

나스닥시장의 코스닥 및 자스닥시장에 대한 정보이전효과에 관한 연구

김찬웅* · 문규현** · 홍정효***

〈요 약〉

본 연구는 1997년 1월 3일부터 2000년 12월 21일까지 코스닥, 나스닥 그리고 자스닥지수의 일별 종가수익률(close to close return) 자료를 낮수익률(open to close return)과 밤수익률(close to open return)로 나누어 각 시장들 사이의 정보이전효과를 통한 시장효율성을 분석하고 이러한 결과가 이성적 투자자들의 투자행위에 토대를 두고있는 정보효과가설(information effect hypothesis)을 지지하는지를 분석하고자 하였다. 분석방법은 VAR 모형을 통한 Granger 인과관계분석 및 시간 가변적인 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 사용하였으며 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, IMF 이후 나스닥지수 낮수익률 및 변동성은 코스닥지수 낮수익률 및 변동성에 대하여 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났으며, 나스닥과 자스닥 시장 사이에는 feedback적인 예측력을 가지고 있는 것으로 나타났다.

둘째, IMF 이후 나스닥지수 낮수익률은 코스닥지수 밤수익률 뿐만 아니라 낮수익률결정에 영향을 미치는 것으로 나타났으나, IMF 이전에는 코스닥지수에 대한 나스닥의 영향력은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 또한 코스닥지수 낮수익률 보다는 밤수익률에 대한 나스닥의 영향력이 통계적으로 더 강한 것으로 나타났다.

셋째, IMF 전후 모두 나스닥지수와 자스닥 지수간의 정보이전효과는 피드백적인 것으로 나타났으며, 낮수익률 보다는 밤수익률에 대한 영향력이 더 강하고 지속적인 것으로 나타났다. 나스닥시장에서 발생한 낮수익률 변동정보가 코스닥시장의 종가(closing price)를 반영한 낮수익률보다는 시초가(opening price)를 반영한 밤수익률에 통계적으로 더 잘 반영된다는 사실로부터 코스닥시장은 나스닥시장에서 발생한 수익률변동정보에 대한 시장효율성이 증대하고 있음을 보여주고 있다. 또한 금융위기동안이 아닌 정상적인 시장상황하에서 나스닥시장정보가 코스닥과 자스닥시장에 서로 다른 크기로 영향을 미치며 코스닥의 낮수익률과 밤수익률에 대한 영향력의 크기가 서로 다른 분석결과는 정보효과가설을 지지하는 증거로 볼 수 있다.

주제어 : 그랜저인과관계분석, AR(1)-GARCH(1, 1)-M, 정보이전효과, 시장효율성, IMF 외환위기

논문접수일 : 2002년 9월 29일

논문게재확정일 : 2003년 2월 7일

* 성균관대학교 경영학부 교수

** 협성대학교 경영대학 조교수

*** 예금보험공사

**** 유익한 조언과 지적을 해 주신 익명의 심사 위원님들께 감사를 드립니다.

I. 序 論

1997년말 IMF 사태이후 헤지펀드를 포함한 전 세계의 국제 금융자금은 안전한 피신처를 찾아 미국시장으로 몰려들면서, 각 국가에 대한 미국자본시장의 영향력은 절대적으로 증가해왔다. 특히 1980년대 이후 벤처기업들의 자금조달창구 역할을 담당하며 급속히 성장한 미국의 나스닥시장은 세계 주식시장 중 가장 주목받는 시장이 되었으며, 동시장의 움직임은 1996년 나스닥시장을 벤치마킹하여 설립된 코스닥시장과 일본의 대표적인 비 거래소 시장¹⁾인 자스닥시장의 움직임에 상당한 영향력을 미치는 것으로 시장에서 발표되어 왔다. 따라서 본 연구는 GARCH 모형 등 다양한 금융시계열기법을 통하여 나스닥시장이 코스닥 및 자스닥시장에 미치는 영향력을 중심으로 각 비 거래소 시장들간의 정보이전효과를 분석하고자 하였다.

국가거래소시장(National Stock Market)들간의 상호관련성이나 시장통합(market integration)을 실증 분석한 연구로는 Eun and Shim(1989), Becker, Finnerty and Gupta (1990), Koch and Koch(1991), Karolyi and Stultz(1996), Ng(2000) 등이 있으며, 이들 연구의 대부분은 미국의 영향력이 지배적이라고 보고하였다. 이외에도 국제 자본시장간의 효율성(market efficiency)에 관한 연구(Susmel and Engle(1995), Lin, Engle and Ito (1994) 및 자본시장자유화정책이 주가변동에 영향을 미치는지에 관한 연구(Bekaert and Harvey(1997), 유태우, 김춘호(1997)도 있다. 김인무, 김찬웅(2001)은 거래소 및 비 거래소 지수들의 일별종가 수익률 자료를 사용하여 구조변화 및 VAR 모형을 통한 단기적인 정보전달메커니즘을 분석한 바 있다. 분석결과 S&P500지수는 1997년 IMF 이전기간에만 NIKKEI225 지수와 KOSPI200 지수에 대한 예측력을 지니고 있으나 나스닥은 IMF 전후 모두 코스닥과 자스닥에 대하여 예측력을 가지고 있다고 주장하였다. 한편, 장국현(2001)은 KOSPI, 다우존스산업평균지수, 나스닥, NIKKEI, S&P500 지수의 일별종가 수익률자료를 시간 가변적인(time varying) 금융시계열기법을 사용하여 각 거래소시장들간의 동조화현상과 다운사이드 리스크에 대한 연구를 시도하였다. 분석결과 1997년 외환위기 이후 한국과 미국 주식시장의 동조화현상이 증가했다는 실증적 증거를 찾을 수 없다고 제시하였다. 최근에 와서 김태혁, 강석규(2002)는 나스닥시장이 코스닥시장의 가격변동성에 미치는 영향을 분석한 바 있다.

왜 주식시장의 동조화 현상이 발생하는가에 대한 설명은 이론적으로 크게 두 가지 범

1) 본 연구는 코스닥, 자스닥, 나스닥시장의 등록조건 등을 감안하면 거래소시장으로 분류할 수 있으나 거래소시장(National Stock Market)과 구분하기 위하여 편의상 이들 시장을 통칭해서 “비거래소 시장”이라 부르기로 한다.

주로 나누어 볼 수 있다. 첫째, 한 나라에서 발생한 수익률충격(aggregate shocks)은 한 개 이상의 다른 나라 증시의 움직임과 연관되는 기초변수(fundamentals)에 직·간접적으로 영향을 미치게 되고 이는 이성적 투자자들(rational investors)의 투자행위를 변화시키게 됨으로써 해당 증시의 변화를 초래한다는 정보효과가설이다. 둘째, 경제기초변수에 의해 설명될 수 없는 전염(contagion)효과에 의한 가설이 있다. Forbes and Rigobon(2002)은 전염효과가설을 검증하기 위하여, 1997년 동아시아위기, 1994년 멕시코 폐소사태, 1987년 뉴욕주가 대폭락과 같은 금융위기동안 각 국 증시들간에 상관관계가 증가하는지를 연구하였다. 분석결과 금융위기동안 상관관계에 편향(upward biased) 현상이 존재하였으며, 실제로 조정된 상관계수검증결과 각 시장들간의 전염효과는 존재하지 않았다고 주장하였다. 따라서 금융위기가 아닌 정상적인 경제상황하에서 각 증시들간의 상호의존성(interdependence)이 존재한다면 이는 정보효과가설을 지지하는 증거로 볼 수 있다.

그러면 각 비 거래소 시장들간의 정보이전효과(information spillover effect)에 대한 이해는 투자자들에게 어떠한 중요성을 갖는가? 이론적으로 주가(stock price)는 기업의 내재가치와 성장기회(growth opportunities)의 현재가치(present value)의 합이므로 비 거래소 시장에 상장되어있는 주식들의 가치산정에 있어서 기업성장기회의 현재가치는 매우 중요한 영향을 미칠 수 있다고 볼 수 있다.

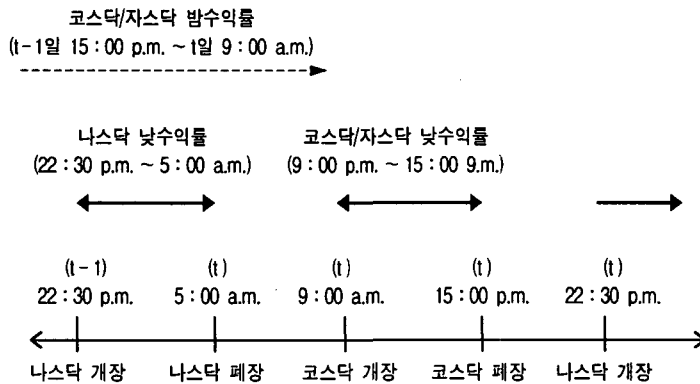
코스닥 및 자스닥시장의 투자자들에게 있어서 정보통신과 IT 등의 벤처기업들은 초창기에는 기업가치평가(corporate valuation)에 참고가 될만한 재무자료가 거의 없는 기업들이 대부분이었다. 따라서 코스닥과 자스닥에 상장된 비슷한 업종의 기업들이 나스닥에 상장되어 있기 때문에 투자자들은 이들 신생등록기업들에 대한 투자가치평가를 위해서 나스닥의 주가움직임을 벤치마킹하고 있는 실정이다. 따라서 나스닥시장의 코스닥 및 자스닥시장에 대한 정보전달체계에 대한 실증분석은 투자자들에게 상당히 의미 있는 연구라고 여겨진다.

본 연구는 기존 거래소(national stock exchange)를 중심으로 한 국제 자본시장들간의 정보이전효과에 대한 연구들의 공백을 메우려는 시도로 볼 수 있다. 나스닥시장의 코스닥 및 자스닥시장에 대한 수익률 및 변동성이전효과 분석을 통한 정보효과가설을 지지하는지를 분석하기 위하여 각 지수들의 낮수익률과 밤수익률자료를 벡터자기회귀(VAR)모형과 시간 가변적인 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형에 적용하여 추정하였다.

또한 나스닥시장에서 발생한 정보에 대하여 코스닥과 자스닥시장이 어떻게 효율적으로 반응하는지를 분석하였다. [그림 1]에서 제시된 바와 같이 만일 코스닥과 자스닥시장이 효율적(efficient)이라면 전일 나스닥시장에서 발생된 주가변동정보는 전일 종가와 당일 시초가를 대비한 코스닥 및 자스닥시장의 밤수익률(close to open return)에 충분히

잘 반영될 것이다. 만일 코스닥과 자스닥시장이 비효율적(inefficient)이라면 전일 나스닥 시장에서 발생된 주가변동 정보는 당일 시초가와 종가를 대비한 코스닥과 자스닥시장의 낮수익률(open to close return) 결정에까지 영향을 미치게 될 것이다²⁾.

