

주식시장의 수익률 전이로 살펴본 세계경제 동조화에 관한 실증연구

노상윤¹

¹한국감정원 부동산연구원

(2009년 10월 접수, 2010년 4월 채택)

요약

본 연구는 주식시장을 통해 세계경제의 동조화 현상을 실증적으로 입증하기 위한 하나의 시도로 우리나라의 KOSPI, 북미지역을 대표하는 미국의 DOW와 NASDAQ, 아시아 지역내 일본의 NIKKEI, 유럽지역내 독일의 DAX 등 국내의 주가지수 시계열자료를 수집한 후 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 원시계열의 불안정성을 해소하기 위해 수익률시계열로 변환하여 분석한 주요 결과들은 다음과 같다. 첫째, 우리나라 주가지수수익률과 관련 국가들의 주가지수수익률 간에는 통계적으로 유의한 인과성(causality)이 존재하였다. 둘째, 일정한 시차를 두고 시장 수익률 간의 환류효과(Feedback effect)가 존재하였다. 셋째, 5개 주가지수수익률 시계열 간에 4개의 공적분 관계가 발견되었다. 넷째, 충격반응 분석결과 여타 시계열 간의 충격과 반응에 비해 외국 주가지수수익률이 우리나라 지수수익률에 전달한 충격에 대한 반응이 상대적으로 민감하다는 것을 확인할 수 있었다. 결론적으로 주가지수수익률의 동조화 현상(synchronization)은 뚜렷하게 관찰되었고, 이에 따라 아시아를 넘어 북미, 유럽지역의 경제적 환경 변화에 따라 유사한 시장변화가 우리나라에서도 발생하게 됨이 확인되었다. 따라서 이러한 세계경제의 동조화에 대한 보다 다양하고 심도있는 연구들이 시급히 이루어져야 함을 알 수 있었다.

주요용어: 주식시장, 주가지수수익률, 동조화현상, VAR모형.

1. 서론

매일 급변하는 우리나라 주식시장은 단순히 국내의 경제상황 만이 반영되어 변화하는 것은 아니다. 가까운 아시아 경제의 움직임과 멀리 미국과 유럽지역의 경제적 변화와 충격이 그대로 전달되어 적지 않은 영향을 미치고 있다. 이러한 다양한 국가들 간에 시간적, 공간적 한계를 초월한 주식시장의 동조화(synchronization)는 정보통신과 미디어의 발달, 특히 인터넷의 발달에 따라 한 나라 내지 경제블록 내의 다양한 정보들이 즉각적으로 전달되기 때문이다. 또한 최근 급속히 전개되고 있고, 전세계로 확산되고 있는 자유무역주의 하에 원자재나 소비재뿐만 아니라 자본재까지 국제적으로 그 이동이 활발해짐에 따라 한 나라의 경제적 위기상황이 긴 시차를 두지 않고 우리나라를 비롯한 주변국의 경제적 위기로 직결되는 상황이 연출되기 때문일 것이다. 주식시장을 통해 국제적인 동조화 현상을 실증적으로 검토한 연구들은 국내외에 다수 존재한다. 그러나 연구의 대부분이 미국 주식시장의 영향이 다른 나라의 주식시장에 영향을 미친다는 내용을 다루었다 (Eun과 Shim, 1989; Hamao 등, 1990; Eun과 Jang, 1994; Campbell과 Hamao, 1992; Engle과 Susmel, 1994; Daly, 2003). 그리고 선진국 시장과 아시아 신흥금융시장 간의 연계성을 분석한 연구들 (Wei 등, 1995; Park과 Fatemi, 1993; 윤태우와 김춘호, 1997;

¹(135-080) 서울시 강남구 역삼동 730, 한국감정원 부동산연구원, 책임연구원. E-mail: rohsy@kab.co.kr

표 2.1. 원시계열의 기초통계량 및 정규성 검정결과

구분	KOSPI	DOW	NASDAQ	NIKKEI	DAX
Mean	1,044.0	10,498.2	2,196.1	12,798.2	5,321.2
Std.Dev.	407.7	1,470.9	674.7	3,164.2	1,461.7
Skewness	0.6	0.2	1.6	0.3	0.1
Kurtosis	2.3	2.8	6.2	2.1	2.0
Jarque-Bera	301.62	23.79	3002.29	190.91	163.78
Observations	3,497	3,497	3,497	3,497	3,497

차백인과 오세경, 1998; 박진우, 2008)이 있다. 실증분석에 이용된 계량모형들은 주로 VAR(Vector Auto-Regression)모형을 활용한 연구들과 (Eun과 Shim, 1989; Park과 Fatemi, 1993; 장호윤, 1996; 차백인과 오세경, 1998; Hsiao 등, 2003; Daly, 2003), ECM(Error Correction Model)을 활용한 연구들 (Campbell과 Hamao, 1992; 유태우와 김춘호, 1997) 그리고 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)류 모형을 활용한 연구들 (Hamao 등, 1990; Wei 등, 1995)로 구분할 수 있다. 이러한 연구들의 연결선상에서 본 연구는 우리나라 KOSPI(The Korea Composite Stock Price Index)에 영향을 미치고 있다고 판단되는 대표적인 외국시장의 주가지수들로, 북미지역에선 미국의 DOW지수와 NASDAQ(National Association of Securities Dealers Automated Quotations)지수를, 아시아지역에선 일본의 NIKKEI(Nihon Keizai)지수를, 유럽지역에선 독일의 DAX지수를 선택하여 각 나라 및 해당 경제블록의 경제적 환경변화가 각 시장의 주가지수에 반영이 되어 주가지수수익률의 변동에 충격을 주고, 이에 따라 우리나라 주가지수수익률의 변동에 유의한 영향을 주는지를 VAR모형의 추정과 충격반응분석을 통해 조사해 보았다.

