

주가의 전반적 하락기 국내외 증시 변동간의 연관관계 분석

김태호* · 유경아** · 김진희***

An Analysis of the Interrelationships between the Domestic and Foreign Stock Market Variations over the Depressed Market Period

Taeho Kim* · Kyeunga Yu** · Jinhee Kim***

■ Abstract ■

This study investigates the short and long-run dynamic relationships between the domestic and U.S. stock markets for the period of declining stock prices. It is well known that the domestic stock market variations are largely caused by the U.S. stock market movements. Multivariate causality test is utilized to examine the lead-lag relationships among four stock prices of KOSPI and KOSDAQ in the domestic part and DOWJONES and NASDAQ in the U.S. part. When the stock prices tend to decrease in the long run, it is found that both KOSPI and KOSDAQ have closer relations with NASDAQ than DOWJONES. When both of domestic stock markets are severely fluctuate, bidirectional causal relationships appear to exist between NASDAQ and each of KOSPI and KOSDAQ. On the other hand, when the domestic stock markets are relatively stable, unidirectional causality is found to exist between NASDAQ and each of KOSPI and KOSDAQ, which is explicitly validated by the analysis of variance decomposition.

Keyword : Cointegration, Vector Autoregression, Vector Error Correction Model, Causality, Variance Decomposition

논문접수일 : 2002년 11월 30일 논문게재확정일 : 2003년 2월 17일

* 충북대학교 통계학과

** Marketing & Analyzing Korea

*** 삼성캐피탈

1. 서론

국내 주식시장은 규모에 비해 건전성이 뒤떨어지는 것으로 알려져 있다. 전경련 부설 한국경제연구원은 최근 스위스 국제경영개발원이 2001년 4월에 펴낸 분야별 세계경쟁력 평가지표를 분석한 바 있다. 2000년 한국증시는 조사대상 47개국 중 주식 발행액 기준으로 규모는 15위였으나 건전성은 39위에 불과한 것으로 나타났다. 우리 경제의 대미 의존도가 높고 국내 증시는 해외 충격에 약해 불안정성이 상존하고 있음을 반영한 결과라 하겠다. 2000년 국내 경제성장률은 8%를 초과했으나 경제의 미래를 반영하는 주가는 50% 이상 폭락해 경제여건에 비해 지나치게 하락했으며, 경제와 증시 여건이 극심한 불균형을 이루는 가운데 투자 주체 모두가 큰 손실을 입게 되었다.

1999년 하반기에 가속화된 닷컴기업의 열기로 고 평가되었던 정보기술주의 거품이 붕괴되면서 2000년 1년 동안 다우공업평균과 S&P 500지수 하락률은 6.18%와 10.14%로 각각 1981년과 1977년 이래, 또 나스닥지수의 하락률은 무려 39.29%에 달해 1971년 시장 개장 이래 모두 최악의 성적을 기록했다. 같은 기간 국내의 종합주가지수는 50.9% 또 코스닥지수는 79.5%가 하락해 각각 1980년과 1996년 지수산정 이후 최대의 낙폭을 보였다.

2000년 1년동안 나스닥시장의 시가 총액은 최고치 대비 3조달러나 감소했으며, 국내 개인투자자들의 손실분은 거래소시장에서 57조원, 코스닥시장에서 20조원 합계 77조원으로 추산되었다. 이는 2001년 우리나라 예산안의 77%에 해당하는 액수이다. 증권거래소가 지난 3월 발표한 '주식분포상황조사'에 의하면 2000년 국내의 실질 주식투자인구는 400만명으로 집계되었으며, 이는 경제활동인구의 20%에 달하는 것으로 밝혀졌다. 따라서 증시의 건전성이 떨어지면 사회 전체에 미치는 파급효과가 크며, 경제 전반에 걸쳐 비효율성과 불안정성이 내재하게 된다.

IMF 외환위기로 급락했던 국내 주가는 외국인

의 시장참여로 본격적으로 상승하게 되었으며, 외국인의 움직임이 국내 증시에 중요 변수로 부각되면서 국내 증시와 미국 증시 사이에는 본격적인 동조화관계가 성립하게 되었다. 이러한 관계는 경제여건에 따라 강해지기도 약화되기도 하며, 거래소 시장과 코스닥시장은 다우존스와 나스닥지수 중 하나에 상대적으로 더 민감한 반응을 보이게 된다. 2000년 들어 외국인 국내 주식 순매수는 거의 11조 4,000억원에 이르러 지난 1992년 증시 개방 이후 가장 규모가 컸으며, 외국인 보유주식의 시가총액도 시장 전체의 30%를 초과해 한미간 주가동조화현상은 더욱 심해졌다. 지표로 보면 외국인들은 국내 경제나 증시 여건보다 미국의 지수 등락에 더 민감하게 반응하며 순매수·매도 규모도 미국지수 등락폭과 상관관계가 큰 것으로 나타났다.

국내 증시는 저변이 깊지 못하고 구조적으로 취약해 미국 증시의 단기적 변동에 지나치게 영향을 받는데다 국내의 경제여건보다는 미국의 경기전망에 따라 장기적으로 동반 이동해 가는 경향이 있는 것으로 알려져 있다. 따라서 주가 상승기에는 큰 문제가 되지 않을 수 있으나 하락하는 경우 특히 장기적 하락기에는 국내 경제 전반에 미치는 파장은 크다. 본 연구의 목적은 주가의 장기적 하락기에 국내의 거래소와 코스닥시장, 또 미국의 다우존스와 나스닥시장간에 교차적으로 인과관계가 실제로 존재하는가, 존재한다면 어떤 형태로 존재하는가, 또 이들 사이에 장기적 균형관계가 성립하는가를 총체적으로 검증하는데 있다.