[그림 1] 나스닥 및 코스닥시장 개·폐장 시간(한국시간기준)



주) 미국의 나스닥시장은 한국시간으로 t-1일 오후 10시 30분부터 t일의 오전 5시까지(뉴욕시간으로 t-1일 오전 9시 30분부터 오후 4시까지) 거래가 이루어진다. 한국의 코스닥과 일본의 자스닥 시장은 한국시간으로 t 오전 9시에 개장하여 t일 오후 3시까지 거래가 이루어진다. 따라서 서울 및 도쿄 증시는 뉴욕증시가 폐장되고 난 후에 개장되므로 뉴욕증시에서 발생한 정보가 서울과 도쿄증시의 주가결정에 반영될 수 있다. 현재 코스닥시장은 t일 오전 8시부터 t일 오전 9시까지 1시간의 동시호가제를 통해서 개별주가가 결정된다. 즉 1시간의 동시호가 시간 동안 접수되는 모든 주문을 동일시점에 접수된 주문으로 보고 매입 및 매도주문의 총 수량이 같아지도록 하는 합치가격에서 모든 주문의 거래를 동시에 성립시킨다. 또한 t일의 종가는 오후 2시 50분부터 3시까지 10분 동안 접수된 모든 주문에 기초하여 시초가(opening price) 결정과 마찬가지로 동시호가에 의하여 종가(closing price)가 결정되고 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제 I 장의 서론에 이어 제 II 장에서는 연구방법론을 제시하였다. 제 III 장에서는 본 연구에 사용될 데이터에 관한 상세한 설명과 기초통계량분석, 상관관계분석, 단위근검증(unit root test) 및 공적분검증(co-integration test)을 실시하였으며, 제 IV 장에서는 실증분석의 결과를 제시하였다. 마지막으로 제 V 장에서는 본 연구의 요약 및 결론을 제시하였다.

2) Becker, Finnerty and Gupta(1990), Hamao, Masulis and Ng(1990), Susmel and Engle(1994), Lin, Engle and Ito(1994), 지 청, 조 담, 양채열(2001) 등은 거래소시장들간의 상관성 연구에서 일별 종가 수익률(close to close return) 대신에 낮수익률(open to close return) 및 밤수익률(close to open return) 자료를 사용하여 각 증시들간의 시장효율성을 분석하였다. 전일 미국증시의 낮수익률 변동정보가 당일 일본증시의 낮수익률 결정에까지 영향을 미친다면 일본증시는 미국증시에 대하여 비효율적으로 반응하고 있으나, 전일 미국증시의 낮수익률 변동정보가 당일 일본증시의 밤수익률에만 통계적으로 유의한 영향을 미친다면 이를 일본증시는 미국증시에 대하여 효율적으로 반응하고 있다고 제시하였다.

II. 研究 方法論

1. 연구가설

미국 비거래소시장의 한국 비거래소시장에 대한 영향력 분석결과가 정보효과가설 (information effect hypothesis)을 지지하는지 분석하기 위하여 다음의 연구가설을 설정하였다.

가설 : 한국의 코스닥시장 투자자들은 전일 나스닥시장의 움직임으로부터 당일 코스닥 시장의 변화를 추론하지 않는다.

정보효과가설에 의하면, 한 국가의 증시에서 발생한 수익률충격 정보는 한 개 이상의 다른 국가 증시움직임에 연관되는 경제기초여건(economic fundamentals)에 직·간접적으로 영향을 미치고, 이는 이성적 투자자들(rational investors)의 투자가치 변화에 따른 포트폴리오 재조정 등을 초래하여 해당 국가의 주가지수 변동을 가져온다는 것이다. 즉 한국증시의 이성적인 투자자들은 전일 미국증시에서 발생된 주가변동정보가 관측되면 그들의 포트폴리오재조정(portfolio rebalancing)을 통해서 당일의 투자전략을 변화시킬 것이며 이로 인하여 한국증시의 변동이 초래될 것이라는 가설이다.

나스닥시장에서 발생한 수익률충격이 코스닥 및 자스닥시장에 미치는 영향력의 상대적인 크기가 서로 다르게 나타나거나 나스닥지수에서 발생한 주가변동 정보가 코스닥지수의 낮수익률과 밤수익률에 미치는 영향력의 정도가 서로 다르게 나타난다면 이는 정보효과가설을 지지하는 간접적인 증거로 볼 수 있다.

2. Granger 因果關係 模型

이론적으로 선행성이 규명되지 않은 두 개의 변수사이의 선행성을 추정하는 방법으로 하나의 변수를 종속변수로 두고 다른 변수의 과거자료를 가지고 회귀분석을 실시 할 수 있다. 그러나 종속변수와 설명변수사이에 교차상관관계가 높고 종속변수에 자기상관이 존재할 경우, 종속변수의 과거치가 현재 값을 설명함에도 불구하고 독립변수의 과거치가 종속변수의 현재 값을 설명하는 것처럼 잘못 추정될 가능성이 있다³⁾. 따라서 본 연구에서는 설명변수에 다른 변수의 과거자료와 설명변수 자신의 과거자료까지 포함하는 Granger 인과관계 모형을 추정하였다.

3) 참고문헌으로 변종국(2000) 등을 들 수 있다.

원래 회귀분석에서는 어느 것이 설명변수이고 어느 것이 종속변수인지 하는 문제는 이미 경제이론에 의해 정해진 것으로 보고 그러한 인과관계를 현실적 자료를 이용하여 확인할 수 있는 간편한 검증방법이 Granger 인과관계 모형이다. 수익률 자료만 이용하여 각 시장들간의 인과관계에 대한 분석을 실시할 경우 잘못된 추론을 할 수 있으며 각 비 거래소 시장들간의 선도/지연관계에 대한 확정적 결론을 제시해 주지 못하는 문제점이 발생할 수 있기 때문에 본 연구에서는 수익률뿐만 아니라 변동성에 대한 Granger 인과관계 분석을 함께 실시하였다. 한편 수준변수(level variable)들간에는 공적분 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났기 때문에 오차 수정항이 없는 VAR 모형을 사용⁴⁾ 하였으며 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{vmatrix} NQ_t \\ KQ_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} a1 \\ a2 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} NQ_{t-1} \\ KQ_{t-1} \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} \delta_{11,p} & \delta_{12,p} \\ \delta_{21,p} & \delta_{22,p} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} NQ_{t-p} \\ KQ_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} m_1 \\ m_2 \end{vmatrix} D_t + \begin{vmatrix} \epsilon_{t,nq} \\ \epsilon_{t,kq} \end{vmatrix} \quad (1)$$

$$H_0 : \delta_{21,1} = 0$$

$$\begin{vmatrix} NQ_t \\ JQ_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} a1 \\ a2 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} NQ_{t-1} \\ JQ_{t-1} \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} \delta_{11,p} & \delta_{12,p} \\ \delta_{21,p} & \delta_{22,p} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} NQ_{t-p} \\ JQ_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} m_1 \\ m_2 \end{vmatrix} D_t + \begin{vmatrix} \epsilon_{t,nq} \\ \epsilon_{t,jq} \end{vmatrix} \quad (2)$$

$$H_0 : \delta_{21,1} = 0$$

식 (1)과 식 (2)에서 NQ , KQ , JQ 는 각각 나스닥, 코스닥 및 자스닥지수의 낮수익률 및 변동성을 의미하며 D_t 는 더미변수(dummy variable)로 휴일 다음날과 월요일에 해당되는 날에는 1을 적용하고 나머지 거래일자에 대해서는 0을 적용하였다. 또한 m_1 과 m_2 는 더미변수에 대한 휴일 다음날과 월요일에 해당되는 날의 더미계수를 나타낸다. 식 (1)과 식 (2)에서 전일 나스닥의 낮수익률 및 변동성이 당일 코스닥 또는 자스닥지수의 낮수익률 및 변동성을 Granger-cause하지 않는다면 $\delta_{21,1}$ 는 제로(0)의 값을 가지게 된다.

VAR 모형의 차수는 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Schwartz Bayesian Information Criterion)를 사용하여 결정하였으며 VAR(p) 모형에서 특정 설명변수들의 계수 값들이 모두가 제로(0) 인지 아닌지에 대한 귀무가설 (null hypothesis) 검증은 F 통계량⁵⁾을 사용하였다.

4) Engel and Granger(1987)은 두 시계열 변수 사이에 공적분 관계가 존재한다면 분석모형에 오차 수정항(error correction term)을 포함시켜 추정할 것을 주장하였다.

5) “t-1시점 나스닥지수 수익률 및 변동성이 t시점 코스닥 또는 자스닥 지수 수익률 및 변동성을 Granger cause 하지 않는다”는 귀무가설은 다음과 같은 F 통계량으로 검정될 수 있다.

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/p}{SSE_u/(T-2p-1)} \quad \text{여기서 } SSE_u \text{은 } t-1 \text{시점 나스닥의 계수가 모두 0이라는 가정하에서의 편차제곱}$$

3. AR(1)-GARCH(1, 1)-M 模型

또한 본 연구에서는 나스닥시장의 코스닥 및 자스닥시장에 대한 정보이전효과를 분석하기 위하여 Engle(1982)에 의해 제시된 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedastic)모형을 일반화한 Bollerslev(1986)⁶⁾의 GARCH 모형을 사용하였으며, Hamao, Masulis and Ng(1990)와는 달리 조건부 평균방정식에 조건부분산대신 표준편차를 포함하는 일변량 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 사용하였다⁷⁾. GARCH 모형은 변동성이 시간에 따라 변화할 경우 적합한 모형이다. 따라서 일변량 GARCH(1, 1)-M 모형은 본 연구의 목적인 나스닥, 코스닥 및 자스닥시장 사이의 정보이전효과(information spillover effect)를 잘 파악해 줄 수 있을 것으로 판단된다.

각 지수들간의 정보전달체계를 분석을 위한 일변량 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 사용하기 전에 분석모형의 타당성분석을 위하여 코스닥, 자스닥 및 나스닥지수의 낮수익률과 밤수익률자료를 식 (3)과 식 (4)에 적용하여 조건부평균 및 분산방정식을 추정하였다. GARCH 모형에서 조건부분산의 비음수성을 보장받기 위해서는 상수항을 포함하는 조건부분산식의 각 계수들의 값이 0보다 커야한다. 추정결과 조건부 분산식의 계수인 f 와 g 가 모두 양(+)으로 GARCH 모형에서의 조건부분산식의 비음수성을 충족시키는 것으로 나타났다. 이는 σ_t 가 시차를 갖는 잔차의 제곱 (ϵ^2_{t-1})뿐만 아니라 시차를 갖는 조건부 표준편차 (σ_{t-1}) 그 자체에 의해서도 설명될 수 있음을 말해주는 것으로 일변량 GARCH(1, 1)-M 모형 사용에 대한 타당성을 제시해 주고 있다. 또한 일변량 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형의 사용에 앞서 GARCH(p, q)-M 모형에 대한 차수 p와 q를 결정하기 위하여 각 주가지수의 낮수익률 및 밤수익률에 대하여 GARCH(1, 1)-(M), GARCH(1, 2)-(M), GARCH(1, 3)-(M), GARCH(1, 4)-(M), GARCH(1, 5)-(M)을 분석한 결과 GARCH(1, 1)-(M)의 추정결과가 조건부분산식의 비음수성 및 통계적 유의성 등에서 가장 적합한 모형으로 나타났다.