2. 분석자료

본 연구를 위해서 2000년 1월 4일부터 2009년 7월 31일까지 총 3,497개 일간 시계열 자료를 수집하였다. 우리나라 KOSPI시장의 변동성에 영향을 미칠 것으로 예상되는 주요 외국 주식시장 지수로는 북미지역을 대표하여 미국의 DOW 및 NASDAQ지수와 아시아를 대표하여 일본 NIKKEI지수 그리고 유럽을 대표하여 독일의 DAX지수를 선정하였다. 원시계열의 정규성(Normality)을 검토한 Jarque-Bera검정결과 유의수준 1%하에서 “시계열이 정규분포를 한다”는 귀무가설은 기각되었다. 즉, 다섯 가지 시계열자료는 모두 정규분포를 하지 않는 일반적인 금융시계열의 속성을 확인했다. 다섯 가지 고전적 회귀 가정 중 정규성 가정이 성립되지 않으므로 원시계열자료들을 단순 OLS(Ordinary Least Squares)모형으로는 설명할 수가 없다. 그리고 왜도가 0보다 커 우측꼬리가 긴 분포를 하고, 첨도가 3보다 큰 NASDAQ은 정규분포보다 뾰족한(Leptokurtic) 분포를 하는 반면에, 3보다 작은 KOSPI를 비롯한 다른 시계열은 정규분포보다 완만한(Platykurtic) 분포를 하고 있다 (표2.1참조).

원시계열의 안정성은 통상 단위근 검정(unit root test)을 통해서 검토할 수 있는데, 단위근 검정통계량에는 DF(Dickey-Fuller, 1979) 또는 ADF(Augmented Dickey-Fuller, Said and Dickey, 1984) 이외에 PP(Phillips-Peron, 1988), KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992), ERS(Elliot, Rothenberg 그리고 Stock, 1996), NP(Ng-Perron, 2001) 등을 활용할 수 있다. 이중 본 연구에서는 ADF검정과 KPSS검정을 활용했다. 시계열의 안정성에 대한 ADF과 KPSS 검정가설을 설명하기 위해 우선 시계열 y_t 에 대한 다음과 같은 단순 AR(1)과정을 가정해 보자.

$$y_t = \rho y_{t-1} + x_t' \delta + \epsilon_t. \quad (2.1)$$

이 때 x_t 는 상수(constant) 또는 추세(Trend)를 반영할 수 있는 선택적 외생회귀항들(optional exoge-

표 2.2. 주가지수시계열에 대한 ADF와 KPSS 검정결과

구분			KOSPI	DOW	NASDAQ	NIKKEI	DAX
ADF-test stat.			-2.841	-1.995	-2.496	-2.006	-1.600
임계값 (Mackinnon, 1996)	include	1% Level			-3.960		
	trend &	5% Level			-3.411		
	intercept	10% Level			-3.127		
LM-test stat.			0.602	0.602	0.912	0.849	1.166
임계값 (KPSS, 1992)	include	1% Level			0.216		
	trend &	5% Level			0.146		
	intercept	10% Level			0.119		

nous regressors)이고, ρ 와 δ 는 추정계수이며, ϵ_t 는 백색잡음(white noise)을 가정한다. 만약 $|\rho| \geq 1$ 이면 시계열은 시간이 흐를수록 값이 증가하여 발산되는 불안정한 시계열이고, 만약 $|\rho| < 1$ 이면 안정적 시계열이라고 평가한다. ADF검정은 식 (2.1)의 양변을 y_{t-1} 로 뺀 식 (2.2)의 $H_0 : \alpha = 0 (H_1 : \alpha < 0)$ 을 평가하는 것이고, 이를 보다 간단명료하게 평가하는 KPSS LM(Lagrange Multiplier)검정은 식 (2.1)에 대한 $H_0 : \rho < 1 (H_1 : \rho = 1)$ 에 대한 평가이다.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + x_t' \delta + \epsilon_t. \quad (2.2)$$

검정결과 LM검정통계값이 유의수준 1%의 임계값보다 크기 때문에 “시계열이 안정적이다”라는 H_0 가 설이 기각되고 결과적으로 모든 주가지수 시계열이 불안정(non-stationary) 시계열임을 알 수 있다. 결과적으로 분석대상인 원시계열자료들은 정규분포를 하지는 않을 뿐만 아니라 불안정적인 시계열임을 알 수 있다 (표 2.2참조).

비록 불안정한 시계열자료들 일지라도 만약 공적분 검정(Cointegration Test)을 통해 변수들 간에 안정적인 장기 선형관계인 공적분 관계가 존재한다면 VECM(Vector Error Correction Model)을 통해 변수들 간의 상호관계를 분석할 수 있다. 그러나 분석결과 원시계열들 간에는 통계적으로 유의한 공적분 관계가 성립하지 않았다. 따라서 연구에 활용하기 위해서 원시계열(y_t)을 식 (2.3)에 의해 주가지수 (연속복리)수익률변수(CR_t , %)로 변환하였다.

$$CR_t \equiv 100 \times \ln(1 + R_t) \equiv 100 \times \ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) = 100 \times [\ln(y_t) - \ln(y_{t-1})], \quad (2.3)$$

여기에서 R_t 은 단순순수익률, $\ln(\cdot)$ 은 자연로그값을 나타낸다. 주가지수수익률 시계열의 기초통계량과 Jarque-Bera 정규성 검정결과는 원시계열과 같이 수익률 시계열도 정규분포를 하지 않고, 첨도는 3보다 커 정규분포보다는 뾰족한 분포를 하고 있다. 그리고 왜도가 0보다 작은 KOSPI와 NASDAQ 그리고 NIKKEI의 수익률은 좌측으로 긴꼬리를 갖고, 0보다 큰 DOW와 DAX는 우측으로 긴꼬리를 갖는 분포를 하고 있다 (표 2.3참조). 아울러 주가지수 수익률의 표준편차로 살펴볼 수 있는 변동성은 NASDAQ을 제외한 DOW, NIKKEI, DAX 지수수익률에 비해 KOSPI지수 수익률이 상대적으로 크다 (그림 2.1참조). 수익률시계열의 안정성을 검토해 보기 위한 ADF와 KPSS검정결과, 검정통계량이 임계값보다 작아 H_0 가설이 채택되어 모든 주가지수수익률이 안정적 시계열임이 판명되었다 (표 2.4참조).