2. 연구 배경

시장의 인과관계 및 장기적 균형관계에 관한 선행연구들을 보면 박상용, 연강흠(1994)은 자본시장 개방 전후의 외환·증권·금융시장에서의 가격메카니즘간의 상호관계를 동태적으로 분석하였고, 이필상, 임원석(1995)은 공적분검정을 이용하여 장단기 채권수익률간의 장기적 균형관계를 살펴보았다. 박주호(1996)는 원유 선물가격과 현물가격의 변화

추이 및 장단기 균형관계와 효율성을 계량분석하였으며, 이승호(1997)는 국내 금리와 해외 금리 및 원화환율 변동의 세 변수간 인과관계분석을 실시한 바 있다.

정재엽, 서상구(1999)는 국내 주가지수 선물시장과 현물시장간의 일중가격 및 가격변동성의 선·후행관계를 실증적으로 분석함으로써 양 시장간의 동적관련성을 살펴보았다. 지호준, 김영일(1999)은 환율과 주가의 선후행 결합관계를 검정하였으며, 이대호, 김응래(2000)는 아시아 국가들의 환율과 주가간의 인과관계를 분석하였다.

Mehra(1977)는 명목임금과 소비자가격간의 인과관계 패턴을 이변량 시차분포체계로 검증하였으며, Ashley, Granger and Schmalensee(1980)는 광고비와 소비의 이변량 시계열간의 관계를 검토하기 위해 Granger 인과관계의 정의를 사용한 특정 인과관계기법을 적용시켜 보았다. Geweke, Meese and Dent(1983)는 몬테카를로 실험결과에 의해 입증된 8개의 인과관계 검정법에 대해 논했으며, Poirier(1988)는 베이지안 모형을 사용하여 인과관계에 대한 확고한 정의를 제안하였다. Smant(1998)는 승수접근법의 기본 가정을 재검토함으로써 화폐와 경제행위간의 Granger 인과관계를 입증하였으며, Darrat(1999)는 국가의 경제성장애 있어서 재정적인 문제의 역할을 연구하기 위해 다변량 Granger 인과관계 검정법을 사용하였다. 그러나 국내 증시 간에, 또 국내외 증시간의 인과관계나 장기적 균형관계에 대한 연구는 아직 발견되지 않고 있다.

2000년 들어 미국과 국내 증시의 동조화가 심화되면서 업종별, 종목별로도 동조화현상이 뚜렷해져 미국 증시의 국내 증시에 대한 영향이 증대되는 경향을 보였다. 국내 증시에 투자하는 외국인들은 미국 증시의 동향에 따라 움직이므로 그들의 매매패턴이 시그널이 되어 시장을 좌우하는 역할을 한다. 미국 증시에서는 기업실적과 업황이 주가를 움직이지만 증시 전체의 분위기를 좌우하는 것을 거시경제지표로 이 지표가 결국은 한국 증시를 좌우한다 볼 수 있다. 즉 지표가 상승하면 소득증가에 대

한 기대감을 높이고 이는 주식수요를 증가시켜 주가의 상승을 가져온다.

미국의 다우존스나 나스닥지수를 단순히 외국인의 국내 주식매수에 영향을 미치는 요인으로만 볼 것이 아니라 경제구조의 근본적 변화를 반영하는 지수로 보아야 할 것이다. 미국 주가지수의 움직임은 외환위기를 기점으로 우리의 대표적 거시경제 지표인 수출과 밀접한 관계가 있고 특히 수출 비중이 늘어난 정보통신 및 반도체 경기의 선행지표로서 유용하기 때문이다. 본 연구에서는 주가의 장기적 하락기였던 2000년을 예로 국내의 주식시장간의 장단기 연계관계를 검정하고자 하며, 상반기와 하반기의 후반부인 2분기와 4분기를 분석한다. 2분기는 국내와 미국 증시의 단기 변동이 특히 심했던 시기였고, 4분기는 상대적으로 안정된 시기였다. 이는 지난 1분기 이후 지속적인 침체 장세에 있는 2002년 국내 증시동향의 역학관계를 파악하는데 좋은 참고가 될 수 있다.

3. 실증 분석

3.1 단위근 검정

분석 대상은 국내의 종합주가지수(KOSPI)와 코스닥(KOSDAQ) 지수, 또 미국의 다우존스(DOW-JONES)와 나스닥(NASDAQ) 지수의 일별자료이다. 변수들간의 인과관계를 설명하기 위한 기존의 연구들은 차분된 벡터자기회귀(Vector Autoregression : VAR) 모형을 사용하여 분석을 하였으나 공적분(Cointegration)관계가 존재하는 경우에는 차분된 VAR 모형을 추정할 경우 변수들간의 장기적 관계에 대한 정보가 손실될 가능성이 있다.

이를 해결하기 위해 본 연구에서는 공적분이 존재하는 경우에는 벡터오차수정 모형(Vector Error Correction Model : VECM)을 추정하여 수준변수와 차분변수를 하나의 모형 내에 포함시켜 변수들간의 장기적 관계를 모형 내에 도입함으로써 수준치가 주는 장기적 정보도 고려하였다. 공적분관계

가 존재하지 않는 경우는 차분 VAR 모형을, 또 공적분관계가 존재하는 경우는 변수들간의 장·단기적 관계를 고려하기 위해 VECM을 이용하여 인과관계를 분석한다.

실제 시계열자료들은 대부분 시간이 변함에 따라 평균과 분산이 변화하는 불안정한 시계열로 구분되며, 최근의 연구들은 공통적으로 이들이 차분안정적임을 보여준다(Nelson and Plosser, 1982; Stock and Watson, 1986; 1988). 불안정한 시계열 자료로는 전통적인 계량분석을 시행할 수 없으므로 자료의 안정성 여부에 대한 단위근(unit root)검정이 선행되어야 한다. Dickey-Fuller 단위근 검정법이 일변량 시계열의 단위근 존재유무를 검정하는데 있어서 모수적 방식을 사용하는데 반해 Perron(1988)은 비모수적 방식을 제안하였으며, 이어 Phillips and Perron(1988)은 일반 시계열 모형의 단위근 존재여부를 검토하는데 있어서도 비모수적 접근법을 제안하여 Dickey-Fuller 접근방식과의 비교가 가능하게 되었다.