본 연구는 코스닥과 자스닥시장이 나스닥시장에서 발생한 주가변동정보에 대하여 어떻게 효율적으로 반응하는지 분석하기 위하여 두 단계로 나누어 각 지수들의 정보이전효과

SSE_u 는 제약조건이 없을 경우의 편차 제곱합, T는 총 관측치 수, p는 오차수정모형(VECM)의 시차(lag)를 각각 의미한다.

6) Bollerslev(1986)는 ARCH 모형을 일반화시킨 GARCH(1, 1) 모형을 제시하였으며 GARCH(1, 1)의 조건부 표준편차 h_t 는 전기(t-1) 잔차의 제곱 및 전기(t-1) 조건부분산과 선형함수 관계를 갖는다. 실증적 연구를 통해 금융 시계열자료 분석에 있어서 GARCH(1, 1) 모형이 가장 적합한 모형임을 제시했다.

7) French, Schwert and Stambaugh(1987)은 예측가능한(predictable) 주가변동성과 기대수익률과의 관계에 대한 실증적인 결과를 제시하면서, GARCH 모형에 조건부분산보다는 조건부표준편차를 조건부 평균식에 포함시켰을 때 모형의 타당성이 더 우수하다고 주장하였다.

에 대한 분석을 실시하였다. 우선 각 지수 낮수익들을 아래의 식에 적용하여 추정하였다.

$$\text{조건부평균 방정식 : } R_t = a + b \sigma_t + cD_t + d\epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\text{조건부분산 방정식 : } \sigma_t = e + f \epsilon_{t-1}^2 + g \sigma_{t-1} + eD_t \quad (4)$$

코스닥, 자스닥 및 나스닥지수 낮수익률을 식 (3)과 식 (4)의 모형에 적용하여 추정된 잔차를 구하고 이들 잔차의 제곱을 수익률 충격(shocks)의 대용치(proxy)로 사용하였다. 즉 나스닥지수 낮수익률의 코스닥지수 낮수익률 또는 밤수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과는 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$\text{조건부평균 방정식 : } KQI(O)_t = a + b \sigma_t + cD_t + dNQI_{t-1} + e\epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\text{조건부분산 방정식 : } \sigma_t = f + g \epsilon_{t-1}^2 + h \sigma_{t-1} + iD_t + jNQIE_{t-1} \quad (6)$$

위 식에서 KQI_t , KQO_t 는 당일 시초가와 종가를 대비한 코스닥지수 낮수익률과 당일 시초가와 전일 종가를 대비한 코스닥지수 밤수익률을 각각 의미한다. NQI_{t-1} 는 전일 시초가와 종가를 대비한 나스닥지수 낮수익률, $NQIE_{t-1}$ 는 전일 나스닥지수 낮수익률을 식 (3)과 식 (4)에 적용하여 얻은 잔차의 제곱으로 수익률충격의 대용치로 사용하였다. 식 (5)와 식 (6)에서 계수 값 d 와 j 는 나스닥지수 낮수익률의 코스닥지수 낮수익률 또는 밤수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과 존재여부를 나타내는 값들이다. 만약 이 값들이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되었을 경우 이는 나스닥시장에서 코스닥시장으로의 수익률 및 변동성이전효과가 존재한다는 것을 의미한다. 한편, 한편 나스닥시장의 자스닥시장에 대한 영향력 분석에서도 동일한 연구방법을 사용하였다. 또한 식 (5)와 식 (6)에 설명변수를 한(1)개 더 추가하였을 경우 조건부평균 및 변동성이전효과는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{조건부평균 방정식 : } KQI(O)_t = a + b \sigma_t + cD_t + dNQI_{t-1} + eJQI_{t-1} + f\epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\text{조건부분산 방정식 : } \sigma_t = g + h \sigma_{t-1} + i \epsilon_{t-1}^2 + jD_t + kNQIE_{t-1} + lJQIE_{t-1} \quad (8)$$

위 식에서 KQI_t , KQO_t 는 당일 코스닥지수 낮수익률 및 밤수익률, NQI_{t-1} , JQI_{t-1} 는 전일 나스닥 및 자스닥지수의 낮수익률 의미한다. $NQIE_{t-1}$, $JQIE_{t-1}$ 는 전일 나스닥 및 자스닥지수 낮수익률을 식 (3)과 식 (4)에 적용하여 얻은 잔차의 제곱으로 수익률충격의 대용치로 사용하였다.

AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형 모수의 최우추정치(maximum likelihood estimate : MLE)

를 구하기 위하여 Berndt, Hall, and Hausman(1974)이 제시한 BHHH 알고리즘에 기초한 대수우도함수(log likelihood function)를 최대화하는 비 선형 최적화기법을 사용하였다. 또한, 모형의 적합성 검증(specification test)을 위한 분석 모형의 잔차와 잔차 제곱에 시계열상관의 존재여부를 검증하기 위하여 Ljung-Box(LB)검증통계량을 사용하였다.

<표 1> 코스닥, 자스닥, 나스닥 시장 비교

(단위 : 기준일 2000년 12월말, US\$ 십억불, 백만주)

구 분	코스닥 ¹⁾	자스닥 ²⁾	나스닥
등록회사수	608	886	4,378
시 가 총 액	23	90	3,168.7
누적거래대금	458	100	5,600.6
누적거래량(백만주)	51,050	3,457	144,200

주) 1. 원/달러환율 : 1262원/1\$, 자료출처 : 한국증권업협회.

2. 엔/달러환율 : 114.36.

Ⅲ. 기초 통계량 분석

1. 分析 資料

본 연구에서는 각 비거래소시장들 간의 단기적인 정보이전효과를 분석하기 위하여 1997년 1월 3일부터 2000년 12월 21일까지 미국의 나스닥, 일본의 자스닥, 그리고 한국의 코스닥지수⁸⁾를 분석대상으로 하였다. IMF 금융혼란기에 해당하는 1997년 11월부터 1998년 6월말까지는 분석대상에서 제외하였다. 이들 세 개의 장외주가지수 자료들은 모두 Bloomberg 통신으로부터 구하였다. 코스닥과 자스닥지수의 시초가 자료는 서울 및 동경시간 기준으로 오전 9시의 자료, 종가는 오후 3시의 자료를 이용하였다. 나스닥지수는 뉴욕시간기준 오전 9시의 자료가 이용되었고 종가는 오후 3시 30분의 자료가 사용되었다. 또한 뉴욕증시가 폐장되어 나스닥지수를 이용할 수 없는 경우 코스닥과 자스닥지수는 분석에서 제외시켰으며, 뉴욕증시는 개장되었으나 코스닥과 자스닥이 폐장된 경우에는 전일자료를 사용하였다⁹⁾. 우리는 전일종가와 당일종가를 대비한 코스닥, 자스닥 및 나스닥지수의 일별 증가수익률(close to close return)자료를 본 연구의 분석목적에

8) 김인우, 김찬웅(2001)은 각 시장의 특성에 대하여 자세히 소개하였다.

9) Hamao, Masulis and Ng(1990)는 미국, 영국, 일본의 거래소 주요 주가지수 수익률 자료 분석에 있어 미국과 영국의 두 거래소 중 최소한 한 개의 시장이 휴장 되는 날에는 분석 상 동일시간대에 해당되는 동경 증권거래소의 수익률 자료는 제외시켰으며, Jeng, Kim and Wan-Sulaiman(1992)도 본 논문과 동일한 방법을 적용하였다.

맞게 당일 시초가(opening price)와 종가(closing price)를 대비한 낮수익률(open to close return)과 전일종가와 당일 시초가를 대비한 밤수익률(close to open return)로 구분하여 사용하였으며 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\text{낮수익률(open to close return)} : \ln(XQO_t) - \ln(XQC_t)$$

$$\text{밤수익률(close to open return)} : \ln(XQO_t) - \ln(XQC_{t-1})$$

위 식에서 XQO_t , XQC_t 는 당일 코스닥, 자스닥 및 나스닥지수 시초가(opening price) 및 종가를 각각 의미하며, XQC_{t-1} 는 각 지수들의 전일 종가를 나타낸다. 나스닥지수 낮수익률의 코스닥지수 밤수익률에 대한 영향력 분석시에는 한국시간 14일 22:30 p.m. 시초가와 15일 5:00 a.m. 종가를 대비한 나스닥지수 낮수익률이 한국시간 14일 15:00 p.m. 종가와 15일 9:00 a.m. 시초가를 대비한 코스닥지수 밤수익률에 대한 영향력이 존재하는지를 분석하였다. 또한 휴일 및 주말효과 분석을 위하여 더미변수(dummy variable)를 분석모형에 포함시켰다.

2. 기초통계량, 단위근 및 공적분검정

코스닥, 자스닥 및 나스닥시장들간의 정보이전효과를 분석하기 전에 사용할 각 지수들의 특성을 기초통계량 분석을 통해 살펴보았으며, 그 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 분석기간 동안 코스닥과 자스닥의 낮수익률은 양(+)으로 나타났지만 밤수익률은 음(-)으로 나타났으며, 이와 반대로 나스닥의 낮수익률은 음(-)으로 나타났으나 밤수익률은 양(+)으로 나타났다. 변동성의 크기를 나타내는 표준편차의 경우 세 개 지수 모두 낮수익률의 변동성이 밤수익률의 변동성보다 높은 것으로 나타났다¹⁰⁾. 이는 각 시장에 상장되어 있는 기업체들이 합병, 영업실적 등 대부분의 중요한 정보를 거래시간(trading hour)동안 발표하는데서 초래된 것으로 보인다. 표준편차의 경우 낮수익률은 코스닥이, 밤수익률은 나스닥이 가장 높은 것으로 나타났다. 자스닥의 밤수익률을 제외한 코스닥과 나스닥수익률의 왜도(skewness)는 모두 음(-)으로 꼬리부분이 왼쪽으로 길어진(skewed to the left) 형태를 보이고 있다. 또한 3개 지수 수익률 모두 첨도의 값이 3보다 큰 것으로 나타났으며, 각 시계열들의 정규성을 검증하기 위한 자크-베라 검증통계량도 1% 수준에서 모두 통계적으로 유의하게 기각되어 각 지수들의 분포가 정규분포가 아님을 알 수 있다. 이러한 기초통계 분석결과 각 주가지수 수익률 및 변동성을 이용한 추정회귀식의 잔

10) Bae and Karolyi(1994)의 연구에 의하면 Nikkei 종합주가지수와 S&P500 주가지수를 이용한 수익률 및 변동성관련 정보의 비대칭적 이전효과(spillover effects)에 관한 연구에서도 낮수익률(open to close return)은 밤수익률(close to open return)보다 변동성이 약 40% 가량 더 높은 것으로 제시했다.