3. 분석모형

안정적인 시계열자료 간의 상호관계 및 충격반응을 살펴보기 위해 이용되는 가장 일반적인 모형은 VAR모형이다. VAR모형을 분석하기 위해서는 변수 간의 공적분 관계 및 모형에 상수항과 추세항의 포

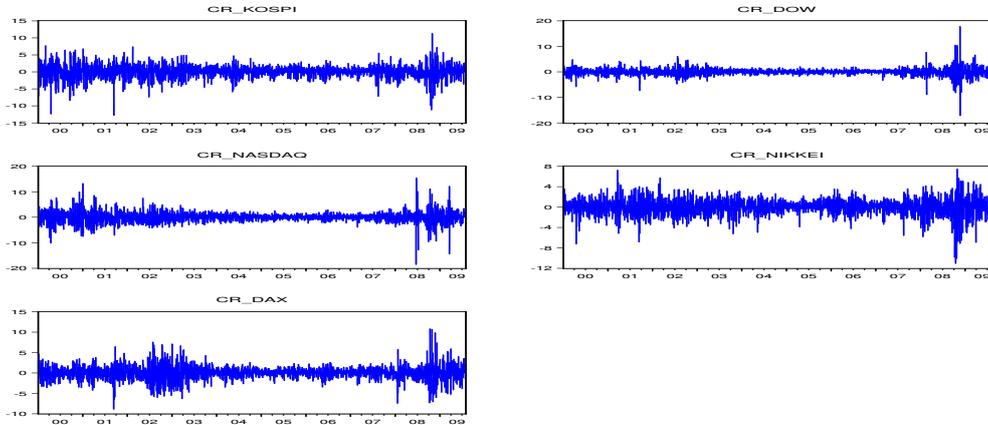


그림 2.1. 주가지수 수익률 추이('00.1.4~'09.7.31)

표 2.3. 수익률시계열의 기초통계량 및 정규성 검정결과

구분	CR_KOSPI	CR_DOW	CR_NASDAQ	CR_NIKKEI	CR_DAX
Mean	0.011	-0.005	-0.019	-0.017	-0.006
Std. Dev.	1.558	1.183	1.717	1.308	1.413
Skewness	-0.625	0.059	-0.161	-0.642	0.059
Kurtosis	10.835	39.570	17.094	10.366	10.408
Jarque-Bera	9,171.0	194,809.7	28,949.2	8,144.2	7,995.0
Observations	3,496	3,496	3,496	3,496	3,496

표 2.4. 주가지수시계열에 대한 ADF와 KPSS 검정결과

구분		CR_KOSPI	CR_DOW	CR_NASDAQ	CR_NIKKEI	CR_DAX
ADF-test stat.		-59.127	-68.184	-62.548	-61.171	-60.839
임계값 (Mackinnon, 1996)	no intercept & no trend	1% Level			-2.566	
		5% Level			-1.941	
		10% Level			-1.617	
LM-test stat.		0.208	0.080	0.221	0.196	0.182
임계값 (KPSS, 1992)	include intercept	1% Level			0.739	
		5% Level			0.463	
		10% Level			0.347	

함여부를 검토해야 한다. 이를 위해 통상 Johansen 공적분검정(Johansen Cointegration test)을 수행하는데, Johansen (1988, 1991, 1992)과 Johansen과 Juselius (1990)은 공적분 관계식 개수와 모형의 모수(parameter)들을 MLE(Maximum Likelihood estimate)로 추정하고 검정하는 방법을 제시했다. 이 방법은 DF의 단위근 검정을 다변량의 경우로 일반화한 것과 같다.

$$\Delta y_t = (\rho_1 - 1)y_{t-1} + e_t. \tag{3.1}$$

즉, 식 (3.1)에서 만약 $(\rho_1 - 1) = 0$ 이면 y_t 가 단위근을 갖는 것처럼 n 개 벡터시계열 벡터 y_t 가 VAR(1)일 때 이를 식 (3.2)와 같이 표현할 수 있다. 이 경우 Γ 의 위수(rank)가 0이면 y_t 의 모든 시계열들을 적분 과정이라고 해석한다. 또한 Γ 의 위수가 n 이면 y_t 의 모든 시계열들은 안정적 과정이 된다. 따라서 Γ 의

위수가 $0 < r < n$ 으로 r 개의 y_t 의 선형결합이 안정적인 과정인 경우를 벡터 y_t 가 r 개의 공적분 관계를 갖는다고 해석한다. 결과적으로 Johansen 검정절차에서 n 개의 벡터시계열 벡터 y_t 의 VAR(p)과정은 식 (3.3)과 같이 표현하고 식 (3.2)를 보다 일반화하여 식 (3.4)와 같이 정리할 수 있다.

$$\Delta y_t = (A_1 - I)y_{t-1} + u_t = \Gamma y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (3.2)$$

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \epsilon_t, \quad (3.3)$$

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \epsilon_t, \quad (3.4)$$

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j.$$

Granger의 대표정리에 의하면, 만약 계수행렬 Π 의 위수(r)가 $r < n$ 으로 축소된다면, 위수 r 을 갖는 $k \times r$ 행렬 α 와 β 가 존재한다. 그래서 $\Pi = \alpha \cdot \beta'$ 이고, $\beta' y_t$ 는 $I(0)$ 이다. 따라서 r 은 공적분 관계의 개수(공적분 위수)이고 β 의 각 행값은 공적분 벡터가 된다. Johansen (1995)은 공적분 검정모형을 다음과 같이 다섯 가지로 제시했다.

(1) x_t 에 결정적 추세가 없고 공적분 방정식에도 절편항이 없는 경우,

$$H_2(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha \cdot \beta' y_{t-1}. \quad (3.5)$$

(2) x_t 에 결정적 추세가 없으나 공적분 방정식에는 절편항이 있는 경우,

$$H_2^*(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0). \quad (3.6)$$

(3) x_t 에 선형추세가 있고 공적분 방정식에도 절편항이 있는 경우,

$$H_1(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0) + \alpha_{\perp} \gamma_0. \quad (3.7)$$

(4) x_t 에 선형추세가 있고 공적분 방정식에도 선형추세와 절편항이 있는 경우,

$$H^*(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp} \gamma_0. \quad (3.8)$$

(5) x_t 에 2차 시간추세가 있고 공적분 방정식에도 선형추세와 절편항이 있는 경우 등이다.

$$H(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \alpha_{\perp}(\gamma_0 + \gamma_1 t). \quad (3.9)$$

