

국제금융시장 충격이 국내금융시장 변동성에 미치는 영향*

이근영**

— 국문초록 —

본 연구에서는 기존 모형들을 확장해 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외변수를 외생적으로 가정한 후 이들 해외뉴스충격이 국내금리, KOSPI, 원/달러환율 변동성에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다. 분석결과 해외변수를 고려하는 경우 국내금리, KOSPI, 원/달러환율 등의 국내뉴스충격은 다른 국내금융변수의 변동성에 거의 영향을 미치지 못하는 반면 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외뉴스충격은 국내금융변수의 변동성을 상대적으로 크게 증대시킨다, 또한 해외뉴스충격의 경우에도 금리에 대한 충격보다는 주식시장이나 외환시장에 대한 충격이 보다 더 큰 국내금융시장의 변동성을 가져온다.

핵심단어 : 해외뉴스충격, 변동성, 구조형 VAR 모형, 구조형 GARCH 모형
 JEL 분류기호 : F3, G1

I. 서론

1990년대 이후 국내 금융 및 자본시장의 자유화로 외환, 주식, 및 채권 등 국내금융시장의 변동성이 크게 증가하였다. 한 예로 1990년 3월 환율제도가 복수통화바스켓제도에서 시장평균환율제도로 바뀌면서 일일 환율 변동 허용폭이 $\pm 0.4\%$ 에서 1997년 11월에

투고일 2010년 04월 14일; 수정일 2010년 07월 19일; 게재확정일 2010년 09월 30일

* 이 논문은 성균관대학교의 2008학년도 성균학술연구비에 의하여 연구되었음. 또한 이 논문은 2010 경제학 공동학술대회에서 발표된 논문으로 유익한 논평을 해주신 한국금융연구원의 박성욱 박사과 익명의 심사위원들께 감사사를 드립니다.

** 성균관대학교 경제학부 교수(Tel : 02-760-0614, E-mail : lky@skku.ac.kr)

는 $\pm 10\%$ 까지 점차적으로 증가함에 따라 환율변동성이 크게 증가한다. 특히 1997년 금융·외환위기의 여파로 1997년 12월 시장평균환율제도가 자유변동환율제도로 이행하면서 환율변동성은 폭발적으로 상승한다. 주식시장의 경우도 마찬가지로 일일 주가 상하한 변동폭이 초기에 $\pm 4\%$ 에서 점차 확대됨에 따라 주식수익률의 변동성이 점차 커지다가 금융·외환위기 전후로 극대화된다. 이와 같이 외환시장과 주식시장에서 환율과 주가 등이 시장가격결정원리에 의해 그 날의 시장상황을 즉시 반영함에 따라 이들의 변동성이 점차 증대함은 물론 이들 시장간의 상관관계도 더욱 밀접해지고 있다.

한편 국내금융시장이 1990년대 이후 자유화와 더불어 외국인에게 점진적으로 개방됨에 따라 국제금융시장의 국내금융시장에 대한 영향력이 점차 증대하고 있다. 예를 들어 외국인 주식투자 한도가 1992년에 10%에서 점차적으로 확대되다가 1998년에 완전 개방됨에 따라 국내주가가 국제포트폴리오에 기초해 움직이는 외국인 투자자에 의해 크게 영향을 받게 되었다. 이에 따라 국내주가가 국제주가에 동조화 되는 현상이 나타날 뿐만 아니라 국제주식시장의 충격이 국내주식시장의 변동성을 크게 증가시키게 되었다. 외환시장도 외환자유화와 환율변동폭의 확대로 원/달러환율이 매일 그날의 시장 수요와 공급을 반영할 수 있음에 따라 상대적으로 수출경쟁력의 지표가 될 수 있는 엔/달러환율에 동조화 되는 현상이 외환위기 이후 일정기간에 걸쳐 심화되는 현상이 나타났었다. 또한 엔/달러환율의 충격에 따라 원/달러환율의 변동성이 크게 증가하였다. 최근 이러한 현상들은 글로벌 금융위기의 여파로 다시 한 번 최고조에 달하였다.

이와 같이 금융 및 자본시장의 개방과 자유화는 외환 및 주식 등 국내금융시장의 변동성과 상관성을 크게 증가시킨다. 뿐만 아니라 국내외 금융시장간의 장벽이 허물어짐에 따라 국내자산가격이 국제자산가격에 동조화되고 국제금융시장의 충격이 국내금융시장의 변동성을 크게 증가시키는 현상이 심화되고 있다. 특히 소규모개방경제인 우리 경제는 국제교역과 외국자본에 크게 의존하고 있을 뿐만 아니라 우리 경제에서 차지하는 금융산업의 비중이 더욱 증가함에 따라 국제금융시장의 충격이 국내경제의 안정성에 미치는 영향은 더욱 커지고 있다.

국제금융시장의 충격은 주요 선진국의 주식시장과 외환시장으로부터 발생하는데 이들 시장들은 경제성장과 물가안정, 그리고 경상수지와 밀접한 관련을 갖고 있다. 또한 주요 선진국의 통화정책은 최근 서브프라임 모기지 사태에서 알 수 있는 바와 같이 거시경제여건이나 금융시장의 의해 영향을 받을 뿐만 아니라 또한 반대로 이들에게 큰 영향을

미치기도 한다. 특히 미국의 통화정책은 국내금융시장은 물론 세계금융시장에 점차 더 큰 영향력을 행사하고 있다. 따라서 국제금융시장의 충격이 국내금융시장의 변동성에 미치는 영향을 살펴보기 위해서는 이들 미국주가와 엔/달러환율, 그리고 미국통화정책의 충격효과를 분석하는 것이 중요하다.

따라서 본 연구에서는 이와 같은 국제 외환 및 주식시장 등에서의 충격이 국내금융시장의 안정성에 어떤 영향을 미치는가를 변동성 모형을 통해 집중적으로 조명해 보고자 한다. 지금까지 대부분의 기존 연구들이 국내금융시장간 파급효과 또는 특정한 금융시장에서의 국제적 파급효과를 살펴보는 데 비해 본 연구에서는 이들을 통합해 국제금융 또는 외환시장의 충격이 국내금융 및 외환시장의 변동성에 어떤 영향을 미치는가를 분석하고자 한다. 즉 기존의 모형들과 달리 외국변수들을 block exogenous로 처리해 추정 파라미터의 수를 줄인 Lastrapes(2005, 2006)의 VAR 모형을 조건부 평균모형으로 사용한다. 또한 조건부 분산모형으로는 Rigobon and Sack(2003)의 구조형 GARCH 모형을 변형하여 사용한다.

실증분석결과 해외변수를 고려하는 경우 국내금리, KOSPI, 원/달러환율 등의 국내 뉴스충격은 다른 국내금융변수의 변동성에 거의 영향을 미치지 못하는 반면 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외뉴스충격은 국내금융변수의 변동성을 상대적으로 크게 증대시킨다. 또한 해외뉴스충격의 경우에도 금리에 대한 충격보다는 주식시장이나 외환시장에 대한 충격이 국내금융시장의 변동성을 보다 더 크게 증가시킨다.

본 논문은 다음과 같은 내용으로 구성된다. 먼저 제 II장에서는 국내외 기존연구들에 대해 살펴본다. 제 III장에서는 조건부 평균모형으로 외국변수를 block exogenous로 가정한 VAR 모형(Lastrapes, 2005, 2006)을 설정한 후 이를 바탕으로 Rigobon and Sack(2003)의 구조형 GARCH 모형을 외국변수를 block exogenous로 가정한 모형으로 전환한다. 제 IV장에서는 1999년 이후부터 최근까지의 일일 국제금리, 엔/달러환율, 다우존스지수, 국내금리, KOSPI, 원/달러환율 등의 자료에 대한 통계적 특성을 살펴본다. 제 V장에서는 이 통계적 특성을 바탕으로 조건부 평균모형과 분산모형을 추정한다. 제 VI장에서는 조건부 분산모형의 추정결과를 이용하여 충격반응효과를 분석해 본다. 글로벌 충격으로 국제금리나 엔/달러환율, 그리고 다우존스지수의 충격이 국내금융 및 외환시장의 변동성에 어떤 영향을 미치는가를 분석한다. 제 VII장에서는 논문을 요약하고 주요 결론을 도출한다.

II. 기존 연구

기존의 국내외 연구들은 일반적으로 국내금융시장간의 상관관계 또는 변동성의 파급효과를 분석하거나 주식시장 또는 외환시장과 같은 특정 시장에서의 국제적 파급효과를 분석한다.

국내금융시장간의 파급효과를 분석한 전자의 예로 Rigobon and Sack(2003)은 구조형 GARCH 모형을 이용하여 미국 주가와 미국 장·단기 금리가 같은 시점에서 서로에게 어떤 영향을 미치는가를 분석하고 있다. 즉 국내금융시장의 동시기적인 인과관계를 살펴 보았다. 한편 Flemming, Kirby, and Ostdiek(1998)는 국내 주식, 채권, 화폐시장간의 변동성 파급효과를 GMM 방법을 통해 분석하였다. 우리나라의 경우에는 이근영(2002)이 확률적 변동성을 모형에 통해 콜금리, 회사채수익률, 주식수익률간의 변동성이 어떤 상관관계를 가지고 있는가를 살펴보았다. 뿐만 아니라 이근영(2003)은 국내금융시장간의 상관관계와 변동성을 동시에 분석하고 있다.

외환 또는 주식 등 특정한 한 시장에서의 국제적인 파급효과를 분석한 후자의 예로 Bollerslev(1990)는 조건부 공분산행렬은 가변적이거나 조건부 상관계수는 상수라고 가정된 다변량 GARCH 모형을 통해 EU 회원국 환율변화율간의 상관관계를 살펴보고 있다(이근영, 2000 참고). 한편 Longin and Solnik(1995), Tse and Tsui(2002), Engle(2002) 등은 자산수익률간의 상관관계가 시간이 흐름에 따라 동태적으로 변화하고 있음을 보여 주고 있다. 우리나라의 경우에는 이근영(2001)이 Engle(2002) 모형을 이용하여 원/달러환율이 엔/달러환율과 동태적으로 어떤 상관관계를 가지고 있는가를 살펴보고 있다. 변동성과 관련하여서는 Engle, Ito, and Lin(1990)이 GARCH 모형을 통해 외환시장에서의 충격이 국제적으로 환율변동성에 어떤 영향을 미치는가를 분석하였으며 Harvey, Ruiz, and Shephard(1994)은 확률적(stochastic) 변동성 모형을 이용하여 외환시장 변동성간의 상관관계를 살펴보았다.¹⁾

본 연구에서는 이 두 가지 방향의 기존 연구들을 통합해 금리, 외환, 주식 등의 국제금융시장의 충격이 국내금융시장의 변동성에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

1) 그 밖에 국내의 주식시장간의 동조화 현상을 분석한 연구로는 남주하·윤기향(2001), 박준용(2003) 등이 있고 국내의 채권시장간의 상호연관성을 분석한 연구로는 홍정효·문규현(2004), 원승연(2006) 등이 있다. 또한 이종욱·장원창·정재식(2002)과 유복근·최경욱(2010) 등은 주식 및 외환시장 등을 포함하는 국내의 금융시장간의 연계성을 분석하고 있다.

Ⅲ. 추정모형

1. 조건부 평균모형

본 연구에서는 조건부 평균모형으로 다음과 같은 모형이 고려된다(<부록 A> 참조).

$$\begin{pmatrix} Y_{F,t} \\ Y_{D,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_F \\ b_D \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{pmatrix} \Delta_{FF}^i & 0 \\ \Delta_{DF}^i & \Delta_{DD}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_{F,t-i} \\ Y_{D,t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \nu_{F,t} \\ \nu_{D,t} \end{pmatrix} \quad (1)$$

식 (1)에서 $Y_{F,t}$ 는 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외변수로 구성된 3×1 벡터이고 $Y_{D,t}$ 는 국내금리, KOSPI, 원/달러환율 등의 국내변수로 구성된 3×1 벡터이다. 파라미터 Δ_{FF}^i , Δ_{DF}^i , Δ_{DD}^i 는 각각 3×3 행렬이며 오차항 $\nu_{F,t}$ 와 $\nu_{D,t}$ 는 각각 3×1 벡터이다. 식 (1)은 다음과 같이 분리해서 나타낼 수 있다.

$$Y_{F,t} = b_F + \sum_{i=1}^p \Delta_{FF}^i Y_{F,t-i} + \nu_{F,t}, \quad E(\nu_F \nu_F') = \Omega_{FF} \quad (2)$$

$$Y_{D,t} = c_D + \sum_{i=0}^p \Psi_i Y_{F,t-i} + \sum_{i=1}^p \Delta_{DD}^i Y_{D,t-i} + \eta_t, \quad E(\eta_t \eta_t') = V \quad (3)$$

식 (3)에서 c_D , Ψ_0 , Ψ_i , $E(\eta_t \eta_t')$ 는 각각 다음과 같다(Hamilton, 1994 참조).

$$c_D = b_D - \Psi_0 b_F \quad (4)$$

$$\Psi_0 = \Omega_{DF} \Omega_{FF}^{-1} \quad (5)$$

$$\Psi_i = \Delta_{DF}^i - \Psi_0 \Delta_{FF}^i, \quad i = 1, \dots, p \quad (6)$$

$$E\eta_t \eta_t' \equiv V = \Omega_{DD} - \Omega_{DF} \Omega_{FF}^{-1} \Omega_{DF}' \quad (7)$$

식 (2)와 식 (3)에 대한 OLS에 의한 파라미터 추정치가 효율성을 가지고 있다. 따라서 축약형 VAR 모형의 파라미터인 $\Delta(L)$ 과 Ω 을 식 (4)부터 식 (7)을 이용하여 도출하는 것은 어렵지 않다.