차항이 이분산성을 가질 가능성이 높다는 것을 제시해 주고 있다. 따라서 이러한 분석대상 자료의 비정규성, 예상되는 추정 잔차의 이분산성, 수익률자료의 자기상관¹¹⁾ 등은 시간가변적인 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 이용한 분석의 타당성을 높여주고 있다.

<표 2> 기초 통계분석 결과

낮수익률은 로그값을 취한 t시점의 시초가와 t시점의 종가를 대비한 값, 밤수익률은 로그값을 취한 t-1시점의 종가(closing price)와 t시점의 시초가(opening price)를 대비 한 값이다. ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

구 분		코스닥	자스닥	나스닥
낮수익률	평 균	+0.00069	+0.00100	-0.00209
	중 간 값	+0.00072	+0.00151	-0.00044
	최 대 값	+0.07815	+0.09550	+0.09049
	최 소 값	-0.11053	-0.11697	-0.09383
	표준편차	+0.02568	+0.02087	+0.02100
	왜 도	-0.48627	-0.56095	-0.16360
	첨 도	+4.20858	+6.73214	+4.95236
	Jarque-Bera	+62.76991***	+396.142***	+102.214***
밤수익률	평 균	-0.00117	-0.00001	+0.00032
	중 간 값	+0.00000	+0.00000	+0.00225
	최 대 값	+0.11432	+0.04362	+0.09963
	최 소 값	-0.08811	-0.04307	-0.10168
	표준편차	+0.01839	+0.00533	+0.02408
	왜 도	-0.19391	+0.07771	-0.16923
	첨 도	+9.05851	+28.5161	+4.40295
	Jarque-Bera	+961.327***	+16982.7***	+54.3278***

시계열분석(time series analysis)에서 분석 자료의 안정성(stationarity)을 검증하는 것은 매우 중요하다¹²⁾. 따라서 실증분석에 앞서 각 지수들의 시초가 및 종가뿐만 아니

11) 분석기간동안 3개 지수의 낮·밤수익률 및 변동성에 대한 자기상관현상을 시차 10까지 분석한 결과가 나스닥의 낮수익률을 제외하고는 나머지 수익률 및 변동성들은 전 차수(lag)에 걸쳐 자기상관 현상이 모두 높은 것으로 나타났다.

12) Granger와 Newbold (1974)는 분석 변수가 I(1)로 단위근을 가질 경우 가성회귀(spurious regression)가 발생한다는 문제를 제기하였으며 불안정한 변수를 사용한 가성회귀식의 결정계수(R^2)는 매우 높은 값을 가지지만 이들 분석결과들의 경제적 의미는 없다. 또한 불안정한 시계열들을 이용하여 Monte Carlo 시뮬레이션 결과 약 75%의 경우에 있어서 회귀계수가 통계적으로 유의하고 매우 높은 결정계수를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 회귀분석에 사용된 시계열 자료들간에는 상호 독립적인 관계로 인하여 어떠한 경제적인 의미가 없기 때문에 회귀계수들이 통계적으로 유의하다 하더라도 아무런 의미를 갖지 않는다. 따라서 회귀분석에 앞서 변수의 안정성을 검증하는 것은 매우 중요하다.

라 낮·밤수익률에 대하여 ADF 및 PP 검증법을 통한 단위근검증을 실시하였다. 분석결과에는 <표 3>에서 제시된 바와 같이 각 지수의 수준변수들은 모두 불안정한 I(1) 변수로 나타났으나 수익률 및 변동성은 모두 안정적인 시계열로 나타났다. 한편 수준변수들인 코스닥, 자스닥 및 나스닥 지수들의 시초가 및 종가들간의 장기적인 균형관계가 존재하는지 살펴보기 위하여 요한센공적분검증을 실시하였다. <표 4>에서처럼 각 수준변수들간에 장기적인 균형관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 각 시계열들의 수준변수대신에 차분을 취한 수익률자료를 분석에 사용하였으며, Granger 인과관계 및 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형 추정시 오차수정항(error correction term)을 제외시킨 후 각 시장들간의 정보이전효과를 분석하였다.

<표 3> 단위근검증(unit root test) 결과

(1)은 상수항만 포함하는 경우이며, (2)는 상수항과 추세선을 동시에 포함하는 경우를 의미한다. ***는 1% 유의수준을 의미하며, 낮수익률의 Mackinnon 임계치(critical value)는 1% : -3.9775, 5% : -3.41922, 10% : -3.1319이며, 밤수익률의 Mackinnon 임계치(critical value)는 1% : -3.4434, 5% : -2.8665, 10% : -2.5694이다.

구 분			ADF 검 정		PP 검 정	
			상수항 ¹⁾	추세선 ²⁾	상수항 ¹⁾	추세선 ²⁾
코스닥	수 준 변 수	시 초 가	-1.2462	-0.7829	-1.1061	-0.6018
		종 가	-1.1703	-0.6741	-1.0835	-0.5728
	수익률	낮	-10.1023***	-10.2772***	-22.7314***	-22.8080***
		밤	-10.1549***	-10.4146***	-25.8753***	-26.0413***
	변동성	낮수익률	-7.8042***	-8.5567***	-22.4770***	-23.1180***
		밤수익률	-6.4039***	-7.2071***	-20.8707***	-21.7564***
자스닥	수 준 변 수	시 초 가	-1.2736	-0.2242	-1.3260	-0.3935
		종 가	-1.2712	-0.1498	-1.3140	-0.3353
	수익률	낮	-9.4568***	-9.6212***	-14.6029***	-14.6640***
		밤	-10.6047***	-10.6324***	-25.1919***	-25.2005***
	변동성	낮수익률	-6.6617***	-6.9946***	-17.6758***	-18.1376***
		밤수익률	-9.4175***	-9.4954***	-23.0103***	-23.0524***
나스닥	수 준 변 수	시 초 가	-1.2927	-0.0619	-1.3414	-0.1986
		종 가	-1.3079	-0.1435	-1.3431	-0.1815
	수익률	낮	-10.9547***	-11.1044***	-25.8011***	-25.8984***
		밤	-10.6405***	-10.7983***	-24.7749***	-24.8713***
	변동성	낮수익률	-7.1954***	-7.6097***	-19.7360***	-20.1454***
		밤수익률	-6.9810***	-7.7161***	-21.5364***	-22.1528***

<표 4> 각국 장외지수 수준변수들에 대한 요한센 공적분검증 결과

(panel a) 시차(lag)가 5인 경우

KQ, JQ, NQ는 각각 코스닥, 자스닥, 나스닥지수들의 수준변수(level variables)를 의미한다. JQ/KQ의 귀무가설은 “자스닥과 코스닥 수준변수사이에는 공적분관계가 존재하지 않는다.”이며 다른 지수들 사이에도 동일한 귀무가설을 적용하였다.

구분		시차(lag)가 5인 경우		시차(lag)가 10인 경우	
지수		Eigenvalue (고유값)	Likelihood Ratio(우도비)	Eigenvalue (고유값)	Likelihood Ratio(우도비)
KQ/JQ	$r = 0$	+0.00259	+2.75311	+0.00213	+2.24162
	$r \leq 1$	+0.00016	+0.16530	+0.00013	+0.13018
KQ/NQ	$r = 0$	+0.00262	+2.81282	+0.00214	+2.26911
	$r \leq 1$	+0.00020	+0.20025	+0.00014	+0.14250
JQ/NQ	$r = 0$	+0.00808	+8.07830	+0.00754	+7.52277
	$r \leq 1$	+0.00000	+0.00078	+0.00002	+0.02800

주) * r 은 공적분벡터의 수를 나타냄.

** 5% 임계치 : $r = 0$ (15.41%), $r \leq 1$ (3.76), 1% 임계치 : $r = 0$ (20.04%), $r \leq 1$ (6.65).

IV. 實證分析 結果

1. 그랜저 因果關係分析(Granger causality test) 결과

코스닥, 자스닥 및 나스닥시장의 낮수익률과 변동성의 자료를 이용하여 시차(lag) 1부터 6까지 그랜저인과관계를 분석한 결과가 <표 5>에 제시하고 있다. 본 분석에 사용된 검증 통계량은 F 값이며 귀무가설(NQ⇒KQ)은 “나스닥은 코스닥을 Granger-cause 하지 않는다”이다. 분석결과에 의하면 나스닥 낮수익률은 자스닥과 코스닥 낮수익률의 예측에 도움을 주는 것으로 나타났으며, 자스닥의 낮수익률도 나스닥의 낮수익률의 예측에 도움을 주는 것으로 나타났다. 자스닥도 코스닥에 다소 예측력을 지니고 있는 것으로 분석되었다.

한편 변동성을 이용한 그랜저인과관계 분석에서도 나스닥지수 변동성은 코스닥과 자스닥지수의 변동성에 통계적으로 유의한 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났으며, 자스닥의 변동성도 나스닥과 코스닥의 변동성 예측에 도움을 주는 것으로 나타났다. 또한 휴일 및 주말효과 분석결과 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다.

