

주가지수간의 동태적 통합 및 인과관계 분석

김태호¹⁾ 박지원²⁾

요약

국내외 시장간에 정보의 이동이 신속해지고 유사 시장간에 상호 연관성이 심화되면서 한미간 주가동조화현상은 강화된 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 한미 증시간에 어떠한 역학관계가 존재하는가를 총체적으로 검토해 보았다. 분석 결과 주가가 전반적으로 비슷한 동향을 보이는 시기에는 한미 증시간의 인과관계가 상대적으로 복잡한 반면, 한미간의 주가가 상이한 동향을 보이는 시기에는 인과관계가 단순한 것으로 나타났다. 특히 나스닥지수로 부터 국내 주가지수로의 인과관계가 뚜렷이 존재하는 것으로 판명되어 IT산업 불황기에 침체에 빠진 국내 증시가 첨단산업이 주축을 이룬 나스닥시장의 동향에 민감한 현실이 그대로 입증되고 있다.

주요용어: 공적분검정, 벡터자기회귀, 벡터오차수정, 인과관계, 분산분해

1. 서론

IMF 외환위기 이후 국내 각 산업분야에서 개방화 및 자율화가 탄력적으로 추진되면서 확대된 해외자본의 각종 금융 및 IT시장 참여는 시장의 수급관계에 영향을 미치게 되었다. 그동안 독자적으로 가격이 형성되던 각 시장간에 연계가 이루어지게 되고, 시장변수들간의 상호 연관성이 심화되었으며, 또한 국내외 시장간에 정보의 이동도 신속해지면서 시장의 변동폭이 커지고 그 결과 예측은 더욱 어렵게 되었다.

인과관계 개념에 따르면 Y 값을 예측하는데 있어서 단순히 Y 의 과거값만 사용하는 것보다 X 의 과거와 현재의 정보가 사용되어 예측력이 향상된다면 $X \rightarrow Y$ 의 인과관계가 존재한다고 정의되며, 아래와 같은 관계로 표현될 수 있다. Φ_t 가 기간 t 까지 적절한 모든 정보의 집합이라 가정하고, $\sigma^2 [Y_{t+1} | \Phi_t]$ 는 Φ_t 의 정보가 주어졌을 때 다음 기간 Y 에 대한 최적예측값의 조건부 MSE라 하자. 어떤 기간 t 에

$$\sigma^2 [Y_{t+1} | \Phi_t] < \sigma^2 [Y_{t+1} | \Phi_t \setminus \{X_h | h \leq t\}]$$

이 성립한다면 X 와 Y 사이에는 인과관계가 존재한다는 것으로 여기서 $\Phi_t \setminus \{X_h | h \leq t\}$ 는 $\{X_h | h \leq t\}$ 에 존재하지 않는 모든 정보를 나타낸다. 따라서 과거와 현재의 X 에 대한 정보가 다른 모든 정보에 추가해 고려될 때 Y 가 더 효율적으로 예측될 수 있다면 $X \rightarrow Y$ 의 관계가 성립된다.

1) (361-763) 충북 청주시 개신동 산48, 충북대학교 통계학과(기초과학연구소), 교수

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

2) (130-012) 서울시 동대문구 청량리동 207-41, 한국개발연구원(KDI), 연구원

E-mail: jjwon98@magicsn.com

인과관계에 대한 선행연구들을 살펴보면 Geweke, Meese and Dent(1983)는 몬테카를로 실험결과에 의해 입증된 8가지의 검정법에 대해 논한 바 있고, Poirier(1988)는 베이저안 모형을 사용하여 인과관계에 대한 확고한 정의를 제안하였다. Smant(1998)는 승수접근법을 이용하여 화폐와 경제활동간의 인과관계를 입증하였고, Darrat(1999)는 경제성장과 재정 위기간의 다변량 인과관계를 분석하였다. Cheung and Fujii(2001)는 통화량이 국민생산에 미치는 영향을 검정하기 위해 ARCH 과정을 분석도구로 이용하였으며, Nair-Reichert and Weinhold(2001)는 외국인의 직접투자와 성장간의 인과관계를 검정하였다. 그 외 인과관계에 관한 문헌으로는 Cochrane and Sbordone(1988), 그리고 Enders(1995) 등이 있다. 본 연구에서는 벡터자기회귀모형(VAR)과 벡터오차수정모형(VECM)을 사용하여 국내의 주식 시장간의 인과관계에 대한 검정을 하고자 한다. 국내 증시와 관련지어 인과관계 분석을 실시한 연구로는 박상용·연강흠(1994), 박진우(2000), 김서경·고광수(2001) 등이 있으나 국내 증시 전체의 국제적 인과성에 대한 연구는 거의 이루어지지 않고 있다.

국내 경제는 대미의존도가 높고, 증시는 해외로부터의 충격에 취약하며 단기적 변동폭이 큰 매우 불안정한 구조를 가지고 있다. 지표로 보면 외국인들은 국내 경제여건보다는 미국의 지수 등락에 더 민감하게 반응하며 거래규모도 미국 지수 등락폭과 상관관계가 큰 것으로 나타난다. 국내 증시는 미국 증시의 단기 변동에 지나치게 영향을 받는 데다 미국의 경기 전망에 따라 장기적으로 동반 이동해 가는 경향이 있는 것으로 알려져 있다. 따라서 미국 주가가 장기적으로 하락하는 경우 국내 경제 전반에 미치는 영향은 크다. 본 연구의 목적은 증시가 장기적 침체장세를 보일 때 국내의 거래소와 코스닥시장, 또 미국의 다우존스와 나스닥시장간에 어떠한 인과관계가 존재하는가를 통계학적으로 검정해 보는데 있다.