$\nu_t = \Gamma_0^{-1} \epsilon_t$ 을 식 (A5)에 대입한 후 식 (A4)와 비교하면 θ_i 는 다음과 같다.

$$\theta_0 = \Gamma_0^{-1} \quad (8)$$

$$\theta_i = A_i \theta_0, \quad i = 1, 2, \dots \quad (9)$$

Γ_0 는 변수간 같은 시점의 직접적인 인과관계를 보여주는 반면 식 (8)에서 θ_0 는 간접적인 관계를 포함한 전반적인 인과관계를 보여준다. A_i 는 식 (A5)을 사용하여 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$A_0 = I \quad (10)$$

$$A_i = \Delta_1 A_{i-1} + \dots + \Delta_p A_{i-p}, \quad i = 1, 2, \dots \quad (11)$$

2. 조건부 분산모형

여기서는 조건부 분산모형으로 다음과 같은 모형이 고려된다(부록B 참조).

$$H_t = \begin{pmatrix} H_{TT,t} & H_{TD,t} & H_{T\yen,t} & H_{TC,t} & H_{TK,t} & H_{TW,t} \\ & H_{DD,t} & H_{D\yen,t} & H_{DC,t} & H_{DK,t} & H_{DW,t} \\ & & H_{\yen\yen,t} & H_{\yen C,t} & H_{\yen K,t} & H_{\yen W,t} \\ & & & H_{CC,t} & H_{CK,t} & H_{CW,t} \\ & & & & H_{KK,t} & H_{KW,t} \\ & & & & & H_{WW,t} \end{pmatrix} \quad (12)$$

$$\text{vech}(H_t) = \Theta_L \cdot \omega + \Theta_L \cdot B \cdot (\Theta_0^2)^{-1} \begin{pmatrix} H_{TT,t-1} \\ H_{DD,t-1} \\ H_{\yen\yen,t-1} \\ H_{CC,t-1} \\ H_{KK,t-1} \\ H_{WW,t-1} \end{pmatrix} + \Theta_L \cdot A \cdot (\Theta_0^2)^{-1} \begin{pmatrix} \nu_{T,t-1}^2 \\ \nu_{D,t-1}^2 \\ \nu_{\yen,t-1}^2 \\ \nu_{C,t-1}^2 \\ \nu_{K,t-1}^2 \\ \nu_{W,t-1}^2 \end{pmatrix} \quad (13)$$

식 (13)에서 $\text{vech}(H_t)$ 는 식 (12)와 같은 6×6 행렬 H_t 의 상방 삼각행렬 부분을 1열부터 차례로 쌓아 21×1 벡터로 표시한 것을 의미한다. T, D, \yen, C, K, W 은 각각 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율, 국내금리, KOSPI, 원/달러환율 등을 표시한다. 식

(13)은 축약형 충격의 조건부 분산 뿐만 아니라 공분산 또한 구조형 충격의 경우와 달리 1기전의 각 변수의 뉴스충격과 분산에 의해 영향을 받고 있음을 보여준다. 이미 식 (8)에서 살펴본 바와 같이 θ_0 은 Γ_0^{-1} 와 동일하고 파라미터 θ_L 은 다음과 같다.

$$\theta_L = \begin{pmatrix} \theta_{L,T} \\ \theta_{L,D} \\ \theta_{L,\text{¥}} \\ \theta_{L,C} \\ \theta_{L,K} \\ \theta_{L,W} \end{pmatrix} \quad (14)$$

$$\theta_{L,T} = \begin{pmatrix} \theta_{TT}^2 & \theta_{TD}^2 & \theta_{T\text{¥}}^2 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{TT}\theta_{DT} & \theta_{TD}\theta_{DD} & \theta_{T\text{¥}}\theta_{D\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{TT}\theta_{\text{¥}T} & \theta_{TD}\theta_{\text{¥}D} & \theta_{T\text{¥}}\theta_{\text{¥}\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{TT}\theta_{CT} & \theta_{TD}\theta_{CD} & \theta_{T\text{¥}}\theta_{C\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{TT}\theta_{KT} & \theta_{TD}\theta_{KD} & \theta_{T\text{¥}}\theta_{K\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{TT}\theta_{WT} & \theta_{TD}\theta_{WD} & \theta_{T\text{¥}}\theta_{W\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$\theta_{L,D} = \begin{pmatrix} \theta_{DT}^2 & \theta_{DD}^2 & \theta_{D\text{¥}}^2 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{DT}\theta_{\text{¥}T} & \theta_{DD}\theta_{\text{¥}D} & \theta_{D\text{¥}}\theta_{\text{¥}\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{DT}\theta_{CT} & \theta_{DD}\theta_{CD} & \theta_{D\text{¥}}\theta_{C\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{DT}\theta_{KT} & \theta_{DD}\theta_{KD} & \theta_{D\text{¥}}\theta_{K\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{DT}\theta_{WT} & \theta_{DD}\theta_{WD} & \theta_{D\text{¥}}\theta_{W\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$\theta_{L,\text{¥}} = \begin{pmatrix} \theta_{\text{¥}T}^2 & \theta_{\text{¥}D}^2 & \theta_{\text{¥}\text{¥}}^2 & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{\text{¥}T}\theta_{CT} & \theta_{\text{¥}D}\theta_{CD} & \theta_{\text{¥}\text{¥}}\theta_{C\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{\text{¥}T}\theta_{KT} & \theta_{\text{¥}D}\theta_{KD} & \theta_{\text{¥}\text{¥}}\theta_{K\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \\ \theta_{\text{¥}T}\theta_{WT} & \theta_{\text{¥}D}\theta_{WD} & \theta_{\text{¥}\text{¥}}\theta_{W\text{¥}} & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\theta_{L,C} = \begin{pmatrix} \theta_{CT}^2 & \theta_{CD}^2 & \theta_{C\text{¥}}^2 & \theta_{CC}^2 & \theta_{CK}^2 & \theta_{CW}^2 \\ \theta_{CT}\theta_{KT} & \theta_{CD}\theta_{KD} & \theta_{C\text{¥}}\theta_{K\text{¥}} & \theta_{CC}\theta_{KC} & \theta_{CK}\theta_{KK} & \theta_{CW}\theta_{KW} \\ \theta_{CT}\theta_{WT} & \theta_{CD}\theta_{WD} & \theta_{C\text{¥}}\theta_{W\text{¥}} & \theta_{CC}\theta_{WC} & \theta_{CK}\theta_{WK} & \theta_{CW}\theta_{WW} \end{pmatrix},$$

$$\theta_{L,K} = \begin{pmatrix} \theta_{KT}^2 & \theta_{KD}^2 & \theta_{K\text{¥}}^2 & \theta_{KC}^2 & \theta_{KK}^2 & \theta_{KW}^2 \\ \theta_{KT}\theta_{WT} & \theta_{KD}\theta_{WD} & \theta_{K\text{¥}}\theta_{W\text{¥}} & \theta_{KC}\theta_{WC} & \theta_{KK}\theta_{WK} & \theta_{KW}\theta_{WW} \end{pmatrix},$$

$$\theta_{L,W} = (\theta_{WT}^2 \quad \theta_{WD}^2 \quad \theta_{W\text{¥}}^2 \quad \theta_{WC}^2 \quad \theta_{WK}^2 \quad \theta_{WW}^2)$$

식 (14)에서 θ_L 은 21×6 행렬이며 국내 뉴스충격이 해외변수에 영향을 미치지 못한다고 가정했기 때문에 $\theta_{L,T}$, $\theta_{L,D}$, $\theta_{L,\text{¥}}$ 의 4, 5, 6열은 0으로 구성된다.

한편 식 (13)과 같이 유사한 형태를 가지나 파라미터에 제약을 두지 않은 축약형 GARCH 모형은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\text{vech}(H_t) = \kappa_0 + K_1 \begin{pmatrix} H_{TT,t-1} \\ H_{DD,t-1} \\ H_{\text{¥¥},t-1} \\ H_{CC,t-1} \\ H_{KK,t-1} \\ H_{\text{₩₩},t-1} \end{pmatrix} + K_2 \begin{pmatrix} \nu_{T,t-1}^2 \\ \nu_{D,t-1}^2 \\ \nu_{\text{¥},t-1}^2 \\ \nu_{C,t-1}^2 \\ \nu_{K,t-1}^2 \\ \nu_{\text{₩},t-1}^2 \end{pmatrix} \quad (15)$$

식 (15)에서 κ_0 은 21×1 , K_1 과 K_2 은 각각 21×6 인데 θ_L 의 경우와 마찬가지로 국내 뉴스충격이 해외변수에 영향을 미치지 못한다고 가정했기 때문에 K_1 과 K_2 의 좌상 방 15×3 행렬은 각각 0으로 구성된다.

IV. 자료의 특성

실증분석에 사용되는 자료는 미국금리, 다우존스지수(DJ), 엔/달러환율(¥/\$), 국내 금리, KOSPI, 원/달러환율 등의 일별 자료이다. 미국금리로는 미연방기금금리 또는 미재무부증권금리(3개월)가 사용되며 국내금리로는 콜금리(익일), CD금리(91일), CP금리(91일), 또는 회사채수익률(3년) 등이 사용된다. 그러나 지면절약상 자료의 특성은 상대적으로 시황에 따라 변동이 큰 재무부증권금리와 회사채수익률을 사용한 경우, 즉 재무부증권금리(USTB), 다우존스지수(DJ), 엔/달러환율(¥/\$), 회사채수익률(CBR), KOSPI, 원/달러환율(₩/\$) 등의 6개 변수가 사용된 경우를 분석한다.²⁾ 분석기간은 1999년 1월 4일부터 2009년 4월 23일까지이며 표본크기는 2539개이다. 미국금리와 엔/달러환율은 FRB 자료를, 국내금리와 원/달러환율은 한국은행 자료를 각각 사용하였으며 다우존스지수와 KOSPI 자료는 추가로 Thompson Reuters의 Datastream Database로부터 얻었다. 일별 자료를 사용하는 경우 한국과 미국 사이에 시차문제가 발생하기 때문에 본 연구에서는 이 문제를 해결하기 위해 2일 간의 평균자료를 사용한다.³⁾ 모형을 추정하기 전에 우선

2) 이미 여러 논문들이 원/달러환율이 엔/달러환율에 동조화되는 현상이 2000년대 초반에 나타나고 있음을 보여주고 있을 뿐만 아니라 이근영(2009)과 같은 경우는 원/달러환율에 대한 표본의 예측에서도 유로/달러환율보다는 엔/달러환율이 보다 높은 예측력을 가지고 있음을 보여주고 있기 때문에 여기서는 모형의 복잡성을 줄이기 위해 엔/달러환율의 경우만을 분석한다.

3) 그러나 1일 자료를 이용하는 경우에도 다변량 GARCH 모형의 추정결과에는 기본적으로 큰 차이가 없다.

단위근 및 공적분 검정과 기초통계량을 통해 자료의 특성을 살펴보기로 한다.

1. 단위근 및 공적분 검정

먼저 <표 1>은 4개의 시차를 사용하여 실시한 ADF 검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP 검정(Phillips and Perron, 1988) 결과를 보여주고 있다. PP 검정통계량 추정시 고려되는 오차항의 자기상관 시차수는 Newey and West(1987) 방법을 통해 얻었다. 수준변수에 대한 검정결과는 검정방법 또는 추세항의 포함 여부에 상관없이 6개 변수가 모두 단위근을 갖고 있음을 보여주고 있다. 반면 6개 차분변수를 사용하는 모든 경우에 각 변수가 단위근을 갖고 있다는 귀무가설이 1% 유의수준하에서 통계적으로 기각된다.⁴⁾

<Table 1> Unit Root Tests(Lag = 4)

In the Table, USTB, DJ, ¥/\$, CBR, KOSPI, and ₩/\$ imply the U.S. Treasury bill(3-month), Dow Jones index, yen/dollar exchange rates, corporate bond(3-year), Korea composite stock price index, and won/dollar exchange rates, respectively. ** denotes significant at the 1% level.