여기에서 α_{\perp} 는 공적분 관계 밖에서 존재하는 결정적 추세항(deterministic terms)을 나타내고, $\alpha \cdot \alpha_{\perp} = 0$ 이다. VAR모형은 일반적으로 시계열 간의 체계적인 관련성을 분석하고, 이러한 체계적인 관련성에 임의적인 교란항의 동적 충격을 분석하기 위해서 이용된다. VAR(p)를 수리적으로 식 (3.3)과 같이 정리할 수 있는데, 이때 y_t 는 내생변수들의 k 벡터, x_t 는 외생변수들의 d 벡터이고, A_1, \dots, A_p 그리고 B 는 추정해야 할 행렬계수 값들이며, ϵ_t 는 일종의 '이노베이션(innovation) 벡터'라고 정의할 수 있다. 이노베이션 벡터란 동일시점에서는 상관성을 지니지만 서로 다른 시점의 시차값(lagged values)들 간에는 상관성이 없고, 모형의 우측항의 모든 값들과 상관성이 존재하지 않는 특성을 지닌 벡터이다.

$$E(\epsilon_t) = 0, \quad E(\epsilon_i \epsilon_j') = \begin{cases} \Omega, & \text{if } i = j, \\ 0, & \text{if } i \neq j. \end{cases} \quad (3.10)$$

식 (3.3)을 다음과 같이 변환할 수 있다. ‘콜레스키 분해(Cholesky Decomposition)’ 또는 ‘삼각행렬분해(triangularization)’라고 알려진 이 변화기법의 기본 아이디어는 $(n \times m)$ 차원의 비특이행렬 P 를 식 (3.3)에 곱해도 y_t 의 상관관계 구조에는 영향을 미치지 않는다는 것이다. 먼저 P 를 주대각선 값이 1이고 $P\Omega P'$ 를 대각행렬(diagonal matrix)로 만드는 상방삼각행렬(upper triangular matrix)라고 가정하여 식 (3.3)에 P 를 곱하면 식 (3.11)과 같다.

$$Py_t = PA_1y_{t-1} + PA_2y_{t-2} + \cdots + PA_p y_{t-p} + PBx_t + P\epsilon_t \quad (3.11)$$

이때 변환된 오차항 벡터 $u_t = P\epsilon_t$ 는 대각공분산행렬을 갖는다. 만약 상수항 벡터는 0이라고 가정하고 설명을 단순화하기 위해 이변량 VAR(1)모형을 식 (3.12)와 (3.13)으로 정리해보자.

$$y_{1,t} = A_{11}y_{1,t-1} + A_{12}y_{2,t-1} + \epsilon_{1,t}, \quad (3.12)$$

$$y_{2,t} = A_{21}y_{2,t-1} + A_{22}y_{2,t-1} + \epsilon_{2,t}. \quad (3.13)$$

이때

$$\epsilon_t = [\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t}]' \quad (3.14)$$

$$E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Omega \quad (3.15)$$

이다. 다음 식 (3.16)을 통해 계산된 λ 를 y_t 방정식에 곱한 뒤 그 결과를 $y_{1,t}$ 방정식에 더하여 얻은 새로운 방정식과 원래의 $y_{2,t}$ 방정식을 함께 정리하면 식 (3.17)과 같다.

$$\lambda = -\frac{\sigma_{(\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t})}}{\sigma_{\epsilon_{2,t}}^2}, \quad (3.16)$$

$$\begin{bmatrix} 1 & \lambda \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A'_{11} & A'_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon'_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix}. \quad (3.17)$$

식 (3.17)을 통해서 식 (3.18)과 같이 정의할 수 있고, u_t 의 각 구성요소는 직교확률 오차항으로 식 (3.15)를 만족한다.

$$u_t = [e_{1,t} + \lambda e_{2,t}, e_{2,t}]'. \quad (3.18)$$

직교성을 살펴보기 위해 공분산을 계산하면 0이다.

$$\text{Cov}[(\epsilon_{1,t} + \lambda \epsilon_{2,t})\epsilon_{2,t}] = \sigma_{(\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t})} - \left(\frac{\sigma_{(\epsilon_{1,t}, \epsilon_{2,t})}}{\sigma_{\epsilon_{2,t}}} \right) \sigma_{\epsilon_{2,t}}^2 = 0. \quad (3.19)$$

따라서 상방삼각행렬 P 는 식 (3.20)과 같이 정의된다.

$$P = \begin{bmatrix} 1 & \lambda \\ 0 & 1 \end{bmatrix}. \quad (3.20)$$

즉, P 는 주대각선이 1이고 오차항 공분산 행렬을 대각화하는 역할을 한다. 이러한 삼각행렬화를 통해 변화시킨 오차항 벡터의 공분산행렬은 대각행렬이 되고 u_t 의 각 구성요소들은 상호 간에 상관성이 없으며 연립방정식 체계는 반복적인(recursive) 형태로 변환된다. 따라서 식 (3.17)에서 $y_{2,t}$ 는 t 시점의 $y_{1,t}$ 에 영향을 미치지 않지만, $y_{1,t}$ 는 t 시점의 $y_{2,t}$ 에 영향을 미치지 못하여 $y_{2,t}$ 가 $y_{1,t}$ 에 선행함을 알 수 있다. 따라서 삼각행렬화한 결과 변수들 사이에 인과관계순서가 임의적으로 정해짐으로 5가지 주가지수 수익률 CR_KOSPI, CR_DOW, CR_NASDAQ, CR_NIKKEI, CR_DAX에 대하여 VAR모형을 설정

하여 이러한 선�행관계를 살펴볼 수 있다. 아울러 VAR모형을 통해 충격반응함수(Impulse Response Function; IRF)를 유도하여 특정 오차항의 한 단위 증가가 또 다른 특정 시계열에 어떠한 영향을 미치는지를 분석할 수 있다. VAR모형을 추정하여 얻은 공분산행렬은 일반적으로 대각행렬이 아니므로 $\epsilon_{i,t}$ 와 $\epsilon_{j,t}$ 가 t 시점에서 서로 상관관계를 보일 수 있다. 한 시계열로부터의 충격이 다른 시계열에 대해 미래에 어떤 경로로 효과를 미칠 것인가를 분석함에 있어서 시계열 간에 t 시점의 상관관계가 있으면 미래의 다른 시계열의 변화가 초기에 발생한 충격 자체에 기인한 직접효과인지 t 시점의 상관관계에 의한 간접효과인지 구분하기 어려운 경우가 발생한다. 그러므로 간접효과를 제거하기 위해 오차항 벡터를 상관성이 없는 오차항 벡터로 변환하는 다음과 같은 절차가 필요하다. 임의의 대칭적 양정부호행렬 Φ 는 출레스키 분해에 의해 식 (3.21)과 같다.