2. 시장변수들간의 인과관계

$[Y_t, X_t]$ 를 공분산이 일정한 이변량 과정이라 할 때

- i. Y_t^* 와 X_t^* 는 각각 Y 와 X 의 과거값을 나타내고,
- ii. Y_t^0 와 X_t^0 는 Y 와 X 의 현재와 과거값을 나타내며,
- iii. $\sigma^2(X_t | \psi)$ 는 ψ 가 주어질 때 X_t 의 최소예측오차분산으로서 여기서 ψ 는 위의 i 과 ii 에 존재하는 정보의 집합이다.

인과관계는 다음의 네 가지로 정의할 수 있다.

- (1) $\sigma^2(X_t | Y_t^*, X_t^*) < \sigma^2(X_t | X_t^*)$ 인 경우 $Y \rightarrow X$ 성립
- (2) $\sigma^2(X_t | X_t^*, Y_t^0) < \sigma^2(X_t | X_t^*, Y_t^*)$ 인 경우 동시에 $Y \rightarrow X$ 성립
- (3) $\sigma^2(X_t | X_t^*, Y_t^*) < \sigma^2(X_t | Y_t^*)$, 또 $\sigma^2(Y_t | Y_t^*, X_t^*) < \sigma^2(Y_t | Y_t^*)$ 인 경우 $Y \rightarrow X$ 와 $X \rightarrow Y$ 이므로 $X \leftrightarrow Y$ 의 양방향 인과관계 성립
- (4) $\sigma^2(X_t | X_t^*, Y_t^0) = \sigma^2(X_t | X_t^*, Y_t^*) = \sigma^2(X_t | X_t^*)$, 또 $\sigma^2(Y_t | Y_t^*, X_t^0) = \sigma^2(Y_t | Y_t^*, X_t^*) = \sigma^2(Y_t | Y_t^*)$ 인 경우 인과관계 없음

식(1)은 X_t 의 예측에 X 의 과거값만 사용하기 보다는 추가로 Y 의 과거값도 포함시키면 최소예측오차분산은 낮게 조절된다는 것을 의미하며, 식(2)는 X 와 Y 의 과거값에 더해 Y 의 현재값도 고려되면 X_t 의 예측은 더 정확해짐을 뜻한다. $X \rightarrow Y$ 의 인과관계는 위에

서 X 와 Y 의 역할을 바꾸어 같은 방식을 적용시키며, 여기서 X 와 Y 간 양방향 인과관계와 독립성이 각각 (3), (4)와 같이 정의된다. 위의 정의들이 실증적으로 사용되기 위한 최적에 측량은 아래와 같은 선형관계에서 구해진다.

$$\hat{X}_t = \sum_{i=1}^{\infty} \beta_{X_i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} \beta_{Y_i} Y_{t-i} \tag{2.1}$$

식 (2.1)에서 $\sigma^2 (X_t | X_t^*, Y_t^*)$ 를 최소화 시키는 β 를 선택하며, 불안정한 시계열의 경우 1차 차분이나 계절차분 또는 대수전환에 의해 안정성을 회복할 수 있다.

위와 같이 공분산이 일정한 비결정적 체계(nondeterministic system)는 다음과 같이 이 동평균형으로 표기가 가능하다.

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}(B) & \theta_{12}(B) \\ \theta_{21}(B) & \theta_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix} \tag{2.2}$$

a_1 과 a_2 는 자기상관이 존재하지 않으며, 또한 a_{1t} 와 a_{2s} 는 모든 기간 t 와 s 에 대해 상관관계가 없다 가정한다. θ_{ij} 는 다항식이고 B 는 시차연산자(lag operator)로서 $\theta_{11}(B)a_{1t} = \theta_{11}^0 a_{1t} + \theta_{11}^1 a_{1t-1} + \theta_{11}^2 a_{1t-2} + \theta_{11}^3 a_{1t-3} + \dots$ 이 된다. $\theta_{21}(B) = 0$ 일때 $Y \rightarrow X$ 의 인과관계가 존재하지 않고, $\theta_{21}(B) \neq 0$ 이고 동시에 $\theta_{12}(B) \neq 0$ 일 때 $Y \leftrightarrow X$ 의 관계가 성립하며, $\theta_{21}(B) = \theta_{12}(B) = 0$ 이면 X 와 Y 간에는 인과관계가 성립되지 않는다.

