흥국에서 장기금리가 큰 폭 상승하는 등 금융불안이 발생하기도 하였다.

이에 본 연구는 우리나라 수익률곡선이 대외요인, 즉 미국의 수익률곡선에 의해 영향받는 정도를 동태적으로 분석하였다. 이를 위해 동태적 Nelson-Siegel 모형을 활용하여 우리나라와 미국 수익률곡선의 결정요인을 추출하고 동 요인을 활용하여 시변모수 VAR모형을 추정한 다음 동태적 관점에서 예측오차 분산분해 분석을 실시하였다. 분석결과, 금융위기 이후 미국 수익률곡선의 수준 요인이 우리나라 수익률곡선의 수준 요인에 미치는 영향력이 크게 높아졌으며, 특히 단기금리보다는 3년물 국고채 수익률 등 장기금리에 더욱 큰 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이와 같은 장기금리에 대한 대외요인의 영향력 확대는 글로벌 금융위기 이후 큰 폭으로 증가한 외국인의 국채매입규모와 높은 상관성이 있는 것으로 보인다.

본 연구결과에 비추어 볼 때 향후 미국 장기금리가 미 연준의 정책금리 인상을 반영하여 큰 폭으로 상승할 경우 우리나라 장기금리가 큰 영향을 받으면서 변동할 가능성이 있다. 이와 같이 장기금리가 대외요인에 의해 실물경제 상황과 괴리되어 크게 변동할 경우를 대비하기 위한 정책적 대응방안 마련이 필요할 것으로 판단된다.

<참고문헌>

1. 강규호, “우리나라 국채수익률 기간구조의 구조변화 시점추정과 원인분석”, 『경제분석』, 제18권 제2호, 2012.
2. 강규호 · 오형석, “미국 장기시장금리 변동이 우리나라 금리기간구조에 미치는 영향 분석 및 정책적 시사점”, 『BOK 경제연구』, 제2015-2호, 2015.
3. 강태수 · 이병주, “글로벌 금융위기를 전후한 한·미 금리기간구조 연계성의 변화 분석”, 『조사통계월보』, 2014년 12월호, 2014.
4. 김도완, “2국가 Nelson-Siegel 모형을 이용한 해외요인이 한국 채권시장에 미치는 영향분석 및 예측”, 『경제분석』, 제17권 제3호, 2011.
5. 김도완 · 오형석, “글로벌 금융위기 이후 우리나라 수익률곡선의 구조변화 분석 및 통화정책적 시사점”, 『한국은행 행내현상논문』, 2014.
6. 엄상민, “우리나라 UIP조건의 성립여부 검증 및 시사점”, 『조사통계월보』 2013년 1월호, 2013.
7. Adrian, T. and H. S. Shin. "Financial intermediaries and monetary economics." *Handbook of Monetary Economics*, ch 12, 601-650, 2011
8. Bank for International Settlements, "Recent developments in the global economy", *Note for the meeting of Governors*. 2013.
9. Blake, A. and H. Mumtaz, "Technical Handbook - No.4 Applied Bayesian Econometrics for Central Bankers". *Center for Central Banking Studies*, 2012.
10. Bruno, V. and H. S. Shin, "Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy". *BIS Working Papers* No 400, 2012.
11. Carter, C. K. and R. Kohn, "On Gibbs sampling for state space models", *Biometrika* 81(3), 1994.
12. Chen, Q, A Filardo, D He and F Zhu, "Global impact of US monetary policy at the zero lower bound", HKMA-FRB New York conference on Domestic and International Dimensions of Unconventional Monetary Policy, 2014.
13. Cogley, T. and T. Sargent "Evolving Post-World WarII U.S. Inflation Dynamics". *NBER Macroeconomics Annual 2001*, Vol. 16, 2002.
14. Cogley, T. and T. Sargent, "Drifts and volatilities: Monetary policies and outcomes in the post WWII U.S", *Review of Economic Dynamics* 8, 2005.
15. Diebold, F. X. and C. Li, "Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields," *Journal of Econometrics*, 130, 2006.
16. Diebold, F. X., G. D. Rudebusch, and B. Aruoba, "The Macroeconomy and the Yield Curve: a Dynamic Latent Factor Approach," *Journal of Econometrics*, 131, 2006.
17. Diebold, F. X., C. Li and V. Z. Yue, "Global Yield Curve Dynamics and Interactions: A Dynamic Nelson-Siegel Approach," *Journal of Econometrics*, 146, 2008.
18. Dobbs, Richard, Susan Lund, Tim Koller and Ari Shwayder, "QE and ultra-low interest rates: Distributional effects and risks", *McKinsey Global Institute Discussion Paper*, 2013.
19. Gürkanyak, R. S., B. Sack, and J. H. Wright, "The U. S. Treasury Yield Curve: 1961 to the Present," *Journal of Monetary Economics*, 54, 2007.