$$\Phi = A\Omega A' = A\Omega^{\frac{1}{2}}\Omega^{\frac{1}{2}}A' = DD', \tag{3.21}$$

여기에서 A 는 하방삼각행렬로 주대각선이 1이고 Ω 는 대각행렬이다. 행렬 A 의 역행렬을 사용한 새로운 $(n \times 1)$ 오차항 벡터 u_t 는 식 (3.22)와 같다.

$$u_t \equiv A^{-1}\epsilon_t, \tag{3.22}$$

ϵ_t 가 자신이 시차 값과 다른 시계열의 시차 값과 상관성이 없다고 가정했으므로 u_t 또한 상관성이 없어진다. 또한 변환된 u_t 의 구성요소들 간에도 상관성이 없다는 것은 식 (3.23)을 통해 알 수 있다.

$$E(u_t u_t') = (A^{-1})E(\epsilon_t \epsilon_t')(A^{-1})' = (A^{-1})\Omega(A^{-1})' = (A^{-1})A\Omega A'(A^{-1})' = \Omega. \tag{3.23}$$

따라서 Ω 의 (i, j) 번째 요소는 변환된 오차항 벡터의 i 번째 구성요소인 $u_{i,t}$ 의 분산이 된다. 따라서 분석 시계열에서 $\hat{\Phi}$ 를 구하고 출레스키 분해에 의해 \hat{A} 를 구했을 때 \hat{a}_j 를 \hat{A} 의 j 번째 열이라고 하면, 이때 $s = 1, 2, \dots$ 에 대하여 직교충격반응함수(Orthogonalized IRF; OIRF)는 식 (3.24)와 같이 정의한다.

$$\text{OIRF} \equiv \hat{\Phi} \hat{a}_j = \frac{\partial y_{t+s}}{\partial u_{j,t}}. \tag{3.24}$$

분석에서 사용하는 시계열들은 통상 서로 다른 단위로 측정되는 경우가 많으므로 단위충격을 각 변수마다 동일하게 한 단위씩으로 하는 것보다는 1 표준편차(Standard error; Se) 크기만큼으로 충격을 주고 그 효과를 OIRF를 통해 추적하는 것이 효율적이다. 이를 위해서는 VAR오차항을 식 (3.25)와 같이 변환한다.

$$v_t \equiv D^{-1}\epsilon_t = \Omega^{-\frac{1}{2}}A^{-1}\epsilon_t = \Omega^{-\frac{1}{2}}u_t \tag{3.25}$$

이제 $v_{j,t}$ 의 한 단위 증가는 $u_{j,t}$ 가 1Se만큼 증가한 것과 동일하고, 만약 \hat{d}_j 를 \hat{D} 의 j 번째 열이라고 하면, 이 경우 OIRF는 식 (3.26)과 같이 정의된다.

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial v_{j,t}} \equiv \hat{\Phi} \hat{d}_j. \tag{3.26}$$

4. 분석결과

우선 각 국가의 주가지수수익률 간의 유의한 인과성(Casuality)이 존재하는지를 알아보기 위해 Granger 인과성 검정을 수행한 결과를 그림 4.1과 같이 도시했고, 표 4.1과 같이 정리하였다.

분석결과를 우리나라 KOSPI수익률을 중심으로 살펴보면, 우리나라 주식시장의 수익률은 외국 주가지수수익률과 상호 밀접한 인과성을 지니고 있었다. 특히 미국과 유럽의 주식시장의 변화가 우리나라 주

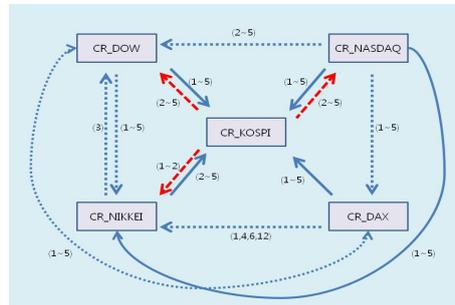


그림 4.1. 주가지수수익률 간의 인과지도(괄호 안은 시차)

표 4.1. 주가지수수익률 간의 Granger 인과성 검정결과

H_0	Lag = 1		Lag=2		Lag = 3		Lag = 4		Lag = 5	
	F	P	F	P	F	P	F	P	F	P
CR_DOW ⇒ CR_DAX	68.560	0.000	37.528	0.000	27.475	0.000	22.350	0.000	18.388	0.000
CR_DAX ⇒ CR_DOW	16.275	0.000	12.675	0.000	9.035	0.000	6.982	0.000	5.971	0.000
CR_KOSPI ⇒ CR_DAX	0.781	0.377	0.517	0.596	0.944	0.418	1.123	0.344	1.024	0.402
CR_DAX ⇒ CR_KOSPI	181.530	0.000	97.651	0.000	77.874	0.000	58.622	0.000	47.725	0.000
CR_NASDAQ ⇒ CR_DAX	75.435	0.000	41.627	0.000	33.141	0.000	25.059	0.000	20.472	0.000
CR_DAX ⇒ CR_NASDAQ	0.474	0.491	0.473	0.623	0.772	0.510	0.814	0.516	0.691	0.630
CR_NIKKEI ⇒ CR_DAX	0.003	0.957	0.019	0.981	0.598	0.617	1.207	0.306	0.989	0.423
CR_DAX ⇒ CR_NIKKEI	385.322	0.000	193.021	0.000	143.314	0.000	108.208	0.000	86.796	0.000
CR_KOSPI ⇒ CR_DOW	2.465	0.117	2.882	0.056	3.322	0.019	5.768	0.000	4.286	0.001
CR_DOW ⇒ CR_KOSPI	196.971	0.000	110.197	0.000	103.589	0.000	78.876	0.000	64.165	0.000
CR_NASDAQ ⇒ CR_DOW	2.559	0.110	3.433	0.032	2.888	0.034	2.639	0.032	2.170	0.055
CR_DOW ⇒ CR_NASDAQ	0.034	0.853	1.613	0.200	1.965	0.117	1.395	0.233	1.140	0.337
CR_NIKKEI ⇒ CR_DOW	0.020	0.888	0.335	0.715	0.762	0.515	2.268	0.060	1.617	0.152
CR_DOW ⇒ CR_NIKKEI	374.412	0.000	190.414	0.000	151.827	0.000	114.770	0.000	93.999	0.000
CR_NASDAQ ⇒ CR_KOSPI	231.783	0.000	123.667	0.000	107.756	0.000	81.492	0.000	67.615	0.000
CR_KOSPI ⇒ CR_NASDAQ	0.044	0.834	2.434	0.088	2.228	0.083	3.406	0.009	2.280	0.044
CR_NIKKEI ⇒ CR_KOSPI	0.340	0.560	2.775	0.062	4.086	0.007	3.059	0.016	2.554	0.026
CR_KOSPI ⇒ CR_NIKKEI	28.975	0.000	14.203	0.000	10.816	0.000	8.010	0.000	6.304	0.000
CR_NIKKEI ⇒ CR_NASDAQ	0.800	0.371	0.527	0.590	0.149	0.931	1.219	0.301	0.496	0.779
CR_NASDAQ ⇒ CR_NIKKEI	379.853	0.000	190.968	0.000	151.214	0.000	115.529	0.000	93.169	0.000

