간접적 인과관계를 고려한 한국, 미국, 일본 주식시장간 수익률과 거래량 사이의 관계에 관한 연구

서정훈* · 이상빈**

【국문초록】

본 연구는 한국과 미국, 일본주식시장에서 거래량과 수익률(수익률 변동성) 간 동적 인과관계를 그랜져(1969)의 직접적 인과관계와 함께 Hsiao(1982)의 간접적 인과관계 검증방법을 사용하여 분석하였다. 이를 통해 국가간 시장에서 거래량과 수익률 변수간 정보이전에 대한 직접적 인과관계의 결과와 간접적 인과관계의 결과에 차이가 존재하는지를 조사하였고, 동시에 국가간 다른 나라의 거래량에 포함된 정보를 이용해서 수익률예측이 가능한지 살펴보았다. 실증분석 결과는 다음과 같다. 먼저, 직접적 인과관계에 의한 결과는 미국 주식시장으로부터 한국과 일본 주식시장으로 그리고 일본 주식시장에서 한국 주식시장으로 정보이전 효과가 나타나 기존 연구 결과와 일치하는 것으로 나타났다. 반면, 간접적 방법을 고려한 인과관계의 분석 결과는 직접적 인과관계 결과와 다소 차이를 나타냈다. 이 사실은 직접적 인과관계뿐만 아니라 간접적 인과관계까지 고려하면 직접적 인과관계 에서는 파악되지 않는 변수들 사이의 정보흐름도 유도변수를 통해서 명확하게 구조를 파악할 수 있음을 제시하는 것이다.

주제어 : Indirect Granger-Causality, 동적 인과관계, 정보이전, VAR, 유도변수

논문접수일 : 2009. 10. 30　　논문수정일 : 2010. 08. 30　　게재확정일 : 2010. 09. 09
* 한국외환은행 경제연구팀(krc601@empal.com)
** 한양대학교 경영학부 교수(leesb@hanyang.ac.kr)

Ⅰ. 서론

주식시장에서 수익률과 거래량의 관계는 가격예측이라는 현실적인 중요성으로 인해 꾸준히 연구가 진행되고 있는 분야이다. 특히, 기존연구들은 수익률과 거래량의 관계가 비교적 높은 상관관계를 갖고 있다는 결과들(Jain and Joh, 1988; Tauchen and Pitts, 1983)을 제시함에 따라 투자자들은 거래량을 기술적 분석의 측면에서 수익률 예측을 위한 중요 지표의 하나로 사용하고 있다. 또한 거래량은 증권시장에서의 격언[1]처럼 주가의 선행지표로써 잘 알려져 있고, 정보이전(information spillover)과 관련해서도 수익률과 일정한 상관관계가 존재하는 것으로 보고되고 있다(Hamao et al., 1990)[2]. 이러한 점 때문에 거래량 정보는 투자를 위한 기술적 지표로써 정보적 가치를 갖는 것이다. 하지만 거래량이 수익률의 예측지표로 사용되기 위해서는 주가와 거래량 사이에 동적 인과관계의 유무에 대한 검증이 선행되어야 한다. 따라서 두 변수간 인과관계의 존재와 관련한 동적 배경의 측면에서 중요한 문제는 거래량이 포함하고 있는 정보가 다음기간의 수익률 예측을 향상시키는 정보로서 유용한가 하는 점이다. 기존의 연구결과들은 이점에 대체적으로 일치하지 않는다. 그 이유는 분석에 사용된 검증방법이나 자료의 표본기간이 다르다는 점에서 하나의 원인을 찾을 수 있고[3], 분석기간의 금융경제의 상황이 상이함에 따라 분석 시점에 반영된 거래량이나 수익률 정보의 구조가 다를 수 있기 때문이다[4]. 이러한 점을 고려하기 위해 본 연구는 우리나라에서 발생한 일련의 금융경제 상황 중 주요 구조변화 기간으로 인식되고 있는 외환위기와 최

---

1) 주가와 거래량의 관계를 나타낸 미국 Wall street의 격언에 다음과 같은 구절이 있다 – "It takes volume to make price move"

2) Hamao et al.(1990)은 뉴욕시장에서 도쿄시장으로, 런던시장에서 도쿄시장으로 그리고 뉴욕시장에서 런던시장으로 가격변동성 이전에 대한 실증을 발견했다. 그러나 1987년 시장붕괴이전 기간에 대해서는 그러한 이전효과에 대한 실증을 발견하지 못했다.

3) 김규영과 김영빈(1996)은 한국주식시장을 대상으로 거래량이 주가의 예측변수로써 활용 가능한지 규명하기 위해 주가와 거래량의 일별 자료를 사용하여 선형 Granger-인과관계 방법과 Baek과 Brock(1992)이 제안한 비선형 Granger-인과관계 검증방법을 사용하여 동일표본을 대상으로 분석하였다. 연구 결과에서 그들은 비선형 인과관계 검증결과가 선형 인과관계 검증결과와는 상이하다는 사실을 발견했다. 즉, 선형 인과관계 검증에서는 기각되던 거래량에서 주가로의 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 비선형 인과관계 검증에서는 기각되지 않고 있음을 발견했다. 이러한 결과에 대한 원인으로 그들은 시계열이 비선형인 경우에 대해서 선형인과관계 검증을 실시하게 되면 기각력을 높이는 오류를 범할 수 있게 된다는 점을 제시했다.

4) Miller(1991)에 의하면 선물시장 도입과 같은 시장의 구조적 변화로 인해 선물시장은 새로운 정보가 도착하는 장소로써 시장에 도착하는 추가적 정보로 인해 투자자의 투자행위에 변화가 오게 된다고 하였고, 그 결과에 의해 주식시장에 새로운 정보가 도착하는 과정에 현저한 차이가 생길 수 있다고 하였다. 이와 관련된 국내 연구로는 이상빈과 옥기율(1992)의 연구가 있다.

근의 서브프라임 사태에 따른 글로벌 금융위기(이하, 글로벌 금융위기) 전후 기간으로 구분하였다[5]. 또한 거래량과 수익률 관계에 대한 분석을 국가간 시장으로 확장하였는데, 이유는 기존 연구들이 단일시장에서의 거래량-수익률 관계 또는 국가간 시장에 대해서는 수익률간 관계로 한정하여 분석함에 따라 급속히 확대된 국제금융시장 통합과정에서의 정보이전을 반영할 수 있는 국제시장간 수익률-거래량의 동적 관계에 대한 연구가 거의 이루어 지지 않았기 때문이다. 또한 연구에 사용한 변수는 수익률과 거래량자료 외에 수익률 변동성을 추가로 고려하였다. 이는 수익률과 거래량간 동적 인과관계가 정보의 흐름과 관련된 변동성 효과에 의해서도 영향을 받을 수 있음을 고려하기 위함이다.

이에 본 연구는 국제 주식시장에서 국가간 거래량과 수익률(수익률 변동성)의 동적 인과관계를 간접적 인과관계검증의 방법을 통해 실증적으로 조사하여 직접적 인과관계의 결과와 그 차이를 비교한다. 그리고 이를 통해 한 나라의 수익률(거래량) 변수에 포함된 정보를 이용하여 다른 나라의 거래량(수익률) 정보의 예측이 가능한지를 검토한다. 이를 위해 본 연구는 동적 인과관계의 분석을 직접적 인과관계와 함께 간접적 인과관계를 동시에 고려하였다. 국제 주식시장에서 수익률과 거래량의 관계를 간접적 인과관계에 의해 분석할 수 있는 배경은 다음과 같다. 먼저, 서로 다른 국가의 주식시장(예를 들면, 한국 주식 시장과 미국 주식시장)에서 거래량과 수익률의 동적 인과관계는 기술적 분석의 측면에서 A시장의 거래량정보가 직접적으로 B시장 수익률에 영향을 주는 관계로 파악되기 보다는 A시장의 거래량정보가 동일한 A시장의 수익률에 영향을 주고, 다시 이 수익률이 B시장의 수익률에 영향을 주는 관계임을 밝힌 실증결과(Lee and Rui, 2002)에 따라 분석이 가능해진다. 이러한 관계는 기술적 분석을 투자예측의 주요 수단으로 사용하는 투자자 관점에서 국가간 거래량과 수익률 사이에 정보이전이 첫 단계로 국가 안에서는 거래량과 수익률 사이에 발생하고, 국가간에서는 수익률과 수익률의 관계에서 발생한다는 측면을 고려하여 분석하는 것이 정보흐름의 관점에서 보다 현실을 반영하는 것으로 볼 수 있기 때문이다.[6]

이후, 연구의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 거래량과 수익률의 관계에 대한 기존 연구를 살펴본다. III장에서는 분석에 사용된 자료의 설명과 이에 대한 기초 통계량을 제시하고, IV장에서는 국가간 시장에서 변수의 동적 인과관계 검증을 통해 국제 주식시장간 변수들에

---

5) 외환위기 이전 기간은 1995. 1월부터 1997. 6월까지이고, 이후 기간은 1997. 7월부터 2003. 12월까지이다. 또한 글로벌 금융위기 이전 기간은 2004. 1월부터 2007. 12월까지이고 이후 기간은 2008. 1월부터 2010.8월까지이다. 두 기간의 위기 이후 기간은 모두 위기시점을 포함한다.

6) 이러한 관계는 투자자의 관점에서 살펴보게 되면 보다 직관적일 수 있다. 즉, A국가의 투자자들은 주요메이저 시장의 거래량보다는 직접적으로 수익률을 관찰하고 있고, 반면에 메이저시장의 참가자들은 그 시장의 수익률 예측을 위해 기술적 분석의 측면에서 거래량자료를 이용하는 것으로 보는 것이 보다 현실성을 반영하는 것으로 볼 수 있기 때문이다.