식(2.2)는 아래와 같은 자기회귀형으로 전환시킬 수 있으며, ω_{ij} 도 θ_{ij} 같은 다항식이다.

$$\begin{bmatrix} \omega_{11}(B) & \omega_{12}(B) \\ \omega_{21}(B) & \omega_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix} \tag{2.3}$$

식(2.3)의 둘째 방정식을 보면

$$X_t + \omega_{22}^1 X_{t-1} + \omega_{22}^2 X_{t-2} + \dots + \omega_{21}^1 Y_{t-1} + \omega_{21}^2 Y_{t-2} + \dots = a_{2t} \tag{2.4}$$

이 되어 인과성 정의에 합당한 형태를 갖추고 있다. 모든 $\omega_{21}^i = 0$ 이라면 Y 가 식에 포함되지 않으므로 Y 의 과거값은 X 의 예측에 영향을 미치지 않게 된다. 일부 $\omega_{12}(B) \neq 0$ 일 때 $X \rightarrow Y$ 의 인과관계가 성립하고, $\omega_{12}(B)$ 와 $\omega_{21}(B)$ 가 0 이 아닌 원소를 포함하면 $X \leftrightarrow Y$ 이며, $\omega_{12}(B) = \omega_{21}(B) = 0$ 이면 인과관계가 존재하지 않는다.

인과관계는 아래와 같이 VAR모형으로도 분석이 가능하다. $y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$ 가 안정적이고 정규분포된 이변량 VAR(p)과정에 의해 유발된다 가정하자.

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11,1} & \phi_{12,1} \\ \phi_{21,1} & \phi_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots \tag{2.5}$$

$$+ \begin{bmatrix} \phi_{11,p} & \phi_{12,p} \\ \phi_{21,p} & \phi_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-p} \\ y_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

추가로 y_t 가 모든 정보를 포함하고 있어서

$$\Lambda = \{ y_q | q \leq t \}$$

와 같다 할 때 y_1 과 y_2 간에는 아래와 같은 관계가 성립된다.

$$\phi_{12,1} = \phi_{12,2} = \dots = \phi_{12,p} = 0 \quad \text{이면} \quad y_2 \rightarrow y_1 \text{의 인과관계 없음} \quad (2.6)$$

$$\phi_{21,1} = \phi_{21,2} = \dots = \phi_{21,p} = 0 \quad \text{이면} \quad y_1 \rightarrow y_2 \text{의 인과관계 없음} \quad (2.7)$$

위의 식(2.6)은 식(2.5)의 첫째 (y_1) 방정식에 y_2 가 존재하지 않는 경우이고, 또 식(2.7)은 식(2.5)의 둘째 방정식에 y_1 이 존재하지 않는 경우이다. 따라서 인과관계가 존재하는가의 여부는 식(2.5)의 VAR(p)의 계수들이 0이라는 제약을 F-검정하는 것으로 요약된다.

3. 자료의 정상성 및 동태적 통합

IMF 외환위기로 인해 급격히 침체되었던 국내 증시가 상승하게 된 원동력은 외국인들의 시장 참여 때문으로 1999년의 연말 지수는 연초의 배 가까이 오른 상승장이었다. 반면 2000년 한 해 동안 종합주가지수는 50.9%, 코스닥지수는 79.5%가 하락해 모두 지수 산정 이후 최대의 낙폭을 기록했으며, 2001년에는 반대로 종합주가지수와 코스닥지수가 각각 37% 이상씩 상승하는 판이한 장세를 보였다. 주가 상승기 보다는 하락기 국내 증시와 미국 증시간의 역학관계가 더욱 관심의 대상이다. 2000년 전세계적으로 IT 관련주를 중심으로 주가가 폭락하면서 미국 나스닥시장의 시가 총액은 최고치 대비 3조 달러, 한국 코스닥시장의 시가 총액은 69조원이나 감소했다. 한 해 동안 개인투자자의 손실분은 거래소시장에서 57조원, 코스닥시장에서 20조원으로 모두 77조원으로 추산되었다. 같은 기간 동안 외국인의 국내주식 순매수는 11조원을 상회해 외국인 보유주식의 시가 총액은 시장의 30%를 초과함에 따라 한미간 주가동조화현상은 심화되었다. 따라서 2000년의 상반기와 하반기의 첫 분기인 1분기와 3분기를 선정, 종합주가지수, 코스닥지수, 다우존스와 나스닥지수의 일별 자료를 사용하여 장단기 연관관계에 대해 검정한다.

각 자료의 추이를 보면 주가가 장기적으로 하락하는 가운데 1분기는 모든 지수가 비슷한 움직임을 보이고 있으나, 3분기는 한미간의 지수가 다른 움직임을 보이며, 특히 종합주가지수가 판이한 성향을 보였다. 변수들 사이의 관계를 실증분석한 기존의 연구들은 차분된 VAR모형을 사용했으나 공적분관계가 존재하는 경우에는 변수들간의 장기적 관계에 대한 중요한 정보가 손실될 가능성이 있다. 본 연구에서는 공적분관계가 존재하지 않는 경우는 차분 VAR모형을, 그리고 공적분이 존재하는 경우는 VECM으로 추정하여 수준변수와 차분변수를 한 모형 내에 포함시킴으로써 변수들간의 장기적 관계를 고려하였다.