본 연구에서는 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법을 주로 사용하기로 하며, 자료의 성격에 따라 아래와 같이 상수항과 추세항이 모두 없는 경우, 상수항만 포함하는 경우, 상수항 및 추세항이 모두 포함되는 경우의 3가지 모형으로 나누어 분석한다.

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = c + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = c + \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ADF 검정시 검정회귀식에 포함된 시차변수의 시차길이는 AIC(Akaike Information Criteria)와 SIC(Schwarz Information Criteria) 기준에 의해 최소값을 갖는 시차를 적정시차로 결정한다. ADF 검정통계량은 상수항과 추세항의 유무에 따라 달라지며, 검정 결과 상수항과 추세항을 포함하지 않

는 검정모형은 다른 검정모형의 결과와 유사하여 나머지 두 경우만 2000년 2분기(기간 I)와 4분기(기간 II)에 대해 각각 아래의 <표 1>과 <표 2>에 제시한다. 대부분의 변수들이 단위근 검정 결과 불안정한 시계열로 판명되므로 1차 차분한 변수들에서도 단위근 검정을 실시하였으며, 차분변수의 단위근 검정 결과 거의 모든 변수들이 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 따라서 모든 변수의 자료들은 1차 차분되었을 때 안정적 시계열이 된다는 것을 알 수 있다.

<표 1> 기간 I의 단위근 검정

형 태	변 수	상수 포함	상수와 추세포함
수준 변수	KOSPI	-1.9104	-1.9148
	KOSDAQ	-1.9769	-2.1520
	DOW	-2.7106* (-2.9954**)	-3.3306* (-3.6919**)
	NASDAQ	-2.6299*	-2.6474
1차 차분 변수	KOSPI	-4.0502***	-4.2418***
	KOSDAQ	-3.4527**	-3.5625**
	DOW	-4.9140***	-4.8986***
	NASDAQ	-4.4680***	-4.8925***

주) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

<표 2> 기간 II의 단위근 검정

형 태	변 수	상수 포함	상수와 추세포함
수준 변수	KOSPI	-3.3169** (-2.4735)	-3.4464* (-2.7739)
	KOSDAQ	-0.3945	-2.1905
	DOW	-1.9644	-2.2088
	NASDAQ	-1.0324	-2.7760
1차 차분 변수	KOSPI	-4.8275***	-4.8413***
	KOSDAQ	-4.5563***	-4.5330***
	DOW	-4.5432***	-4.5139***
	NASDAQ	-4.9839***	-4.9710***

주) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

<표 1>을 보면 다우존스지수를 제외한 나머지 변수들은 불안정한 시계열을 갖는 것으로 판명되었다. 1차 차분변수들은 코스닥지수만 5% 유의수준에서, 나머지 변수들은 1% 유의수준에서 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각해 모두 1개의 단위근을 갖는 I(1)변수임을 알 수 있다. <표 2>를 보면 종합주가지수를 제외한 모든 변수들의 자료가 불안정하고, 1차 차분 결과 안정성을 회복하므로 역시 I(1)을 따르는 것으로 나타났다.

ADF 단위근 검정에서는 오차항 ϵ_t 가 정규분포를 따른다고 가정하지만 일반적으로 거시 시계열자료의 오차항은 자기상관이나 이분산을 갖는다. Phillips와 Perron(PP) 검정법은 이 경우 사용할 수 있는 비모수적 단위근 검정법으로 ADF 검정결과를 뒷받침하기 위해 수준변수에 단위근이 존재하지 않는 경우에 대해 적용시켜 본다. PP 검정 결과 기간 I의 다우존스지수가 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 판명되었고 이는 <표 1>의 ADF 검정 결과와 일치한다. 반면 기간 II에 종합주가지수는 ADF 검정 결과 <표 2>에서 보듯이 단위근이 존재하지 않으나 PP검정 결과는 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. <표 1>과 <표 2>의 ()안은 PP 검정 결과이다.

따라서 사용된 표본자료는 2000년 2분기의 다우존스지수를 제외하고 모든 변수들이 I(1)을 따르는 것으로 간주한다. 변수들이 I(1)과정을 따를 경우 인과관계를 검정하기 위해 단순히 VAR 모형으로 분석하기에는 무리가 있으며, 공적분 검정을 실시하여 변수들간에 장기적인 공통추세가 존재하는지 검토하기로 한다.

3.2 공적분 검정

불안정한 시계열자료를 이용하여 전통적인 계량 분석을 하면 변수들간에 상관관계가 없음에도 불구하고 추정계수가 통계적으로 유의하며, R^2 의 값이 높게 나타나는 허구적 회귀현상이 발생할 수 있다. 그러나 불안정한 시계열간에 안정적인 선형결

합이 존재한다면 전통적인 계량이론을 적용시킬 수 있다.

본 연구에서는 위수검정(rank test) 및 정규 상관관계수(canonical correlation)를 사용하여 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 적용하는 Johansen(1988), Johansen and Juselius(1990) 공적분 검정법을 실시한다. Johansen 검정법은 변수 사이에 존재하는 모든 공적분 벡터의 수를 알려주며 이들을 추정할 수 있다는 장점이 있다.

종합주가지수, 코스닥지수, 다우존스지수, 나스닥지수 사이에 장기적인 상관관계가 존재하는지를 보는 공적분검정에서 적정시차의 길이는 수준변수를 사용한 VAR 모형에서 AIC와 SIC의 값을 모두 고려해 최소인 시차를 선택하고 여기서 1을 빼준 값이 된다. 각 기간의 VAR 모형에서 AIC와 SIC가 최소가 되는 적정시차는 2이므로 공적분검정에서의 적정시차는 1로 결정한다. 기간 I에 대해서는 다우존스지수의 자료가 단위근이 존재하지 않는 안정적 시계열이므로 공적분검정을 실시하지 않는다. 공적분 위수의 숫자는 변수들 사이에 장기적인 인과관계를 나타내는 공적분 관계식의 수와 동일하며, 일반적으로 n 개 불안정한 변수가 있을 경우 r 개의 공적분 관계가 존재한다면 $(n-r)$ 개의 공통확률추세(common stochastic trend)를 보인다고 할 수 있다.