식시장에 영향을 미치고, 우리나라 주식시장이 일본시장에 영향을 주는 것으로 분석된다. 아울러 시차를 두고 우리나라 주식시장과 미국·일본 주식시장 간에는 일종의 환류효과(feedback effect)가 존재하지만 독일의 주식시장과는 일방적으로 영향을 받을 뿐 환류효과는 존재하지 않았다. 주식시장이 통상 주 5일거래로 순환되어 이루어지는 것에 기초하여 시차를 5로 설정한 후 Johansen 검정을 위한 적절한 모형을 찾기 위해 5가지 검정모형에 대한 요약통계를 산출해 보면 시계열 벡터에 결정적 추세가 없고 공적분 방정식에도 절편항이 없는 검정모형에서 0.05% 유의수준에서 4개의 공적분 관계가 존재한다 (표 4.2, 4.3, 4.4참조).

공적분 검정과과정에서 산출된 비제약 공적분 계수(표 4.5)와 비제약 조정계수(표 4.6)들을 활용하여 각 공적분 관계식의 추정모수들을 정리한 결과는 표 4.7~4.10과 같다. VAR(5)모형을 추정한 후, 외국주가지수수익률의 1표준편차(1Se) 충격을 주었을 때, KOSPI지수수익률에 어떠한 영향을 미치는지를 확인하기 위해 Cholesky 충격반응을 수행하여 그림 4.2와 같은 결과를 얻었다. 결과에서 보여주는 것처럼 국가들 간의 충격과 반응들 중에서 특히 주변 국가들의 충격에 따른 우리나라 주식시장의 반응이 상대적으로 민감하게 발생하고 있음을 확인할 수 있다.

표 4.2. Johansen Cointegration Test Summary(Information Criteria by Rank and Model)

Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank(rows) and Model(columns)					
0	-29,361.8	-29,361.8	-29,361.8	-29,361.8	-29,361.8
1	-28,957.1	-28,956.9	-28,956.9	-28,956.9	-28,956.8
2	-28,595.1	-28,594.8	-28,594.8	-28,594.7	-28,594.7
3	-28,279.6	-28,279.0	-28,279.0	-28,277.8	-28,277.8
4	-27,987.3	-27,985.6	-27,985.6	-27,984.2	-27,984.2
5	-27,741.2	-27,739.5	-27,739.5	-27,737.7	-27,737.7
Akaike Information Criteria by Rank(rows) and Model(columns)					
0	16.898	16.898	16.901	16.901	16.904
1	16.672	16.672	16.674	16.675	16.677
2	16.470	16.471	16.473	16.474	16.475
3	16.295	16.296	16.297	16.298	16.300
4	16.133	16.134	16.135	16.137	16.137
5	15.998*	16.000	16.000	16.002	16.002
Schwarz Criteria by Rank(rows) and Model(columns)					
0	17.118	17.118	17.130	17.130	17.142
1	16.910	16.912	16.921	16.924	16.933
2	16.726	16.730	16.737	16.742	16.749
3	16.568	16.575	16.580	16.586	16.591
4	16.424	16.433	16.435	16.444	16.446
5	16.307*	16.317	16.317	16.328	16.328

주: 1) *: Critical value based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-values

표 4.3. Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None*	0.206978	3241.277	60.06141	1.0000
At most 1*	0.18735	2431.929	40.17493	0.0000
At most 2*	0.1654	1707.911	24.27596	1.0000
At most 3*	0.154237	1076.909	12.3209	1.0000
At most 4*	0.131558	492.279	4.12991	0.0000

주: 1) *: denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

2) **: MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-values

표 4.4. Unrestricted Cointegrating Coefficients(normalized by b'S11b=I)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None*	0.206978	809.3475	30.43961	0.0001
At most 1*	0.18735	724.0182	24.15921	0.0001
At most 2*	0.1654	631.0015	17.7973	0.0001
At most 3*	0.154237	584.6308	11.2248	0.0001
At most 4*	0.131558	492.2785	4.12991	0.0001

주: 1) *: denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

2) **: MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-values

표 4.5. Unrestricted Cointegrating Coefficients(normalized by $b'S11*b = I$)

CR_KOSPI	CR_DOW	CR_NASDAQ	CR_NIKKEI	CR_DAX
-0.376499	1.872243	1.453225	-0.65324	-1.7095
-1.12824	-1.52242	0.410971	-0.91572	2.34013
-0.038108	-3.03409	1.715542	0.875349	-0.26272
-1.564919	0.734085	-0.23759	2.304676	-0.03266
-0.81415	-0.26345	-0.21186	0.18103	-0.94167

표 4.6. Unrestricted Adjustment Coefficients(alpha)

D(CR_KOSPI)	0.291438	0.456272	-0.12363	0.196005
D(CR_DOW)	-0.23691	0.065105	0.196779	-0.17794
D(CR_NASDAQ)	-0.4379	-0.0627	-0.30424	-0.11592
D(CR_NIKKEI)	0.261911	0.278443	-0.18687	-0.31804
D(CR_DAX)	0.21068	-0.23148	0.042784	-0.10492

표 4.7. 1 Cointegrating Equation(s)(Log likelihood = -28,957.1)