많은 경제시계열 자료는 확률추세를 내포한 불안정한 성질을 가지고 있다. Nelson and Plosser(1982), Stock and Watson(1986, 1988)등은 대부분의 거시경제 시계열 자료들이 단위근을 가지며 차분안정적임을 보여주었다. 자료의 안정성 여부에 대한 검정을 수행하는데 있어서 Dickey and Fuller(1979, 1981)는 일반적으로 이용되는 통계량이 표준적인 분포를 따르지 않는다는 것을 보여주었으며, 선정된 표본크기에서 임계값을 몬테카를로 모의실험을 이용하여 계산한 DF(Dickey-Fuller)검정법을 개발하였다. DF검정은 시계열 자료가 AR(1) 과정을 따르고 모형의 오차항이 백색잡음이라 가정 하였으나 후에 오차항의 자기상관 문제를 해결하기 위해 AR(1) 가정을 완화하여 AR(p) 과정을 따른다고 가정한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정으로 보완되었다.

표 3.1: 표본 1 : 단위근 검정

	수준변수			
	상수 포함		상수와 추세 포함	
	ADF	P-P	ADF	P-P
종합주가지수	-1.9571	-3.2145**	-2.9195	3.9102**
코스닥	-1.3182	-1.5770	-1.4843	-1.8861
다우존스	-1.3478	-1.2783	-0.9663	-1.1994
나스닥	-1.9248	-1.5539	-1.7545	-2.1020

	1차 차분변수			
	상수 포함		상수와 추세 포함	
	ADF	P-P	ADF	P-P
종합주가지수	-6.0387***	-7.6783***	-5.9611***	-7.5233***
코스닥	-4.4341***	-6.4606***	-4.3499***	-6.4025***
다우존스	-4.3937***	-6.9880***	-4.6129***	-6.9848***
나스닥	-4.5920***	-6.8402***	-4.7004***	-6.8651***

*, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 에서 통계적으로 유의함

DF 단위근 검정에서는 오차항이 정규분포를 따른다고 가정하지만 일반적으로 거시시계열 자료의 오차항은 자기상관이나 이분산을 갖는다. Phillips and Perron(1988)은 이러한 경우 사용할 수 있는 비모수적 단위근 검정법을 제안하였다. ADF 검정이 오차항의 자기상관 문제를 시계열의 차분항을 추가시켜 해결하는데 반해 P-P(Phillips-Perron) 검정법은 오차항 자체를 MA(Moving Average) 형태로 변환하여 해결한다. 본 논문에서는 자료의 안정성을 식별하기 위해 ADF와 P-P 단위근 검정방법을 모두 사용하였으며, 적정시차를 AIC(Akaike Information Criteria) 와 SC(Schwarz Criteria) 기준에 의한 적정시차를 모두 고려하여 작은 시차를 선택하였다. 1분기(표본 1)와 3분기(표본 2)의 자료에 대한 검정 결과는 각각 표 3.1, 표 3.2와 같다. 단위근 검정 결과 수준변수들은 불안정하나 이들을 차분할 경우 모두 1% 유의수준에서 안정성을 회복하는 I(1)인 것으로 나타났다. 표 3.1에서 P-P 검정 결과를 보면 종합주가지수가 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되는 것으로 나타나지만 ADF 검정에서는 단위근이 존재하는 것으로 판명되므로 단위근이 존재하는 것으로 간주하였다.

I(1) 시계열들 사이에 어떤 선형결합이 존재하여 이 결합이 안정적인 시계열이 된다면 이들은 공적분 관계에 있으며, 공통의 확률적 추세가 존재하여 공적분결합에 의해 확률적 추세가 제거됨을 의미하므로 본 연구에서는 Johansen(1988), Johansen and Juselius(1990)의 최우공적분검정법(maximum likelihood cointegration test)을 이용하여 I(1)인 변수들 사이의 공적분관계를 살펴보고자 한다. 이 검정방법은 VAR 모형에서 위수(rank)검정 및 정규 상관계수를 사용하여 Engle and Granger(1987)의 잔차준거 공적분검정(residual-based

표 3.2: 표본 2: 단위근 검정

	수준변수			
	상수 포함		상수와 추세 포함	
	ADF	P-P	ADF	P-P
종합주가지수	-0.9091	-1.0262	-1.6993	-2.1585
코스닥	-1.2578	-1.8730	-2.0981	-2.6671
다우존스	-1.6615	-1.5623	-0.7826	-0.9210
나스닥	-1.3498	-1.6775	-1.6106	-1.8460
	1차 차분변수			
	상수 포함		상수와 추세 포함	
	ADF	P-P	ADF	P-P
종합주가지수	-4.1815***	-6.9954***	-4.1354***	-6.9247***
코스닥	-4.1932***	-6.7737***	-4.1877***	-6.8228***
다우존스	-3.6359***	-7.5059***	-4.0344***	-7.7497***
나스닥	-3.9365***	-7.7504***	-3.9795***	-7.7447***

*, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 에서 통계적으로 유의함

cointegration test)보다 복잡하지만 검정력이나 1종오진의 크기면에서 우월하며 특히 변수가 셋 이상인 경우 공적분의 개수까지 알려준다는 장점이 있다.

아래와 같은 불안정한 시계열 벡터 $X_{t(p \times 1)}$ 의 VAR 모형을 고려해보자.

$$X_t = \mu + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_k X_{t-k} + \epsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.1)$$

X_t 는 각각 1차 적분인 p 개의 변수로 구성된 벡터, T 는 관측값의 수이며, ϵ_t 는 정규분포를 따르는 백색잡음이다. 식(3.1)을 차분하면 아래와 같은 VECM 이 얻어진다.