20. Jacquier, E., N. Polson, and P. Rossi, "Bayesian analysis of stochastic volatility". *Journal of Business and Economic Statistics* **12**, 1994.
21. Jotikasthira, C., Anh Le, and L. Christian. "Why do term structures in different currencies co-move?." *Journal of Financial Economics* 115.1, 2015.
22. International Monetary Fund, "2014 spillover report", *IMF Multilateral Policy Issues Report*, 2014
23. Kim, C.J. and C.R. Nelson, "State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications," *MIT Press*, Cambridge, 1999.
24. Kim, Don H. and Jonathan H. Wright, "An Arbitrage-Free Three-Factor Term Structure Model and the Recent Behavior of Long-Term Yields and Distant-Horizon Forward Rates", *Finance and Economics Discussion Series*, 33, 2005.
25. Kim, S., N. Shephard, and S. Chib, "Stochastic volatility: likelihood inference and comparison with ARCH models". *Review of Economic Studies* **65**, 1998.
26. Koop, G., and D. Korobilis. "Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics". *Foundations and Trends in Econometrics*, 2009.
27. Litterman, R. B., and J. Scheinkman, "Common Factors Affecting Bond Returns", *The Journal of Fixed Income*, 1991.
28. Mumtaz H. and P. Surico, "Time-varying yield curve dynamics and monetary policy," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 24(6), 2009.
29. Miyajima, K., M.S. Mohanty and T. Chan, "Emerging market local currency bonds: diversification and stability", *BIS Working Papers* No 391, 2012.
30. Miyajima, K., M.S. Mohanty and J. Yetman, "Spillover of US unconventional monetary policy to Asia: the role of long-term interest rates", *BIS Working Papers* No 478, 2014.
31. Nakajima, J. "Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: An overview of methodology and empirical applications", Institute for Monetary and Economic Studies, *Bank of Japan*, 2011.
32. Nelson, C. R., and A.F., Siegel, "Parsimonious modeling of yield curves," *Journal of Business*, 60, 1987.
33. Peiris, Shanaka J., "Foreign Participation in Emerging Markets' Local Currency Bond Markets", *IMF Working Paper* No 88, 2010.
34. Primiceri, G. E., "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy". *The Review of Economic Studies*, 72(3), 2005.
35. Taylor, J., "International monetary policy coordination: past, present and future, *BIS Working Paper* No 437, 2014
36. Turner, P., "Benign neglect of the longterm interest rate", *BIS Working Papers* No 403, 2013.
37. Turner, P., "The global long-term interest rate, financial risks and policy choices in EMEs", *BIS Working Papers* No 441, 2014.

<부록 1> 동태적 Nelson-Siegel 모형의 상태공간 모형형태 및 사전분포

본고에서 각 국가의 수익률곡선의 요인추정에 사용한 동태적 Nelson-Siegel 모형은 다음과 같다.

[관측방정식(measurement equation)]

$$\begin{bmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} \right) \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} - e^{-\lambda\tau_1} \right) \\ 1 \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} \right) \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} - e^{-\lambda\tau_2} \right) \\ \vdots \\ 1 \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau_n}}{\lambda\tau_n} \right) \left(\frac{1-e^{-\lambda\tau_n}}{\lambda\tau_n} - e^{-\lambda\tau_n} \right) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \beta_{3t} \end{bmatrix} + e_t, \quad e_t \sim iidN(0, R), \quad R = \begin{pmatrix} \sigma_{e1}^2 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & 0 \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_{en}^2 \end{pmatrix}$$

[전이방정식(transition equation)]

$$\begin{bmatrix} \beta_{1t} \\ \beta_{2t} \\ \beta_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \phi_{22} & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{1t-1} \\ \beta_{2t-1} \\ \beta_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \end{bmatrix}, \quad v_t \sim iidN(0, \Sigma)$$

관측방정식의 종속변수는 각 만기별 수익률이며 e_t 는 관측방정식의 오차항, R은 e_t 의 분산·공분산행렬이다. 전이방정식의 $\mu_i (i=1,2,3)$ 및 $\phi_{ij} (i=1,2,3, j=1,2,3)$ 은 각 요인의 절편 및 계수이다. $v(i=1,2,3)$ 는 전이방정식의 오차항, Σ 는 v_t 의 분산·공분산행렬이다. 각 모수에 대한 사전확률분포는 다음과 같다.

<표 1> 모수에 대한 사전확률분포

모수	분포	범위	평균	분산
$\sigma_{ej}^2, j=1,2,\dots,n$	역 Gamma	$(0, +\infty)$	0.01	0.01
$(\mu_i, \phi_{ii}), i=1,2,3$	정규분포	$(-\infty, +\infty)$	(0,0.9)	(10,10)
			자유도	규모행렬
Σ	역 Wishart	양의 정부호행렬 (positive definite)	2	$\begin{pmatrix} 5 & 0 & 0 \\ 0 & 2.5 & 0 \\ 0 & 0 & 2.5 \end{pmatrix}$

※ 전이방정식 모수 $(\mu_i, \phi_{ii}), i=1,2,3$ 샘플링은 정상성조건을 만족하는 경우에
만 샘플링하였다.