요약하면 나스닥지수 낮수익률 및 변동성은 코스닥과 자스닥지수 낮수익률 및 변동성 예측에 도움을 주는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 정보효과가설(information effect hypothesis)을 지지하는 경향이 있음을 추론해 볼 수 있다. 나스닥시장에 상장된

<표 5> 수익률과 변동성을 이용한 그랜저인과관계 분석 결과

Granger 인과관계 추정모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \begin{vmatrix} NQ_t \\ KQ_t \end{vmatrix} &= \begin{vmatrix} a1 \\ a2 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} NQ_{t-1} \\ KQ_{t-1} \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} \delta_{11,p} & \delta_{12,p} \\ \delta_{21,p} & \delta_{22,p} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} NQ_{t-p} \\ KQ_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} m_1 \\ m_2 \end{vmatrix} D_t + \begin{vmatrix} \varepsilon_{t,kq} \\ \varepsilon_{t,nq} \end{vmatrix} \\ 2H_0: \delta_{21,1} &= 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \begin{vmatrix} NQ_t \\ JQ_t \end{vmatrix} &= \begin{vmatrix} a1 \\ a2 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} NQ_{t-1} \\ JQ_{t-1} \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} \delta_{11,p} & \delta_{12,p} \\ \delta_{21,p} & \delta_{22,p} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} NQ_{t-p} \\ JQ_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} m_1 \\ m_2 \end{vmatrix} D_t + \begin{vmatrix} \varepsilon_{t,jq} \\ \varepsilon_{t,nq} \end{vmatrix} \\ H_0: \delta_{21,1} &= 0 \end{aligned}$$

귀무가설(NQ⇒KQ)은 “전일 나스닥지수 낮수익률 및 변동성은 당일 코스닥지수 낮수익률 및 변동성을 Granger-cause 하지 않는다”이며, 귀무가설(NQ⇒JQ)은 “전일 나스닥지수 낮수익률 및 변동성은 당일 자스닥지수 낮수익률 및 변동성을 Granger-cause 하지 않는다”이며 다른 지수수익률 및 변동성사이에도 동일하게 적용된다. 귀무가설검정은 F 통계량을 계산하여 1%, 5%, 10% 유의수준에서 기각되는 경우 ***, **, *로 표시하였다. KQ, JQ 및 NQ는 코스닥, 자스닥 및 나스닥의 낮수익률을 의미한다. 분석기간은 IMF 외 환위기 이후인 1998년 7월 1일부터 2000년 12월 21일까지이다.

lag	KQ⇒JQ		KQ⇒NQ		JQ⇒NQ	
	F 값		F 값		F 값	
	수익률	변동성	수익률	변동성	수익률	변동성
1	0.125	0.082	0.081	0.810	0.905	40.769***
2	0.212	0.423	0.046	0.826	3.342**	22.706***
3	0.299	1.687	0.239	0.400	2.652**	15.800***
4	0.238	1.259	1.799	0.248	2.030*	11.732***
5	0.403	1.751	2.145*	0.193	1.873*	9.326***
6	0.415	1.365	2.01*	0.712	3.126***	8.394***
lag	JQ⇒KQ		NQ⇒KQ		NQ⇒JQ	
1	2.570	8.662***	0.037	3.993***	1.778	5.915**
2	2.597*	4.643***	5.690***	4.220**	3.171**	10.610***
3	1.779	4.778***	4.799***	2.786**	2.429*	5.843***
4	2.636**	3.657***	3.586***	2.162*	2.039*	4.528***
5	2.101*	3.001**	2.905**	1.731	1.746	3.612***
6	1.760	2.321**	2.785**	1.427	1.794*	3.659***

기업들의 성장성의 현재가치(present value of growth opportunities) 변화로 인한 나스닥지수변화는 코스닥과 자스닥시장에 상장된 비슷한 업종에 속하는 기업들의 주가변화에 영향을 미치고 이는 결국 코스닥과 자스닥지수의 변화를 초래하는 계기가 될 수 있다. 따라서 코스닥 또는 자스닥 투자자들은 나스닥지수 변화가 관찰되면 그들의 투자 포트폴리오에 편입되어있는 기업들의 현재가치 변화를 추론할 수 있게된다. 한편 자스닥의 수익률 및 변동성도 코스닥과 나스닥지수 수익률 및 변동성의 예측에 도움을 주는

것으로 판명되었다. 이러한 미일 비거래소시장들간의 피드백적인 영향관계는 Lin, Engle and Ito(1994)의 연구결과와 일맥상통하고 있다.

2. AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 통한 정보이전효과 분석

1) 낮수익률(open to close return)의 낮수익률에 대한 정보이전효과 분석

코스닥, 자스닥 및 나스닥지수 낮수익률(open to close return)들간의 조건부평균 및 변동성이전효과를 다음과 같이 실시하였다. 첫째, 나스닥시장의 코스닥 및 자스닥시장에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과(volatility spillover effect)가 존재하는지를 분석하였으며 둘째, 자스닥시장의 코스닥 및 나스닥시장에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 존재하는지를 분석하였다. 또한 조건부평균 및 분산식에 설명변수를 한(1)개씩 추가하여 각 지수들간의 정보이전효과를 분석하였다. IMF 이후기간 뿐만 아니라 IMF 이전기간에 대해서도 추가적으로 정보이전효과 분석을 실시하였다.

(1) 나스닥지수 낮수익률의 코스닥 및 자스닥지수 낮수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과 분석 결과

<표 6>의 Panel a는 IMF 사태이후 전일 시초가와 종가를 대비한 나스닥과 자스닥지수 낮수익률(open to close return)의 당일 시초가와 종가를 대비한 코스닥지수 낮수익률(open to close return)에 대한 정보이전효과와 나스닥과 자스닥지수 낮수익률들간의 정보이전효과에 대한 분석결과를 제시해 주고 있다. 분석결과 나스닥의 코스닥에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 없는 것으로 나타났으며, 자스닥은 코스닥에 조건부변동성이전효과가 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났다. 한편, <표 8>의 Panel a에서 제시된 바와 같이 IMF 이전기간동안의 경우 나스닥지수 낮수익률은 코스닥지수 낮수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 모두 존재하지 않는 것으로 나타났다.

나스닥과 자스닥지수 낮수익률들간의 조건부평균 및 변동성이전효과분석에 의하면 전일 나스닥지수 낮수익률은 당일 자스닥지수 낮수익률에 대하여 1% 수준에서 통계적으로 유의한 조건부평균이전효과가 존재하는 것으로 나타났으나, 자스닥지수 낮수익률은 나스닥지수 낮수익률에 대하여 조건부평균이전효과가 10% 유의수준에서, 조건부변동성이전효과가 5% 유의수준에서 각각 존재하는 것으로 나타났다. 또한, 나스닥지수 낮수익률의 자스닥지수 낮수익률에 대한 영향력분석에서 휴일 및 주말효과는 1% 수준에서 존재하는 것으로 나타났다. 한편, <표 8>의 Panel b에서 제시된 바와 같이 IMF 이전

기간동안의 경우 나스닥지수 낮수익률은 자스닥지수 낮수익률에 대해서는 조건부평균 이진효과가 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났으나, 자스닥지수 낮수익률은 나스닥낮수익률에 대해서 조건부변동성이진효과가 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났다.

<표 6> 낮수익률의 낮수익률에 대한 정보이진효과 분석 결과

(panel a) 한(1)개의 낮수익률간의 정보이진효과 분석결과

KQI_t 는 당일 시초가(opening price)와 당일 종가(closing price)를 대비한 코스닥지수 낮수익률(open to close return), NQI_{t-1} 는 전일 시초가와 종가를 대비한 나스닥지수 낮수익률을 각각 의미한다. 아래의 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 추정한 결과치가 제시되어있다.

$$\text{조건부평균식: } KQI_t = a + b \sigma_t + cD_t + dNQI_{t-1} + e\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산식: } \sigma_t = f + g \epsilon_{t-1}^2 + h \sigma_{t-1} + iD_t + jNQI_{t-1}$$

$LB(12)$, $LB^2(12)$ 는 추정 잔차 및 추정잔차제곱의 Ljung-Box(12)에 대한 검증통계량을 나타내며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22%(1%)이다. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 여기서 σ_t 는 조건부표준편차, D_t 는 더미변수, NQI_{t-1} 는 전일 나스닥지수 낮수익률을 식 (3)과 식 (4)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이진효과와의 대응치로 사용하였다. 나스닥의 자스닥지수에 대한 정보이진효과에도 동일한 방법을 적용하였으며, 자스닥의 나스닥에 대한 영향력분석시에는 양 증시의 사이의 시차를 감안하여 동일시간대의 낮수익률을 적용하였다. 분석기간은 IMF 외환위기 이후인 1998년 7월 1일부터 2000년 12월 21일까지이다.

구분	나스닥/자스닥 ⇒ 코스닥				나스닥 ⇔ 자스닥			
	NQI ⇒ KQI		JQI ⇒ KQI		NQI ⇒ JQI		JQI ⇒ NQI	
	계수값	t	계수값	t	계수값	t	계수값	t
a	-0.0043***	-2.99	-0.0035***	-4.38	-0.0006	-0.63	+0.0011	+0.46
b	+0.2024**	+2.36	+0.1482**	+2.30	+0.1194	+1.35	-0.1131	-0.76
c	+0.0010	+0.50	+0.0007	+0.37	+0.0003	+0.30	+0.0006	+0.32
d	-0.0265	-0.75	+0.0819	+1.63	+0.2502***	+10.5	+0.0825*	+1.93
e	+0.0580	+1.54	+0.0257	+0.62	+0.4094***	+12.4	-0.0694	-1.34
f	-0.0003***	-11.5	-0.0002***	-5.55	-0.0002	+0.32	-0.0008	-0.69
g	+0.8741***	+53.5	+0.7283***	+25.9	+0.8166***	+34.9	+0.7317***	+17.3
h	+0.1149***	+6.71	+0.1489***	+4.26	+0.1725***	+6.24	+0.1933	+5.21
i	+0.0001	+0.33	+0.0001***	+4.77	+0.0003***	+2.69	+0.0001	+2.70
j	+0.0016	+0.33	+0.0628**	+2.28	+0.0027	+0.43	+0.0615**	+2.37
Log - L	1471.37		1485.53		1758.75		1586.75	
Wald	11.76***		13.86***		272.55***		15.08***	
LB(12)	6.55		8.28		13.68		9.14	
LB ² (12)	7.24		12.23		7.66		11.81	

(panel b) 두(2)개의 낮수익률의 한(1)개의 낮수익률에 대한 정보이전효과 분석 결과

KQI_t 는 당일 시초가와 종가를 대비한 코스닥지수 낮수익률, JQI_{t-1} , NQI_{t-1} 는 전일 시초가와 종가를 대비한 자스닥 및 나스닥지수 낮수익률(open to close return)을 각각 의미한다. 아래의 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 추정한 결과치가 제시되어있다.

$$\text{조건부평균식: } KQI_t = a + b\sigma_t + cD_t + dNQI_{t-1} + eJQI_{t-1} + f\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산식: } \sigma_t = g + h\epsilon_{t-1}^2 + i\sigma_{t-1} + jD_t + kNQIE_{t-1} + lJQIE_{t-1}$$

$LB(12)$, $LB^2(12)$ 는 추정 잔차 및 추정잔차제곱의 Ljung - Box(12)에 대한 검증통계량을 나타내며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22%(1%)이다. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 여기서 σ_t 는 조건부표준편차, D_t 는 더미변수, $NQIE_{t-1}$ 및 $JQIE_{t-1}$ 은 전일 나스닥 및 자스닥지수 낮수익률 자료를 식 (3)와 식 (4)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전의 대응치로 사용하였으며, 다른 지수들을 이용한 추정식에도 동일한 방법을 적용하였다. 분석기간은 IMF 외환위기 이후인 1998년 7월 1일부터 2000년 12월 21일까지이다.