Cerchi and Havenner(1988)는 다섯 가지 주가 시계열의 동태적 행위를 분석한 결과 공통추세를 가지며 서로 공적분 관계에 있다는 것을 발견하였으며, Choe and Koo(1993)는 Johansen 방식을 사용하여 농가 가격과 비농가 가격간의 장단기 동태적 결합관계를 검토하였다. Stock and Watson(1988)은 공적분 관계에 있는 다중시계열은 최소한 한 개의 공통추세를 가지며, 다중시계열에 존재하는 공통추세의 수를 알기 위한 두 가지 검정법을 개발하였다.

기간 II에 대한 Johansen의 공적분 검정 결과는 위의 <표 3>과 같다. <표 3>을 보면 1% 유의수준에서 귀무가설 $H_0 : r = 0$ 은 기각되고 있으나,

〈표 3〉 기간 II의 Johansen 공적분 검정 결과

시 차	특 성 근	LR 통계량	5% 임계치	1% 임계치	귀무가설
1	0.3838	60.6509***	53.12	60.16	$H_0 : r = 0$
	0.2448	32.5649	34.91	41.07	$H_0 : r \leq 1$
	0.1448	16.2744	19.96	24.60	$H_0 : r \leq 2$
	0.1166	7.1957	9.24	12.97	$H_0 : r \leq 3$

주) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

$H_0 : r \leq 1$ 은 기각되지 않는다. 따라서 네 변수의 경우 1개의 공적분 위수가 존재하며, 변수들간에 공적분 관계가 1개 존재함을 알 수 있다.

3.3 인과관계 분석

VAR 모형은 각 변수들의 동태적 움직임이 잘 설명되고 최소제곱법에 의해 쉽게 추정할 수 있으며 모형의 예측력이 뛰어나다는 장점이 있어서 인과관계를 분석할 수 있는 유용한 방법이다. 그러나 공적분이 존재하는 자료를 차분한 변수로 VAR 모형을 구성하여 추정하면 과도하게 차분되어 유용한 정보를 잃게됨과 동시에 설정오류 문제가 발생하게 된다.

VECM은 VAR 모형에 제약이 추가된 모형으로 제약 및 추정방법이 올바르게 VAR에 비해 효율적인 모형을 추정할 수 있다. 또한 VECM은 장기적 균형관계에 불균형상태를 나타내는 항을 포함시켜 단기적 동태구조도 파악할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 변수들간의 장단기 인과관계의 구분이 가능하며, 공적분항에서 장기적 인과관계는 t 검정을 통해서, 또 차분항에서 단기적 인과관계는 F 검정을 통해 분석할 수 있다.

변수간의 인과관계를 분석하기 위해 Johansen 공적분검정 결과 장기적 상관관계가 존재하는 기간 II의 경우에는 오차수정항을 고려한 VECM 모형을, 그리고 기간 I에 대해서는 차분 VAR 모형을 이용한다. 아래의 <표 4>와 <표 5>는 각각 기간 I과 기간 II 동안 국내 종합주가지수와 코스닥

지수, 또 미국의 다우존스와 나스닥지수 사이의 인과관계 분석결과이다.

AIC와 SIC 기준에 의해 기간 I의 적정시차는 2로 선택되었다. <표 4>에 요약된 바와 같이 종합주가지수가 나스닥지수에 의해 시차 1에서 '+'의 영향을 받고, 나스닥지수는 종합주가지수에 의해 시차 1, 2에서 '-'의 영향을 받는 것으로 나타나 두 지수간에는 양방향의 인과관계가 존재함을 알 수 있다. 여기서 '+'는 서로 같은 방향, 그리고 '-'는 서로 반대 방향을 뜻한다. 나스닥지수는 코스닥지수에 의해 시차 2에서 '+'의 영향을, 반대로 코스닥지수도 나스닥지수에 의해 시차 1에서 '+'영향을 받는 것으로 나타나 이 두 지수간에도 양방향 인과관계가 존재한다고 볼 수 있다. 또한 다우존스지수는 시차 2에서 종합주가지수와 코스닥지수에 의해 영향을 받으며, 나스닥지수에는 영향을 미치는 것으로 나타났다.

기간 II에서는 공적분관계가 존재하므로 오차수정항을 고려한 VECM 모형으로 검정을 실시한다. 예를 들어 종속변수가 종합주가지수일 경우 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta KOSPI_t = & k + \alpha Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta KOSDAQ_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta DOW_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta NASDAQ_{t-i} \end{aligned}$$

여기서 k 는 상수를, α 는 오차수정계수, 또 Z_{t-1} 는 오차수정항을 나타내며, 공적분이 한개 존재하

〈표 4〉 기간 I의 인과관계 분석(VAR 모형)

	변 수	종 속 변 수				
		시 차	KOSPI	KOSDAQ	DOW	NASDAQ
독립 변수	KOSPI	1	-0.1735 (-0.9775)	0.0827 (1.3413)	-1.4271 (-1.0663)	-2.2455** (-2.0930)
		2	-0.0308 (-0.1928)	-0.0025 (-0.0459)	-2.6298** (-2.1857)	-1.6396* (-1.7000)
	KOSDAQ	1	0.1936 (0.3756)	0.0075 (0.0418)	1.0904 (0.2807)	0.6670 (0.2142)
		2	0.4632 (0.9514)	0.1752 (1.0359)	11.1742*** (3.0448)	6.1244** (2.0817)
	DOW	1	0.0138 (0.6126)	-0.0051 (-0.6531)	0.7639*** (4.4919)	-0.2677* (-1.9634)
		2	-0.0232 (-0.9886)	0.0036 (0.4437)	-0.0342 (-0.1937)	0.0545 (0.3852)
	NASDAQ	1	0.1095*** (3.8683)	0.0339*** (3.4457)	0.0028 (0.0130)	0.1559 (0.9115)
		2	0.0348 (1.2795)	-0.0044 (-0.4679)	0.3000 (1.4620)	0.2602 (1.5818)
	상 수 항		101.3648 (0.7718)	15.6521 (0.3430)	2882.70*** (2.9117)	2274.09*** (2.8654)

주) 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.
 2) 괄호안의 숫자는 t-통계량을 나타냄.