<부록 2> VAR모형 및 시변모수 VAR모형의 사전확률분포²⁸⁾

VAR 모형의 모수에 대한 사전확률분포로는 Minnesota 사전분포를 사용하였다. Minnesota 사전분포는 VAR모형의 각 변수가 임의보행 또는 AR(1)모형을 따른다고 보고 계수의 사전분포 평균과 분산을 설정하는 방법이다. 계수행렬(Φ_1)의 사전분포는 $\tilde{\phi} \sim N(\tilde{\phi}_0, H)$ 을 따르며, 본고는 ϕ_{ii} , $i=1,2,4,5$ 의 경우 계수의 사전분포 평균은 0.95, 나머지 계수의 평균은 0으로 설정하였다. $\tilde{\phi}$ 는 계수행렬(Φ_1)을 쌓아서(stacked) 열벡터로 정렬한 벡터이다. 분산(H)은 지난 기 시차 계수에 대한 분산은 $(\lambda_1)^2$, 나머지 계수에 대한 분산은 $\left(\frac{\sigma_i \lambda_1}{\sigma_j}\right)^2$ if $i \neq j$, 상수항은 $(\sigma_i \lambda_c)^2$ 으로 설정하였다. $i, j=1,2,3,4,5$ 이며, 추정 시 $\lambda_1 = 0.1$, $\lambda_c = 1$ 으로 지정하였다. $i=1,2$ 이고 $j \geq 3$ 인 경우에는 $\left(\frac{\sigma_i \lambda_1}{\sigma_j}\right)^2$ 대신 $1e-9$ 의 값으로 지정하여 Block VAR의 제약조건을 부여하였다. 오차항의 분산(R)의 사전분포는 $R \sim IW(R_0, \nu_0)$, $\nu_0 = N+1$, $R_0 = eye(N)$ 으로 설정하였다. IW 는 역 Wishart 분포를 의미하며 ν_0 은 자유도 R_0 은 양의 정부호행렬, N 은 VAR변수 추정에 사용된 변수의 개수이다. 사후분포 추정 시 모수 샘플링은 정상성 조건을 만족하는 경우에만 샘플링하였다.

시변모수 VAR 모형에서 모수는 Q , D_1, D_2, D_3 및 $\sigma_{w,i}^2$, $i=1,2,3,4$ 이다. Q 행렬의 사전분포는 $p(Q) \sim IW(Q_0, T_0)$ 으로 설정하였으며, $Q_0 = p_{00} \times T_0 \times \tau$ 이다. T_0 는 사전분포를 구하는데 이용된 표본 기간 수, p_{00} 는 T_0 기간의 OLS 추정치의 분산공분산 행렬, τ 는 Q_0 의 크기를 조정하는 규모요인으로 $\tau = 3.510^{-4}$ 으로 지정하였다. D_1 의 사전분포는 $p(D_1) \sim IG(D_{10}, T_0)$, IG 는 역 감마분포를 의미한다. D_2 및 D_3 행렬의 사전분포는 $p(D_2) \sim IW(D_{20}, T_0)$, $p(D_3) \sim IW(D_{30}, T_0)$ 로 설정하였다. 추정 시 $D_{10} = 0.001$, $D_{20} = eye(2) \times 0.001$, $D_{30} = eye(3) \times 0.001$ 으로 설정하였다. $\sigma_{w,i}^2$ 의 사전분포는 $p(\sigma_{w,i}^2) \sim IG(w_0, \nu_0)$ 설정하였으며, $w_0 = 0.01^2$, $\nu_0 = 1$ 로 지정하였다. 시변모수 VAR에서도 사후분포 추정 시 모수 샘플링은 정상성 조건을 만족하는 경우에만 샘플링하였다.

Carter and Kohn(1994) 방식을 이용한 사후분포 추정 시 필요한 계수행렬(Φ_t)의 초기값은 T_0 기간의 OLS 추정치 및 분산공분산 행렬, A_t 의 초기값은 T_0 기간의 OLS 추정치를 이용해서 구한 잔차항의 분산·공분산 행렬을 Cholesky 분해를 적용하여 구한 값의 역행렬을 사용하였다. H_t 의 초기값은 T_0 기간의 관측치 자료의 분산을 이용하였다. Jacquier et al.(1994)가 제시한 확률변동성모형 추정 방법을 사용하려면 $\ln h_{i,0} \sim N(\bar{\mu}_i, \bar{\sigma}_h)$ 에 대한 평균과 분산을 지정해야 하며, 본고는 $\bar{\mu}_i$ 는 T_0 기간의 잔차항의 분산·공분산행렬의 대각원소의 로그값을 $\bar{\sigma}_h$ 은 10으로 지정하였다.

28) 본고에서 사용한 VAR 및 시변모수 VAR의 사전분포 지정방법은 Blake & Mumtaz(2012)을 참조하여 설정하였다.