Statistics		ADF		PP	
		Trend Excluded	Trend Included	Trend Excluded	Trend Included
Level	USTB	-0.178	-0.529	-0.173	-0.514
	DJ	-1.511	-1.229	-1.426	-1.163
	¥/\$	-1.501	-1.932	-1.360	-1.745
	CBR	-1.223	-1.496	-1.104	-1.349
	KOSPI	-1.190	-1.857	-1.114	-1.729
	₩/\$	-0.936	-0.411	-0.848	-0.372
Difference	USTB	-21.255**	-21.271**	-21.593**	-21.613**
	DJ	-20.494**	-20.523**	-20.865**	-20.900**
	¥/\$	-19.591**	-19.605**	-19.965**	-19.981**
	CBR	-17.176**	-17.172**	-17.068**	-17.062**
	KOSPI	-19.547**	-19.542**	-20.737**	-20.733**
	₩/\$	-18.735**	-18.760**	-19.938**	-20.027**

4) 금리 이외의 주가와 환율의 경우 대수를 취한 수준변수와 이를 차분한 변수가 사용된다.

한편 각 변수에 단위근이 존재하더라도 이들 변수들 사이에는 공적분 관계가 존재할 수 있기 때문에 <표 2>에서는 Johansen(1988) 검정을 통해 이들 변수간의 공적분 관계가 존재하는가를 살펴보았다. 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 외생변수를 고려한 3변수 VAR 모형의 경우 Schwarz 기준에 따르면 시차수가 9이기 때문에 <표 2>는 시차수가 9인 경우의 공적분 검정결과를 보여주고 있다. 2일 평균 자료가 사용되기 때문에 1일 자료가 사용되는 경우보다 시차수가 크게 나타난다. 추세항이 없는 경우에는 공적분 벡터가 존재하지 않는다는 귀무가설($H_0 : r = 0$)이 10% 유의수준하에서도 기각되지 않는다. 그러나 추세항이 있는 경우에는 5% 유의수준하에서 통계량에 따라 검정결과가 다르다. 따라서 본 연구에서는 차분변수를 사용하는 VAR 모형을 살펴보기로 한다.

<Table 2> Johansen Cointegration Tests

In the Table, $H_0 : r = 0$ implies the null hypothesis that a cointegrating vector dose not exist.

H_0	Lag	Trend Included	λ_{max}	Critical Value (95%)	Trace	Critical Value (95%)
$r = 0$	9	×	10.493	21.144	15.497	31.618
		○	28.234	24.482	38.397	39.098

2. 기초통계량

<표 3>은 변수들의 변화율(%)에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 미재무부증권금리(3개월물, USTB) 변화율의 평균은 $-0.172 \times 10^{-2}\%$ 로 금리가 평균적으로 하락하고 있으며 이는 10% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 그러나 <그림 1-1>은 미연준의 통화정책에 따라 미재무부증권금리가 상승과 하락을 반복하고 있음을 보여주고 있다. 다우존스지수(DJ) 수익률의 평균은 -0.006% 이나 통계적으로 유의적이지 못하다. <그림 2-1>은 다우존스지수가 금리와 유사하게 움직이고 있으며 2007년 11월 이후 급격하게 하락하고 있음을 보여주고 있다. 엔/달러환율(¥/\$) 변화율의 평균은 -0.005% 로 다우존스지수와 유사하다. <그림 3-1>은 엔/달러환율이 2000년대 중반 이후 다우존스지수와 같은 방향으로 움직이고 있음을 보여준다. 회사채수익률(CBR) 변화율의 평균은 $-0.089 \times 10^{-2}\%$ 로 금리가 평균적으로 하락하고 있으나 미국금리와 달리 통계적으로 유의적이지 못하다. <그림 4-1>은 회사채수익률의 추세가 미국금리와 비슷함을 보여주고 있다. 한편 KOSPI와

원/달러환율(₩/\$)의 경우 변화율의 평균은 0보다 크나 통계적으로 유의적이지 못하다. <그림 5-1>은 KOSPI의 추이가 다우존스지수와 유사함을 보여주고 있는 반면 <그림 6-1>은 원/달러환율이 2000년대 중반까지는 엔/달러환율과 유사하게 움직였으나 그 이후에는 그렇지 않음을 보여준다. 한편 원/달러환율은 KOSPI와 반대로 움직이고 있음을 알 수 있다.

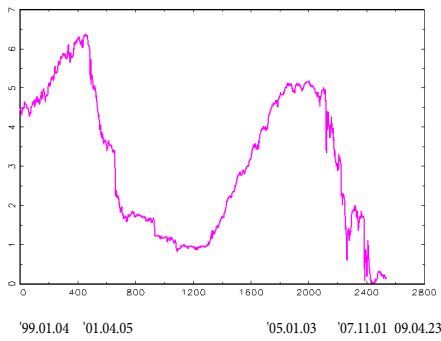
<Table 3> Summary Statistics of Percentage Changes

In the Table, USTB, DJ, ¥/\$, CBR, KOSPI, and ₩/\$ imply the U.S. Treasury bill(3-month), Dow Jones index, yen/dollar exchange rates, corporate bond(3-year), Korea composite stock price index, and won/dollar exchange rates in order. + denotes significant at the 10% level. Q(10) and Q²(10) imply Ljung-Box statistics for 10th order correlation in changes and squared changes, respectively. Numbers in parentheses and brackets present standard errors and the p-values of the asymptotic chi-squared statistics, respectively.

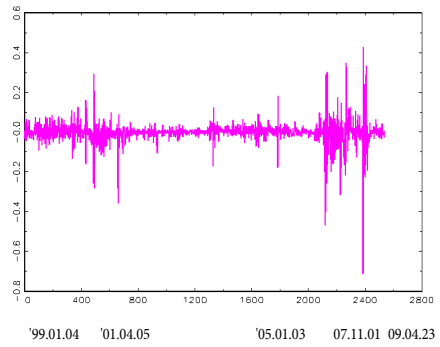
	USTB	DJ	¥/\$	CBR	KOSPI	₩/\$
Mean	-0.172×10^{-2} (0.101×10^{-2}) ⁺	-0.006 (0.018)	-0.005 (0.010)	-0.089×10^{-2} (0.104×10^{-2})	0.033 (0.028)	0.006 (0.010)
Standard Deviation	0.051	0.902	0.480	0.052	1.426	0.514
Skewness	-1.837	-0.329	-0.194	0.548	-0.466	-0.688
Kurtosis	38.205	8.241	5.891	10.957	5.957	38.581
Maximum	0.426	5.555	3.031	0.395	6.781	5.561
Minimum	-0.714	-5.459	-3.127	-0.360	-9.393	-7.070
Q(10)	685.305 [0.000]	498.948 [0.000]	599.635 [0.000]	996.730 [0.000]	647.072 [0.000]	812.720 [0.000]
Q ² (10)	1702.788 [0.000]	3037.483 [0.000]	545.282 [0.000]	987.295 [0.000]	1113.624 [0.000]	2289.770 [0.000]

표준편차의 경우 주가, 환율, 금리의 순으로 크며 해외변수보다는 국내변수가 상대적으로 더 크게 변동했음을 보여주고 있다. 이 점은 <그림 1-2>, <그림 2-2>, <그림 3-2>, <그림 4-2>, <그림 5-2>, <그림 6-2>로부터도 확인할 수 있다. 한편 이들 그림들을 통해 미재무부증권금리, 다우존스지수, 원/달러환율의 경우 글로벌 금융위기 이후 변동

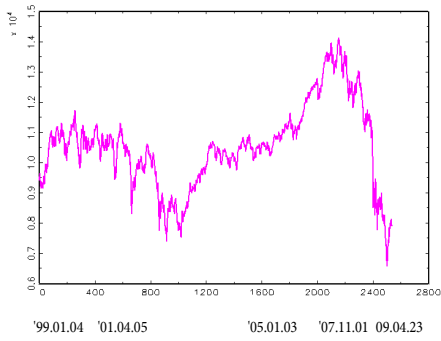
<Figure 1-1> Level of USTB



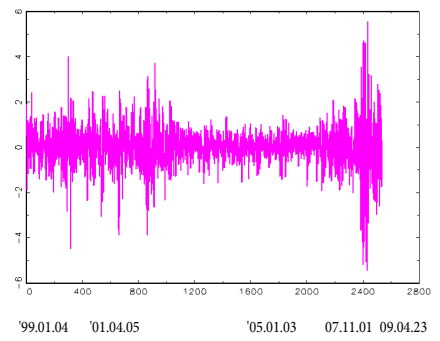
<Figure 1-2> Difference of USTB



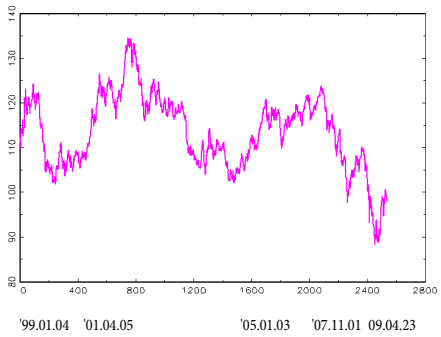
<Figure 2-1> Level of DJ Index



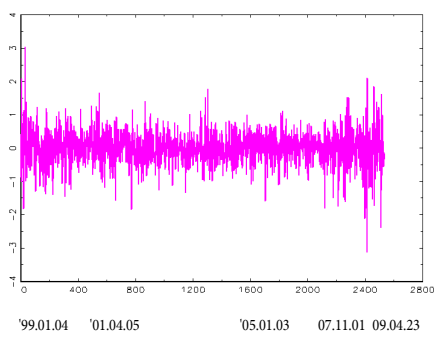
<Figure 2-2> Difference of DJ Index



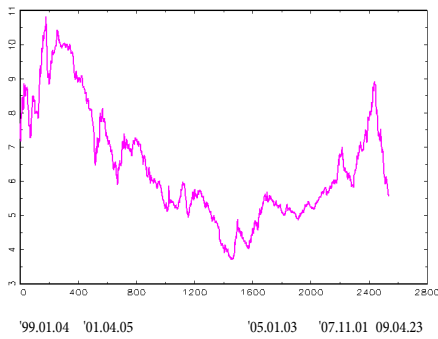
<Figure 3-1> Level of Yen/Dollar



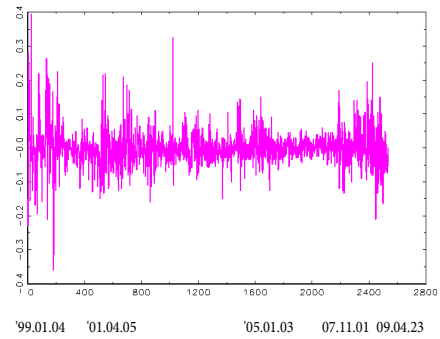
<Figure 3-2> Difference of Yen/Dollar



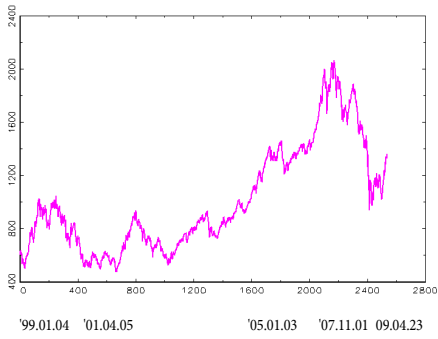
<Figure 4-1> Level of Corporate Bond



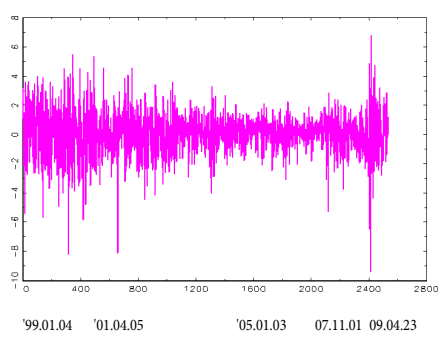
<Figure 4-2> Difference of Corporate Bond



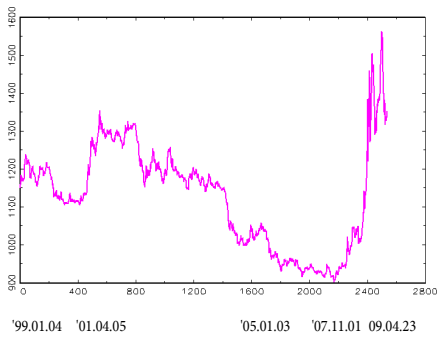
<Figure 5-1> Level of KOSPI



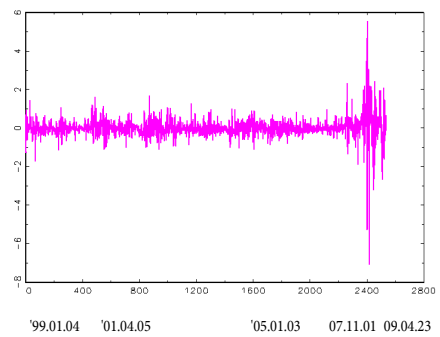
<Figure 5-2> Difference of KOSPI



<Figure 6-1> Level of Won/Dollar



<Figure 6-2> Difference of Won/Dollar



폭이 커졌음을 알 수 있다. 그러나 여기서는 시차문제로 2일 평균자료가 사용되었기 때문에 1일 자료가 사용되는 경우보다 변동폭이 작다.