Normalized cointegrating coefficients(standard error in parentheses)				
CR_KOSPI	CR_DOW	CR_NASDAQ	CR_NIKKEI	CR_DAX
1	-4.97277 (0.34921)	-3.85984 (0.20264)	1.735046 (0.21613)	4.540513 (0.26579)
Adjustment coefficients(standard error in parentheses)				
D(CR_KOSPI)	-0.10973 (0.01005)			
D(CR_DOW)	0.089198 (0.00789)			
D(CR_NASDAQ)	0.164867 (0.0115)			
D(CR_NIKKEI)	-0.09861 (0.00819)			
D(CR_DAX)	-0.07932 (0.00946)			

표 4.8. 2 Cointegrating Equation(s)(Log likelihood = -28,595.1)

Normalized cointegrating coefficients(standard error in parentheses)				
CR_KOSPI	CR_DOW	CR_NASDAQ	CR_NIKKEI	CR_DAX
1	0	-1.11034 (0.06663)	1.008726 (0.07575)	-0.66234 (0.08204)
0	1	0.55291 (0.03182)	-0.14606 (0.03617)	-1.04627 (0.03917)
Adjustment coefficients(standard error in parentheses)				
D(CR_KOSPI)	-0.62451 (0.03039)	-0.14899 (0.06165)		
D(CR_DOW)	0.015743 (0.02489)	-0.54268 (0.05049)		
D(CR_NASDAQ)	0.235606 (0.03632)	-0.7244 (0.07368)		
D(CR_NIKKEI)	-0.41276 (0.02524)	0.066456 (0.05121)		
D(CR_DAX)	0.181841 (0.02952)	0.74685 (0.05989)		

표 4.9. 3 Cointegrating Equation(s)(Log likelihood = -28,279.6)

Normalized cointegrating coefficients(standard error in parentheses)				
CR_KOSPI	CR_DOW	CR_NASDAQ	CR_NIKKEI	CR_DAX
1	0	0	1.164677 (0.07923)	-1.80967 (0.07311)
0	1	0	-0.22372 (0.02351)	-0.47494 (0.02169)
0	0	1	0.140453 (0.04219)	-1.03331 (0.03893)
Adjustment coefficients(standard error in parentheses)				
D(CR_KOSPI)	-0.6198 (0.0303)	0.226114 (0.0987)	0.398947 (0.05819)	
D(CR_DOW)	0.008244 (0.02458)	-1.13972 (0.08007)	0.020051 (0.04721)	
D(CR_NASDAQ)	0.247201 (0.03581)	0.198704 (0.11667)	-1.18407 (0.06878)	
D(CR_NIKKEI)	-0.40564 (0.02497)	0.633434 (0.08134)	0.174466 (0.04796)	
D(CR_DAX)	0.180211 (0.02952)	0.617038 (0.09618)	0.284433 (0.0567)	

표 4.10. 4 Cointegrating Equation(s)(Log likelihood = -27,987.3)

Normalized cointegrating coefficients(standard error in parentheses)				
CR_KOSPI	CR_DOW	CR_NASDAQ	CR_NIKKEI	CR_DAX
1	0	0	0	-1.06601 (0.03928)
0	1	0	0	-0.61779 (0.01783)
0	0	1	0	-0.94363 (0.03114)
0	0	0	1	-0.63851 (0.02879)
D(CR_KOSPI)	-0.92653 (0.04962)	0.369999 (0.09959)	0.352378 (0.05800)	-0.26469 (0.06840)
D(CR_DOW)	0.286712 (0.04017)	-1.27035 (0.08062)	0.062328 (0.04695)	-0.14271 (0.05537)
D(CR_NASDAQ)	0.42861 (0.05904)	0.113607 (0.11848)	-1.15653 (0.06900)	-0.19002 (0.08137)
D(CR_NIKKEI)	0.092069 (0.03986)	0.399965 (0.07999)	0.250029 (0.04659)	-1.32262 (0.05494)
D(CR_DAX)	0.344403 (0.04865)	0.540018 (0.09763)	0.309361 (0.05686)	-0.13001 (0.06705)

5. 결론

인터넷의 확산과 홈트레이딩 시스템의 보급으로 인하여 주식시장은 그 어떤 시장거래보다도 정치, 경제 등 사회전반적인 변화와 충격에 관한 정보가 발빠르게 제공되고 시장참여자들은 이에 대해 즉각적으로