〈표 5〉 기간 II의 인과관계 분석(VECM 모형)

	변 수	종 속 변 수			
		KOSPI	KOSDAQ	DOW	NASDAQ
독립 변수	α	0.0024 (0.7580)	0.0015*** (2.9620)	-0.1021*** (-3.1667)	-0.0699*** (-2.6986)
	KOSPI	0.0851 (0.3987)	0.0149 (0.4265)	-2.6048 (-1.1847)	-0.7926 (-0.4489)
	KOSDAQ	-2.1706 (-1.6528)	-0.3465 (-1.6166)	21.7311 (1.6065)	8.1858 (0.7536)
	DOW	-0.0130 (-0.8071)	-0.0036 (-1.3754)	0.0985 (0.5947)	-0.0627 (-0.4719)
	NASDAQ	0.0807*** (4.0358)	0.0146*** (4.4739)	0.0010 (0.0051)	0.0684 (0.4134)

주) 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.
 2) 괄호안의 숫자는 t-통계량을 나타냄.

므로 오차수정항이 한 개 포함된다. α 는 균형관계로부터의 이탈상태가 얼마나 빨리 해소되는가를 추정해주며, 불균형오차는 α 에 의해 다음 기에 조

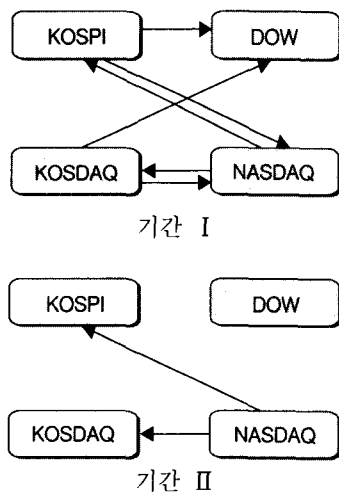
정된다.

〈표 5〉에서 변수들간의 단기 인과관계의 효과를 살펴보면 나스닥지수는 유의수준 1%에서 종합

주가지수와 코스닥지수에 대해 유의한 변수로 나타나 나스닥지수가 국내의 두 주가지수에 유의한 예측력이 있는 것으로 해석된다. 장기균형상태에서 이탈된 불균형오차가 얼마나 빨리 균형상태로 복귀하게 되는가를 보면 코스닥지수, 다우존스지수, 나스닥지수의 오차수정계수는 각각 0.0015, -0.1021, -0.0699로 모두 유의수준 1%에서 매우 유의하게 나타났다. 이 값들은 종속변수가 단기적으로 균형상태에서 이탈하는 경우 모형 내의 내생적 힘에 의해 균형으로 되돌아 오는 조정속도를 의미한다.

코스닥지수의 경우 단기 동태식에서 전기오차수정항의 계수 0.0015는 전기의 코스닥지수가 장기균형값에서 한 단위 이탈하는 경우 다음 기에 0.0015 단위 만큼 균형으로 조정됨을 뜻한다. 다우존스와 나스닥지수는 오차항의 계수가 모두 음수로 현재의 지수가 장기균형값보다 높아 오차항의 하향 조정과정을 통해 균형으로 접근해가는 과정을 반영한다. 코스닥, 다우존스, 나스닥지수가 조정되는 속도는 각각 0.2%, 10%, 7%로 서서히 조정되어가고 있으며, 코스닥지수의 조정속도가 특히 늦다는 것을 알 수 있다.

기간 I 과 기간 II 에 국내외 주가지수간의 인과관계를 요약하면 아래의 [그림 1]과 같다. 인과관계의 분석 결과 2000년 1, 2분기가 서로 비슷하고



[그림 1] 국내외 주가지수간의 기간별 인과관계

또 3, 4분기가 서로 비슷한 것으로 나타났다. 즉 상반기에는 국내외 지수간에 양방향 인과관계가 존재했으나, 하반기에는 미국 지수로부터의 단일방향 인과관계만 존재했다. 특히 2000년에는 미국지수 중에서 다우존스지수보다는 나스닥지수의 영향이 더 컸음을 알 수 있다. 즉 주가의 단기적 변동폭이 심할 때는 국내의 지수간에 서로 영향을 주고 받으며 변동해 가지만, 주가가 상대적으로 안정감을 보일 때는 국내 증시는 미국 나스닥지수의 변동을 따라 간다는 것을 의미한다.

3.4 동태적 분석

인과관계 분석은 변수간에 영향을 미치는 방향을 설명해 주기는 하지만 시간의 흐름에 따른 동태적 효과를 보여주지는 못한다. 이러한 효과를 보여줄 수 있는 것이 예측오차의 분산분해(Variance Decomposition)와 충격반응함수(Impulse Response Function)이다. 분산분해는 각 변수들간의 상대적 중요성을 살펴볼 수 있는 분석기법으로 상이한 시점에서의 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 미치는 영향을 보여주는 반면에, 충격반응함수는 한 변수에 다른 변수들의 충격이 주어졌을 때 그 충격이 얼마나 크고 오래 지속되는지를 보여준다.