대한 정보전달 구조를 살펴본다. 그리고 마지막으로 V장에서 연구의 요약 및 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 기존 문헌연구의 고찰

주식수익률과 거래량 관계에 대한 연구는 동시적 관계에 대한 분석과 함께 변수들의 시차변화에 따른 선도-지연효과의 분석, 거래량 정보에 의한 가격발견 등에서 연구가 다양하게 진행되고 있는 분야이다. 특히 동적 인과관계의 분석은 주식시장의 거래량과 수익률 사이에 존재하는 정보흐름에 대한 구조의 파악을 가능하게 한다. 거래량과 수익률 관계에 대한 동적 인과관계의 검증과 관련하여 Copeland and Copeland(1998)는 다우존스산업평균(DJIA) 지수와 다른 나라의 산업지수를 이용한 시장수익률의 동시적 효과와 선도-지연(lead-lag)관계에 대한 분석에서 미국시장이 유럽과 아시아시장에 대해 하루를 선도한다는 사실을 발견했다. 또한, Arshanapalli and Doukas(1993)는 국제 주식 시장의 연관성 분석을 위해 미국 증권시장의 붕괴시점인 1987년 10월을 전후한 국가 간 주식시장 움직임 사이의 동적 상호관계에 대한 연구로부터 1987년 10월 이전의 국제 주식시장은 이전 연구들과 달리 강한 상호의존성을 발견할 수 없었으나, 1987년 10월 이후에는 각국별 지수의 동조화(co-movement) 정도가 증가하고 있다는 사실을 발견하였다. Chordia and Swaminathan(2000)은 거래량이 단기 주식 수익률을 예측할 수 있는지에 대한 연구에서 높은 거래량을 갖는 일중(intraday) 수익률이 낮은 거래량을 갖는 수익률을 선도하고 있음을 발견하였다. 한편, 거래량과 수익률 변동성에 대한 연구에서 Gallant et al.(1992) 및 Foster and Viswanathan(1993)은 수익률 변동성과 거래량 사이에는 양(+)의 상관관계가 있다는 사실을 발견하였다. 그리고 Jones, Kaul, and Lipson(1994)은 수익률 변동성 결정요인으로 거래빈도에 대한 역할제시를 통해, 수익률 변동성과 거래량 사이에 양(+)의 상관관계는 실질적으로 수익률 변동성과 거래빈도 간에 양(+)의 상관관계에 의해 생성되는 것임을 발견했다. 이러한 발견에 근거하여 그들은 거래 횟수가 증권 가격결정에 적절한 정보를 포함하고 있음을 제시하였다. Hamao, Masulis and Ng(1990)는 도쿄, 런던, 뉴욕 주식시장의 일별시가와 종가수익률을 이용한 가격과 가격변동성의 상호의존성 연구를 통해 뉴욕시장에서 도쿄시장으로, 런던시장에서 도쿄시장으로, 그리고 뉴욕시장에서 런던시장으로 가격변동성 정보가 이전되고 있음을 발견하였다. 또한 Baek and Brock(1992)이 제시한 비선형 Granger-인과관계의 방법론에 따라 Hiemstra

and Jones(1994)는 주가와 거래량의 관계에 양방향의 인과관계가 존재하고 있음을 제시하였다. 김규영, 김영빈(1996)은 우리나라 시장의 주가와 거래량을 대상으로 비선형 Granger-인과관계의 방법을 이용한 분석에서 주식수익률로부터 거래량 변화율로 유의적인 비선형 인과관계가 나타남을 제시했다. 윤종인과 설원식(2005)은 한국, 미국, 일본 거래소 시장을 대상으로 한 주가수익률과 수익률 변동성의 동조화 연구를 통해 DJIA에서 KOSPI로 수익률 이전효과가 유의적으로 나타나고 있음을 발견했다. 하지만 수익률 변동성 이전효과에 대해서는 어느 국가가 모형설정의 순서에 선행하는가에 따라 차이가 존재하고 있음을 제시했다. Baele(2005)는 미국과 유럽 주식시장간 변동성 전이효과에 대한 연구에서, 1980년~1990년 중 높은 시장변동성을 나타낸 시점에 미국시장으로부터 유럽시장으로 변동성 전이효과가 나타나고 있음을 제시했다.

한편, 최근 한국 주식시장과 연계성이 확대되고 있는 중국 주식시장과의 정보이전 효과에 대한 연구도 활발히 이루어 지는 추세이다. 김경원, 최준환(2006)은 1994년 1월부터 2004년 12월까지의 자료를 이용하여 한국의 종합주가지수와 상해A 주식 및 상해B 주식, 심천A 주식 및 심천B 주식의 수익률 이전효과를 분석한 결과 심천B 주식시장과 한국 주식시장간 상호 정보전이효과만 발견하였고 다른 시장 사이에는 수익률 이전효과가 존재하지 않고 있음을 발견했다. 김경원, 최준환의 결과는 중국시장의 움직임이 일반적으로 국내 주식시장의 시장참가자들이 생각하고 있는 것처럼 국내 주식시장의 움직임을 설명하기에 충분할 만큼의 유용한 정보를 국내 시장 참가자에게 제공하지 못하고 있는 것을 나타낸 것이다. 정진호(2007)는 한국, 중국, 미국 주식시장간 정보전이 효과에 대한 연구에서 한국 주식시장 수익률은 세 국가의 주가수익률 예측에 도움이 되나, 중국 주식시장 수익률은 한국과, 미국 주식수익률 예측에 도움을 주지 않고 있음을 제시했다. 그리고 한국과 미국 주식수익률 간에는 미국 주식시장에서 한국 주식시장으로뿐만 아니라 기존연구에서 발견되지 않던 역의 관계도 나타나고 있음을 제시했다. 또한. 최근의 글로벌 금융위기 이후, 국제주식시장에서 확대된 변동성에 따른 글로벌 금융시장간 연계성에 대해 분석한 연구도 활발하게 진행되고 있다. 유복근, 최경욱(2009)은 국내외 금융시장의 연계성 변화 분석에 대한 연구를 외환위기와 최근 글로벌 금융위기 기간을 중심으로 구분하여 분석하였다. 분석결과에서 외환위기 이후 국내외 금융시장의 연계성이 확대된 이후, 최근의 글로벌 금융위기 기간 동안 해외금융시장의 변동성이 국내금융시장에 미치는 파급효과가 보다 지속적이고 장기적으로 변화되었음을 발견했다. 한편, 간접적 인과관계에 대한 연구에서 Hsiao(1982)는 캐나다의 M2, GNP, BR(은행이자율)간 인과관계에 대해 1955년 1분기에서 1977년 4분기의 자료를 이용하여 분석한 결과, GNP와 BR은 상호 피드백관계에 있고, BR은 M2를 직접적 관계에서 Granger-Cause하

지만 M2는 GNP와 BR에 대해 Cause하지 않는 것을 발견했다. 그러나 간접적 인과관계에 의한 분석결과까지 포함할 경우 GNP는 BR을 직접적으로 Granger-Cause하고 BR은 다시 M2를 직접적으로 Granger-Cause함에 따라 GNP가 M2를 간접적으로 Granger-Cause하는 관계에 있음을 발견했다. 여기서 Hsiao는 모형내의 세 변수 사이에 BR과 같은 역할을 하는 변수에 대해서 M2와 GNP에 대해 주요유도력을 갖는 변수로 정의하였다. Dhakal, et al.(1993)은 Granger 의 정의에 의한 직접적 인과관계와 Hsiao의 정의에 의한 간접적 인과관계를 사용하여 주가(SP)와 총통화(M1), 산업생산(IP), 단기이자율 (SR), 그리고 소매가격지수(CPI)간 인과관계에 대해 분석하였다. 분석결과 직접적 인과관계 및 상호반응관계는 M1⇒SP, SR⇔SP, CPI⇔SP, IP⇒M1, SR⇔IP, CPI⇔SR, M1⇒CPI로부터 발견됨을 제시했다. 반면에 간접적 인과관계에 의하면 IP⇒(M1, SR)⇒SP, SP⇒(IP, SR)⇒M1, SR⇒SP⇒IP, CPI⇒SP⇒IP, M1⇒SP⇒IP, 그리고 IP⇒(M1, SR)⇒CPI로 유의적인 간접적인 인과관계가 존재하고 있음을 발견했다.

Ⅲ. 자료(Data)의 출처 및 통계적 특성

1. 자료(Data)

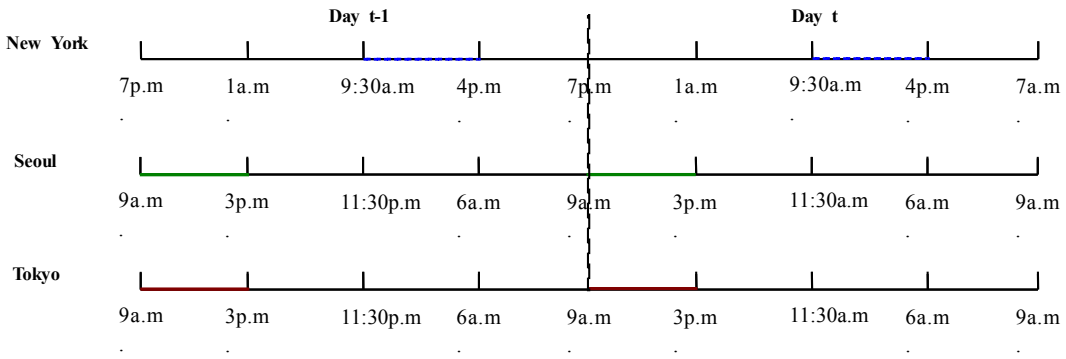
본 연구는 우리나라의 외환위기 전후에 국가 간 주식시장에서의 거래량 과 수익률 또는 수익률 변동성의 동적 인과관계를 검증하기 위해 한국(KOSPI)과 미국 (S&P500), 그리고 일본(TOPIX)의 주식시장 주가 및 거래량을 이용하였다. 분석기간은 1995. 1. 2 ~ 2010. 8. 4일 까지 총 4068일의 거래일을 포함하며, 자료에 대한 출처는 Bloomberg이다. 분석에 사용된 주가 시계열과 거래량 시계열은 안정성(stationary)을 보장하기 위해 주가에 대해서는 로그차분을 그리고 거래량자료에 대해서는 로그 변환과 추세를 제거한 후, 각 시계열에 존재하는 자기상관의 조정을 통해 안정적 시계열로 변환 하였다. 그리고 주가지수의 종가수익률은 당일지수대비 전일 지수비의 자연 로그로 정의하였다.

$$r_{S,t} = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) \qquad (1)$$

여기서, r_{S_t} : t와 t-1시점에서 주가지수의 수익률 S_t : t시점에서의 현물지수

한편, 국가간 비동시기적인 거래로 인해 발생하는 편의에 대해서 3개국 자료 중 거래가 존재하지 않는 거래일은 전일의 종가와 거래량 정보가 존속됨을 가정하여 처리하였다. 이는 우리나라의 휴장일에 미국과 같은 메이저 시장의 폭락과 같은 사건이 발생한 경우 이의 정보효과가 지연되어 가격에 반영되는 일이 빈번하게 발생하기 때문이다. 따라서 그러한 가격을 제외함으로 해서 발생하는 정보 손실을 최소화하기 위한 하나의 방편이다. 또한 각 국가의 거래일자는 분석에 맞게 일치시켰다. 그러나 미국 주식시장의 개·폐장시간은 정확하게 일치하지 않고 약 5시간의 시차를 나타낸다. 따라서 한국과 일본 주식시장은 미국증시가 폐장되고 난 다음에 개장하게 되므로 미국 주식시장의 정보가 한국과 일본 주식시장의 수익률 결정에 반영될 수 있다. 다음 〈그림-1〉은 각 국가의 거래소 개장과 폐장시간을 나타낸다.