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \epsilon_t \quad (3.2)$$

이때

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i) \quad i = 1, 2, \dots, k-1$$

$$\Pi = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_k)$$

여기에서 X_{t-k} 의 계수인 $\Pi_{(p \times p)}$ 는 X_t 의 벡터에 관한 장기적 균형관계에 대한 정보를 가지고 있으며 공적분에 대한 가설검정은 Π 에 대한 검정과 같다. 공적분벡터를 추정하기 위해서는 정준상관법(canonical correlation method)을 사용하므로 $\Pi_{(p \times p)}$ 의 위수 r 을 검토하여야 하며 이때 세 가지 경우가 있을 수 있다. $r = p$ 이면 X_t 의 변수들이 모두 안정적이므로 공적분 제약이 불필요하고 수준변수만으로도 VAR모형을 구성할 수 있으나 이는 X_t 의

변수들이 I(1)이라는 가정과 상충된다. $r = 0$ 이면 X_t 의 변수들간에는 공적분관계가 없이 각 변수들이 독립적인 단위근을 가지며, 식(3.2)는 일반적인 차분 VAR이 된다. 따라서 공적분이 존재하기 위해서는 $0 < r < p$ 가 되어야 하며, 이때 X_t 의 각 변수들 사이에 r 개의 공적분벡터와 $(p - r)$ 개의 공통확률추세가 존재한다. Π 는 $\Pi_{(p \times r)} = \alpha \beta'$ 로 분해할 수 있는데 α 는 오차수정계수로서 조정속도를 나타내며, β 는 공적분 벡터들로 이루어진 행렬이고 βX_t 는 공적분관계를 뜻한다.

공적분벡터의 수 즉 행렬 Π 의 위수를 결정하기 위해 다음과 같은 회귀분석 절차를 밟는다. 먼저 ΔX_t 를 종속변수로 하고 과거의 ΔX_t 들을 설명변수로 하여 추정하며 여기서 얻는 오차항의 벡터를 R_{0t} 라 한다.

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + R_{0t} \quad (3.3)$$

X_{t-k} 를 종속변수로 했을 때는 오차항의 벡터가 R_{kt} 가 되며, $k = 1$ 이면 아래와 같다.

$$X_{t-1} = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + R_{1t} \quad (3.4)$$

오차항의 네 가지 적률곱행렬(product moment matrix)은 다음과 같이 계산된다.

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}' \quad i, j = 0, k \quad (3.5)$$

그러면 집약우도함수를 최소화하는 것은 결국 식(3.6)과 같은 축약위수회귀(reduced rank regression)의 형태를 취한다.

$$R_{0t} = \alpha \beta' R_{kt} + e_t \quad (3.6)$$

α 와 β 는 전형적인 비선형 최적화방식에 의해 추정되며, 식(3.2)와 (3.5)를 이용하면 집약우도함수는 β 만의 함수로 단순화 되어 아래의 특성방정식을 만족시키는 특성값(eigen value)을 구하는 문제로 요약된다.

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (3.7)$$

식(3.7)에서 p 개의 특성값 $\lambda(1 > \lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p > 0)$ 가 구해지며 이에 상응하는 특성벡터(eigen vector) $V = [V_1, V_2, \dots, V_p]$ 가 $V' S_{kk} V = I$ 로 정규화되어 구해진다.

특성값 λ 는 R_{0t} 와 R_{kt} 의 정준상관관계의 제곱으로 공적분되어 있을수록 값은 커진다. Π 의 위수 또는 선형독립인 공적분벡터의 수에 대한 검정은 λ 에 의해 결정되고, 공적분벡터에 대한 최우추정값은 큰 순서로 위수 r 만큼의 λ 에 해당하는 특성벡터 V 가 된다. 공적분벡터의 수에 대한 우도비검정통계량(likelihood ratio statistic) 으로는 최대 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설에 대해 p 개 이하가 존재한다는 대립가설을 검정하는 Trace 통계량과 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설과 $(r+1)$ 개 존재한다는 대립가설의 Maximum eigenvalue 통계량이 있다.

공적분 검정에서 적정시차의 길이는 수준변수를 사용한 각 분기의 VAR모형에서 AIC와 SC의 값이 최소인 시차 2를 선택, 그 시차에서 1을 빼준 값 1로 결정하며, 공적분 회귀식

에 포함되는 상수항과 추세항의 형태 또한 AIC 와 SC를 고려하여 선택한다. 공적분 검정 결과는 표 3.3에 제시되어 있으며 원 시계열 내에는 추세가 없고 공적분 회귀식이 상수항을 갖지 않는 경우를 상징하여 검정하였다. 표본 1의 경우 네 변수에 대한 공적분 검정 결과 공적분이 한 개도 없다는 귀무가설을 기각하지 못하므로 변수들간에는 장기적 상관관계가 존재하지 않는다는 것을 알 수 있다. 표본 2에 대한 공적분 검정 결과 1% 유의수준에서 $H_0 : r = 0$ 이 기각되나 $H_0 : r \leq 1$ 은 기각되지 못하므로 공적분위수는 1 이고, 변수들간 장기적 균형관계를 갖는 관계식이 1개 존재함을 알 수 있다.