예측오차의 분산분해와 충격반응함수의 결과는 변수배열(ordering)에 의해 민감하게 반응하는데 본 연구에서는 일반적으로 미국 주가지수들의 영향력이 국내 주가지수들에게 미치는 점을 감안해 다우존스지수 → 나스닥지수 → 코스닥지수 → 종합주가지수의 순서로 변수배열을 하였으며, 순서를 달리하여도 질적인 차이는 발생하지 않았다. 예측오차의 분산분해의 결과는 <표 6>과 <표 7>에 정리되어 있다.

2000년 2분기의 종합주가지수와 코스닥지수의 분산분해 결과는 <표 6>에서 확인할 수 있다. 종합주가지수의 예측오차 분산분해의 경우 다우존스지수는 시점 1에는 0.03%의 설명력을 나타내었다가 시점 5 이후부터는 약 21%의 설명력을 보였고,

〈표 6〉 기간 I 의 분산분해

변 수	시 점	표준편차	DOW	NASDAQ	KOSDAQ	KOSPI
KOSPI	1	18.6319	0.0311	0.5170	40.0141	59.4377
	2	23.1925	14.4955	20.0469	25.9425	39.5152
	3	24.1442	16.3425	21.0150	23.9650	38.6775
	4	24.9434	18.9426	20.3431	23.7424	36.9719
	5	25.4357	21.2394	19.5881	22.8554	36.3172
	6	25.4357	21.6314	19.5210	22.7509	36.0967
	7	25.6720	21.6784	19.4250	22.8455	36.0512
	8	25.7102	21.7011	19.4107	22.9278	35.9603
	9	25.7314	21.7243	19.4010	22.9530	35.9217
	10	25.7420	21.7311	19.4025	22.9664	35.8990
KOSDAQ	1	6.4732	0.5674	0.2156	99.2170	0.0000
	2	7.4616	4.3695	16.5406	76.5533	2.5367
	3	7.6598	4.8396	17.3672	72.8416	4.9516
	4	7.8304	6.4303	17.8027	70.8402	4.9268
	5	7.9172	8.3263	17.4234	69.2956	4.9547
	6	7.9526	8.9781	17.3047	68.7089	5.0083
	7	7.9787	9.2018	17.2279	68.4226	5.1478
	8	7.9904	9.2861	17.2143	68.3387	5.1609
	9	7.9970	9.3305	17.2063	68.2881	5.1751
	10	8.0004	9.3493	17.2074	68.2640	5.1794

〈표 7〉 기간 II 의 분산분해

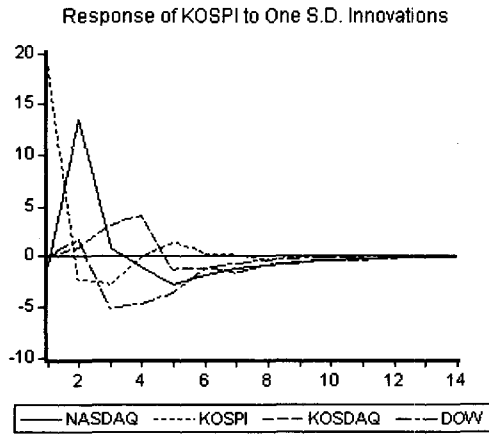
변 수	시 점	표준편차	DOW	NASDAQ	KOSDAQ	KOSPI
KOSPI	1	12.2838	12.6757	4.1264	50.1071	33.0908
	2	19.2919	18.9565	21.6741	28.9227	30.4467
	3	23.1162	18.1971	24.2980	27.4612	30.0437
	4	26.0930	17.3575	25.8814	26.3231	30.4380
	5	28.4418	16.5044	26.5800	25.9364	30.9792
	6	30.4200	15.7280	26.9660	25.7516	31.5544
	7	32.1379	15.0230	27.1686	25.6943	32.1142
	8	33.6711	14.3863	27.2710	25.6971	32.6456
	9	35.0669	13.8110	27.3120	25.7337	33.1433
	10	36.3577	13.2902	27.3154	25.7879	33.6065
KOSDAQ	1	2.0049	6.5393	6.5266	86.9341	0.0000
	2	3.2933	14.4677	30.9137	53.8302	0.7885
	3	4.2407	15.3887	35.2430	48.5549	0.8134
	4	5.0864	16.3642	37.8110	44.8753	0.9496
	5	5.8494	17.1208	39.1309	42.7005	1.0479
	6	6.5565	17.7685	39.9765	41.1223	1.1327
	7	7.2176	18.3116	40.5431	39.9423	1.2030
	8	7.8403	18.7718	40.9479	39.0177	1.2626
	9	8.4298	19.1635	41.2481	38.2750	1.3134
	10	8.9902	19.4990	41.4782	37.6658	1.3569

나스닥지수의 경우도 시점 5 이후부터 약 20%의 설명력을 보이면서 지속되는 결과를 보여주었다. 코스닥지수 역시 종합주가지수와 유사한 형태를 나타내며 다우존스지수와 나스닥지수의 설명력이 증대됨을 보여주고 있다. 종합주가지수의 분산분해에서 다우존스지수가 나스닥지수보다 종합주가지수에 대한 설명력이 컸던 것에 비해 코스닥지수의 분산분해에서는 다우존스지수보다 나스닥지수의 설명력이 크게 작용하고 있는 것을 확인할 수 있다.