〈그림-1〉 미국, 한국, 일본 주식시장의 거래 시간



2. 자료의 추세 및 자기상관의 검증

거래량자료는 로그를 취한 후 시간흐름에 따른 시계열 회귀방법을 이용하여 자료에 존재하는 추세를 제거하였다. 또한 1차 선형 시간추세에 2차 시간 추세까지 포함하여 비선형시간추세의 존재여부도 검증하였으며, 추세제거 후에도 존재하는 자기상관의 조정을 위해 AR(p)모형을[7] 사용하여 자기상관이 제거된 오차항을 추정한 후 이를 분석에 이용하였다. 추세제거를 위한 시계열 회귀모형식은 (2)와 같다.

7) AR(p)모형에 대한 차수의 결정은 AIC기준에 따라 결정했다. 분석에 사용한 차수는 KOPSI: 9, S&P500: 9, TOPIX: 4이다.

$$\mathrm{Log}(V_t) = \alpha_0 + \beta_1 t_t + \chi_2 t^2 + e_t \qquad (2)$$

여기서, V_t는 각 시장의 가격에 대한 거래량을 나타낸다.

〈표-1〉 거래량자료에 대한 추세검증

	KOSPI	S&P500	TOPIX
거래량자료에 대한 추세검증: $Log(V_t) = \alpha_0 + \beta_1 t_t + \chi_2 t^2 + e_t$			
α_0	6.92(556.29) ***	8.29(1439.67) ***	8.37(1285.51) ***
β_1	4.71(100.47) ***	2.65(99.62) ***	1.33(44.36) ***
χ_2	-3.52(-77.56) ***	-2.01(-78.33) ***	-0.30(-10.37) ***

***: 1%유의수준에서 유의함을 나타냄.

시간추세에 대한 거래량의 시계열 회귀분석 결과(〈표-1〉) 각 시장의 1차 시간 추세에 대한 회귀 계수는 4.71, 2.65, 1.33으로 1%유의수준에서 모두 유의한 것으로 나타났다. 그리고 2차 시간추세에 대해서도 -3.52, -2.01, -0.30으로 세 나라 시장의 거래량은 모두 1% 유의수준에서 유의적인 비선형 시간추세까지 포함하고 있는 것으로 나타났다.

다음으로 〈표-2〉는 수익률과 거래량자료에 대해서 존재하는 자기상관에 대해 검증한 결과이다. Q(m)[8]은 수익률과 거래량의 8시차까지의 자기상관에 대한 Ljung-Box 통계량을 나타낸다. 로그 차분한 수익률 자료와 로그변환 후 추세를 제거한 거래량은 모두 자기상관 관계가 존재하지 않는 다는 귀무가설이 5%유의수준에서 기각되지 않았다. 따라서 변환된 자료는 모두 자기상관 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

8) 표본자료에 대해서 m시차까지의 자기상관이 유의적으로 0과 다른지를 검증하기 위해 Ljung-Box(1978)에 의해 제안된 수정 Q통계량이 사용된다. 이는 $H_1 : \rho_i \neq 0$ 이라는 대립가설에 대해서 $H_0 : \rho_1 = \cdots = \rho_m = 0$ 이라는 결합귀무가설을 검증하는 것으로 Ljung-Box에 의해 수정된 m시차까지의 Q통계량은 다음과 같다.

$$Q(m) = T(T+2)\sum_{l=1}^{m} \frac{\hat{\rho}_l^2}{T-l}$$

여기서 $Q(m)$은 점근적으로 m의 자유도를 갖는 χ_m^2 분포하며, $Q(m)$에서 m은 $m \approx \ln(T)$에 의해서 결정된다.

〈표-2〉 수익률과 거래량자료에 대한 자기상관의 검증

Lag		1	2	3	4	5	6	7	8	Q(m)
KOSPI	return	0.0010	-0.0202	-0.0079	-0.0243	-0.0347	-0.0145	0.0145	0.0176	12.14 (0.145)
	volume	-0.0057	-0.0003	0.0016	-0.0034	-0.0085	-0.0099	-0.0074	-0.0098	1.49 (0.9927)
S&P500	return	-0.0002	-0.0001	-0.0015	-0.0020	-0.0238	-0.0188	-0.0349	0.0317	12.81 (0.118)
	volume	-0.0080	-0.0052	0.0038	-0.0049	-0.0201	-0.0132	-0.0027	-0.0201	4.56 (0.803)
TOPIX	return	-0.0009	0.0004	-0.0016	-0.0029	0.0011	-0.0548	-0.0017	-0.0070	12.35 (0.136)
	volume	-0.0030	-0.0034	-0.0084	-0.0421	0.0291	-0.0003	0.0077	0.0013	11.26 (0.186)

1. Q(m)은 m시차에서의 Q통계량이며, m의 결정은 $m \approx \ln(T)$ 에 의해서 결정하였다.[9)]
2. 수익률과 거래량 자료의 자기상관은 AIC기준에 의한 p-차 자기회귀모형에 의해 필터링된 오차항에 의해 계산하였다.
3. AIC기준에 의한 차수는 KOSPI수익률: 1, 거래량: 9, S&P500수익률: 4, 거래량: 9, TOPIX수익률: 5, 거래량: 4이다.

3. 자료의 통계적 특성과 단위근 검증

실증분석 전에 먼저, 각 국가의 주식시장 수익률과 거래량의 통계적 특성을 살펴본다. 〈표-3〉은 약 15년에 걸친 주식수익률과 거래량에 대한 평균, 표준편차, 최소값, 최대값, 왜도(skewness), 첨도(kurtosis) 및 Jarque-Bera 통계치를 포함하고 있다. 평균과 표준편차는 미국 수익률이 거래량의 표준편차는 한국이 높은 것으로 나타났다. 각 자료의 첨도는 한국의 거래량을 제외하고는 모두 3이상으로 정규분포보다 첨예한 분포를 보이며, 대칭도를 나타내는 왜도의 경우 한국과 일본의 거래량을 제외하고 모두 음(-)의 값으로 분포가 왼쪽으로 기울어진 것으로 나타났다. 이러한 수익률과 거래량자료의 분포의 두터운 꼬리(fat-tail)를 보여주는 현상은 수익률과 거래량 모두 큰 폭으로 상승하거나 하락할 확률이 정규분포를 가정하는 경우보다 크다는 것이며, 또한 수익률과 거래량의 오차분포(error distribution)가 시간에 불변인 유한한 분산(finite variance)을 가지고 있지 않다는 것이다. Jarque-Bera 통계량에 의하면 거래량과 수익률의 정규성 가설은 모두 유의적으로 기각되고 있다. 하나의 단위근이 존재한다는 귀무가설 하에서의 단위근 검증 결과는 1%유의 수준에서

9) Tsay(2002: 25)

모두 귀무가설을 기각한다. 따라서 수익률과 거래량 자료는 모두 안정적 계열 상태임을 알 수 있다.

〈표-3〉 자료의 기초통계량

	KOSPI		S&P500		TOPIX	
	return	volume	return	volume	return	volume
Average	0.000136	0.000	0.000219	0.000	-0.000150	0.000
Std dev	0.019	0.216	0.0126	0.122	0.013	0.138
Max	0.112	0.765	0.109	0.460	0.128	0.538
Min	-0.128	-0.673	-0.094	-0.739	-0.100	-0.629
Skewness	-0.203	0.079	-0.201	-0.435	-0.0166	0.089
Kurtosis	7.355	2.643	11.283	5.502	8.873	5.166
JB	3248*	25.660*	11670*	1192*	5873*	802*
ADF	-84.26	-14.23	-74.92	-27.61	-67.03	-21.46

1. JB는 Jarque-Bera통계량으로서 6개 시계열 자료의 정규성(normality)을 모두 기각한다.
2. ADF검증 의 임계치는 χ^2분포를 따르며, 임계치는 1%, 5%에서 각각 -3.99 -3.43다.
3. ADF검증에 사용된 각 자료의 차수(거래량)는 KOSPI: 1(9), S&P500: 4(9) TOPIX: 5(4)이다

Ⅳ. 간접적 인과관계를 고려한 동적 인과관계 (Dynamic relationship)의 검증

1. 수익률 변동성의 추정

국가간 시장의 수익률과 거래량의 동적 인과관계가 정보의 흐름과 관련된 변동성 효과에 의해서 직접적으로 영향을 받을 수 있다는 점을 고려하기 위해 주식 수익률에 대한 변동성 시계열을 추정하였다. 변동성에 대한 추정방법은 Bollerslev(1986)가 제안한 GARCH(1,1)모형을 이용하였고, 추정식은 식(3)과 같다.

$$\begin{aligned} R_t &= \mu + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t \mid \Omega_{t-1,} &\sim N(0, h_t), \\ h_t &= a_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1} \end{aligned} \qquad (3)$$

여기서, 오차 ε_t 는 조건부 정규분포를 따른다고 가정하며, t-1기에서의 모든 정보의 집합은 Ω_{t-1} 로 나타낸다.