표 3.3: 공적분 검정 결과

	시차	특성근	LR 통계량	5% 임계값	1% 임계값	귀무가설
표본 1	1	0.2672	31.5034	39.89	45.58	$H_0 : r = 0$
		0.1616	12.8471	24.31	29.75	$H_0 : r \leq 1$
		0.0368	2.2703	12.53	16.31	$H_0 : r \leq 2$
		0.0002	0.0148	3.84	6.51	$H_0 : r \leq 3$
표본 2	1	0.3537	45.9447***	39.89	45.58	$H_0 : r = 0$
		0.2071	20.6215	24.31	29.75	$H_0 : r \leq 1$
		0.1142	7.1597	12.53	16.31	$H_0 : r \leq 2$
		0.0020	0.1203	3.84	6.51	$H_0 : r \leq 3$

*, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 에서 통계적으로 유의함

4. 주가지수간의 인과관계 및 상대적 중요도 분석

표본 1은 공적분 검정 결과 장기적 상관관계가 존재하지 않으므로 차분 VAR모형으로 변수간의 인과관계를 분석하였으며, AIC 와 SC 기준에 의해 적정시차가 2로 선택된 결과는 표 4.1과 같다. 종합주가지수는 나스닥지수에 의해 시차 1에서 '+' 영향을, 코스닥지수는 다우존스에 의해 시차 2에서 '-' 영향을, 또 나스닥지수에 의해서는 시차 1에서 '+' 영향을 받는 것으로 나타났다. 다우존스지수는 코스닥지수에 의해 시차 1에서 '+' 영향을, 나스닥지수에 의해서는 시차 1에서 '-' 영향을 받는 것으로 밝혀졌다. 따라서 다우존스지수와 코스닥지수간에는 양방향 인과관계가 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 표본 2는 공적분이 존재하므로 오차수정항이 포함된 VECM을 이용한 결과가 표 4.2와 같으며, 변수들간의 장기적, 단기적 인과관계가 구분된다. 나스닥지수가 종합주가지수나 코스닥지수의 변동에 각각 유의수준 10%에서 통계적으로 유의한 예측력이 있는 반면 나스닥지수도 코스닥지수에 의해 유의수준 10%에서 설명될 수 있음을 알 수 있다.

오차수정항을 보면 코스닥지수가 장기 균형값에서 한 포인트 이탈하는 경우 다음 기에 0.0027 만큼 균형으로 상향 조정되며, 나스닥지수는 0.0671로 상향 조정되는 속도가 7% 이내로, 장기균형점으로 조정되어 가는 속도가 느리다는 점을 시사해 준다. 주가지수간의 인

표 4.1: 표본 1: 인과관계 분석

종속변수 독립변수	시차	종합주가지수	코스닥	다우존스	나스닥
종합주가지수	1	-0.0011 (-0.1160)	0.0528 (0.8125)	-0.1143 (-0.1136)	0.1085 (0.1497)
	2	-0.0145 (-0.1160)	-0.0039 (-0.0691)	-0.7118 (-0.8058)	-0.6553 (-1.0306)
코스닥	1	-0.2275 (-0.6961)	0.0022 (0.0145)	5.9265** (2.5641)	2.0998 (1.2621)
	2	-0.5255 (-1.6290)	-0.1922 (-1.3043)	-2.0074 (-0.7898)	-2.0929 (-1.2743)
다우존스	1	0.0236 (1.0572)	-0.0088 (-0.8663)	0.3329** (2.1106)	0.1634 (1.4388)
	2	0.0137 (0.6378)	-0.0175* (-1.7805)	0.0401 (0.2631)	-0.0870 (-0.7936)
나스닥	1	0.0518* (1.7997)	0.0441*** (3.3499)	-0.7485*** (-3.6754)	0.0499 (0.3403)
	2	0.0044 (0.1263)	0.0073 (0.4579)	-0.2280 (-0.9281)	-0.1605 (-0.9076)
상수항		-2.6784 (-0.9648)	-1.0142 (-0.7998)	5.9915 (0.3051)	14.9426 (1.0571)

*, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 에서 통계적으로 유의함

() 안의 숫자는 t 통계값

과관계는 표 4.3과 같이 요약된다. 표본 1에 비해 표본 2에서는 네 주가지수간의 인과관계가 상대적으로 간결하다. 즉 네 주가지수가 모두 유사하게 움직이는 기간에는 역학관계가 다소 복잡하나 국내지수들의 동향이 미국지수들과는 다른 시기에는 서로간의 인과관계가 상대적으로 약했던 것으로 나타난다.