구분	NQI + JQI ⇒ KQI		NQI + KQI ⇒ JQI		JQI + KQI ⇒ NQI	
	계수 값	t	계수 값	t	계수 값	t
a	-0.0085***	-3.91	-0.0002	-0.20	+0.0010	+0.42
b	+0.3980***	+3.59	+0.1149	+1.19	-0.1063	-0.71
c	+0.0016	+0.64	+0.0003	+0.03	+0.0006	+0.33
d	-0.0567*	-1.74	+0.2164***	+7.99	+0.0843*	+1.91
e	+0.1068**	+2.41	+0.0045	+0.20	-0.0138	-0.47
f	+0.0786**	+1.97	+0.4075***	+12.2	-0.0687	-1.32
g	-0.0002***	-4.64	+0.0001	+0.32	-0.0007	-0.59
h	+0.7986***	+17.59	+0.7575***	+18.9	+0.7237***	+16.6
i	+0.1289***	+3.94	+0.2050***	+5.57	+0.1955***	+5.14
j	+0.0002***	-3.91	+0.0008	+0.58	+0.0001	+2.72
k	-0.0198***	-4.94	+0.0065	+0.83	+0.0641**	+2.32
l	+0.0472*	+1.93	+0.0119	+1.71	-0.0057	-0.59
Log-L	1462.90		1763.74		1587.03	
Wald	28.70***		212.78***		24.95**	
LB(12)	8.29		17.93		9.17	
LB ² (12)	4.71		8.28		10.80	

요약하면, IMF 전후 모두 전일 나스닥지수 낮수익률 변동정보는 당일 코스닥지수 낮수익률에 어떠한 영향도 미치지 않았으나, 지리적·시간적으로 인접한 자스닥지수 낮수익률은 IMF 이후 코스닥지수 낮수익률에 대하여 5% 수준에서 통계적으로 유의한 조건부변동성이전효과가 존재하는 것으로 나타났다. 한편 미일 비거래소시장사이에는 IMF 전·후 모두 피드백적인 영향력이 존재하는 것으로 나타났으나 통계적 유의성이나 일관

성은 다소 미흡한 것으로 나타났다.

(2) 나스닥 및 자스닥지수 낮수익률의 코스닥지수 낮수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과 분석 결과

본 연구에서는 식 (5)와 식 (6)의 조건부평균 및 조건부분산식에 설명변수를 한(1)개씩 더 추가한 식 (7)과 식 (8)을 추정하였다. 즉, 나스닥과 자스닥시장을 설명변수로 동시에 조건부 평균 및 분산식에 포함시켜 코스닥시장에 대한 영향력을 분석하였으며, 그 결과가 <표 6>의 Panel b에 제시되어 있다. 분석결과, 당일 코스닥지수 낮수익률에 대하여 나스닥의 조건부변동성이전효과가 1% 수준에서, 자스닥지수의 조건부평균이전효과는 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과로부터 코스닥시장은 나스닥시장의 추가변동정보에 비효율적으로 반응하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

다음으로 전일 나스닥과 코스닥지수 낮수익률을 설명변수로 함께 사용하여 추정한 결과, 나스닥의 자스닥시장에 대한 조건부평균이전효과가 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났다. 마지막으로 자스닥과 코스닥시장을 동시에 설명변수로 분석모형에 포함하여 추정한 결과, 자스닥시장만 나스닥시장에 대하여 조건부 변동성이전효과가 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났다.

요약하면 IMF사태 이후 미일 비거래소시장의 낮수익률변동 정보는 한국 비거래소시장의 낮수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 각각 존재하는 것으로 나타났다. 이는 나스닥 및 자스닥시장의 추가변동정보에 코스닥시장은 비효율적(inefficient)으로 반응하고 있음을 의미하지만 금융위기가 아닌 정상적인 경제상황하에서의 이러한 분석결과는 투자자들의 이성적인 판단에 근거를 두고 있는 정보효과가설(information effect hypothesis)을 지지하는 증거로 볼 수 있다. 한편 미일 비거래소시장간에는 정보의 흐름이 피드백적인 것으로 나타났으나 통계적 일관성은 다소 약한 것으로 보인다.

2) 낮수익률(open to close return)의 밤수익률(close to open return)에 대한 정보이전효과분석 결과

국제 자본시장의 정보전달체계에 대한 초기의 연구들은 일별증가수익률을 사용하였으나 이는 각국 증시들간의 중복되는 거래시간대로 인하여 정보흐름에 대한 잘못된 결론을 제시할 가능성이 있다. 일별증가수익률 사용 시 초래될 수 있는 이러한 문제점을 보완하기 위하여 본 연구에서는 나스닥지수 낮수익률의 코스닥 및 자스닥지수 밤수익률

에 대한 정보이전효과(information spillover effect)를 중심으로 분석하였다. 또한 나스닥 및 자스닥지수 낮수익률을 모두 설명변수로 분석모형에 포함시켜 코스닥지수 밤수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과를 추정하였다.

(1) 나스닥지수 낮수익률(open to close return)의 코스닥 및 자스닥지수 밤수익률(close to open return)에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과 분석 결과

전일 시초가와 종가를 대비한 나스닥지수 낮수익률의 당일 시초가와 종가를 대비한 코스닥 및 자스닥지수 밤수익률에 대한 정보이전효과 분석결과가 <표 7>의 Panel a에서 제시되어 있다. 분석결과에 의하면 앞 장의 낮수익률간의 분석결과와는 달리 IMF 사태 이후 전일 나스닥지수의 낮수익률변동 정보는 코스닥 및 자스닥지수의 밤수익률변동에 1% 수준에서 통계적으로 유의한 조건부평균 및 변동성이전효과가 모두 강하게 존재하고 있음을 보여주고 있다. 또한, 나스닥지수 낮수익률의 코스닥 및 자스닥지수 밤수익률에 대한 영향력분석과 자스닥지수 낮수익률의 코스닥 및 나스닥지수 밤수익률에 대한 영향력분석에서 휴일 및 주말효과는 1% 수준에서 존재하는 것으로 나타났다. 한편, <표 8>의 Panel a에서 제시된 바와 같이 IMF 이전기간동안의 경우 나스닥지수 낮수익률은 코스닥지수 밤수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 모두 존재하지 않는 것으로 나타났다.

자스닥시장의 낮수익률도 나스닥과 코스닥시장의 밤수익률에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과가 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 분석결과로부터 코스닥, 자스닥 및 나스닥시장은 다른 시장에 발생한 정보에 효율적으로 반응하고 있음을 제시해 주고 있다. 한편, IMF 이전기간동안의 경우 나스닥지수 낮수익률은 자스닥지수 밤수익률에 대하여 1% 수준에서 통계적으로 유의한 조건부변동성이전효과가 존재하는 것으로 나타났으며 자스닥지수 낮수익률도 나스닥지수 밤수익률에 대하여 1% 수준에서 통계적으로 유의한 조건부변동성이전효과가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 이러한 분석결과로부터 미국 나스닥시장에서 발생한 낮수익률 정보를 토대로 한국과 일본의 비거래소시장 투자자들이 코스닥과 자스닥이 개장하기 전에 당일 투자전략을 변경하게 된다는 분석결과를 정보효과가설(information effect hypothesis)을 지지하는 증거로 볼 수 있다.

요약하면, IMF 사태 이후 미일의 비거래소시장에서 발생한 정보는 한국 비거래소시장의 밤수익률에 조건부평균 및 변동성이전효과가 모두 존재하는 것으로 나타났으나 IMF사태이전에는 나스닥지수는 코스닥지수에 대한 영향력을 미치지 않는 것으로 나타

났다. 또한 미일 비거래소시장간에는 IMF 전후 모두 피드백적인 조건부 평균 및 변동성 이전효과가 모두 통계적으로 유의하고 강하게 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과로부터 이들 비거래소시장들은 해외시장에서 발생한 정보에 대한 효율성이 증대되고 있으며 이는 정보효과가설을 지지하는 증거로 볼 수 있다.

<표 7> 낮수익률의 밤수익률에 대한 정보이전효과 분석 결과

(panel a) 한(1)개의 낮수익률의 한(1)개의 밤수익률에 대한 정보이전효과 분석결과

KQO_t는 당일 시초가(opening price)와 전일종가(closing price)를 대비한 코스닥지수 밤수익률, NQI_{t-1}는 전일 시초가와 종가를 대비한 나스닥지수 낮수익률(open to close return)을 각각 의미한다. AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 추정한 결과치가 제시되어있다.

$$\text{조건부평균식 : } KQO_t = a + b \sigma_t + cD_t + dNQI_{t-1} + e\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산식 : } \sigma_t = f + g \epsilon_{t-1}^2 + h \sigma_{t-1} + iD_t + jNQIE_{t-1}$$

위 식에서 σ_t 는 조건부표준편차, D_t 는 더미변수, $NQIE_{t-1}$ 는 전일 나스닥지수 낮수익률 자료를 식 (3)과 식 (4)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부 변동성이전효과의 대응치로 사용하였으며, 다른 지수들을 이용한 추정식에도 동일한 방법을 적용하였다. LB(12), LB²(12)는 추정 잔차 및 추정잔차제곱의 Ljung-Box (12)에 대한 검통계량을 나타내며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22(1%)이다. *, **, ***는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 IMF 외환위기 이후인 1998년 7월 1일부터 2000년 12월 21일까지이다.

구분	나스닥⇒코스닥/자스닥				자스닥⇒나스닥/코스닥			
	NQI⇒KQO		NQI⇒JQO		JQI⇒NQO		JQI⇒KQO	
	계수 값	t	계수 값	t	계수 값	t	계수 값	t
a	-0.0002	-0.47	-0.0002	-0.40	-0.0002	-0.40	-0.0020***	-3.53
b	-0.0250	-0.37	+0.0513	+0.34	+0.0513	+0.34	+0.0125	+0.18
c	+0.0019**	+2.22	-0.0013***	-4.07	-0.0013***	-4.07	+0.0028**	+2.39
d	+0.0741***	+5.39	+0.0447***	+6.97	+0.0447***	+6.97	+0.1076***	+3.13
e	+0.0285	+0.67	-0.0627	-1.50	-0.0627	-1.50	-0.0421	-0.75
f	-0.0004***	+7.27	+0.0009**	+2.51	+0.0009**	+2.51	-0.0009***	-4.57
g	+0.7119***	+47.7	+0.9075***	+57.1	+0.9075***	+57.1	+0.7101***	+25.7
h	+0.2385***	+9.49	+0.0816***	+14.7	+0.0816***	+14.7	+0.1385***	+6.73
i	+0.0006***	+2.57	+0.0002	+0.26	+0.0002	+0.26	+0.0006***	+8.80
j	-0.0038***	-3.05	-0.0004***	-6.84	-0.0004***	-6.84	+0.1019***	+7.10
Log-L	1840.58		2402.42		2402.42		1828.63	
Wald	27.72***		68.35***		68.35***		15.62***	
LB(12)	8.58		9.45		9.45		13.07	
LB ² (12)	5.28		17.27		17.27		7.16	

(panel b) 두 개(2)의 낮수익률의 한개(1) 밤수익률에 대한 정보이전효과 분석 결과

KQO_t 는 당일 시초가와 종가를 대비한 코스닥지수 밤수익률(close to open return), NQI_{t-1} , JQI_{t-1} 는 전일 시초가와 종가를 대비한 나스닥 및 자스닥지수 낮수익률(open to close return)을 각각 의미한다. 아래의 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 추정한 결과치가 제시되어있다.

$$\text{조건부평균식 : } KQO_t = a + b \sigma_t + cD_t + dNQI_{t-1} + eJQI_{t-1} + f\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부분산식 : } \sigma_t = g + h \varepsilon_{t-1}^2 + i \sigma_{t-1} + jD_t + kNQIE_{t-1} + lJQIE_{t-1}$$

위 식에서 σ_t 는 조건부표준편차, D_t 는 더미변수, $NQIE_{t-1}$ 및 $JQIE_{t-1}$ 은 전일 나스닥 및 자스닥지수 낮수익률 자료를 식 (3)와 식 (4)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과의 대응치로 사용하였으며, 다른 지수들을 이용한 추정식에도 동일한 방법을 적용하였다. $LB(12)$, $LB^2(12)$ 는 추정 잔차 및 추정잔차제곱의 Ljung-Box(12)에 대한 검증통계량을 나타내며, $\chi^2(12)$ 의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22%(1%)이다. ***, **는 1%, 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 IMF 외환위기 이후인 1998년 7월 1일부터 2000년 12월 21일까지이다.