2. 거래량과 수익률(수익률 변동성)의 동적 인과관계의 검증

거래량과 수익률의 동적 인과관계에 대한 실증연구는 거래량 정보가 수익률에 대해서 시차적으로 선행하는지 아니면 그 역의 관계에 있는지를 검증하는 것이다. 이는 Granger (1969)의 정의에 따른 인과관계 검증을 통해서 분석할 수 있다. Granger-인과관계의 검증은 변수들간에 선 · 후행(lead-lag)관계의 분석을 통해 원인변수와 결과변수로 구분하여 상호간의 인과관계를[10] 분석하는 방법으로, 만약 어떤 사건 x 가 y 사건 이전에 발생하였다면, x 는 y 를 예측하는데 도움을 주게 될 것이고, x 의 과거 값을 사용하여 y 를 예측하는 것이 평균제곱오차(MSE)의 관점에서 x 를 사용하지 않는 것보다 정확하게 예측할 수 있게 되는 것을 의미한다 ($\sigma^2[y_t|I_{t-1}]<\sigma^2[y_t|I_{t-1}-x_t]$). 즉, x 는 y 에 Granger-Cause하게 되며, $x \xrightarrow{\text{GC}} y$ [11]과 같이 표현할 수 있다(Lee et al., 2002). 이러한 관계는 VAR모형에서 각각의 식에 대해 다음의 식(4)와 (5)의 추정을 통해 비제약모형의 z_{2t-j} 의 추정계수인 $\gamma_j(j=0,1,2,\cdots,p)$ 가 유의적으로 0과 다른지를 검증하는 것이다. 이는 두 모형의 SSE(Sum of Square Error)를 구하여 F-검정을 통해서 검증할 수 있다. 만약 통계적으로 유의적인 결과를 보이면 변수 z_{2t} 가 z_{1t} 의 예측력을 향상시키는 것으로 결론지을 수 있다.

$$z_{1t} = \alpha + \sum_{i=0}^{p} \beta_i z_{1t-i} + \sum_{j=0}^{p} \gamma_j z_{2t-j} \quad \text{: unrestricted model} \qquad (4)$$

$$z_{1t} = \alpha + \sum_{i=0}^{p} \beta_i z_{1t-i} \quad \text{: restricted model} \qquad (5)$$

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/(p+1)}{SSE_u/(n-2p-1)} \qquad (6)$$

10) 본 연구에서 논의하는 Granger-인과관계는 하나의 변수가 다른 변수에 대해서 정보적으로 선행하면서 예측력을 갖는 것과 관련된다.

11) 본 연구에서는 상기와 같은 표기형식을 분석결과에 이용하였다.

이러한 관계식으로부터 우리나라의 IMF외환위기 전후에 국제주식시장간 수익률과 거래량의 동적 인과관계 분석을 위해 다음과 같이 3변수 VAR모형(trivariate VAR model) 을 설정하였다.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \\ \alpha_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}(L)\, a_{12}(L)\, a_{13}(L) \\ a_{21}(L)\, a_{22}(L)\, a_{23}(L) \\ a_{31}(L)\, a_{32}(L)\, a_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix} \qquad (7)$$

여기서, $a_{ij}(L) = \sum_{k=1}^{m} a_{ijk} L^k$

m: 다항계수의 시차

α_{i0} (i=1 to 3): 각 식에서의 절편(intercept)

$e_t = (e_{1t}\ e_{2t}\ e_{3t})'$: $Ee_t = 0$, $t = s$ 이면 $Ee_t e_s = \sum$, $t \neq s$ 이면 $Ee_t e_s = 0$ 을 만족하는 백색잡음 항.

한편, 모형에서 yt, xt, zt는 국가간 거래량과 수익률에 대해 인과관계의 순서를 고려하기 위해 A시장의 거래량(수익률), A시장의 수익률(거래량), B시장의 수익률(거래량)로 설정하였다[12]. 국가간 가격-거래량과 같은 변수의 관계에서 하나의 변수가 다른 변수를 직접적으로 Cause하는지 아니면 간접적으로 Cause하는지를 증명하기 위해 3변수 VAR모형을 사용하는 배경은 다음과 같다. 먼저 기존 연구들은 2변량 VAR모형을 이용하여 변수간 직접적 인과관계에 의한 Granger-인과관계의 검증에 연구의 초점을 맞추었다. 그러나 Mehra(1978)와 Sims(1980)는 본 연구에서와 같이 2변수 이외에 두 변수와 직접적으로 관련된 변수가 모형에 포함되면 2변수 검증에 기초해서 분석된 결과는 강건(robust)하지 않을 수 있음을 주장했다. 또한 Hsiao(1982)는 Granger-Causality의 검증에서 두 변수에 주요유도력(primarily driving force)을 가진 변수가 포함될 경우 간접적 인과관계(Indirect Causality)의 방법에 의해서 두 변수간 관계의 검증이 가능함을 제시하였다. Hsiao(1982)에 의해 제시된

12) 예를 들면, KOSPI시장에 참여하고 있는 투자자는 다양한 정보매체 등을 통해 직접적으로 미국의 S&P500수익률을 KOSPI수익률의 예측을 위한 지표로 관찰하고, 이를 근거로 투자전략을 수립한다. 경우에 따라서 KOSPI시장에 참여하고 있는 투자자들 중 S&P500시장의 수익률뿐만 아니라 거래량에도 관심을 기울이는 투자자가 있을 수 있으나. 그 수는 미국시장의 수익률정보를 관찰하는 투자자에 비해 상대적으로 적을 것이다. 또한 미국시장의 투자자들은 기술적 분석의 관점에서 미국시장 내에서 수익률예측을 위해 직접적으로 동일시장의 거래량을 관찰할 것이다. 따라서 미국시장의 S&P500 거래량이 우리나라시장의 KOSPI수익률에 영향을 미치는 관계는 직접적 인과관계 외에 간접적인 관계의 정보이전을 고려하는 것이 보다 명확한 정보흐름 구조를 파악하는 것이라 할 수 있다.

Causality에 대한 Granger의 일반화된 개념을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 $\{y,x,z\}$가 평균이 0이고 결합적으로 공분산 안정적 과정을 따른다고 하자. 다음으로 간접적 인과관계와 직접적 인과관계를 정의하기 위해 $\overline{X}=\{x_s : s<t\}$라 하고, $\overline{Y}$와$\overline{Z}$도 동일하게 정의한다. 그리고 A_t는 $t-1$ 시점까지 누적된 관련 정보집합이라고 정의하자. 이 경우에 A_t는 오직 $\{y_t, x_t, z_t\}$로 구성되는 확률과정(stochastic process)이다. 그리고 다음으로 $A_t - x_t$는 x_t의 정보가 제외된 A_t로 정의하자. 그러면 $\overline{A_t}$와 $\overline{A_t - X_t}$도 $\overline{X_t}$에 대해서 동일하게 정의된다. 이때 $\overline{A_t}$의 정보집합이 주어진 경우y_t의 최소평균제곱오차(MSE)를 $\sigma^2(y|\overline{A})$로 표시하면, 이때 $\sigma^2(y|\overline{A})<\sigma^2(y|\overline{A-Z})$이고, $\sigma^2(y|\overline{Y},\overline{Z})<\sigma^2(y|\overline{Y})$이면, 이 관계는 z가 y를 직접적으로 Granger-Cause하는 경우이다. 이 상황의 의미는 어느 정보집합이 사용되더라도 평균제곱예측오차의 관점에서 z의 과거 값의 사용에 의해서 현재 y가 가장 최선으로 예측되었을 때, z가 y를 직접적으로 Granger-Cause함을 의미하는 것이다. 한편, $\sigma^2(y|\overline{A})=\sigma^2(y|\overline{A-Z})<\sigma^2(y|\overline{A-X})<\sigma^2(y|\overline{A-X-Z})$이고, $\sigma^2(x|\overline{A})<\sigma^2(x|\overline{A-Z})$, $\sigma^2(x|\overline{X},\overline{Z})<\sigma^2(x|\overline{X})$ 인 관계가 성립하면, 그때 z는 y를 간접적으로 Granger-Cause한다고 하며, 이러한 관계가 성립하기 위해서는 식(7)에서 모든 L에 대해 $a_{31}(L)=0$이고, 적어도 하나의 어떤 L에 대해서 $a_{21}(L)\neq 0$, $a_{32}(L)\neq 0$을 만족하는 경우이다. 이 상황은 z가 x를 Granger-Cause하고 차례로 x가 y를 Granger-Cause하는 관계를 나타내는 것이다. 한편 간접적 인과관계의 상황이더라도 $\sigma^2(y|\overline{Y},\overline{Z})=\sigma^2(y|\overline{Y})$ 이면서, $\sigma^2(y|\overline{A})<\sigma^2(y|\overline{A-Z})$인 경우가 존재할 수 있는데, 이러한 상황은 z에서 y로 가성적 (spurious) 인과관계가 있는 것으로 정의할 수 있다. 이러한 관계가 성립되기 위해서는 식(7)에서 모든 L에 대해서$a_{23}(L)=0$이고, 적어도 하나의 어떤 L에 대해서 $a_{31}(L)\neq 0$인 경우를 만족하는 경우이다. 간접적 인과관계로 파악된 상황이 가성적 인과관계로 나타나는 경우를 보기 위해 다음의 모형을 고려하자.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0.5L & 0 \\ 0 & 1 & 0.5L \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \\ w_t \end{bmatrix} \qquad (8)$$

여기서, (u_t, v_t, w_t)는 상호 직교독립인 가우시안 확률과정(Gaussian Process)을[13] 따른다

고 가정한다. 모형에서 오차항은 서로 독립이기 때문에 z는 직접적으로 y를 Granger-Cause하지 않는다. 즉, $\sigma^2(y|\bar{Y},\bar{Z})=\sigma^2(y|\bar{Y})$이다. 그러나 x변수의 과거정보를 y의 예측에 사용하게 되면 이에 포함된 z의 과거정보를 사용할 수 있기 때문에 y의 예측이 보다 향상됨을 알 수 있다. 이 과정은 식(8)에 역행렬을 취하면 쉽게 확인 할 수 있다. 식(8)의 계수행렬에 역행렬을 취하면 아래 식(9)와 같이 된다.

$$\begin{bmatrix} 1 & -0.5L & 0.25L^2 \\ 0 & 1 & -0.5L \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_t \\ v_t \\ w_t \end{bmatrix} \qquad (9)$$