인과관계 분석은 각 주가지수간에 영향을 미치는 방향은 알려주지만 한 주가지수 변동의 어느 정도가 자체에서, 또 다른 변수들에서 기인되는 것인지는 알려주지 않는다. 따라서 시간이 지남에 따라 이러한 관계가 어떻게 변화해 가는지 종합주가지수와 코스닥지수에 한해 분산분해분석을 통해 파악해 보고자 한다. 분산분해는 예측오차의 분산을 VAR 시스템에 속하는 각 변수들의 충격의 기여도에 비례하여 분해함으로써 각 변수의 상대적 중요도를 판별하는 것이다. 분석결과는 변수 배열에 민감하나 본 연구에서는 일반적으로 국내 주가지수들에 미치는 미국 주가지수들의 영향력을 고려해 다우존스지수 → 나스닥지수 → 코스닥지수 → 종합주가지수의 순서로 배열하였으며, 배열을 달리 해도 질적 차이

표 4.2: 표본 2 : 인과관계 분석

		종속변수			
		종합주가지수	코스닥	다우존스	나스닥
오차수정계수		0.0049 (1.0888)	0.0027*** (3.3951)	0.0170 (0.7415)	0.0671*** (3.7628)
독립변수	종합주가지수	0.0947 (0.5212)	0.0021 (0.0631)	0.2835 (0.3045)	-0.5213 (-0.7189)
	코스닥	-0.6142 (-0.6850)	-0.0317 (-0.1961)	-2.4606 (-0.5360)	-6.5344* (-1.8277)
	다우존스	0.0391 (1.2871)	0.0057 (1.0457)	-0.0380 (-0.2445)	0.0332 (0.2741)
	나스닥	0.0620* (1.7898)	0.0118* (1.8871)	0.0366 (0.2066)	0.0870 (0.6308)

*, **, *** 는 각각 10%, 5%, 1% 에서 통계적으로 유의함

() 안의 숫자는 t 통계값

는 발생하지 않았다. 10기간까지로 제한한 표본 1의 분산분해 결과는 표 4.4와 같다.

표 4.4를 보면 다우존스지수는 종합주가지수의 변동에 대해 하루가 지난 후에는 2.26%, 4일 이후부터는 12% 이상의 설명력을 가지며, 나스닥지수의 영향은 처음에는 미미했으나 급증하여 4일 후부터는 10% 이상의 설명력을 갖는다. 코스닥지수의 변동에 대한 다우존스지수의 설명력은 처음 8.86%에서 별다른 움직임이 없으며, 나스닥지수의 경우 기간 1에서는 0.53%에 불과했으나 이후 급격히 증가해 19% 이상의 설명력을 가진다. 이는 인과관계 분석결과를 뒷받침하는 것으로 주가가 모두 비슷한 동향을 보이는 기간에는 시간이 경과하면서 해외지수의 영향력이 증대되며, 다우존스의 영향이 정체상태에 있는데 반해 나스닥의 영향은 계속 증가해 국내 주가지수에 대한 영향력이 비교적 컸음을 알 수 있다.

표본 2의 종합주가지수와 코스닥지수의 예측오차 분산분해 결과는 표 4.5에 제시되어

표 4.3: 주가지수간의 인과관계

표본 1		표본 2	
종합주가지수	← 나스닥	종합주가지수	← 나스닥
코스닥	← 나스닥	코스닥	↔ 나스닥
코스닥	↔ 다우존스		
다우존스	← 나스닥		

표 4.4: 표본 1 : 각 지수의 상대적 중요도

	기간	표준편차	다우존스	나스닥	코스닥	종합주가지수
종합주가지수	1	18.9804	2.2612	0.0013	9.1383	88.5992
	4	21.6665	12.2350	10.3780	9.0198	68.3673
	7	21.7905	12.1947	10.9967	9.1355	67.6731
	10	21.7975	12.1946	11.0136	9.1572	67.6347
코스닥지수	1	8.6692	8.8615	0.5309	90.6076	0.0000
	4	9.9439	7.0843	19.3057	72.4451	1.1649
	7	9.9790	7.0775	19.6124	72.1025	1.2076
	10	9.9809	7.0771	19.6271	72.0861	1.2096

있다. 종합주가지수의 변동에 대해 다우존스와 나스닥지수는 1~3%의 설명력을 유지하고 있는 반면 코스닥지수의 설명력은 급격히 약화되며 지속적으로 감소한다. 코스닥지수의 분산분해 결과를 보면 다우존스지수의 설명력은 증가했다가 감소해가나 나스닥지수와 종합주가지수의 영향력은 시간이 지나면서 증가한다. 미국의 지수 중에서는 나스닥지수의 설명력이 큰 것으로 나타났으며, 특히 국내 주가가 미국의 주가와와는 다른 동향을 보이는 시기에는 국내 증시간의 내생력이 큰 것이 표본 1과는 다른 점이다.

표 4.5: 표본 2 : 각 지수의 상대적 중요도

	기간	표준편차	다우존스	나스닥	코스닥	종합주가지수
종합주가지수	1	17.2391	1.1935	1.3427	40.1750	57.2889
	4	38.9636	1.8398	3.0066	24.5746	70.5790
	7	54.9884	1.6063	1.9134	21.1823	75.2981
	10	68.2460	1.4943	1.3926	19.7247	77.3883
코스닥지수	1	3.1058	0.4166	0.2034	99.3801	0.0000
	4	6.6818	1.2056	1.2630	80.8590	16.6724
	7	10.0863	0.9093	3.1405	66.0338	29.9164
	10	13.0776	0.7785	4.2740	58.5946	36.3529

5. 결론

본 연구는 IMF 외환위기 이후 유사 시장간에 연계가 본격적으로 이루어지면서 시장변수들간의 상호연관성이 심화되고 국내외 시장간에 정보의 이동이 신속해짐에 따라 국내 증시와 미국 증시간에 장단기적으로 인과관계가 존재하는가를 총체적으로 검정해 보았다.