왜도는 회사채수익률의 경우를 제외하고는 모두 음의 값으로 변화율의 분포가 왼쪽으로 기울어져 있다. 첨도는 모두 정규분포의 첨도인 3보다 크며 특히 글로벌 금융위기 이후 변동폭이 커진 미재무부증권금리와 원/달러환율의 경우 각각 38.205와 38.581로 매우 크다. 최고치는 KOSPI, 원/달러환율, 다우존스지수 순으로 크며 최저치 또한 같은 순서로 절대치가 큰 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기로 위기당사국보다 소규모 개방경제인 우리 경제가 더 큰 혼란을 겪었음을 보여주고 있다.

한편 $Q(10)$ 과 $Q^2(10)$ 는 각각 변화율과 제곱된 변화율의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량(Ljung and Box, 1978)을 보여주고 있다. 2일 평균자료가 사용되고 글로벌 금융위기로 변화율이 자기상관관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설이 모두 1% 유의수준에서 기각된다. 또한 이미 잘 알려진 바와 같이 고빈도 자료가 사용되기 때문에 제곱된 변화율 또한 높은 계열상관관계를 가지고 있다. 이 결과는 본 연구의 분석에 다변량 GARCH 모형이 유용함을 시사한다.

V. 모형추정결과

1. 조건부 평균모형

먼저 조건부 평균모형인 식 (2)와 식 (3)의 추정결과를 살펴본다. <표 4>는 SIC 검정결과에 따라 시차수(p)가 9인 경우의 추정결과를 보여주고 있다. 이미 <그림 1-1>부터 <그림 6-2>에서 확인한 바와 같이 글로벌 금융위기 이후 다우존스지수나 원/달러환율과 같은 변수들이 크게 변동하기 때문에 본 절에서는 식 (2)와 식 (3)에 글로벌 금융위기 관련 더미변수가 추가된 모형을 추정한다. 즉 1999년 1월부터 2008년 8월까지의 0, 이후 기간에는 1인 더미변수가 사용된다.⁵⁾ 추정상의 편의를 위해 국내외 금리의 경우 100을 곱해 bp(basis point)로 나타낸다.

5) 글로벌 금융위기기간으로 2007년 11월부터 2009년 4월까지의 자료를 사용하는 경우에도 전반적인 추정결과는 유사하나 더미변수의 추정치에 대한 통계적인 유의성은 약해진다.

<Table 4> Estimation Results for the VAR(9) Model with Exogenous Variables

In the Table, TB, DJ, ¥/\$, CBR, KOSPI, and ₩/\$ imply the U.S. Treasury bill(3-month), Dow Jones index, yen/dollar exchange rates, corporate bond(3-year), Korea composite stock price index, and won/dollar exchange rates in order. +, *, and ** denote significant at the 10%, 5%, 1% level, respectively.

종속 변수	Y_{TBt}	Y_{DJt}	$Y_{¥/\$,t}$	Y_{CBRt}	$Y_{KOSPI,t}$	$Y_{₩/\$,t}$
상수항	-0.065 (0.076)	0.005 (0.014)	-0.001 (0.007)	-0.021 (0.071)	0.014 (0.019)	-0.002 (0.007)
더미	-0.402 (0.306)	-0.153 (0.056)**	-0.046 (0.029)	-0.385 (0.291)	0.090 (0.079)	0.051 (0.030) ⁺
Y_{TBt}	0.000	0.000	0.000	0.000 (0.019)	0.016 (0.005)**	0.000 (0.002)
Y_{DJt}	0.000	0.000	0.000	0.021 (0.106)	0.247 (0.029)**	-0.056 (0.011)**
$Y_{¥/\$,t}$	0.000	0.000	0.000	0.436 (0.200)*	0.172 (0.054)**	0.074 (0.020)**
Y_{TBt-1}	0.908 (0.020)**	-0.003 (0.004)	0.004 (0.002)*	0.025 (0.026)	-0.021 (0.007)**	0.001 (0.003)
Y_{DJt-1}	0.037 (0.111)	0.834 (0.020)**	0.017 (0.011)	0.112 (0.138)	0.292 (0.038)**	-0.085 (0.014)**
$Y_{¥/\$,t-1}$	0.286 (0.211)	0.077 (0.039)*	0.860 (0.020)**	0.140 (0.263)	-0.111 (0.072)	0.021 (0.027)
Y_{TBt-2}	-0.836 (0.027)**	-0.007 (0.005)	-0.005 (0.003)*	-0.085 (0.030)**	0.020 (0.008)*	0.004 (0.003)
Y_{DJt-2}	-0.082 (0.142)	-0.812 (0.026)**	-0.034 (0.014)*	-0.115 (0.162)	-0.021 (0.004)**	0.048 (0.016)*
$Y_{¥/\$,t-2}$	0.122 (0.275)	-0.105 (0.050)*	-0.773 (0.026)**	-0.293 (0.301)	0.152 (0.082) ⁺	-0.059 (0.031) ⁺
Y_{TBt-3}	0.609 (0.031)**	0.004 (0.006)	0.000 (0.003)	0.083 (0.031)**	-0.019 (0.009)*	-0.006 (0.003) ⁺
Y_{DJt-3}	0.292 (0.164) ⁺	0.748 (0.030)**	0.020 (0.016)	0.361 (0.177)*	0.288 (0.048)**	-0.029 (0.018)
$Y_{¥/\$,t-3}$	0.028 (0.314)	0.067 (0.057)	0.672 (0.030)**	0.062 (0.324)	-0.168 (0.088) ⁺	0.058 (0.033) ⁺
Y_{TBt-4}	-0.520 (0.032)**	-0.001 (0.006)	0.003 (0.003)	-0.066 (0.032)*	0.016 (0.009) ⁺	0.002 (0.003)
Y_{DJt-4}	0.008 (0.176)	-0.643 (0.032)**	-0.025 (0.017)	-0.090 (0.185)	-0.194 (0.050)**	0.024 (0.019)
$Y_{¥/\$,t-4}$	0.346 (0.334)	-0.100 (0.061)	-0.584 (0.032)**	-0.389 (0.336)	0.112 (0.092)	0.049 (0.034)
Y_{TBt-5}	0.461 (0.032)**	0.004 (0.006)	-0.008 (0.003)*	0.063 (0.032)*	-0.029 (0.009)**	0.001 (0.003)

종속 변수	Y_{TBt}	Y_{DJt}	$Y_{\$/\$,t}$	Y_{CBRt}	Y_{KOt}	$Y_{W/\$,t}$
Y_{DJt-5}	0.119 (0.181)	0.519 (0.033)**	-0.007 (0.017)	0.123 (0.185)	0.273 (0.051)**	-0.042 (0.019)**
$Y_{\$/\$,t-5}$	-0.408 (0.341)	0.015 (0.062)	0.479 (0.033)**	-0.022 (0.335)	-0.103 (0.091)	-0.003 (0.034)
Y_{TBt-6}	-0.454 (0.032)**	-0.015 (0.006)	0.004 (0.003)	-0.092 (0.031)**	0.021 (0.009)*	-0.001 (0.003)
Y_{DJt-6}	-0.204 (0.176)	-0.443 (0.032)**	-0.017 (0.017)	-0.109 (0.178)	-0.150 (0.049)**	0.025 (0.018)
$Y_{\$/\$,t-6}$	0.329 (0.333)	-0.031 (0.061)	-0.349 (0.032)**	-0.393 (0.322)	0.124 (0.088)	0.020 (0.033)
Y_{TBt-7}	0.389 (0.031)**	0.018 (0.006)**	-0.003 (0.003)	0.051 (0.030) [†]	-0.028 (0.008)**	-0.003 (0.003)
Y_{DJt-7}	0.052 (0.163)	0.335 (0.030)**	-0.002 (0.016)	0.162 (0.165)	0.143 (0.045)**	-0.025 (0.017)
$Y_{\$/\$,t-7}$	-0.366 (0.311)	0.045 (0.057)	0.278 (0.030)**	0.641 (0.300)*	-0.092 (0.082)	0.010 (0.030)
Y_{TBt-8}	-0.248 (0.027)**	-0.008 (0.005) [†]	0.002 (0.003)	-0.016 (0.026)	0.020 (0.007)**	-0.004 (0.003)
Y_{DJt-8}	-0.007 (0.142)	-0.227 (0.026)**	0.006 (0.014)	-0.124 (0.142)	-0.029 (0.039)	0.006 (0.014)
$Y_{\$/\$,t-8}$	0.434 (0.273)	-0.035 (0.050)	-0.178 (0.026)**	-0.213 (0.261)	0.022 (0.071)	0.003 (0.027)
Y_{TBt-9}	0.137 (0.020)**	0.001 (0.004)	-0.001 (0.002)	0.012 (0.019)	-0.011 (0.005)*	-0.002 (0.002)
Y_{DJt-9}	0.013 (0.111)	0.096 (0.020)**	-0.004 (0.011)	0.043 (0.114)	0.050 (0.031)	-0.030 (0.012)**
$Y_{\$/\$,t-9}$	-0.314 (0.209)	0.024 (0.038)	0.096 (0.020)**	0.160 (0.201)	0.030 (0.055)	0.023 (0.020)
Y_{CBRt-1}	0.000	0.000	0.000	1.031 (0.020)**	-0.007 (0.006)	-0.002 (0.002)
$Y_{KO,t-1}$	0.000	0.000	0.000	-0.008 (0.076)	0.847 (0.021)**	0.006 (0.008)
$Y_{W/\$,t-1}$	0.000	0.000	0.000	0.031 (0.207)	-0.064 (0.056)	0.884 (0.021)**
Y_{CBRt-2}	0.000	0.000	0.000	-0.881 (0.029)**	0.002 (0.008)	0.003 (0.003)
$Y_{KO,t-2}$	0.000	0.000	0.000	0.108 (0.099)	-0.848 (0.027)**	-0.030 (0.010)**
$Y_{W/\$,t-2}$	0.000	0.000	0.000	0.010 (0.273)	0.005 (0.074)	-0.747 (0.028)**
Y_{CBRt-3}	0.000	0.000	0.000	0.800 (0.033)**	-0.007 (0.009)	0.002 (0.003)

종속 변수	$Y_{TB,t}$	$Y_{D,t}$	$Y_{\$/\$,t}$	$Y_{CBR,t}$	$Y_{KO,t}$	$Y_{W/\$,t}$
$Y_{KO,t-3}$	0.000	0.000	0.000	-0.018 (0.117)	0.740 (0.032)**	0.001 (0.012)
$Y_{W/\$,t-3}$	0.000	0.000	0.000	0.442 (0.309)	0.118 (0.084)	0.535 (0.031)**
$Y_{CBR,t-4}$	0.000	0.000	0.000	-0.653 (0.036)**	-0.005 (0.010)	0.000 (0.004)
$Y_{KO,t-4}$	0.000	0.000	0.000	-0.006 (0.127)	-0.663 (0.035)**	0.002 (0.013)
$Y_{W/\$,t-4}$	0.000	0.000	0.000	-0.414 (0.323)	-0.047 (0.088)	-0.518 (0.033)**
$Y_{CBR,t-5}$	0.000	0.000	0.000	0.556 (0.037)**	0.008 (0.010)	-0.02 (0.004)
$Y_{KO,t-5}$	0.000	0.000	0.000	0.166 (0.130)	0.508 (0.035)**	0.014 (0.013)
$Y_{W/\$,t-5}$	0.000	0.000	0.000	0.973 (0.329)**	0.128 (0.090)	0.442 (0.033)**
$Y_{CBR,t-6}$	0.000	0.000	0.000	-0.421 (0.036)**	-0.009 (0.010)	0.008 (0.004)*
$Y_{KO,t-6}$	0.000	0.000	0.000	-0.075 (0.126)**	-0.375 (0.034)**	-0.009 (0.013)
$Y_{W/\$,t-6}$	0.000	0.000	0.000	-0.331 (0.326)	-0.177 (0.089)*	-0.298 (0.033)**
$Y_{CBR,t-7}$	0.000	0.000	0.000	0.286 (0.033)**	0.008 (0.009)	-0.008 (0.003)*
$Y_{KO,t-7}$	0.000	0.000	0.000	-0.015 (0.115)	0.259 (0.031)**	0.020 (0.012) ⁺
$Y_{W/\$,t-7}$	0.000	0.000	0.000	-0.221 (0.312)	0.202 (0.085)*	0.211 (0.032)**
$Y_{CBR,t-8}$	0.000	0.000	0.000	-0.175 (0.028)**	-0.013 (0.008) ⁺	0.008 (0.003)**
$Y_{KO,t-8}$	0.000	0.000	0.000	-0.032 (0.098)	-0.148 (0.027)**	-0.015 (0.010)
$Y_{W/\$,t-8}$	0.000	0.000	0.000	0.111 (0.273)	-0.097 (0.074)	-0.162 (0.028)**
$Y_{CBR,t-9}$	0.000	0.000	0.000	0.089 (0.020)**	0.007 (0.005)	-0.004 (0.002)*
$Y_{KO,t-9}$	0.000	0.000	0.000	0.144 (0.073)*	0.078 (0.020)**	0.018 (0.007)*
$Y_{W/\$,t-9}$	0.000	0.000	0.000	0.002 (0.203)	0.138 (0.055)*	0.047 (0.021)*
R^2	0.479	0.438	0.448	0.554	0.571	0.542