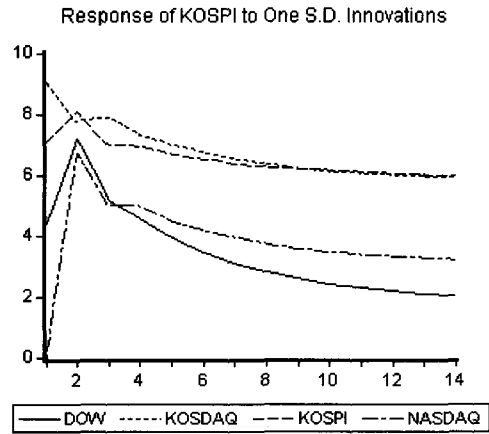
기간 II에 종합주가지수와 코스닥지수를 대상으로 분산분해 분석을 실시한 결과는 나스닥지수의 영향력이 종합주가지수에 대해서는 시점 1의 4.13%에서 시점 5에는 약 26.58%로, 코스닥지수에

대해서는 시점 1에 6.52%에서 시점 5에는 39.13%로 그 영향력이 급격히 증대되었음을 확인할 수 있었다. 이는 앞에서 VECM 모형을 통해 살펴본 인과관계 분석과 동일한 결과로 국내지수인 종합주가지수와 코스닥지수에 미치는 나스닥지수의 영향이 지속적으로 증대되고 있음을 보여주는 것이라 할 수 있겠다.

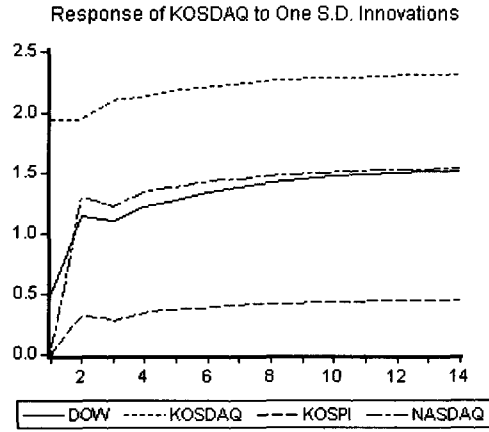
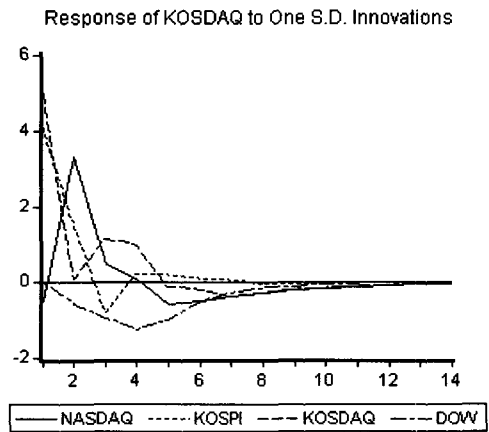
기간 I에서는 종합주가지수와 코스닥지수에 대한 미국지수의 설명력이 각각 약 40%와 27%였던 것과 비교해 기간 II에서는 종합주가지수는 약 40%, 코스닥지수는 약 60%로 나타나 코스닥지수에 대한 미국지수의 영향력이 기간 II에서 급격히 증대되었음을 확인할 수 있다.



[그림 2] 기간 I의 충격반응함수



[그림 3] 기간 II의 충격반응함수



이번에는 기간 I, 기간 II에서 각 주가지수들의 한 표준편차(standard deviation : SD) 충격에 대해 종합주가지수와 코스닥지수가 장기적으로 어떠한 반응을 보이는지 충격반응함수를 통해 살펴보았다. [그림 2]는 기간 I에서 종합주가지수와 코스닥지수가 다른 지수들의 한 표준편차 만큼의 변화에 대해 각각 장기적으로 어떻게 반응을 보이는가를 보여준다. 여기서 수평축은 기간을 수직축은 표준편차를 나타낸다.

2000년 2분기에서 나스닥지수의 변화에 따른 종합주가지수의 동태적 파급효과를 보면 변화 2 기간 후 표준편차의 약 10배 가량 (+)방향으로 반응을 보이다가 여파가 감소하면서 결국은 수렴해 감을 확인할 수 있으며, 다우존스의 변화에 대해서도 나스닥지수의 경우와 큰 차이를 보이지 않고 있다. 나스닥지수의 변화가 코스닥지수에 미치는 장기적 파급효과도 첫 번째 그림에서 나타난 종합주가지수의 충격반응함수와 매우 유사한 형태를 보이고 있으나, 반응폭은 1/3 수준에 불과하다.

[그림 3]은 기간 II에 대한 충격반응 분석이다. 일반적인 차분 VAR에서는 충격 후 시간이 지나면서 여파가 사라져가지만, 기간 II의 충격반응 함수는 차분항과 공적분항이 모두 포함된 VECM을 이용하여 분석하였기 때문에 시간이 지나도 충격이 공적분항에 의해 사라지지 않는 형태를 보인다.

첫 번째 그림에서 나스닥지수의 변화에 대한 종합주가지수의 장기적 반응을 살펴보면 변화 후 2 기간이 지나면 표준편차의 9배 가까이 (+) 방향으로 파급효과가 나타났다가 14기간이 지난 후에도 표준편차의 6배 정도로 줄었을 뿐 그 영향력은 지속되고 있다. 다우존스의 변화에 의한 파급효과도 나스닥지수와 같은 형태를 보이나, 그 반응폭은 상대적으로 작다. 코스닥지수의 한 표준편차 만큼의 충격에 종합주가지수가 보이는 반응은 첫 기간에서 표준편차의 8배 이상 (+) 방향으로 반응을 보였다가 이후 감소하지만 나스닥지수와 마찬가지로 표준편차의 약 6배 가까운 충격이 사라지지 않음에 지속되는 것을 확인할 수 있다.

기간 II에 각 지수들의 충격에 따른 코스닥지수의 반응은 두 번째 그림에 제시되어 있다. 반응폭에서 다소 차이가 있을 뿐 역시 충격이 지속된다는 것을 확인할 수 있다.