구분	NQI + JQI ⇒ KQO		NQI + KQI ⇒ JQO		JQI + KQI ⇒ NQO	
	계수 값	t	계수 값	t	계수 값	t
a	-0.0005	-1.18	-0.0006	-1.41	+0.0001	+0.09
b	-0.0486	-0.76	+0.1047	+0.81	+0.1914	+1.29
c	+0.0024***	+2.82	-0.0012***	-4.26	+0.0013	+1.51
d	+0.1062***	+6.83	+0.0400***	+6.19	+0.1156***	+4.50
e	+0.0524**	+2.14	+0.0084	+1.08	+0.0346**	+2.22
f	+0.0117	+0.22	-0.0506	-1.20	-0.1619***	-3.31
g	-0.0009	-0.64	+0.0006**	+2.20	+0.0001***	+4.02
h	+0.4988***	+19.2	+0.9137***	+52.1	+0.7312***	+15.4
i	+0.3144***	+9.46	+0.0746***	+12.7	+0.1491***	+4.48
j	+0.0001***	+6.83	+0.0006	+0.10	-0.0003***	-3.36
k	-0.0035	-0.78	-0.0003***	-4.63	+0.0274***	+3.23
l	+0.0796***	+10.1	+0.0002*	+1.76	-0.0010	-0.52
Log-L	1858.80		2399.37		1997.21	
Wald	77.45***		57.05***		35.62***	
LB(12)	7.82		9.97		10.65	
LB ² (12)	8.04		11.37		3.89	

(2) 나스닥 및 자스닥지수 낮수익률(open to close return)의 코스닥지수 밤수익률(close to open return)에 대한 조건부평균 및 변동성이전효과 분석 결과

본 연구에서는 조건부평균 및 분산식에 설명변수를 2개로 하였을 경우, 각 비거래소 시장들간의 정보이전효과를 분석하였으며 그 결과가 <표 7>의 Panel b에 제시되어있다. 우선 전일 나스닥 및 자스닥지수의 낮수익률을 모두 조건부평균 및 분산식의 설명변

수로 포함하여 코스닥지수의 밤수익률에 대한 영향력을 분석한 결과, 나스닥지수는 코스닥지수에 대하여 조건부평균이전효과만 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났으나 자스닥시장은 코스닥시장에 대하여 조건부평균 및 변동성이전효과가 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 나타났다.

<표 8> IMF 이전 코스닥, 자스닥 및 나스닥지수들간의 정보이전효과분석 결과

(panel a) 나스닥지수 낮수익률의 코스닥지수 밤수익률 및 낮수익률에 대한 정보이전효과 분석 결과 KQI_t 는 당일 시초가(opening price)와 당일 종가(closing price)를 대비한 코스닥지수 낮수익률(open to close return), KQO_t 는 전일 종가(closing price)와 당일 시초가를 대비한 코스닥의 밤수익률을 의미한다. AR(1)-GARCH(1, 1)-M 추정모형은 아래와 같다.

$$\text{조건부평균식 : } KQO(I)_t = a + b \sigma_t + cD_t + dNQI_{t-1} + e\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산식 : } \sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \epsilon_{t-1}^2 + iD_t + jNQIE_{t-1}$$

위 식에서 σ_t 는 조건부표준편차, D_t 는 더미변수, NQI_{t-1} 는 전일 시초가와 종가를 대비한 나스닥지수 낮수익률, $NQIE_{t-1}$ 는 전일 나스닥지수 낮수익률을 식 (3)과 식 (4)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부 변동성이전효과의 대응치로 사용하였다. $LB(12)$, $LB^2(12)$ 는 추정잔차 및 추정잔차제곱의 Ljung-Box(12)에 대한 검증통계량을 나타내며, χ^2 의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22(1%)이다. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 IMF 외환위기 이전인 1997년 1월 3일부터 1997년 10월 31일까지이다.

구분	나스닥 ⇒ 코스닥			
	NQI ⇒ KQO		NQI ⇒ KQI	
	계수 값	t	계수 값	t
a	+0.0005*	+1.80	-0.0006	-0.36
b	-0.3295	-0.10	+0.1100	+0.31
c	-0.0003	-0.61	+0.0007	+0.66
d	+0.0035	+0.29	+0.0242	+0.67
e	+0.0620	+0.49	+0.2437***	+2.83
f	+0.0006***	+7.84	+0.0005	+0.91
g	+0.0484***	+4.43	+0.2560**	+2.16
h	+0.9052***	+75.0	+0.5213**	+2.36
i	-0.0002***	-9.33	+0.0001	+1.35
j	+0.0002	+0.45	+0.0010	+0.07
Log - L	+953.12		+774.45	
LB(12)	+8.80		+4.39	
LB ² (12)	+4.63		+16.18	

(panel b) 나스닥지수 및 자스닥지수간의 정보이전효과 분석 결과

NQI_t, JQI_t 는 당일 시초가(opening price)와 당일 종가(closing price)를 대비한 나스닥 및 자스닥지수 낮수익률(open to close return)을 각각 의미하며, NQO_t, JQO_t 는 전일 종가와 당일 시초가를 대비한 나스닥 및 자스닥지수의 밤수익률을 각각 의미한다. AR(1)-GARCH(1, 1)-M 추정모형은 다음과 같다.

$$\text{조건부평균식: } JQO(I)_t = a + b \sigma_t + cD_t + dNQI_{t-1} + e\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산식: } \sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \epsilon_{t-1}^2 + iD_t + jNQIE_{t-1}$$

$$\text{조건부평균식: } NQO(I)_t = a + b \sigma_t + cD_t + dJQI_t + e\epsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

$$\text{조건부분산식: } \sigma_t = f + g \sigma_{t-1} + h \epsilon_{t-1}^2 + iD_t + jJQIE_t$$

위 식에서 σ_t 는 조건부표준편차, D_t 는 더미변수, NQI_{t-1} 는 전일 시초가와 종가를 대비한 나스닥지수 낮수익률, $NQIE_{t-1}, JQIE_t$ 는 t-1시점 나스닥지수 및 t시점 자스닥지수 낮수익률을 식 (3)과 식 (4)에 적용하여 얻은 추정잔차의 제곱으로 조건부변동성이전효과와의 대응치로 사용하였다. $LB(12), LB^2(12)$ 는 추정잔차 및 추정잔차제곱의 Ljung-Box(12)에 대한 검증통계량을 나타내며, χ^2 의 임계치는 18.55(10%), 21.03(5%), 26.22(1%)이다. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 분석기간은 IMF 외환위기 이전인 1997년 1월 3일부터 1997년 10월 31일까지이다.

구분	나스닥 ⇒ 자스닥				자스닥 ⇒ 나스닥			
	NQI ⇒ JQO		NQI ⇒ JQI		JQI ⇒ NQO		JQI ⇒ NQI	
	계수 값	t	계수 값	t	계수 값	t	계수 값	t
a	-0.0002***	-2.99	-0.0026	-1.21	+0.0235	+1.01	+0.0053*	+1.69
b	+0.1091	+0.39	+0.1496	+0.40	-0.0383***	-7.22	-0.3854	-1.11
c	+0.0003***	+3.69	+0.0006	+0.55	+0.0010	+0.01	-0.0012	-0.75
d	+0.0024	+0.84	+0.2223***	+4.71	+0.3784	+0.08	+0.0222	+0.19
e	-0.0656	-0.83	+0.5066***	+6.88	+0.1529	+0.03	+0.0918	+1.36
f	+0.0003***	+3.05	-0.0001	-0.38	-0.0006	-0.02	+0.0001*	+1.64
g	+0.1130***	+10.6	+0.1419***	+2.64	+0.1613**	+2.29	+0.0865**	+2.38
h	+0.7033***	+34.7	+0.8397***	+12.0	+0.8754***	+7.28	+0.7094***	+6.96
i	+0.0001	+0.75	+0.0009***	+10.1	+0.0007	+0.02	-0.0004*	-1.84
j	-0.0002***	-2.82	+0.0121	+1.17	+0.0028	+0.03	+0.0688***	+3.99
Log-L	1122.27		786.15		499.74		684.05	
LB(12)	+1.77		+9.35		+9.81		+5.82	
LB ² (12)	+1.42		+17.25		+4.77		+7.10	

나스닥지수와 코스닥지수를 설명변수로 분석모형에 포함하여 자스닥지수에 대한 정보이전효과를 추정한 결과 나스닥시장의 낮수익률은 자스닥시장의 밤수익률에 1% 수준에서 통계적으로 유의한 조건부평균 및 변동성이전효과가 모두 존재하는 것으로 나타났다. 마지막으로 자스닥지수와 코스닥지수의 낮수익률을 설명변수로 분석모형에 포함하여 나스닥지수에 대한 정보이전효과를 추정한 결과 자스닥시장은 나스닥시장에 조건부평균

및 변동성이전효과가 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 존재하는 것으로 판명되었다.