<표 4>가 식 (2)와 식 (3)의 축약모형 추정결과를 보여주고 있다. 그림들을 통해 어느 정도 예상할 수 있는 바와 같이 다우존스지수와 원/달러환율의 경우 더미변수가 적어도 10% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 그러나 글로벌 금융위기기간동안 KOSPI의 변화는 래그된 KOSPI뿐만 아니라 다우존스지수 등과 같은 다른 설명변수들에 의해 잘 설명되기 때문에 더미변수가 유의적이지 않다. 해외변수로는 미재무부증권금리(3개월물, USTB), 다우존스지수(DJ), 엔/달러환율(¥/\$) 등이 사용된다.

해외변수와 관련하여 KOSPI는 <표 4>의 여섯 번째 열이 보여주는 바와 같이 같은 시기의 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등이 1% 증가하는 경우 KOSPI는 각각 0.016%, 0.247%, 0.172% 상승하며 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 한편 원/달러환율은 <표 4>의 일곱 번째 열이 보여주는 바와 같이 같은 시기의 다우존스지수와 엔/달러환율 등이 각각 1% 증가하는 경우 각각 -0.056%와 0.074% 변화하며 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 즉 다우존스지수의 상승은 같은 시기의 KOSPI를 상승시키는 반면 원/달러환율을 하락시킨다. 엔/달러환율의 상승은 KOSPI와 원/달러환율을 같이 상승시킨다. 또한 회사채수익률은 <표 4>의 다섯 번째 열이 보여주는 바와 같이 같은 시기의 엔/달러환율에 의해 통계적으로 유의적인 영향을 받는다. 뿐만 아니라 이들 국내변수들은 시차를 가진 해외변수들에 의해서도 영향을 받는다. 한편 회사채수익률, KOSPI, 원/달러환율 등 국내변수들은 높은 자기상관관계를 가지고 있는 반면 해외변수에 비해 상대적으로 다른 국내변수에 의해 영향을 작게 받고 있음을 알 수 있다. 미국금리로 미연방기금금리가 사용되거나 국내금리로 회사채수익률대신 콜금리, CD금리, 또는 CP금리가 사용되는 경우에도 기본적인 결과에는 큰 차이가 없다. 본 연구는 조건부 분산모형에 초점을 맞추고 있기 때문에 평균모형에 대한 논의는 더 이상 언급하지 않기로 한다.

2. 조건부 분산모형

여기서는 조건부 분산모형을 정규분포를 가정한 최우추정법을 사용하여 추정한다. 실제 추정에는 조건부 평균모형의 경우처럼 식 (13)에 글로벌 금융위기관련 더미변수가 추가된 모형을 사용한다. 추정모형의 파라미터 수가 많기 때문에 추정결과는 <표 5> ~ <표 8>에 나누어 기술한다.

<표 5>는 구조형 GARCH 모형의 추정결과중 Γ_0 와 $\Theta_0 (= \Gamma_0^{-1})$ 의 추정치를 보여주고 있다. 식 (1)에서 이미 살펴본 바와 같이 Γ_0 는 같은 시점의 직접적인 인과관계를

보여주고 있으며 <표 5>의 추정결과는 다음과 같이 표시할 수 있다.

<Table 5> Estimation Results of Γ_0 and Θ_0

In the Table, TB, DJ, ¥/\$, CBR, KOSPI, and ₩/\$ imply the U.S. Treasury bill(3-month), Dow Jones index, yen/dollar exchange rates, corporate bond(3-year), Korea composite stock price index, and won/dollar exchange rates in order. †, *, and ** denote significant at the 10%, 5%, 1% level, respectively.

		$Y_{TB,t}$	$Y_{DJ,t}$	$Y_{¥/\$,t}$	$Y_{CBR,t}$	$Y_{KO,t}$	$Y_{₩/\$,t}$
Γ_0	$Y_{TB,t}$	1.000	-0.257 (0.062)**	-0.084 (0.123)	0.000	0.000	0.000
	$Y_{DJ,t}$	-0.010 (0.004)*	1.000	0.204 (0.055)**	0.000	0.000	0.000
	$Y_{¥/\$,t}$	-0.010 (0.002)**	-0.130 (0.020)**	1.000	0.000	0.000	0.000
	$Y_{CBR,t}$	-0.022 (0.015)	-0.145 (0.089)	-0.441 (0.151)**	1.000	0.071 (0.101)	-0.657 (0.239)**
	$Y_{KO,t}$	-0.018 (0.004)**	-0.236 (0.025)**	-0.134 (0.042)**	-0.027 (0.008)**	1.000	0.445 (0.064)**
	$Y_{₩/\$,t}$	0.005 (0.002)**	0.008 (0.008)	-0.164 (0.012)**	-0.003 (0.002)†	0.026 (0.007)**	1.000
Θ_0 (= Γ_0^{-1})	$Y_{TB,t}$	1.003	0.262	0.031	0.000	0.000	0.000
	$Y_{DJ,t}$	0.008	0.976	-0.198	0.000	0.000	0.000
	$Y_{¥/\$,t}$	0.011	0.130	0.975	0.000	0.000	0.000
	$Y_{CBR,t}$	0.024	0.190	0.506	1.000	-0.089	0.696
	$Y_{KO,t}$	0.024	0.255	0.026	0.026	1.009	-0.432
	$Y_{₩/\$,t}$	-0.004	0.006	0.002	0.002	-0.027	1.013

$$\Gamma_0 Y_t = \begin{bmatrix} 1.000 & -0.257 & -0.084 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ -0.010 & 1.000 & 0.204 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ -0.010 & -0.130 & 1.000 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ -0.022 & -0.145 & -0.441 & 1.000 & 0.071 & -0.657 \\ -0.018 & -0.236 & -0.134 & -0.027 & 1.000 & 0.445 \\ 0.005 & 0.008 & -0.164 & -0.003 & 0.026 & 1.000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{TB,t} \\ Y_{DJ,t} \\ Y_{¥/\$,t} \\ Y_{CBR,t} \\ Y_{KO,t} \\ Y_{₩/\$,t} \end{bmatrix} \quad (16)$$

식 (16)에서 해외변수가 국내변수에 미치는 영향만을 살펴보기로 한다. 먼저 4번

째 식을 살펴보면 미재무부증권금리가 1bp 상승하면 회사채수익률은 동일한 시점에서 0.022bp 상승한다.⁶⁾ 또한 다우존스지수와 엔/달러환율이 각각 1% 상승하면 회사채수익률은 동일한 시점에서 0.145bp와 0.441bp 상승한다. 미재무부증권금리와 다우존스지수의 경우에는 모두 10% 수준하에서 유의적이지 못한 반면 엔/달러환율의 경우에는 1% 수준하에서 유의적이다. 달러강세는 회사채수익률을 상승시킨다.

5번째 식에서 미재무부증권금리가 1bp 상승하면 KOSPI는 동일한 시점에서 0.018% 상승한다. 또한 다우존스지수와 엔/달러환율이 각각 1% 상승하면 KOSPI는 동일한 시점에서 0.236%와 0.134% 상승한다. 모든 경우 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다.

6번째 식에서 미재무부증권금리가 1bp 상승하면 원/달러환율은 동일한 시점에서 0.005% 하락한다. 또한 다우존스지수가 1% 상승하면 원/달러환율은 0.008% 하락한다. 반면 엔/달러환율이 1% 상승하면 원/달러환율 또한 0.164% 상승한다.

한편 $\Theta_0 (= \Gamma_0^{-1})$ 는 같은 시점의 직접적인 인과관계 뿐만 아니라 다른 변수를 통한 간접적인 인과관계까지 포함한 전반적인 인과관계를 보여준다.

$$\eta_t = \Theta_0 \epsilon_t = \begin{bmatrix} 1.003 & 0.262 & 0.031 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.008 & 0.976 & -0.198 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.011 & 0.130 & 0.975 & 0.000 & 0.000 & 0.000 \\ 0.024 & 0.190 & 0.506 & 1.000 & -0.089 & 0.696 \\ 0.024 & 0.255 & 0.026 & 0.026 & 1.009 & -0.432 \\ -0.004 & 0.006 & 0.002 & 0.002 & -0.027 & 1.013 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{TB,t} \\ \epsilon_{DL,t} \\ \epsilon_{\$/\$,t} \\ \epsilon_{CBB,t} \\ \epsilon_{KO,t} \\ \epsilon_{\$/\$,t} \end{bmatrix} \quad (17)$$

예를 들어 식 (16)의 1번째 식을 보면 다우존스지수의 1%의 상승은 같은 시점의 미재무부증권금리를 0.257bp 직접적으로 상승시킨다. 한편 미재무부증권금리의 0.257bp 상승은 다우존스지수와 엔/달러환율을 간접적으로 상승시키고 이는 다시 미재무부증권금리를 상승시키는 과정을 반복함으로써 최종적으로 다우존스지수의 1%의 상승은 식 (17)이 보여주는 바와 같이 같은 시점의 미재무부증권금리를 0.262bp 상승시킨다. 해외변수가 국내변수에 미치는 전반적인 영향은 변수에 따라 강화되기도 하고 약화되기도 한다. 뿐만 아니라 경우에 따라서는 방향이 바뀌기도 한다.

6) 4번째 식 (A1)을 형태로 풀어쓰면 다음과 같이 표시된다.

$$Y_{CBB,t} = 0.022 Y_{TB,t} + 0.145 Y_{DL,t} + 0.441 Y_{\$/\$,t} - 0.071 Y_{KO,t} + 0.657 Y_{\$/\$,t} + \dots + \epsilon_{CBB,t}$$

따라서 $Y_{TB,t}$ 가 1% 증가하면 $Y_{CBB,t}$ 는 0.022bp 상승한다.

<표 6>은 ω_i 와 ω_i^* 의 추정치를 보여주고 있다. 터미변수의 파라미터 ω_i^* 의 추정치는 1% 수준하에서 모두 통계적으로 유의적인 것으로 나타났다. <표 7>은 B 의 추정치를 보여주고 있다. 각 조건부 분산은 1기전의 자기 자신의 조건부 분산에 의해 크게 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 1기전의 다른 조건부 분산에 의해서는 거의 영향을 받지 않는다.