식(9)에서 y를 예측하기 위해 x이외에z의 과거정보까지 사용할 경우 y는 평균제곱 오차(MSE)의 관점에서 1의 값을 갖는다. 반면, z의 과거정보를 이용하지 않는 경우에 y의 평균제곱오차는 1.0625로 z의 과거정보를 이용했을 때 보다 크게 됨을 알 수 있다[14]. 즉, $\sigma^2(y|\bar{A})<\sigma^2(y|\overline{A-Z})$의 관계는 성립하게 된다. 하지만 y의 예측을 위해서 y와 z의 과거정보가 함께 사용되었을 때, y의 과거정보만 사용된 경우와 최소평균제곱오차의 예측값이 동일한$\sigma^2(y|\bar{Y},\bar{Z})=\sigma^2(y|\bar{Y})$상황이 되기 때문에 z의 과거정보는 y의 예측을 직접적으로 향상시키지 못하고 x와 함께 예측에 이용된 경우에만 y의 예측을 향상시킴을 알 수 있다. 이러한 상황에 대해서 회귀분석의 경우에 대해 살펴보면 다음과 같다. 종속변수 y가 독립변수x^*에는 의존하지만, z에는 의존하지 않는 경우이다. 여기서 x^*가 관찰되지 않는 변수라고 가정하자. 대신에 x^*의 대용변수로 (x^*+noise)의 함수인 x변수는 관찰이 가능하다고 할 때, z가 대용변수 x의 noise와 상관되어 있다면 그때 x변수의 noise를 감소시키기 위해 z변수를 이용하게 되면, y에 대해 보다 정확한 예측이 가능해 질 수 있다. 이는 z가 y를 직접 예측한다기 보다 x변수에 존재하는 noise를 정제(purifying)하여 y의 예측력을 향상시키는 변수로써 y식의 예측에 포함된 것으로 해석하게 되면 z가 y를 간접적으로

13) Gaussian은 벡터확률과정 $\mathbf{x}_t$가 안정적이고 모든 유한한 계열이 다변량 정규 분포하는 상태이다.

14) x와 z의 과거정보를 이용할 경우 y의 분산은 1이 되는데, 이는 다음 식에 분산을 취하면 계산된다. 즉, $y_t = 0.5x_{t-1} - 0.25z_{t-2} + u_t$ 식에 대해 분산을 취하면 Var(y_t)$=0.5^2$ Var(x_{t-1})+Var(z_{t-2})+Var(u_t)이 되고 이때 x_{t-1}와 z_{t-2}는 상수로 취급되므로 y의 분산값은 1이 된다. 반면에 z의 과거정보를 이용하지 않는 경우 위 식에서 z_{t-2}는 확률변수로 취급되고, 식(8)에서 $z_t = w_t$이므로 y의 분산은 1.0625이 된다.

Granger-Cause하는 것으로 보일 수 있으나 실질적으로는 가성적 관계에 있음을 나타내게 되는 것이다. 이러한 이론에 기초한 간접적 인과관계는 국가간 거래량과 수익률관계에 있는 변수에 대해서 유도(driving force)변수의 사용을 통해 종속변수의 예측이 향상될 수 있다는 점과 함께 직접적 인과관계에서 추론되는 예측 결과가 1기간 이후 예측과 관련이 된 반면, 간접적 인과관계 로부터 도출되는 결과는 각 변수의 시차가 각각 하나의 시차를 갖기 때문에 1기간 이후 시점에 대한 예측이라는 점에서 보다 장기적 관점의 예측이 가능하게 됨을 알 수 있다.

〈표-4〉 국가 간 수익률 및 수익률 변동성에 대한 거래량의 동적 인과관계: 전체기간

		Indirect effect			Direct effect	
		Granger-cause relationship	$H_0: A_{21}(L)=0$의 F-stat	$H_0: A_{32}(L)=0$의 F-stat	Granger-cause relationship	$H_0: A_{31}(L)=0$의 F-stat
Panel A. KOSPI시장과 S&P500시장간 거래량과 수익률, 수익률 변동성의 동적 인과관계						
(a)	(1)	$KSPV \xrightarrow{X} KSPR \xrightarrow{GC} SP500R$	2.199	6.821***	$KSPV \xrightarrow{X} SP500R$	0.396
	(2)	$KSPR \xrightarrow{GC} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	7.348***	25.786***	$KSPR \xrightarrow{X} SP500V$	0.857
	(3)	$KSPV \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{X} SP500R^2$	6.342***	0.530	$KSPV \xrightarrow{X} SP500R^2$	0.367
	(4)	$KSPR^2 \xrightarrow{X} SPR^2 \xrightarrow{X} SP500V$	0.327	1.616	$KSPR^2 \xrightarrow{X} SP500V$	0.220
(b)	(5)	$SP500V \xrightarrow{X} SP500R \xrightarrow{GC} KSPR$	0.104	196.609***	$SP500V \xrightarrow{X} KSPR$	2.904*
	(6)	$SP500R \xrightarrow{GC} KSPR \xrightarrow{GC} KSPV$	195.933***	50.229***	$SP500R \xrightarrow{GC} KSPV$	20.715***
	(7)	$SP500V \xrightarrow{X} SP500R^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2$	81.033***	39.480***	$SP500V \xrightarrow{GC} KSPR^2$	4.452***
	(8)	$SP500R^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{GC} KSPV$	43.907***	3.073**	$SP500R^2 \xrightarrow{GC} KSPV$	2.995*
Panel B. KOSPI시장과 TOPIX시장간 거래량과 수익률, 수익률 변동성의 동적 인과관계						
(c)	(9)	$KSPV \xrightarrow{X} KSPR \xrightarrow{GC} TPXR$	1.623	7.489***	$KSPV \xrightarrow{X} TPXR$	0.349
	(10)	$KSPR \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{X} TPXV$	7.478***	1.549	$KSPR \xrightarrow{GC} TPXV$	4.101**
	(11)	$KSPV \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2$	7.809***	18.768***	$KSPV \xrightarrow{X} TPXR^2$	2.809
	(12)	$KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	17.231***	2.814*	$KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	5.603**
(d)	(13)	$TPXV \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{X} KSPR$	0.201	0.233	$TPXV \xrightarrow{X} KSPR$	1.462

	(14)	$TPXR \xrightarrow{X} KSPR \xrightarrow{GC} KSPV$	0.260	56.022***	$TPXR \xrightarrow{GC} KSPV$	***7.296******
	(15)	$TPXV \xleftarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2$	19.005***	12.108***	$TPXV \xrightarrow{GC} KSPR^2$	***6.792******
	(16)	$TPXR^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{GC} KSPV$	12.108***	5.603***	$TPXR^2 \xrightarrow{GC} KSPV$	***2.814****
Panel C. S&P500시장과 TOPIX시장간 거래량과 수익률, 수익률변동성의 동적 인과관계						
(e)	(17)	$SP500V \xrightarrow{X} SP500R \xrightarrow{GC} TPXR$	0.079	489.422***	$SP500V \xrightarrow{GC} TPXR$	***2.897****
	(18)	$SP500R \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{GC} TPXV$	***494.21******	***5.083****	$SP500R \xrightarrow{X} TPXV$	1.949
	(19)	$SP500V \xleftarrow{GC} SP500R^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2$	80.053***	338.210***	$SP500V \xrightarrow{GC} TPXR^2$	***8.879******
	(20)	$SP500R^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	345.37***	2.579*	$SP500R^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	***6.264******
(f)	(21)	$TPXV \xrightarrow{X} TPXR \xrightarrow{X} SP500R$	0.409	1.823	$TPXV \xrightarrow{X} SP500R$	0.511
	(22)	$TPXR \xrightarrow{X} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	1.671	24.541***	$TPXR \xrightarrow{GC} SP500V$	***5.278******
	(23)	$TPXV \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} SP500R^2$	***16.043******	***116.405******	$TPXV \xrightarrow{X} SP500R^2$	0.065
	(24)	$TPXR^2 \xrightarrow{GC} SP500R^2 \xrightarrow{X} SP500V$	116.10***	1.655	$TPXR^2 \xrightarrow{X} SP500V$	0.342

*: 1%, **: 5%, ***: 10%유의수준에 각각 귀무가설이 기각됨을 의미한다. $\xrightarrow{G.C}$ 은 귀무가설이 채택되어 인과관계가 나타나는 것을 의미하고, $\xrightarrow{X}$ 은 귀무가설이 기각되어 인과관계가 존재하지 않음을 나타낸다.

〈표-5〉 국가 간 거래량에 대한 수익률 및 수익률 변동성의 동적 인과관계: 외환위기 전후

	외환위기 이전						외환위기 이후				
	Indirect effect			Direct effect			Indirect effect			Direct effect	
	Granger-cause relationship	$A_{21}(L)$	$A_{32}(L)$	Granger-cause relationship	$A_{31}(L)$		Granger-cause relationship	$A_{21}(L)$	$A_{32}(L)$	Granger-cause relationship	$A_{31}(L)$
(11)	$KSPV \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2$	5.038***	2.750*	$KSPV \xrightarrow{X} TPXR^2$	0.413	(2)	$KSPR \xrightarrow{GC} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	4.302**	14.904*	$KSPR \xrightarrow{X} SP500V$	0.459
(18)	$SP500R \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{GC} TPXV$	16.823***	5.248***	$SP500R \xrightarrow{X} TPXV$	1.313	(7)	$SP500V \xrightarrow{GC} SP500R^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2$	44.498***	18.425***	$SP500V \xrightarrow{X} KSPR^2$	1.382
						(8)	$SP500R^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{GC} KSPV$	21.384***	2.779*	$SP500R^2 \xrightarrow{X} KSPV$	0.948
						(12)	$KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	4.016**	3.420**	$KSPR^2 \xrightarrow{X} TPXV$	0.844
						(18)	$SP500R \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{GC} TPXV$	123.59***	4.200**	$SP500R \xrightarrow{X} TPXV$	0.755

1. 각 결과자료의 맨 좌측 열 번호는 〈표-4〉 전체기간의 인과관계 중 유의한 관계가 나타난 것임을 표시한다.
2. *: 1%, **: 5%, ***: 10%유의수준에 각각 귀무가설이 기각됨을 의미한다. $\xrightarrow{G.C}$ 은 귀무가설이 채택되어 인과관계가 나타나는 것을 의미하고, $\xrightarrow{X}$ 은 귀무가설이 기각되어 인과관계가 존재하지 않음을 나타낸다.