요약하면 낮수익률간의 정보이전효과분석 결과와 대비해보면, 전체적으로 낮수익률의 밤수익률에 대한 영향력 분석결과가 통계적인 유의성 및 일관성이 더 강한 것으로 나타났다. 나스닥시장은 코스닥시장에 대한 조건부평균이전효과가 통계적으로 유의하고 강하게 존재하는 것으로 나타났다. 또한 나스닥과 자스닥시장간에는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 조건부평균 및 변동성이전효과가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 해외 시장에서 발생한 정보가 다음 시간대에 개장되는 증시의 낮수익률 보다는 밤수익률에 더 잘 반영된다는 사실로부터 각 시장은 해외시장에서 발생한 정보에 대한 효율성이 증대되고 있음을 발견할 수 있다. 또한 이는 이성적 투자자들의 투자행위에 기초를 두고 있는 정보효과가설을 지지하는 증거로 볼 수 있다.

V. 要約 및 結論

본 연구에서는 IMF 사태이후인 1998년 7월 1일부터 2000년 12월 21일까지를 중심으로 한국의 코스닥, 일본의 자스닥 그리고 미국의 나스닥시장의 일별 증가수익률 자료를 사용하여 각 시장들간의 정보이전효과(information spillover effect)를 분석하였으며 IMF 이전기간인 1997년 1월 3일부터 1997년 10월말까지 각 비거래소시장들간의 정보이전효과를 추가적으로 분석하였다. 금융혼란기에 해당되는 기간은 분석에 왜곡되는 결과를 초래할 수 있으므로 분석대상에서 제외하였다. 미국 나스닥시장의 주가변동정보에 대하여 한국과 일본의 비거래소시장이 얼마나 효율적으로 반응하고 있는가를 중심으로 Granger 인과관계 모형 및 시간가변적인 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 통한 실증분석을 실시하였다. 또한 우리는 이들 비거래소시장들간의 정보이전효과가 정보효과가설(information effect hypothesis)을 지지하는지를 검증하고자 하였다. 정보효과가설에 의하면, 한 나라에서 발생한 수익률 충격은(aggregate shocks)은 한 개 이상의 다른 나라 주가지수 움직임과 연관되는 경제기초변수(economic fundamentals)에 직·간접적으로 영향을 미치며 이는 이성적투자자들의 투자행위에 영향을 미치게 됨으로써 결국 해당 증시의 변화를 초래한다는 가설이다. 더 나아가 성장성있는 기업의 현재가치(present value of growth opportunities)와 관련있는 정보는 주식이산정에 있어서 성장성의 현재가치의 상대적인 정도에 따라 서로 다른 주가지수 동조화 현상을 발생시킬 수 있다. 이러한 서로 다른 수준의 동조화 정도는 비거래소시장들간의 동조화현상의 상대적인 크기 및 방향성을 연구함으로써 밝혀질 수 있다.

우리는 이들 비거래소시장들간의 정보전달체계를 보다 더 효율적으로 분석하기 위하여 일별증가수익률을 낮수익률 및 밤수익률로 구분하여 사용하였다. 또한 미국시장이 폐장되고 난 이후에 한국과 일본시장이 개장되므로 나스닥시장에서 발생된 주가변동정보가 코스닥 및 자스닥시장의 밤수익률과 낮수익률 중 어느 수익률에 더 효율적으로 반영되는지를 통해 보다 심도 있게 각 시장들간의 정보전달체계 분석이 가능하였다.

우선 VAR 모형을 이용한 Granger 인과관계 분석결과, 미국 나스닥과 일본 자스닥시장의 낮수익률 및 변동성은 한국 코스닥시장의 낮수익률 및 변동성 예측에 도움을 주는 것으로 나타났으며, 미일 비거래소시장의 낮수익률 및 변동성간에는 피드백적인 예측력 지니고 있는 것으로 나타났다.

한편, 시간 가변적인 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 이용하여 낮수익률들간의 영향력을 분석한 결과, IMF 전후 전일 나스닥지수 낮수익률은 당일 코스닥지수 낮수익률결정에 통계적으로 유의한 영향력을 미치지 않는 것으로 나타났으나 미일 비거래소시장들간에는 피드백적인 정보이전효과가 존재하는 것으로 나타났다.

다음으로 낮수익률의 밤수익률에 대한 영향력을 시간가변적인 AR(1)-GARCH(1, 1)-M 모형을 이용하여 분석한 결과, IMF 이후 나스닥과 자스닥시장은 코스닥시장에 대하여 1% 수준에서 통계적으로 유의한 조건부평균 및 변동성이전효과가 존재하는 것으로 나타났다. 나스닥과 자스닥시장간에도 1% 수준에서 통계적으로 유의한 정보이전효과가 존재하는 것으로 판명되었다. 한편, IMF 이전 나스닥지수 낮수익률은 코스닥지수 밤수익률에 대한 영향력이 없는 것으로 나타났다.

나스닥시장에서 발생한 낮수익률 변동정보가 코스닥시장의 낮수익률보다는 밤수익률에 통계적으로 더 잘 반영된다는 사실로부터 코스닥시장은 나스닥시장에서 발생한 수익률변동정보에 대한 시장효율성이 증대하고 있음을 보여주고 있다. 또한 금융위기동안이 아닌 정상적인 시장상황하에서 나스닥시장정보가 코스닥과 자스닥시장에 서로 다른 크기로 영향을 미치며 코스닥의 낮수익률과 밤수익률에 대한 영향력의 크기가 서로 다른 사실로부터 “코스닥시장 투자자들은 나스닥시장의 움직임으로부터 코스닥시장시장의 변화를 추론하지 않는다”는 정보효과가설을 지지하는 증거로 볼 수 있다.

왜 각국 증시들간의 정보이전효과는 이론적으로 정보효과가설과 전염효과가설 두 가지로 설명될 수 있으나 본 연구에서는 이성적 투자자들의 투자행위에 토대를 두고 있는 정보효과가설에 대한 분석을 중심으로 분석하였다. 각 증시들간의 정보이전효과가 경제기초변수들에 의해 설명될 수 없는 전염효과(contagion) 때문에 발생하는지에 대하여 계량적으로 검정하는 것은 상당히 어렵다. 따라서 전염효과가설에 대한 계량적인 분석은 차후의 연구과제로 남겨두고자 한다.

참 고 문 헌

- 김인무, 김찬웅, “한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달 : KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ 과 거래소시장을 중심으로”, 증권학회지, 제28집, (2001), 481-513.
- 장국현, “주식시장 동조화와 다운사이드 리스크”, 한국재무학회, 2001년 추계학술발표연구 발표회 발표논문, 2001.
- 지 청, 조 담, 양채열, “우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향”, 증권학회지, 제28집, (2001), 1-19.
- 변종국, “현·선물간 선·후행성에 관한 연구 : 오차수정모형”, 재무관리연구, 제17권 제1호, 2000, 227-51.
- 유태우, 김춘호, “미·일 주가의 한국주가에 미치는 영향에 대한 실증분석”, 증권·금융 연구, 제3권 제1호, 서울대 증권·금융연구소, (1997), 1-20.
- 김태혁, 강석규, “나스닥증권시장이 한국증시의 가격변동성에 미치는 영향”, 증권학회지, (2002), 363-389.
- Bae, K. H. and Karolyi, A. G, “Good news, bad news and international spill-overs of stock return volatility between Japan and the U. S.,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, (1994), 405-438.
- Becker, Kent G., Finnerty, J. E. and Gupta, Manoj, “The Intertemporal Relation Between the U. S. and Japanese Stock Markets,” *Journal of Finance*, 15(4), (1990), 1297-1306.
- Bekaert, Geert and Harvey, Campbell R. : “Emerging equity market volatility,” *Journal of Financial Economics*, 43, (1997), 29-77.
- Berndt, E., B. Hall, R. Hall and J. Hausman C., “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Journal of Economic and Social Measurement*, (1974), 653-665.
- Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 307-27.
- Engle, Robert F., “Estimates of the Variance of U. S. Inflation Based upon the ARCH Model,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 15(3), (1982).
- Engle, Robert F. and C. Granger, “Co-integration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, (1987), 251-1008.
- Eun, Cheol S. and Sangdal Shim, “International Transmission of Stock Market Move-

- ments," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), (1989), 241-256.
- Forbes, K. and Rigobon, R., "No contagion, only interdependence, measuring stock market co-movements," *Journal of Finance*, (2002), forthcoming.
- French, Kenneth R., Schwert, G. William, and Stambaugh, Robert F., "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, (1987), 3-29.
- Granger, C. and P. Newbold, "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, (1974), 111-20.
- Hamao, Yasushi, R. W. Masulis, and V. K. Ng, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3, (1990), 281-307.
- Jeng, Yih, Chan-Wung Kim, and Wan Wan-Sulaiman, "International Transmission of Stock Market Movements and Korea and Taiwan Fund Prices," *Pacific-Basin Capital Markets Research*, Volume III, S. G. Rhee and R. P. Chang eds., Elsevier Science Publishers B. V. (1992), 205-223.
- Karolyi, G. A and Stulz, R., "Why Do Markets Move Together? An Investigation of U. S. - Japan Stock Return Comovements," *Journal of Finance*, 2(3), (1996), 951-986.
- Koch, P. D. and Koch, T. W., "Evolution in dynamic linkages across daily national stock index," *Journal of International Money and Finance*, 10, (1991), 231-251.
- Lin, W., R. F. Engle and T. Ito, "Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility," *Review of Financial Studies*, 7, (1994), 507-538.
- Ng, Angela, Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin," *Journal of International Money and Finance*, 19, (2000), 207-233.
- Susmel, R. and R. Engle, "Hourly volatility spillovers between international equity markets," *Journal of International Money and Finance*, 13, (1994), 003-025.

A Study on Information Spillover Effects from Nasdaq to Kosdaq and Jasdaq

Chan-Wung Kim* · Gyu-Hyun Moon** · Jung-Hyo Hong***

〈abstract〉

This study tests the hypothesis of market efficiency through the information spillover effects over price and volatility across countries by using open-to-close(daytime) returns and close-to-open(overnight) returns of NASDAQ, KOSDAQ and JASDAQ data from January 3, 1997 to December 21, 2000.

Based on Granger-causality and time-varying AR(1)-GARCH(1, 1)-M models we document that the evidence of statistically significant conditional mean and volatility spillovers effects from the daytime returns and volatility of NASDAQ to the overnight returns and volatility of KOSDAQ is observed both before and after the IMF foreign currency crisis but not to the close-to-open return before the IMF foreign currency crisis. We can understand the information spillover effect from NASDAQ to KOSDAQ on the overnight rather than the daytime grows more significantly after the IMF foreign currency crisis.

We also find the interactive information spillover effect between NASDAQ and JASDAQ both before and after the IMF financial crisis, in particular, to close-to-open return. In addition, the market efficiency between KOSDAQ and NASDAQ is on an increasing trend through IMF foreign currency crisis.

Keywords : Granger-causality, AR(1)-GARCH(1, 1) - M, Information spillover effect, Market efficiency, IMF foreign currency crisis

* SungKyunKwan University

** Hyupsung University

*** KDIC