<Table 6> Estimation Results of ω_i and ω_i^*

In the Table, TB, DJ, ¥/\$, CBR, KOSPI, and ₩/\$ imply the U.S. Treasury bill(3-month), Dow Jones index, yen/dollar exchange rates, corporate bond(3-year), Korea composite stock price index, and won/dollar exchange rates in order. +, *, and ** denote significant at the 10%, 5%, 1% level, respectively.

i	USTB	DJ	¥/\$	CBR	KOSPI	₩/\$
ω_i	0.239 (0.038)**	0.002 (0.001)**	0.004 (0.001)**	0.158 (0.045)**	0.005 (0.002)**	0.024 (0.002)**
ω_i^*	0.002 (0.001)**	0.021 (0.004)**	0.004 (0.002)**	0.018 (0.005)**	0.000 (0.000)**	0.672 (0.097)**

<Table 7> Estimation Results of $\beta_{i,j}$

In the Table, TB, DJ, ¥/\$, CBR, KOSPI, and ₩/\$ imply the U.S. Treasury bill(3-month), Dow Jones index, yen/dollar exchange rates, corporate bond(3-year), Korea composite stock price index, and won/dollar exchange rates in order. +, *, and ** denote significant at the 10%, 5%, 1% level, respectively.

i \ j	USTB	DJ	¥/\$	CBR	KOSPI	₩/\$
USTB	0.715 (0.018)**	0.000 (0.000)**	0.002 (0.000)**	0.000	0.000	0.000
DJ	0.000 (0.000)	0.925 (0.008)**	0.001 (0.000)	0.000	0.000	0.000
¥/\$	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.918 (0.016)**	0.000	0.000	0.000
CBR	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)**	0.000 (0.000)**	0.882 (0.014)**	0.080 (0.061)	0.000 (0.000)**
KOSPI	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)**	0.000 (0.000)**	0.000 (0.000)**	0.908 (0.015)**	0.000 (0.000)
₩/\$	0.000 (0.000)**	0.000 (0.000)**	0.000 (0.000)**	0.000 (0.000)**	0.000 (0.000)**	0.000 (0.000)**

<표 8>은 A 의 추정치를 보여주고 있다. <표 8>의 대각항은 1기전의 자기 자신의 뉴스충격에 대한 각 변동성의 반응 정도를 보여주고 있는데 모두 통계적으로 유의적인

것으로 나타났다. 뿐만 아니라 <표 8>은 미국금리, 다우존스지수, 그리고 엔/달러환율시장에 대한 뉴스충격이 국내금융 및 외환시장의 변동성에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 국내금리 변동성의 경우 미국금리나 엔/달러환율 뉴스충격에 대한 반응은 매우 작은 편인 반면 다우존스지수 충격에 대한 반응은 상대적으로 큰 편이나 통계적 유의성은 없다. 한편 KOSPI의 변동성은 미국금리에 대한 충격에 반응하지 않는다. 엔/달러환율의 충격에도 유사하다. 그러나 다우존스지수의 충격에는 상대적으로 크게 반응하고 있음을 알 수 있다. 원/달러환율 변동성의 경우에는 엔/달러환율 뿐만 아니라 다우존스지수의 뉴스충격에도 상대적으로 크게 반응하고 있다. <표 8>은 국내금융시장의 변동성이 해외변수를 고려하는 경우 다른 국내금융시장의 충격에 의해 거의 영향을 받지 않고 있음을 보여준다. 소규모 개방경제인 우리나라 금융 및 외환시장의 경우 국내금융시장보다는 국제금융시장의 충격에 의해 국내금융시장의 변동성이 반응함을 알 수 있다.

<Table 8> Estimation Results of α_{ij}

In the Table, TB, DJ, ¥/\$, CBR, KOSPI, and ₩/\$ imply the U.S. Treasury bill(3-month), Dow Jones index, yen/dollar exchange rates, corporate bond(3-year), Korea composite stock price index, and won/dollar exchange rates in order. +, *, and ** denote significant at the 10%, 5%, 1% level, respectively.

j \ i	USTB	DJ	¥/\$	CBR	KOSPI	₩/\$
USTB	0.348 (0.026)**	0.001 (0.000)**	0.002 (0.001)*	0.000	0.000	0.000
DJ	0.000 (0.000)+	0.066 (0.008)**	0.004 (0.001)**	0.000	0.000	0.000
¥/\$	0.000 (0.000)	0.003 (0.001)*	0.035 (0.007)**	0.000	0.000	0.000
CBR	0.001 (0.000)**	0.069 (0.071)	0.000 (0.000)**	0.101 (0.013)**	0.002 (0.000)**	0.000 (0.000)**
KOSPI	0.000 (0.000)	0.017 (0.005)**	0.001 (0.000)**	0.001 (0.000)**	0.068 (0.011)**	0.000 (0.000)
₩/\$	0.000 (0.000)	0.024 (0.004)**	0.053 (0.010)**	0.000 (0.000)**	0.000 (0.000)**	0.315 (0.031)**

<표 7>과 <표 8>에서 $\alpha_i + \beta_i$ 의 추정치가 미재무부증권금리를 제외하고는 1보다 작다. 그러나 미재무부증권금리 대신 미연방기금금리를 사용하는 경우에는 다른 변수의 경우와 마찬가지로 $\alpha_i + \beta_i$ 의 추정치가 1보다 작다. 미연방기금금리를 사용하는 경우에

<Table 9> Estimation Results of K_1 and K_2

K_1	0.715	0.015	0.002	0.000	0.000	0.000
	0.006	0.248	-0.016	0.000	0.000	0.000
	0.008	0.032	0.028	0.000	0.000	0.000
	0.017	0.047	0.013	0.000	0.000	0.000
	0.017	0.064	-0.002	0.000	0.000	0.000
	-0.003	0.002	0.005	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.925	0.000	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.126	-0.192	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.182	-0.105	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.242	-0.015	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.006	-0.031	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.000	0.918	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.016	0.477	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.032	0.023	0.000	0.000	0.000
	0.000	-0.002	0.153	0.000	0.000	0.000
	0.000	-0.004	0.022	0.883	0.079	-0.431
	0.000	0.052	0.004	0.023	-0.078	0.004
	0.000	-0.001	0.078	0.003	0.002	-0.002
	0.000	0.001	0.005	0.000	0.908	-0.165
	0.000	0.003	0.004	0.000	-0.024	0.004
0.000	0.000	0.025	0.000	0.001	0.000	
K_2	0.348	-0.019	0.003	0.000	0.000	0.000
	0.003	0.018	0.000	0.000	0.000	0.000
	0.004	0.002	0.001	0.000	0.000	0.000
	0.008	0.003	0.001	0.000	0.000	0.000
	0.008	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000
	-0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.066	0.003	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.008	-0.007	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.013	-0.003	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.017	0.000	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.004	0.035	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.003	0.018	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.002	0.001	0.000	0.000	0.000
	0.000	0.000	0.006	0.000	0.000	0.000
	0.001	0.084	0.003	0.101	0.002	0.101
	0.000	-0.003	-0.014	0.003	-0.006	-0.093
	0.000	0.018	0.035	0.000	0.000	0.217
	0.000	0.023	0.009	0.001	0.068	0.045
	0.000	-0.011	-0.020	0.000	-0.002	-0.134
0.000	0.025	0.048	0.000	0.000	0.315	

도 전반적인 추정결과에는 큰 차이가 없다. 지면절약상 이 경우의 추정결과는 생략한다. <표 9>는 식 (13)의 구조형 GARCH 모형으로 얻은 θ_L , ω , B , $\Gamma_0 (= \theta_0^{-1})$ 의 추정치를 사용하여 계산한 축약형 GARCH 모형의 파라미터인 $K_1 = \theta_L \cdot B \cdot (\theta_0^2)^{-1}$ 과 $K_2 = \theta_L \cdot A \cdot (\theta_0^2)^{-1}$ 을 보여주고 있다. 구조형 GARCH 모형의 추정결과와 유사하다.

간단히 요약하면 해외변수를 고려하는 경우 국내금융시장의 뉴스충격은 국내금융시장의 변동성에 영향을 미치지 못하는 반면 국제금융시장의 충격은 국내금융시장의 변동성을 상대적으로 크게 증대시킨다, 또한 해외 충격의 경우에도 화폐 및 채권시장의 충격보다는 주식 및 외환시장의 충격이 보다 더 큰 변동성을 가져온다.

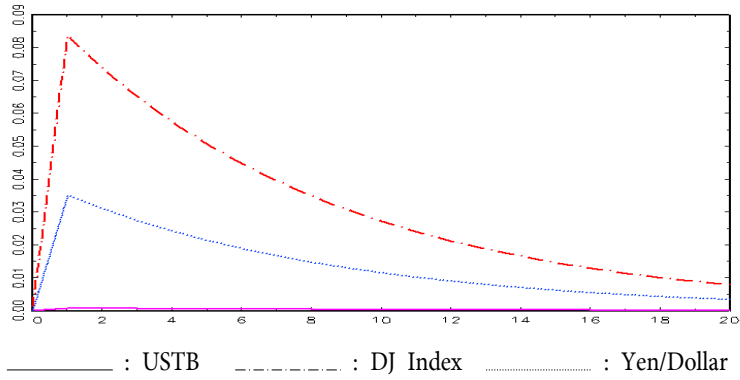
이와 같은 결과는 1998년 주식시장이 완전 개방된 이래 외국인의 상장주식 보유비중이 2000년대 이후 시가총액의 30% 이상을 초과할 뿐만 아니라 외국인들이 주요 국내우량기업 지분의 50% 이상을 대부분 보유함에 따라 미국주식시장의 충격이 외국투자자들에게 영향을 미쳐 국내주식시장이나 외환시장의 변동성을 바로 증가시키기 때문이다. 또한 엔/달러환율에 대한 충격은 대일 수출경쟁력에 영향을 미쳐 원/달러환율과 국내주식시장의 변동성을 증대시킨다. 반면 국내채권시장은 상대적으로 분석기간동안 외국인의 투자비중이 높지 않고 국내화폐시장은 국내통화정책에 의해 크게 영향을 받기 때문에 이들 시장에 대한 해외시장 충격의 효과는 크지 않다.

VI. 변동성의 충격반응분석

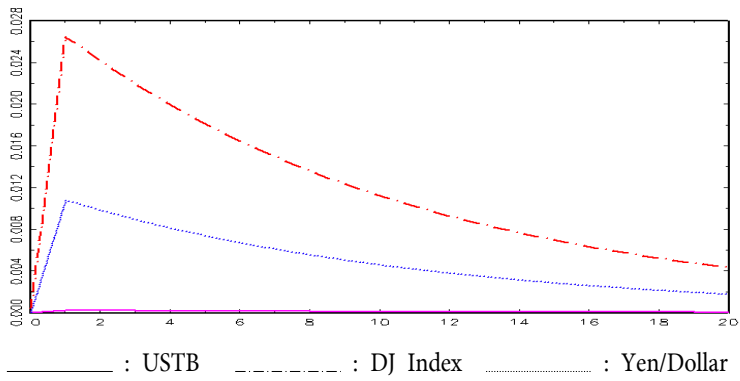
여기서는 구조형 충격에 대한 각 변동성의 반응이 시간이 흐름에 따라 어떻게 변화하는가를 충격반응곡선을 이용해 살펴보기로 한다.

<그림 7-1> ~ <그림 7-3>은 미재무부증권금리(USTB), 다우존스지수(DJ), 엔/달러환율(¥/\$), 회사채수익률(CBR), KOSPI, 원/달러환율(₩/\$) 등의 변수를 사용한 경우의 충격반응곡선을 보여주고 있다. <그림 7-1>은 각 구조형 해외충격이 1표준편차만큼 상승할 때 회사채수익률 변동성의 반응을 보여주고 있다. 다우존스지수 충격이 회사채수익률 변동성을 상대적으로 가장 크게 상승시키는 반면 미재무부증권금리 충격은 회사채수익률 변동성을 거의 변화시키지 못한다. <그림 7-2>은 KOSPI 변동성의 반응을 보여주고 있는데 다우존스지수의 충격에 가장 크게 반응하며 엔/달러환율 충격 또한 KOSPI의

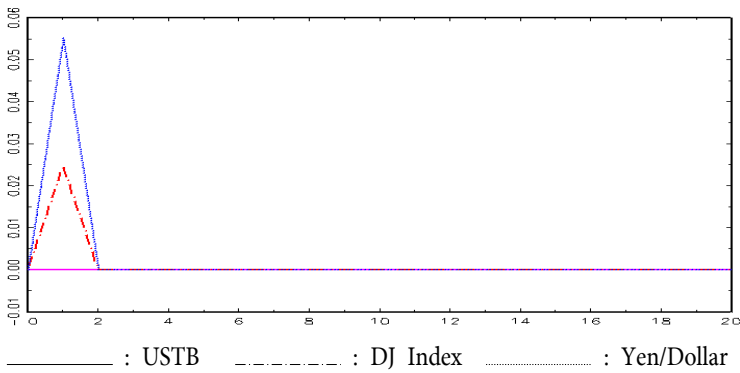
<Figure 7-1> Impulse Response of Volatility of Bond market



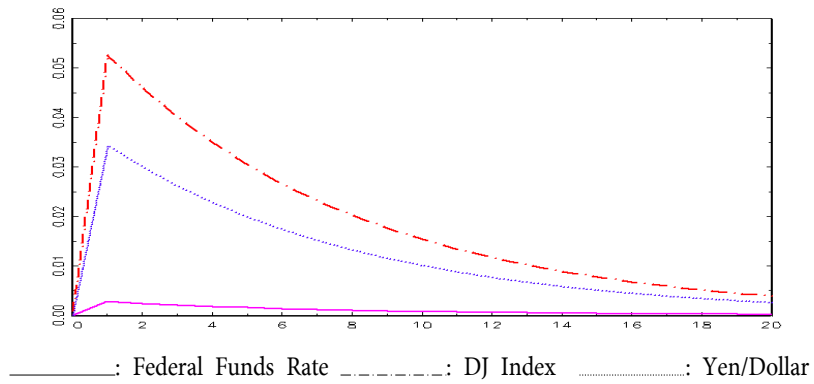
<Figure 7-2> Impulse Response of Volatility of Stock Market