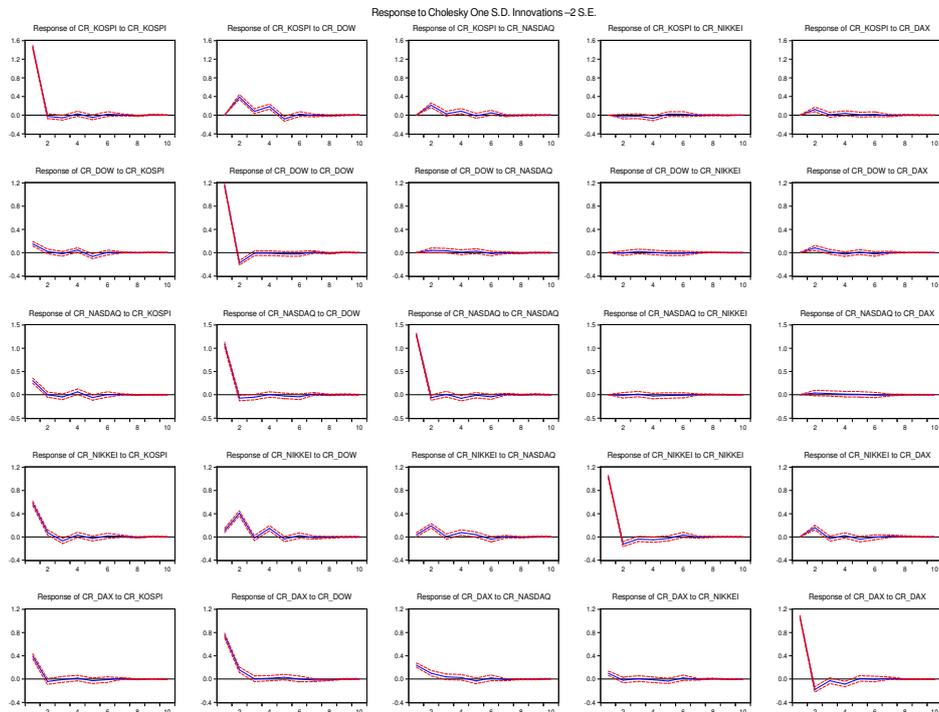


그림 4.2. Cholesky impulse response

반응한다. 아울러 경제활동에 있어 국가 간의 경계가 거의 없는 글로벌 경제시대에 한 국가의 경제적 충격은 시차를 크게 두지 않은 채 주변 국가들에게 영향을 미치고 이러한 반응은 주가지수에 즉각적으로 반영된다. 특히 국제경제 무대에서 우리나라의 위상과 입지가 점차 확대되고 있는 시점에서 주변국가의 시장충격은 즉각적으로 우리 경제에 영향을 미치고 있다. 이러한 국제경제의 동조화 현상을 본 연구에서는 주식시장의 주가지수 수익률을 산출하여 VAR모형의 추정결과를 얻고, 충격반응분석을 통해 실증적으로 입증하였다. 본 연구의 결과들은 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리나라 주가지수 수익률과 관련 국가들의 주가지수수익률 간에는 통계적으로 유의한 인과성(causality)이 존재하였다. 둘째, 일정한 시차를 두고 시장 수익률 간의 환류효과(Feedback effect)가 존재하였다. 셋째, 5개 주가지수수익률 시계열 간에 4개의 공적분 관계가 발견되었다. 넷째, 충격반응분석결과 여타 시계열 간의 충격과 반응에 비해 외국주가지수 수익률이 우리나라 지수수익률에 전달한 충격에 대한 반응이 상대적으로 민감하다는 것을 확인할 수 있었다. 결론적으로 주가지수 수익률의 동조화 현상(synchronization)은 뚜렷하게 관찰되었고, 이에 따라 아시아를 넘어 북미, 유럽지역의 경제적 환경변화에 따라 유사한 시장변화가 우리나라에서도 발생하게 됨이 확인되었다. 따라서 이러한 세계경제의 동조화에 대한 보다 다양하고 심도있는 연구들이 시급히 이루어져야 함을 알 수 있었다.

참고문헌

- 유태우, 김춘호 (1997). 미·일 주가의 한국주가에 미치는 영향에 대한 실증분석, <증권·금융연구>, **3**, 1-20.
 박진우 (2008). 남아시아 주식시장에 관한 연구: 국내 투자자의 관점에서, <남아시아 연구>, **14**, 165-190.

- 장호윤 (1996). 한국주식의 New York 증시 성장과 주식이격정보의 이전, <증권금융연구>, **2**, 105-131.
- 차백인, 오세경 (1998). 미국 및 일본 주식시장의 아시아 신흥 주식시장에 대한 영향력 분석, <금융연구> **12**, 43-69.
- Cambell, J. Y. and Hamao, Y. (1992). Predictable stock returns in Unites States and Japan: A study of long-term capital market integration, *Journal of Finance*, **47**, 43-69.
- Daly, K. J. (2003). Southeast Asian stock market linkages, *ASEAN Economic Bulletin*, **20**, 73-85.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 427-431.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. and Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica* **64**, 813-836.
- Engle, R. F. and Susmel, R. (1994). Hourly volatility spillover between international equity markets, *Journal of International Money and Finance*, **13**, 3-25.
- Eun, C. S. and Shim, S. (1989). International transmission of stock market movements, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **24**, 241-256.
- Eun, C. S. and Jang, H. (1994). Pricing spillover effects in the world financial markets: Theory and policy implications, *University of Maryland Working Paper*
- Hamao, Y., Masulis, R. W. and Ng, V. (1990). Correlations in price changes and volatility across international stock markets, *Review of Financial Studies*, **3**, 281-307.
- Hsiao, S. T., Hsiao, M. W. and Yamashita, A. (2003). The impact of the US economy on the Asia-Pacific region: Does it matter?, *Journal of Asian Economics*, **14**, 219-241.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, **59**, 1551-1580.
- Johansen, S. (1992). Cointegration in partial system and the efficiency of single equation analysis, *Journal of Econometrics*, **52**, 389-402
- Johansen, S. (1995). Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, *Oxford: Oxford University Press*.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration-with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169-210.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, **54**, 159-178.
- Mackinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, **11**, 601-618.
- Mackinnon, J. G., Haug, A. A. and Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration, *Journal of Applied Econometrics*, **14**, 563-577.
- Ng, S. and Perron, P. (2001). Lag length selection and the Construction of unit root tests with good size and power, *Econometrica*, **69**, 1519-1554.
- Park, J. and Fatemi, A. M. (1993). The linkages between the equity markets of Pacific-basin countries and those of the U.S., U.K., and Japan: A vector autoregressive analysis, *Global Finance Journal*, **4**, 49-64.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, **75**, 335-346.
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order, *Biometrika*, **71**, 599-607.
- Wei, K. C. J., Liu, Y. J., Yang, C. C. and Chung, G. S. (1995). Volatility and price change spillover effects across the developed and emerging markets, *Pacific-Basin Finance Journal*, **3**, 113-136.

The Empirical Study about the World Economy Synchronization using Returns Transitions between Stock Markets

Sang-Youn, Roh¹

¹Korea Appraisal Board R&D Institute

(Received October 2009; accepted April 2010)

Abstract

This study is an empirical research of the stock markets to prove the synchronization phenomenon of the world economy. For this research I analyzed Korea's KOSPI, USA's DOW & NASDAQ reflecting stock markets in North America, Japan's NIKKEI in Asia, and Germany's DAX in Europe. Because the raw series are not stationary, they are to be transformed to returns series. The results of the study are follows: First of all, there are significant causalities between KOSPI's returns and those of other indices. Second, feedback effects are found between the market returns with several time lags. Third, there are 4 cointegrating equations which embody the relation of the five returns series. And forth, KOSPI reacts more sensitively to impacts from the foreign indices compared to the other indices do when they got impacts from each other except KOSPI. On conclusion, there exists a clear evidence for the synchronization phenomenon in returns of the stock indices, and we can expect Korea market may get similar changes depending on the economic changes of North America, Europe, or Asia. Therefore more closing researches should be conducted about the world economy synchronization in various fields as soon as possible.

Keywords: Stock Market, Stock Indices Returns, Synchronization, VAR Model

¹Senior Research Fellow, Korea Appraisal Board R&D Institute, 730, Yeoksam-dong, Gangnam-gu, Seoul, 135-080. E-mail: rohsy@kab.co.kr