4. 결 론

국내 주식시장은 외생적 충격에 취약하고 단기 변동이 심하며, 국내 경제동향과도 균형을 이루지 못하는 불안정한 장세를 유지해왔다. IMF 외환위기 이후 외국인이 국내 증시에 주요 변수로 대두되면서 국내 증시와 미국 증시간에는 동조화현상이 심화되었다. 외국인들이 국내 경제나 증시여건보다는 미국의 주가지수 등락에 더 민감하게 반응하면서 국내 주가는 국내 경제여건보다는 미국의 경기 전망에 의해 변동하며 미국의 주가를 따라 동반 이동해가는 경향이 있는 것으로 알려져 있다. 특히 주가 하락기에는 국내 증시의 구조적 취약성으로 인해 시장이 극심한 침체에 빠지게 되며, 따라서 국내 경제 전반에 미치는 파장이 크다.

본 연구에서는 국내 증시와 미국 증시간에 선행 관계가 실제로 존재하는가를 검정하였으며, 주가의 장기적 하락기를 예로 국내와 미국 주가지수간의 단장기적 상호 연계성에 대해 분석하였다. 주가가 장기적으로 하락하면서 단기적 변동이 심한 기간에는 국내 지수와 미국 지수간에 서로 영향을 주고받는 양방향 인과관계가 존재하면서 상호 역학관계가 복잡한 양상을 보였다. 반면 주가의 단기적 변동폭이 작고 상대적으로 안정세를 보인 기간에는 미국 증시의 선행효과만이 뚜렷해 국내 증시와 미국 증시간의 상호관계는 간절했으며, 국내의 거래소시장과 코스닥시장은 특히 나스닥지수의 변동에 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다.

이러한 현상은 시간이 흐름에 따라 각 지수간의 연관관계가 어떻게 변화하는가를 검토하기 위한 분산분해분석과 충격반응분석에서도 그대로 입증되고 있다. 특히 분산분해의 결과를 보면 국내의 거래소시장과 코스닥시장에 대한 다우존스와 나스

다지수의 영향력이 시간이 갈수록 증대되는 경향을 보이고 있으며, 주가가 상대적으로 안정세를 보이는 시기에는 다우존스보다는 나스닥지수의 영향력이 급격히 증가하고 있음을 알 수 있다.

주가의 단기적 변동이 심한 시기와 상대적 안정기 때 공통적으로 나타나는 특징은 주가가 장기적으로 하락할 때 국내 주식시장은 다우존스보다는 나스닥지수가 더 밀접히 연관되어 있다는 사실이다. 우리의 수출에서 반도체와 IT 산업이 차지하는 비중이 커짐에 따라 국내 증시는 나스닥지수의 변동에 상대적으로 민감해지고, 특히 반도체와 IT 산업의 불황기에 이러한 관계는 더욱 뚜렷해진다는 점을 시사해준다.

참 고 문 헌

- [1] 박상용, 연강흠, “자본시장개방이 환율·주가·금리간의 상호연관성에 미치는 영향”, 『경영학연구』, 제23권, 제4호(1994), pp.47-79.
- [2] 박주호, “원유 선물시장과 현물시장의 동태적 통합 및 효율성”, 『한국선물학회 춘계 학술발표회 자료집』, 1996.
- [3] 이대호, 김응래, “환율과 주가간의 인과관계 분석: 금융위기를 경험한 아시아 국가를 중심으로”, 『무역학회지』, 제25권, 제1호(2000), pp.151-168.
- [4] 이승호, “금리·환율의 연관성과 자본이동성”, 『경제분석』, 제3권, 제3호(1997).
- [5] 이필상, 임원석, “장·단기 채권수익률간의 장기균형에 관한 연구”, 『경영학연구』, 제24권, 제1호(1995), pp.301-315.
- [6] 정재엽, 서상구, “주가지수 선물시장과 현물시장간의 동적관련성에 관한 실증적 연구”, 『재무관리연구』, 제16권, 제2호(1999), pp.337-364.
- [7] 지호준, 김영일, “환율과 주가의 관계: 국제적 실증비교”, 『재무관리연구』, 제16권, 제1호(1999), pp.261-281.
- [8] Ashley R., C.W.J. Granger, and R. Schmalensee, “Advertising and Aggregate Consumption: An Analysis of Causality,” *Econometrica*, Vol.48, No.5(1980), pp.1149-1167.
- [9] Cerchi, Marlene and Arthur Havanner, “Cointegration and Stock Prices,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1988), pp.333-346.
- [10] Choe, Young Chan and Won W. Koo., “Monetary Impacts on Prices in the Short and Long Run: Further Results for the U.S.,” *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol.18, No.2(1993), pp. 211-224.
- [11] Darrat, Ali F., “Are Financial Deepening and Economic Growth Causally Related? Another Look at the Evidence,” *International Economic Journal*, Vol.13, No.3(1999), pp.19-35.
- [12] Geweke, John, Richard Meese, and Warren Dent, “Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems,” *Journal of Econometrics*, 21(1983), pp.161-194.
- [13] Gonzalo, Jesus, “Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships,” *Journal of Econometrics*, 60(1994), pp.203-233.
- [14] Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Model,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1988), pp.1231-1254.
- [15] Johansen, S. and Katarina Juselius, “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin*

- of Economics and Statistics*, 52(1990), pp. 169-210.
- [16] Mehra, Y.P., "Money Wages, Prices, and Causality," *Journal of Political Economy*, Vol.85, No.6(1977), pp.1227-1244.
- [17] Nelson, C.R. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, No.2(1982), pp.139-162.
- [18] Perron, Pierre, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(1988), pp.297-332.
- [19] Phillips, Peter C.B. and Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, No.2 (1988), pp.335-346.
- [20] Poirier, Dale J., "Causal Relationships and Replicability," *Journal of Econometrics*, 39 (1988), pp.213-234.
- [21] Smant, David J.C., "Real Business Cycle Theory and Monetary Policy : The Multiplier Approach," *Applied Economics*, 30 (1998), pp.1037-1053.
- [22] Stock, James H. and Mark W. Watson, "Does real GNP have a unit root?," *Economics Letter*, 22(1986), pp.147-151
- [23] Stock, James H. and Mark W. Watson, "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, No.404(1988), pp.1097-1107.