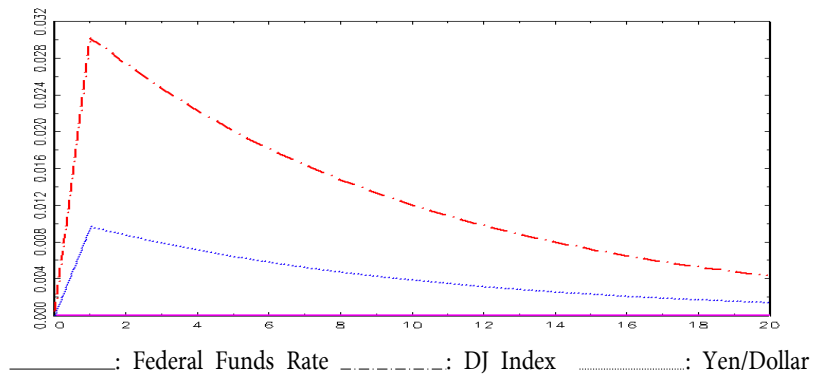
<Figure 7-3> Impulse Response of Volatility of Foreign Exchange Market



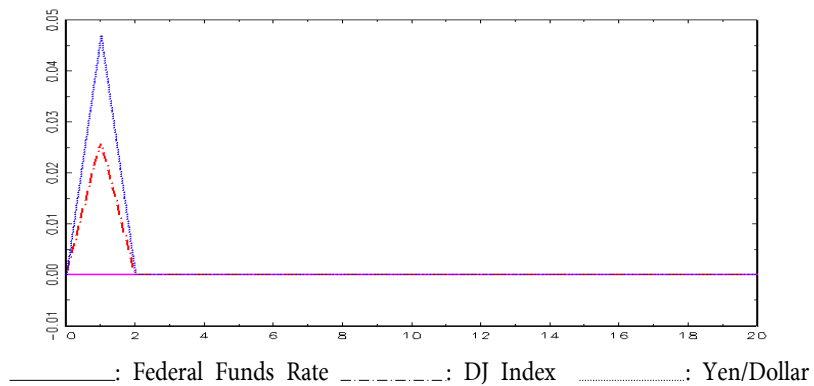
<Figure 8-1> Impulse Response of Volatility of Bond market



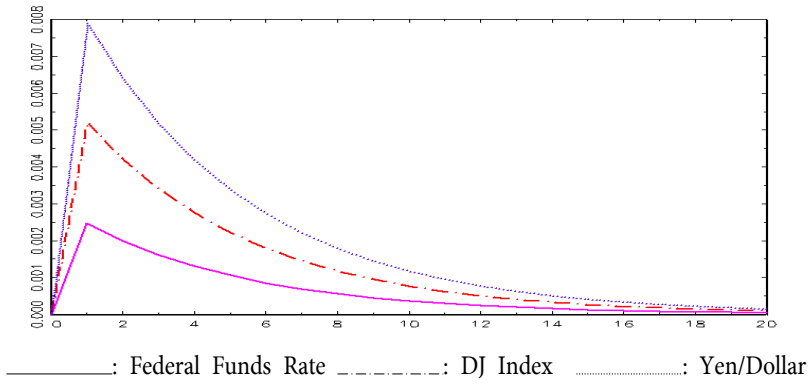
<Figure 8-2> Impulse Response of Volatility of Stock Market



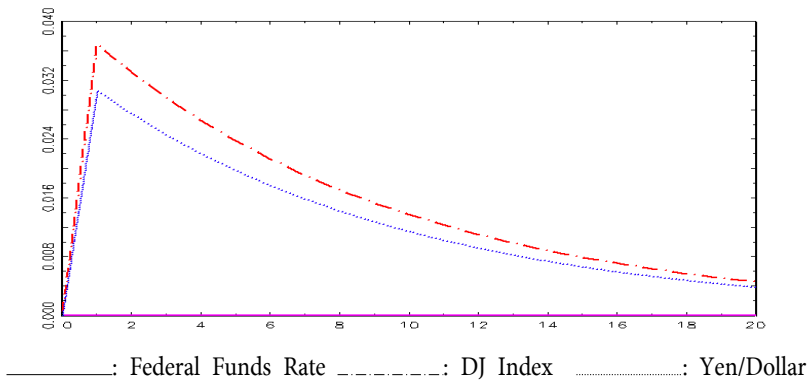
<Figure 8-3> Impulse Response of Volatility of Foreign Exchange Market



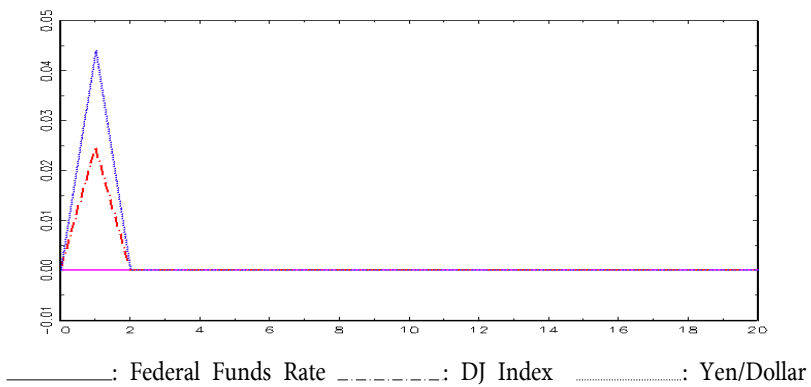
<Figure 9-1> Impulse Response of Volatility of Money market



<Figure 9-2> Impulse Response of Volatility of Stock Market



<Figure 9-3> Impulse Response of Volatility of Foreign Exchange Market



변동성을 증가시킨다. 그러나 미재무부증권금리 충격에는 거의 반응하지 않는다. <그림 7-3>은 각 구조형 해외충격이 1표준편차만큼 상승할 때 원/달러환율 변동성의 반응을 보여주고 있다. 엔/달러환율, 다우존스지수 충격의 순으로 원/달러환율의 변동성을 증가시킨다. 이 경우 원/달러환율의 반응이 1기에 그치는 데 그 이유는 <표 7>에서 $\beta_{W/\$,W/\$}$ 의 추정치(따라서 <표 9>의 $K1[21, 6]$)가 0과 다르지 않기 때문이다.

<그림 8-1> ~ <그림 8-3>은 미재무부증권금리(USTB)대신 미연방기금금리가 사용된 반면 다른 변수들은 동일한 경우의 충격반응곡선을 보여주고 있다. <그림 8-1>은 각 구조형 해외충격이 1표준편차만큼 상승할 때 회사채수익률 변동성의 반응을 보여주고 있는데 <그림 7-1>과 비교해 볼 때 미연방기금금리 충격이 미재무부증권금리 충격에 비해 회사채수익률 변동성에 미치는 영향이 상대적으로 크다. 나머지 경우들은 <그림 7>의 경우와 크게 다르지 않다.

<그림 9-1> ~ <그림 9-3>은 미재무부증권금리(USTB)과 회사채수익률대신 미연방기금금리와 콜금리가 사용된 경우의 충격반응곡선을 보여주고 있다. <그림 9-1>은 각 구조형 해외충격이 1표준편차만큼 상승할 때 콜금리 변동성의 반응을 보여주고 있다. <그림 8-1>과 비교해 볼 때 미연방기금금리 충격이 회사채수익률 변동성보다 콜금리 변동성에 미치는 영향이 훨씬 크다. 또한 <그림 8-1>과 달리 다우존스지수 충격보다 엔/달러환율 충격에 콜금리의 변동성이 더 커짐을 알 수 있다. <그림 9-2>나 <그림 9-3>의 경우는 <그림 7>이나 <그림 8>의 경우와 크게 다르지 않다.⁷⁾

Ⅶ. 요약 및 맺음말

본 연구에서는 Lastrapes(2005, 2006)의 모형과 Rigobon and Sack(2003)의 모형을 확장해 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외변수를 block exogenous로 가정한 후 이들 해외 뉴스충격이 국내금리, KOSPI, 원/달러환율 변동성에 어떤 영향을 미쳤는가를 분석하였다.

분석결과를 살펴보면 해외변수를 고려하는 경우 국내금리, KOSPI, 원/달러환율

7) 콜금리대신 CD금리나 CP금리를 사용하는 경우에도 충격반응분석결과는 크게 다르지 않기 때문에 더 이상 언급하지 않는다.

등의 국내뉴스충격은 다른 국내금융변수의 변동성에 영향을 미치지 못하는 반면 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외뉴스 충격은 국내 금융변수의 변동성을 상대적으로 크게 증대시킨다. 또한 해외뉴스충격의 경우에도 미연방기금금리나 미재무부증권금리 등에 대한 충격보다는 주식시장이나 외환시장의 충격이 보다 더 큰 국내 금융시장의 변동성을 가져온다.

한편 미재무부증권금리보다는 미연방기금금리 충격이 국내화폐 및 채권시장 변동성에 미치는 영향이 크며 미연방기금금리 충격은 회사채수익률 변동성보다는 콜금리 변동성에 훨씬 더 큰 영향을 미친다. 회사채수익률 변동성은 엔/달러환율 충격보다 다우존스지수 충격에 의해 더 영향을 받는 반면 콜금리 변동성은 다우존스지수보다는 엔/달러환율 충격에 의해 더 영향을 받는다. 이는 통화정책이 경상수지문제 등으로 환율정책과 밀접한 연관을 가지고 있음을 시사하고 있다.

본 연구를 통해 우리는 국제금융시장의 충격으로 국내 금융시장의 변동성이 증가하고 동조화 현상이 심화되는 현상을 확인할 수 있는데 이 현상들은 국민경제에 심각한 위협을 초래할 수 있는 여러 가지 문제점을 유발시킨다. 예를 들어 주식시장에서 변동성이 증가하는 경우 위험회피적인 투자자는 주식투자를 회피하고 이는 기업들로 하여금 직접금융시장에서 자금을 조달하는 것을 어렵게 만든다. 또한 외환시장에서의 변동성 증가는 기업의 환위험 헤지를 어렵게 함으로써 기업이 수출보다는 내수에 치중하게 만든다. 또한 변동성 증대에 따른 국내금융시장간의 플러스 또는 마이너스 상관관계의 증가는 국제금융시장의 충격을 더욱 확대시킨다. 즉 미국주가에 대한 마이너스 충격은 국내주식 및 외환시장의 변동성을 증가시킬 뿐만 아니라 국내주가를 떨어뜨리고 자본유출과 더불어 원/달러환율을 상승시켜 국민경제의 혼란을 가중시킨다. 이와 같이 기업입장에서 변동성의 증대는 자금조달을 어렵게 하고 수출을 줄이게 함으로써 기업활동을 위축시킨다. 또한 투자자나 위험관리자의 입장에서는 변동성이 증가하거나 동조화현상의 심화로 분산투자의 위험회피효과가 작아지는 경우 과도한 위험에 노출될 가능성이 커지기 때문에 위험관리나 분산투자가 어려워진다. 따라서 최근 국제금융시장의 충격에 따른 국내금융시장의 변동성 증대와 관련하여 기업이나 투자자, 그리고 금융정책당국은 포트폴리오 위험을 어떻게 평가하고 관리할 것인가에 대해 더 많은 관심과 주의를 기울여야 할 것이다.