〈표-6〉 국가 간 거래량에 대한 수익률 및 수익률 변동성의 동적 인과관계: 글로벌 금융위기 전후

	글로벌 금융위기 이전						글로벌 금융위기 이후				
	Indirect effect			Direct effect			Indirect effect			Direct effect	
	Granger-cause relationship	$A_{21}(L)$	$A_{32}(L)$	Granger-cause relationship	$A_{31}(L)$		Granger-cause relationship	$A_{21}(L)$	$A_{32}(L)$	Granger-cause relationship	$A_{31}(L)$
(2)'	$KSPR \xrightarrow{GC} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	5.415***	6.352***	$KSPR \xrightarrow{X} SP500V$	1.851	(2)'	$KSPR \xrightarrow{GC} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	4.795***	5.660***	$KSPR \xrightarrow{X} SP500V$	0.425
						(18)'	$SP500R \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{GC} TPXV$	119.370***	3.715**	$SP500R \xrightarrow{X} TPXV$	1.727

1. 각 결과자료의 맨 좌측 열 번호는 〈표-4〉 전체기간의 인과관계 중 유의한 관계가 나타난 것임을 표시한다.
2. *: 1%, **: 5%, ***: 10%유의수준에 각각 귀무가설이 기각됨을 의미한다. $\xrightarrow{G.C}$ 은 귀무가설이 채택되어 인과관계가 나타나는 것을 의미하고, $\xrightarrow{X}$ 은 귀무가설이 기각되어 인과관계가 존재하지 않음을 나타낸다.

〈표-4〉는 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 포함한 전체 기간의 결과를 나타낸다. 여기서, VAR(p)모형의 추정을 위해 결정되어야 하는 시차 결정은 AIC기준을 이용하여 2시차를 이용하였다. 먼저 전체 기간 결과에서 간접적 인과관계가 충족되기 위한 조건인 모든 L에 대해서 $a_{31}(L)=0$ 이고, 적어도 어떤 하나의 L에 대해서 $a_{21}(L)\neq 0$ 과 $a_{32}(L)\neq 0$ 을 만족하면서, 가성적 인과관계 조건인 모든 L에 대해 $a_{23}(L)=0$ 이고, 적어도 어떤 하나의 L에 대해서 $a_{31}(L)\neq 0$ 인 조건에 해당되지 않는 결과는 (2), (11), (18), (23)의 네 가지로 나타났다. 즉, 한국과 미국의 수익률이 미국과 일본의 거래량 예측을 향상시키는 것으로 나타났고, 한국과 일본의 거래량이 일본과 미국의 수익률 변동성 예측을 향상시키는 것으로 나타났다. 이에 따라 미국과 일본의 현물시장에 참여하고 있는 투자자뿐 아니라 옵션시장에 참여하고 있는 투자자들도 기술적 분석 측면에서 일본과 한국 현물시장의 거래량을 간접적으로 투자 예측을 위한 정보로써 이용하고 있음을 알 수 있다. 직접적 인과관계에 의한 결과에 의하면 미국은 한국과 일본에 선행하고 있으며 일본은 한국에 선행하는 것으로 나타나 기존 연구 결과를 지지하는 것으로 나타났다. 하지만 간접적 인과관계의 경우 유도변수의 역할에 의해 직접적 인과관계 결과와 달리 한국의 거래량과 수익률도 미국 거래량과 일본 수익률 변동성에 대한 예측력을 갖고 있는 것으로 나타났다. 한편, 간접적 관계를 고려한 인과관계의 분석 결과는 직접적 인과관계 결과와 다소 차이를 보인다. 이 사실은 직접적 인과관계뿐만 아니라 간접적 인과관계까지 고려하면 직접적 인과관계에서는 파악되지 않는 정보흐름이 유도변수를 통해 국제 주식시장간 수익률(수익률 변동성)과 거래량간 정보흐름 구조를 파악할 수 있음을 제시한다. 다음으로 〈표-5〉와 〈표-6〉은 전체기간을 외환위기 전후와 글로벌 금융위기 전후 기간으로 구분하여 분석한 것이다. 각각의 결과는 각 위기의 이전 기간보다 이후 기간에서 간접적 인과관계에 의한 정보이전 효과가 상대적으로 많이 나타나고 있음을 제시한다. 특히, 외환위기 이후에는 각국의 수익률 변동성이 유도변수 역할을 하고 있는 반면, 글로벌 금융위기 이후 기간에는 한국을 제외한 미국과 일본의 수익률 변수가 유도변수 역할을 하여 유의적인 간접적 인과관계 결과를 나타내고 있다. 이러한 위기기간 이후 수익률과 수익률 변동성 변수의 주요 유도변수로써의 역할이 강화된 것은 위기를 포함한 각 시점에서 주식시장에 급격하게 증가한 정보가 즉각적으로 가격에 반영되어 다른 변수의 예측에 도움이 된다는 사실을 나타내는 것이다.

3. 거래량과 수익률(수익률 변동성)의 동적 인과관계의 검증: 통제변수의 추가

거래량과 수익률의 동적 인과관계에 대한 분석은 두 사건 x와 y사이에 유의한 시차가 존재하여 한 변수가 다른 변수를 예측하는데 도움이 된다는 사실을 제시한다. 따라서 다른 통제변수들이 통제된 상황 하에서 두 변수 간 인과관계가 존재하는지에 대해 보다 명확히 분석하기 위해 각 국가의 거래량과 수익률, 수익률 변동성 그리고 환율변수를 통제한 상황 하에서 분석을 실시하였다. 특히, 환율변수는 글로벌 주식시장에서 3개국 주식시장의 연계성에 중요한 영향을 미치는 변수라는 점을 고려하기 위해 추가적인 통제변수로써 분석에 포함하였다. 통제변수에 의해 통제된 모형 설정은 식(10)과 같고, 이 모형에 의해 추정된 값을 이용하여 Granger-인과관계 분석을 수행하였다.

$$
\begin{aligned}
x_t^r &= \alpha_0 + \beta_1 x_{t-1}^r + \beta_2 x_{t-1}^{vol} + \beta_3 x_{t-1}^{sig} + \beta_4 y_{t-1}^r + \beta_5 y_{t-1}^{vol} + \\
&\quad \beta_6 y_{t-1}^{sig} + \beta_7 z_{t-1}^r + \beta_8 z_{t-1}^{vol} + \beta_9 z_{t-1}^{vol} + \beta_{10} KRW_{t-1} + \beta_{11} JPY_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\
y_t^r &= \alpha_0 + \beta_1 x_{t-1}^r + \beta_2 x_{t-1}^{vol} + \beta_3 x_{t-1}^{sig} + \beta_4 y_{t-1}^r + \beta_5 y_{t-1}^{vol} + \\
&\quad \beta_6 y_{t-1}^{sig} + \beta_7 z_{t-1}^r + \beta_8 z_{t-1}^{vol} + \beta_9 z_{t-1}^{vol} + \beta_{10} KRW_{t-1} + \beta_{11} JPY_{t-1} + \varepsilon_{2t} \\
z_t^r &= \alpha_0 + \beta_1 x_{t-1}^r + \beta_2 x_{t-1}^{vol} + \beta_3 x_{t-1}^{sig} + \beta_4 y_{t-1}^r + \beta_5 y_{t-1}^{vol} + \\
&\quad \beta_6 y_{t-1}^{sig} + \beta_7 z_{t-1}^r + \beta_8 z_{t-1}^{vol} + \beta_9 z_{t-1}^{vol} + \beta_{10} KRW_{t-1} + \beta_{11} JPY_{t-1} + \varepsilon_{3t}
\end{aligned}
\tag{10}
$$

여기서, x_t^r, y_t^r, z_t^r : 각 국가 주식시장의 수익률

$x_t^{vol}, y_t^{vol}, z_t^{vol}$: 각 국가 주식시장의 거래량

$x_t^{sig}, y_t^{sig}, z_t^{sig}$: 각 국가 주식시장의 수익률 변동성

KRW: 원/달러 환율

JPY: 엔/달러 환율

〈표-7〉 국가 간 수익률 및 수익률 변동성에 대한 동적 인과관계: 전체기간(통제)

		Indirect effect			Direct effect	
		Granger-cause relationship	$H_0: A_{21}(L)=0$의 F-stat	$H_0: A_{32}(L)=0$의 F-stat	Granger-cause relationship	$H_0: A_{31}(L)=0$의 F-stat
Panel A. KOSPI시장과 S&P500시장간 거래량과 수익률, 수익률 변동성의 동적 인과관계						
(a)	(1)	$KSPV \xrightarrow{X} KSPR \xrightarrow{GC} SP500R$	1.467	4.618***	$KSPV \xrightarrow{X} SP500R$	0.286
	(2)	$KSPR \xrightarrow{GC} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	5.024***	27.214***	$KSPR \xrightarrow{X} SP500V$	0.650
	(3)	$KSPV \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{X} SP500R^2$	0.034	0.564	$KSPV \xrightarrow{X} SP500R^2$	0.427
	(4)	$KSPR^2 \xrightarrow{X} SPR^2 \xrightarrow{X} SP500V$	0.488	2.700*	$KSPR^2 \xrightarrow{X} SP500V$	0.618
(b)	(5)	$SP500V \xrightarrow{X} SP500R \xrightarrow{GC} KSPR$	0.001	3.621**	$SP500V \xrightarrow{X} KSPR$	1.545
	(6)	$SP500R \xrightarrow{GC} KSPR \xrightarrow{GC} KSPV$	3.733**	48.593***	$SP500R \xrightarrow{GC} KSPV$	11.444***
	(7)	$SP500V \xrightarrow{X} SP500R^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2$	3.291**	29.142***	$SP500V \xrightarrow{GC} KSPR^2$	3.924**
	(8)	$SP500R^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{GC} KSPV$	29.746***	2.614*	$SP500R^2 \xrightarrow{GC} KSPV$	2.009
Panel B. KOSPI시장과 TOPIX시장간 거래량과 수익률, 수익률 변동성의 동적 인과관계						
(c)	(9)	$KSPV \xrightarrow{X} KSPR \xrightarrow{GC} TPXR$	1.615	0.190	$KSPV \xrightarrow{X} TPXR$	0.056
	(10)	$KSPR \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{X} TPXV$	0.209	1.440	$KSPR \xrightarrow{GC} TPXV$	6.207***
	(11)	$KSPV \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2$	0.003	14.771***	$KSPV \xrightarrow{X} TPXR^2$	1.042
	(12)	$KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	15.199***	2.532*	$KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	1.085
(d)	(13)	$TPXV \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{X} KSPR$	0.409	0.320	$TPXV \xrightarrow{X} KSPR$	1.118
	(14)	$TPXR \xrightarrow{X} KSPR \xrightarrow{GC} KSPV$	0.305	57.833***	$TPXR \xrightarrow{GC} KSPV$	4.164**
	(15)	$TPXV \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2$	2.957*	16.327***	$TPXV \xrightarrow{GC} KSPR^2$	0.641
	(16)	$TPXR^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2 \xrightarrow{GC} KSPV$	16.319***	2.395*	$TPXR^2 \xrightarrow{GC} KSPV$	0.147
Panel C. S&P500시장과 TOPIX시장간 거래량과 수익률, 수익률 변동성의 동적 인과관계						