국내의 종합주가지수와 코스닥지수, 또 미국의 다우존스와 나스닥지수가 비슷한 움직임을 보이는 시기에는 공적분관계가 존재하지 않아 주가지수간에 동태적 통합이 이루어지지 않은 반면 한미간의 지수가 다른 움직임을 보이는 시기에는 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이에 따라 각각 벡터자기회귀모형과 벡터오차수정모형을 적용시킨 다변량 인과관계 분석결과 국내와 미국의 주식시장간에는 인과관계가 존재하며, 주가의 움직임이 서로 비슷한 동향을 보였던 시기에 인과관계가 상대적으로 복잡한 것으로 판명되었다.

인과관계가 다소 복잡했던 기간에는 종합주가지수와 코스닥지수의 변동이 각각 자생력에 의한 비율이 높았고, 해외지수의 설명력 또한 높았다. 인과관계가 단순했던 시기에는 국내 각 지수의 변동이 자생력 다음으로 국내 경쟁시장의 설명력도 높았다는 점이 다르다. 그러나 두 기간 모두 나스닥지수로부터 국내 주가지수로의 인과관계가 뚜렷하게 존재하는 것으로 나타났다. 이는 닷컴기업의 열풍이 사라지면서 IT산업이 전반적으로 불황에 빠짐에 따라 대미의존도와 IT산업의 비중이 높은 국내 경제여건상 첨단산업이 주축을 이룬 나스닥시장의 동향에 따라 국내 주가가 움직인 현실을 그대로 반영하고 있다.

참고문헌

- 김서경, 고광수(2001) 주가지수와 주가지수 선물 관계의 일증거래 자료분석, <증권학회지>, 27집 4호, 101-137.
- 박상용, 연강홍(1994) 자본시장 개방이 환율·주가·금리간의 상호연관성에 미치는 영향, <경영학연구>, 23권 4호, 47-79.
- 박진우(2000). 국내 현물환 및 NDF시장과 주식시장간의 가격 및 변동성 전이효과에 관한 실증연구, <증권학회지>, 26집 10호, 273-293.
- Cheung, Yin-Wong and Eiji Fujii (2001). A note on the power of money-output causality tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **63**, 247-261.
- Cochrane, John H. and Argia M. Sbordone (1988). Multivariate estimates of the permanent components of GNP and stock prices, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 255-296.
- Darrat, Ali F. (1999). Are financial deepening and economic growth causally related? : another look at the evidence, *International Economic Journal*, **13**, 19-35.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 427-431.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, **49**, 1057-1072.
- Enders, Walter (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons.
- Engle, R.F and C.W.J. Granger (1987). Co-integration and error correction : representation, estimation and testing, *Econometrica*, **55**, 251-276.
- Geweke, John, Richard Meese, and Warren Dent (1983). Comparing alternative tests of causality in temporal systems, *Journal of Econometrics*, **21**, 161-194.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrated vectors in gaussian vector autoregressive model, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 1231-1254.
- Johansen, S. and Katarina Juselius (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics*

- and Statistics*, **52**, 169-210.
- Nair-Reichert and Diana Weinhold (2001). Causality tests for cross-country panels : a new look at FDI and economic growth in developing countries, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **63**, 153-171.
- Nelson, C. R. and C. Plosser (1982). Trends and random walk in macroeconomic time series : some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics*, **10**, 139-162.
- Phillips, Peter C.B. and Pierre Perron (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, **75**, 335-346.
- Poirier, Dale J. (1988). Causal relationships and replicability, *Journal of Econometrics*, **39**, 213-234.
- Smant, David J. C. (1998). Real business cycle theory and monetary policy : the multiplier approach, *Applied Economics*, **30**, 1037-1053.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (1986). Does real GNP have a unit root?, *Economic Letter*, **22**, 147-151.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (1988). Testing for common trends, *Journal of the American Statistical Association*, **83**, 1097-1107.

[2002년 12월 접수, 2003년 10월 채택]

Dynamic Integration and Causal Relationships between Stock Price Indexes

Tae Ho Kim ¹⁾ Ji Won Park ²⁾

ABSTRACT

It is known that the domestic and the U.S. stock prices tend to move together as those markets are closely interrelated. In this study, cointegration and causal relationships among the four stock price indexes of KOSPI, KOSDAQ, DOWJONES and NASDAQ are carefully investigated for the period of declining stock prices in the long run. When all indexes move in a similar fashion, cointegration does not exist and the causal linkages between the domestic and the U.S. stock prices appear relatively complex. On the other hand, when the domestic and the U.S. stock prices move in a different manner, cointegration exists and the causal relationships appear relatively simple. NASDAQ is apparently found to lead the domestic stock market in both periods, which is consistent with the actual market situation when the IT industry is under recession.

Keywords: Cointegration, Vector autoregression, Vector error correction, Causality, Variance decomposition

1) Professor, Department of Statistics, Institute for Basic Sciences, Chungbuk National University 48 Gaesin-dong, Cheongjoo, Chungbuk, 361-763, Korea

E-mail : thkim@chungbuk.ac.kr

2) Researcher, Korea Development Institute 207-41, Chongnyangri-Dong, Dongdaemun-Gu P.O. Box 113, Chongnyang, Seoul, 130-012, Korea

E-mail : jiwon98@magicn.com