<참 고 문 헌>

1. 남주하·윤기향, “미국 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 이전효과 분석,” 『국제경제연구』, 제7권 제3호, 2001, 23-45.
2. 박준용, “한국과 미국 주식시장의 동조화에 관한 연구,” 『한국경제의 분석』, 제9권 제1호, 2003, 1-86.
3. 원승연, “국내 채권시장의 동조화와 외국인의 투자 행태에 관한 연구,” 『금융학회지』, 제11권 제2호, 2006, 167-201.
4. 유복근·최경욱, “국내외 금융시장의 연계성 변화 분석 : 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 중심으로,” 『국제경제연구』, 제16권 제1호, 2010, 161-191.
5. 이근영, “원-달러환율과 엔-달러환율 간의 상관관계분석,” 『국제경제연구』, 제6권 제3호, 2000, 45-70.
6. 이근영, “동조화 현상의 동태적 분석 : 원/달러와 엔/달러환율의 경우,” 『경제학연구』, 제49집 제4호, 2001, 311-338.
7. 이근영, “주식, 채권, 화폐시장에서의 변동성 상관관계분석,” 『국제경제연구』, 제8권 제1호, 2002, 191-212.
8. 이근영, “우리나라 금융시장의 변동성과 상관관계분석,” 『경제학연구』, 제51집 제3호, 2003, 53-96.
9. 이근영, “원/달러 환율의 표본외 예측,” 『국제경제연구』, 제15권 제2호, 2009, 23-53.
10. 이종욱·장원창·정재식, “국제금융시장 연계의 특이성과 구조변화 : 주식, 이자율, 환율을 중심으로,” 『한국경제의 분석』, 제8권 제1호, 2002, 136-191.
11. 홍정효·문규현, “한국 채권현물시장에 대한 미국채권 현물시장의 가격발견 기능 연구,” 『재무관리연구』, 제21권 제2호, 2006, 125-151.
12. Bollerslev, T., “Modelling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates : A Multivariate Generalized ARCH Model,” *Review of Economics and Statistics* 72, 1990, 498-505.
13. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association* 74, 1979, 427-431.
14. Engle, R. F., “Dynamic Conditional Correlation : A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models,” *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 2002, 339-350.

15. Engle, R. F., T. Ito, and W. Lin, "Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market," *Econometrica* 58, 1990, 525-542.
16. Fleming, J., C. Kirby, and B. Ostdiek, "Information and Volatility Linkages in the Stock, Bond, and Money Markets," *Journal of Financial Economics* 49, 1998, 111-137.
17. Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press, 1994.
18. Harvey, A., E. Ruiz, and N. Shephard, "Multivariate Stochastic Variance Models," *Review of Economic Studies* 61, 1994, 247-264.
19. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, 231-254.
20. Lastrapes, W. D., "Estimating and Identifying Vector Autoregressions under Diagonality and Block Exogeneity Restrictions," *Economics Letters* 87, 2005, 75-81.
21. Lastrapes, W. D., "Inflation and the Distribution of Relative Prices : The Role of Productivity and Money Supply Shocks," *Journal of Money, Credit, and Banking* 38, 2006, 2159-2198.
22. Ljung, L. M. and G. E. P. Box, "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika* 65, 1978, 297-303.
23. Longin, F. M. and B. Solnik, "Is the Correlation in International Equity Returns Constant : 1960~1990?," *Journal of International Money and Finance* 14, 1995, 3-26.
24. Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55, 1987, 703-708.
25. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 1988, 335-346.
26. Rigobon, R. and B. Sack, "Spillovers Across U.S. Financial Markets," Working Paper, Sloan School of Management, MIT and NBER, 2003.
27. Tse, Y. K. and A. K. C. Tsui, "A Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model with Time-Varying Correlations," *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 2002, 351-362.

<부록 A> 조건부 평균모형

여기서는 Hamilton(1994)과 Lastrapes(2005, 2006)를 따라 국내외 변수가 각각 3개로 구성된 다음과 같은 VAR 모형을 살펴보기로 한다.

$$\Gamma_0 Y_t = a + \Gamma_1 Y_{t-1} + \dots + \Gamma_p Y_{t-p} + \epsilon_t, \quad E(\epsilon_t \epsilon_t') = I \quad (A1)$$

$$Y_t = b + \Delta_1 Y_{t-1} + \dots + \Delta_p Y_{t-p} + \nu_t, \quad E(\nu_t \nu_t') \equiv \Omega \quad (A2)$$

식 (A1)은 구조모형(structural model)을 표시하며 식 (A2)은 식 (A1)을 변형시킨 축약모형(reduced form model)을 나타낸다. 위 식에서 $Y_t = (Y_{F,t}, Y_{D,t})'$ 이다. $Y_{F,t}$ 는 미국 금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외변수로 구성된 3×1 벡터이고 $Y_{D,t}$ 는 국내금리, KOSPI, 원/달러환율 등의 국내변수로 구성된 3×1 벡터이다. 파라미터 Γ_i 와 $\Delta_i (i=0, \dots, p)$ 는 6×6 행렬이며 $\epsilon_t = (\epsilon_{F,t}, \epsilon_{D,t})'$ 와 $\nu_t = (\nu_{F,t}, \nu_{D,t})'$ 이다. 또한 $b = \Gamma_0^{-1}a$, $\Delta_i = \Gamma_0^{-1}\Gamma_i$, $\nu_t = \Gamma_0^{-1}\epsilon_t$ 이며 식 (A1)의 $E(\epsilon_t \epsilon_t') = I$ 와 $\nu_t = \Gamma_0^{-1}\epsilon_t$ 을 이용하여 Ω 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Omega = \Gamma_0^{-1} \Gamma_0^{-1'} \quad (A3)$$

한편 식 (A1)과 식 (A2)는 각각 다음과 같은 MA(moving average)의 형태로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} Y_t &= (\Gamma_0 - \Gamma_1 L - \dots - \Gamma_p L^p)^{-1} (a + \epsilon_t) \\ &= (\Theta_0 + \Theta_1 L + \Theta_2 L^2 + \dots) (a + \epsilon_t) \\ &= \Theta(L) (a + \epsilon_t) \end{aligned} \quad (A4)$$

$$\begin{aligned} Y_t &= (I - \Delta_1 L - \dots - \Delta_p L^p)^{-1} (b + \nu_t) \\ &= (I + \Lambda_1 L + \Lambda_2 L^2 + \dots) (b + \nu_t) \\ &= \Lambda(L) (b + \nu_t) \end{aligned} \quad (A5)$$

방정식 (A1), (A2), (A4), (A5)의 파라미터 행렬은 제약조건이 추정결과에 미치는 영향을 명확하게 하기 위해 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$Z_q = \begin{pmatrix} Z_{FF}^q & Z_{FD}^q \\ Z_{DF}^q & Z_{DD}^q \end{pmatrix} \quad (A6)$$

$Z = \Gamma, \Delta, \Theta, \Lambda$ 이며 $Z_{ij}^q (i, j = F, D)$ 는 모든 q 에 대해 각각 3×3 행렬이다. 동일하게 축약모형의 공분산행렬도 분해할 수 있다.

$$\Omega = E \begin{pmatrix} \nu_{F,t} \\ \nu_{D,t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \nu'_{F,t} & \nu'_{D,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Omega_{FF} & \Omega_{FD} \\ \Omega_{FD} & \Omega_{DD} \end{pmatrix} \quad (A7)$$

한국과 같은 소규모 개방경제의 경우 국내금융시장의 충격이 국제금융시장에 영향을 미칠 가능성이 낮기 때문에 여기서는 국내시장에 대한 충격은 해외시장에 영향을 미치지 못한다고 가정한다. 즉 $Y_{F,t}$ 의 block exogenous 가정으로 구조모형의 행렬 Γ_{FD}^q 와 축약모형의 행렬 Δ_{FD}^q 이 0이 된다. 그러므로 식 (A2)의 축약모형을 본문의 식 (1)과 같이 표시할 수 있다.

<부록 B> 조건부 분산모형

일반적으로 동분산성을 가정하는 경우 축약형 VAR 모형으로부터 구조형 VAR 모형의 파라미터를 식별해 내는 것은 불가능하기 때문에 추가적인 가정이나 제약조건이 필요하다. Lastrapes(2005, 2006)의 경우와 같이 보편적으로 많이 사용되는 방법이 출레스키분해인데 이 경우 식 (A3)과 식 (8)로부터 $\Omega = \theta_0 \theta_0'$ 이기 때문에 일반적으로 θ_{FF}^0 가 lower triangular라고 가정하면 θ_{FF}^0 는 적정 식별된다. 또한 θ_{DF}^0 는 θ_{FF}^0 와 Ω_{DF} 을 사용하여 구할 수 있다. 마지막으로 θ_{DD}^0 또한 lower triangular라고 가정하면 Ω_{DD} 와 θ_{DF}^0 을 사용하여 순차적으로 θ_{DD}^0 을 식별하는 것이 가능하다.

그러나 출레스키분해는 변수간의 인과관계를 일방적으로 제약함으로써 현실과 유리되는 측면을 가질 뿐만 아니라 일별 금융변수들의 조건부 분산은 상수가 아니라 시간에 따라 변하는 특성을 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 이분산성을 가정한 모형을 통해 구조형 VAR 모형의 파라미터를 식별하고 이를 이용해 국제금융시장의 뉴스충격이 국내금융시장의 변동성에 미치는 영향을 살펴본다.

여기서는 Rigobon and Sack(2003)을 따라 구조모형 충격 ϵ_t 의 조건부 분산이 다음과 같은 GARCH 모형을 따른다고 가정한다.

$$h_t = \omega + B h_{t-1} + A \epsilon_{t-1}^2 \quad (B1)$$

조건부 평균모형의 경우처럼 식 (B1)에서 $h_t = (h_{F,t}, h_{D,t})'$ 이다. 조건부 분산 $h_{F,t}$ 는 미국금리, 다우존스지수, 엔/달러환율 등의 해외변수로 구성된 3×1 벡터이고 $h_{D,t}$ 는 국내금리, KOSPI, 원/달러환율 등의 국내변수로 구성된 3×1 벡터이다. ω 는 상수항으로 6×1 벡터이다. 파라미터 A 와 B 는 각각 6×6 행렬이며 식 (A6)과 마찬가지로 다음과 같이 분해된다.

$$A = \begin{pmatrix} A_{FF} & A_{FD} \\ A_{DF} & A_{DD} \end{pmatrix} \quad (B2)$$

$$B = \begin{pmatrix} B_{FF} & B_{FD} \\ B_{DF} & B_{DD} \end{pmatrix} \quad (B3)$$

여기서는 국내시장에 대한 뉴스충격은 해외시장의 변동성에 영향을 미치지 못한다고 가정한다. 즉 $h_{F,t}$ 의 block exogenous 가정으로 Rigobon and Sack(2003)과 달리 구조모형의 3x3 파라미터 행렬인 A_{FD} 와 B_{FD} 는 0이 된다.

구조모형의 충격 ϵ_t 의 조건부 분산이 GARCH 모형을 따르는 경우 축약모형의 충격 $\nu_t (= \Gamma_0^{-1} \epsilon_t)$ 의 조건부 분산-공분산 행렬 H_t 또한 본문의 식 (13)과 같은 다변량 GARCH 모형을 따른다.

< Abstract >

The Impact of International Financial Shocks on the Volatility of Domestic Financial Markets

Keun Yeong Lee *

This study analyzes the impact of international financial shocks on the volatility of domestic financial markets. It simultaneously investigates casual relations between domestic and foreign financial markets such as equity, foreign exchange, and money or bond markets. It combines and extends the models of Lastrapes (2005, 2006) and Rigobon and Sack (2003). It is assumed that foreign variables such as U.S. interest rates, Dow Jones Index, and yen/dollar exchange rates are block exogenous, following Lastrapes (2005, 2006).

Lastrapes (2005, 2006) used Cholesly factorization to recognize parameters in structural VAR models. But this method cannot reflect contemporaneous relations in financial markets well, because it unilaterally restricts causal relations between financial variables. Therefore, the paper estimates contemporaneous parameters in structural VAR models under the assumption that conditional variance-covariance matrix is time varying like in Rigobon and Sack (2003). In addition, it is also assumed that foreign variables in conditional variance-covariance matrix are block exogenous in order to reduce the number of excessive parameters which should be estimated.

The whole sample period is from January 4, 1999 to April 21, 2009 and the sample size is 2539. Two day's average return data are considered to avoid time lag between Korea and U.S.

The empirical results show that news shocks in domestic stock, foreign exchange, and money or bond markets cannot significantly influence volatility of the other domestic financial variables, when foreign financial variables are considered together. On the other hand, news shocks to foreign variables such as U.S. interest rates, Dow Jones Index, and yen/dollar exchange rates have relatively large impact on volatility of domestic financial variables. Particularly, shocks to Dow Jones Index and yen/dollar ex-

* School of Economics, Sungkyunkwan University(Tel : 82-2-760-0614, E-mail : lky@skku.ac.kr)

change rates have stronger impact on volatility of domestic financial markets than shocks to U.S. Treasury bill and federal funds rates.

Volatility of domestic money and bond markets is powerfully influenced by shocks to U.S. federal funds rates rather than Treasury bill rates. Shocks to federal funds rates also have much stronger effect on volatility of call rates than volatility of corporate bond yield rates. Volatility of corporate bond yield rates is more affected by shocks to Dow Jones Index than shocks to yen/dollar exchange rates. On the other hand, volatility of call rates is more strongly influenced by shocks to yen/dollar exchange rates than shocks to Dow Jones Index. The empirical results suggest that the domestic monetary policy is closely associated with the foreign exchange policy because a balance of current accounts is very important in a small open economy.

Key words : Foreign News Shocks, Volatility, Structural VAR and GARCH Models

JEL Classification : F3, G1