(e)	(17)	$SP500V \xrightarrow{X} SP500R \xrightarrow{GC} TPXR$	0.0001	1.639	$SP500V \xrightarrow{GC} TPXR$	0.752
	(18)	$SP500R \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{GC} TPXV$	1.776	4.416***	$SP500R \xrightarrow{X} TPXV$	0.483
	(19)	$SP500V \xrightarrow{GC} SP500R^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2$	***3.930******	***184.477*****	$SP500V \xrightarrow{GC} TPXR^2$	1.709
	(20)	$SP500R^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	183.889***	3.154**	$SP500R^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	***6.772*****
(f)	(21)	$TPXV \xrightarrow{X} TPXR \xrightarrow{X} SP500R$	0.415	0.978	$TPXV \xrightarrow{X} SP500R$	0.353
	(22)	$TPXR \xrightarrow{X} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	0.891	26.290***	$TPXR \xrightarrow{GC} SP500V$	3.759
	(23)	$TPXV \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} SP500R^2$	***3.137*****	***63.511*****	$TPXV \xrightarrow{X} SP500R^2$	1.021
	(24)	$TPXR^2 \xrightarrow{GC} SP500R^2 \xrightarrow{X} SP500V$	64.091***	2.280	$TPXR^2 \xrightarrow{X} SP500V$	0.112

*: 1%, **: 5%, ***: 10%유의수준에 각각 귀무가설이 기각됨을 의미한다. $\xrightarrow{GC}$ 은 귀무가설이 채택되어 인과관계가 나타나는 것을 의미하고, $\xrightarrow{X}$ 은 귀무가설이 기각되어 인과관계가 존재하지 않음을 나타낸다.

〈표-8〉 국가 간 거래량에 대한 수익률 및 수익률 변동성의 동적 인과관계: 외환위기 전후

	외환위기 이전						외환위기 이후				
	Indirect effect			Direct effect			Indirect effect			Direct effect	
	Granger-cause relationship	$A_{21}(L)$	$A_{32}(L)$	Granger-cause relationship	$A_{31}(L)$		Granger-cause relationship	$A_{21}(L)$	$A_{32}(L)$	Granger-cause relationship	$A_{31}(L)$
(1)'	$KSPV \xrightarrow{GC} KSPR \xrightarrow{GC} SP500R$	5.454***	4.115**	$KSPV \xrightarrow{X} SP500R$	1.160	(2)'	$KSPR \xrightarrow{GC} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	3.107**	16.076***	$KSPR \xrightarrow{X} SP500V$	0.264
(6)'	$SP500R \xrightarrow{GC} KSPR \xrightarrow{GC} KSPV$	12.034***	13.824***	$SP500R \xrightarrow{X} KSPV$	1.135	(12)'	$KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	4.164**	3.445**	$KSPR^2 \xrightarrow{X} TPXV$	0.673
(14)'	$TPXR \xrightarrow{GC} KSPR \xrightarrow{GC} KSPV$	3.099**	12.252***	$TPXR \xrightarrow{X} KSPV$	0.617	(18)'	$SP500R \xrightarrow{GC} TPXR \xrightarrow{GC} TPXV$	9.236***	3.993**	$SP500R \xrightarrow{X} TPXV$	0.070
(23)'	$TPXV \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} SP500R^2$	8.484***	4.299**	$TPXV \xrightarrow{X} SP500R^2$	0.085						

1. 각 결과자료의 맨 좌측 열 번호는 〈표-7〉 전체기간의 인과관계 중 유의한 관계가 나타난 것임을 표시한다.
2. *: 1%, **: 5%, ***: 10%유의수준에 각각 귀무가설이 기각됨을 의미한다. $\xrightarrow{G.C}$ 은 귀무가설이 채택되어 인과관계가 나타나는 것을 의미하고, $\xrightarrow{X}$ 은 귀무가설이 기각되어 인과관계가 존재하지 않음을 나타낸다.

〈표-9〉 국가 간 거래량에 대한 수익률 및 수익률 변동성의 동적 인과관계: 글로벌 금융위기 전후

	글로벌 금융위기 이전						글로벌 금융위기 이후				
	Indirect effect			Direct effect			Indirect effect			Direct effect	
	Granger-cause relationship	$A_{21}(L)$	$A_{32}(L)$	Granger-cause relationship	$A_{31}(L)$		Granger-cause relationship	$A_{21}(L)$	$A_{32}(L)$	Granger-cause relationship	$A_{31}(L)$
(2)'	$KSPR \xrightarrow{GC} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	3.803**	9.548***	$KSPR \xrightarrow{X} SP500V$	2.043	(2)'	$KSPR \xrightarrow{GC} SP500R \xrightarrow{GC} SP500V$	3.107**	16.076***	$KSPR \xrightarrow{X} SP500V$	0.264
(7)'	$SP500V \xrightarrow{GC} SP500R^2 \xrightarrow{GC} KSPR^2$	6.896***	23.183***	$SP500V \xrightarrow{X} KSPR^2$	1.013	(12)'	$KSPR^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2 \xrightarrow{GC} TPXV$	4.164**	3.445**	$KSPR^2 \xrightarrow{X} TPXV$	0.673
(14)'	$TPXR \xrightarrow{GC} KSPR \xrightarrow{GC} KSPV$	4.621**	4.810***	$TPXR \xrightarrow{X} KSPV$	0.580						
(19)'	$SP500V \xrightarrow{GC} SP500R^2 \xrightarrow{GC} TPXR^2$	6.385***	78.642***	$SP500V \xrightarrow{X} TPXR^2$	0.267						

1. 각 결과자료의 맨 좌측 열 번호는 〈표-7〉 전체기간의 인과관계 중 유의한 관계가 나타난 것임을 표시한다.
2. *: 1%, **: 5%, ***: 10%유의수준에 각각 귀무가설이 기각됨을 의미한다. $\xrightarrow{G.C}$ 은 귀무가설이 채택되어 인과관계가 나타나는 것을 의미하고, $\xrightarrow{X}$ 은 귀무가설이 기각되어 인과관계가 존재하지 않음을 나타낸다.

통제변수를 사용하여 두 변수간 인과관계를 보다 명확히 분석한 결과는 이전 결과와 다소 차이가 나타나지만, 유도변수의 결과는 유사하게 나타나고 있다.
먼저, 〈표-7〉은 전체 기간에 대한 결과이다. 통제 변수를 사용했을 때, 간접적 인과관계가 나타난 결과들은 각국의 수익률 변동성 정보가 전반적인 유도변수 역할을 하여 거래량과 다른 국가의 수익률 변동성에 대한 변수의 예측력을 향상 시키는 것으로 나타났다. 특히, 각국의 수익률 변수가 수익률(〈표-7〉 결과에서 (2))과 수익률 변동성(〈표-7〉 결과에서 (8,12,15,16,19,23)) 변수를 유도변수로 하여 다른 국가의 거래량 예측을 향상시키는 것으로 나타났다. 〈표-8〉과 〈표-9〉는 각각의 위기시점을 전후 기간으로 구분하여 분석한 결과이다. 외환위기 이전 기간에서는 한국과 일본의 거래량 정보가 한국의 수익률과 일본의 수익률 변동성 정보를 유도변수로 하여 미국 수익률과 미국 수익률 변동성의 예측이 가능한 것으로 나타났다. 외환위기 이후 기간은 한국 수익률, 수익률 변동성과 미국 수익률이 각각 미국 수익률과 일본 수익률 변동성, 일본 수익률을 유도변수로 하여 미국, 일본, 일본 시장의 거래량을 예측하는데 도움이 되는 것으로 나타났다. 외환위기 이전에 비해서 이후 기간에 나타난 특징은 모두 거래량 변수의 예측에 유의적인 결과가 제시된 점이다. 반면 글로벌 금융위기 이전 기간은 한국 수익률과 수익률 변동성이 미국 수익률과 일본 수익률 변동성을 유도변수로 하여 미국과 일본의 거래량 예측에 유의적인 것으로 나타났다. 글로벌 금융위기 이전 기간은 외환위기 이후 기간이 연속되고 있는 상황에서 미국과 일본의 글로벌 시장 영향이 미국 수익률 변동성과 한국 수익률 변수를 유도변수로 하여 확대된 것으로 사료된다. 하지만 글로벌 금융위기 이후 기간에는 한국 수익률과 수익률 변동성이 미국 수익률과 일본 수익률을 유도변수로 하여 미국과 일본의 거래량 예측에 유의적인 것으로 나타났다.

Ⅴ. 결론

본 연구는 국제주식시장에서 국가간 거래량과 수익률(수익률 변동성)에 대해 간접적 인과관계 분석을 이용하여 변수의 예측이 향상될 수 있는지 살펴보았다.
국가간 시장의 동적 인과관계에 대한 분석을 외환위기와 글로벌 금융위기 기간 전후로 직접적 인과관계와 함께 간접적 인과관계를 고려하여 분석한 결과, 먼저 전체 기간은 한국과 미국의 수익률이 미국과 일본의 거래량 예측을 향상시키는 것으로 나타났고, 한국과 일본의 거래량이 일본과 미국의 수익률 변동성 예측을 향상시키는 것으로 나타났다. 반면, 직접적

인과관계에 의한 결과에서 미국은 한국과 일본에 선행하고 있으며 일본은 한국에 선행하는 것으로 나타나 기존 연구 결과를 지지하는 것으로 나타났다. 하지만 간접적 인과관계의 경우 유도변수의 사용에 의해 직접적 인과관계 결과와 달리 한국의 거래량과 수익률도 미국 거래량과 일본 수익률 변동성에 대한 예측력을 갖고 있는 것으로 나타났다. 외환위기 전후와 글로벌 금융위기 전후 기간으로 구분하여 분석한 결과에서는 먼저, 각 위기의 이전 기간보다 이후 기간에서 간접적 인과관계에 의한 정보이전 효과가 상대적으로 많이 나타났다. 특히, 외환위기 이후에는 각국의 수익률 변동성이 유도변수 역할을 하고 있는 반면, 글로벌 금융위기 이후 기간에는 한국을 제외한 미국과 일본의 수익률 변수가 유도변수 역할을 하여 유의적인 간접적 인과관계 결과를 나타내는 것으로 분석되었다. 이러한 위기기간 이후 수익률과 수익률 변동성 변수의 주요 유도변수로써의 역할이 강화된 것은 위기를 포함한 각 시점에서 주식시장에 급격하게 증가한 정보가 즉각적으로 가격에 반영되었기 때문에 다른 국가 변수의 예측에 도움이 된 것임을 나타내는 것이다.

다음으로 통제변수를 사용하여 두 변수간 인과관계를 보다 명확히 분석한 결과는 통제변수를 사용하지 않은 결과와 변수간 예측력에 대해서 다소 차이가 나타난다. 하지만, 간접적 인과관계의 분석에 사용되는 유도변수의 결과는 이전 결과와 유사한 것으로 나타났다.

이상의 결과로부터 본 연구가 시사하는 점은 다음과 같다. 첫째, 국가 간 변수의 정보흐름의 순서를 고려한 간접적 인과관계 분석을 이용했을 때, 직접적 인과 관계에서는 유의하지 않은 예측관계도 두 변수와 관련된 유도변수를 통해 예측력을 향상시키게 됨을 알 수 있다. 둘째, 직접적 인과관계와 간접적 인과관계는 동시에 독립적으로 발생하지 않는다. 만약 동시에 이러한 경우가 발생하게 되면 이는 간접적 인과관계 가성적 결과임을 의미하는 것이다. 셋째, 간접적 인과관계에 의한 변수간 시차가 직접적 인과관계로 파악되는 시차보다 1시차 빠른 점을 고려하면 직접적 인과관계보다 앞선 시점에서 독립변수와 유도변수의 관찰을 통해 종속변수의 예측이 가능함을 알 수 있다.

이상과 같이 국제주식시장의 거래량과 수익률(수익률 변동성)에 대해 간접적 인과 관계의 효과를 이용한 동적 인과관계의 분석은 직접적 인과관계에 의해서는 존재하지 않는 예측력에 대해서도 두 변수와 관련된 유도변수를 통해 국제 주식시장의 변수간 정보흐름 관계를 보다 구체적으로 파악할 수 있음을 알 수 있다. 또한 간접적 인과관계에 의한 변수간 시차분포가 직접적 관계로 파악되는 시차분포보다 1시차 빠른 점을 고려하면 보다 앞선 시점에서 독립변수와 유도변수의 관찰을 통해 종속변수의 예측이 가능하다는 것을 알 수 있다.

【참고문헌】

김경원・최준환 2006, “한국주식시장과 중국주식시장의 정보이전효과 연구,” 국제경영연구 17(4), pp.31-49.

김규영・김영빈, 1996, “주가와 거래량간의 선형 및 비선형 인과관계,” 재무연구 12, pp.167-186.

김명직・장국현, 2003, 금융시계열분석, 경문사, 서울.

김인무・김찬웅, 2001, “한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소 시장을 중심으로,” 증권학회지 28, pp.481-513.

김인준・김동석・도원탁, 1999, “가격변화와 거래량의 관계에 관한 연구: 시장미시구조의 영향,” 증권학회지 24, pp.273-299.

유복근・최경욱, 2009, “국내외 금융시장의 연계성 변화 분석: 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 중심으로,” 한국은행 금융경제연구원 Working paper.

윤종인・설원식, 2005, “미국과 한국, 미국과 일본 주식시장간의 동조화에 관한 실증 연구: 이변량 GARCH(1,1)-DCC-GJR 모형을 중심으로,” 국제경영연구 16(2). pp.91-120.

이근영, 2004, “구조형 모형을 이용한 한미일 주식시장간의 상호작용,” 금융학회지 9, pp.131-157.

이상빈・옥기율, 1992, “주가지수선물의 거래는 주식시장의 분산성과 시장효율성을 증가시키는가?,” 증권학회지 14, pp.245-282.

정진호, 2007, “한국, 중국, 미국 주식시장 간 정보전이에 관한 연구,” 국제지역연구 11(3), pp.835-864.

Andersen, T. G., 1986, “Return volatility and trading volume: an information flow interpretation of stochastic volatility,” *Journal of Finance* 41, pp.168-204.

Alexander, C., 2001, Market Models, John Wiley & Sons, New york.

Arshanapalli, B., J. Doukas, 1993, “International stock market linkages: Evidence from the pre- and post- October 1987 period,” *Journal of Banking & Finance* 17, pp.193-208.

Baek, E., W. Brock, 1992, “A General test for nonlinear granger causality: Bivariate model,” Working Paper, Iowa State University and University of Wisconsin.

Baele. L, 2005, “Volatility spillover effects in european equity markets,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40, pp.373-401

Bessembinder, H., P. J. Seguin, 1993, "Price volatility, trading volume, and market depth: Evidence from futures markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28, pp.21-39.

Bollerslev, T., 1986, "Generalized autoregressive conditional heteroskadasticity," *Journal of Econometrics* 31, pp.307-327.

Bollerslev, T., 1987, "A conditionally heteroskadasticitic time series model for speculative price and rates of return," *The Review of Economics and Statistics* 69, pp.542-547.

Chordia, T., B. Swaminathan, 2000, "Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns," *Journal of Finance* 55, pp.913-936

Copeland, T. E., 1976, "A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival," *Journal of Finance* 34, pp.1149-1168.

Copeland, M., T. Copeland, 1998, "Leads, lags, and trading in global markets," *Financial Analysts Journal* 54, pp.70-80.

Darrat, A. F., S. Rahman, and M. Zhong, 2003, "Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note," *Journal of Banking & Finance*, 27, pp.2035-2043.

Demiralp, S., Hoover, K. D., 2003, "Searching for the casual structure of a vector autoregression," University of California, Davis Working Paper.

Dhakal, D., M. Kandil., S. C. Sharma., 1993, "Causality between the money supply and share prices: A VAR Investigation," *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol 32, pp.52-74.

Enders, W., 1995, Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, New york.

Eun, C., S. Shim, 1989, "International transmission of stock market movements," *Journal of Futures Markets* 15, pp.929-951.

Foster, F. D., S. Viswanathan, 1995, "Can speculative trading explain the volume-volatility relation?," *Journal of Business and Economic Statistics,* 13, pp.379-396.

Fung, H. G., G. A. Patterson, 1999, "The dynamic relationship of volatility, volume, and market depth in currency futures market," *Journal of International Financial Markets*, Institutions and Money 9, pp.33-59.

Gallant, A.R., P. E. Rossi, and G.. Tauchen, 1992, "Stock prices and volume," *Review of Financial Studies* 5, pp.199-242.

Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle, 1993, "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks," *Journal of Finance*, 48, pp.1779-1801.

Greene, W. H., 2003, *Econometric Analysis*, Prentice Hall, New York.

Hiemstra, C., J. Jones, 1994, "Testing for linear and nonlinear granger causality in the stock price-volume relation," *Journal of Finance*, pp.1639-1664.

Hsiao, C., 1982, "Autoregressive modeling and causal ordering of economic variables," *Journal of Economic Dynamic Control* 4, pp.243-259.

Jain, P., G. Joh, 1988, "The dependence between hourly prices and trading volume," *Journal of Financail and Quantitative Analysis* 23, pp.269-283.

Jennings, R. H., C. Barry, 1983, "Information dissemination and portfolio choice," *Journal of Quantitative and Financial Analysis* 38, pp.1-19.

Jennings, R. H., L. T. Starks, and J. C. Fellingham, 1981, "An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival," *Journal of Finance* 36, pp.143-161.

Karpoff, J., 1987, "The relation between price changes and trading volume: A survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, pp.109-126.

Lee, B. S., 1992, "Causal relations among stock returns, interest rate, real activity, and inflation," *Journal of Finance* 47, pp.1591-1604.

Lee, B. S., and O. M. Rui, 2002, "The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence," *Journal of Banking & Finance* 26, pp.51-78.

Lee, C. M. C., B. Swaminathan, 2000, "Price momentum and trading volume," *The Journal of Finance* 5, pp.2017-2069.

Mandelbrot, B., 1963, "The variation of certain speculative prices," *Journal of Business* 36, pp.394-419.

Mercer, J. M., 1997, "An Alternative Specification for Intraday Simultaneity in Spot and Futures Market," *The Quarterly Review of Economics and Finance 37*, pp. 667-682.

Miller, M. H., 1991, "Volatility, episodic volatility and coordinated circuit-breakers," *Pacific-Basin Capital Market Research* 2, pp.23-47.

Rossi, P. E., 1996, Modelling Stock Market Volatility, Academic Press

Scholes. M., J. Williams., 1977, "Estimating betas from nonsynchrous data," *Journal of Financial Economics* 5, pp.309-327.

Tauchen, G., M. Pitts, 1983, "The price variability-volume relationship in speculative markets," *Econometrica* 51, pp.485-505.

Xu, X. E., C. Wu, 1999, "The intraday relation between return volatility, transactions, and volume," *International Review of Economics and Finance* 8, pp. 375-397.

〈Abstract〉

Study on Relationship of Returns and Volume between Korea, U.S., and Japan Stock Marker

Jeong-hun Seo* · Sang-bin Lee**

In this paper, we explores the dynamic relations between the volume and returns (return volatility) using the indirect causality of Hsiao(1982) as well as the direct causality of Granger(1969) in the Korea, U.S. and Japan stock market. In this line, we investigates the difference of the existence to each result, and the same time explore the possibility of return prediction using information which is included by the volume of the other countries.

Out results show that the information spillover from U.S. stock market to Korea and Japan stock market when using the direct Granger causality. This is the same context with the results of the proceeding research. On the other hand, the results of indirect causality show slightly difference. This result suggests that when considering the indirect causality as well as the direct causality, information flow is clearly analyzed through the forcing variable.

Keywords : Indirect Granger Causality, Dynamic Causality, Information Spillover, VAR, Driving Force Variable

* Korean Exchange Bank, Economic Research Team (krc601@empal.com)
** Professor, School of Business, Hanyang University (leesb@hanyang.ac.kr)