

한국, 미국, 일본과 아시아 금융위기 국가의 주식시장간 조건부상관관계 추정과 정보확산속도에 관한 연구*

서정훈(교신저자)

외환은행 경제연구팀
(krc601@empal.com)

이상빈

한양대학교 경영학부 교수
(leesb@hanyang.ac.kr)

최근 신흥국가들의 금융자본시장 국제화, 통합화가 진전되면서 세계 각국의 주식시장간 동조화는 미국의 1987년 블랙먼데이와 같은 금융경제의 충격시점에서 급격히 증가하는 양상을 보인다는 사실들이 여러 연구에서 밝혀졌다. 이러한 연구들에서, 조건부상관관계에 대한 연구는 국가간 연관성에 대한 분석뿐 아니라 자산배분과 위험관리, 최적포트폴리오의 가중치 선택, 국제주식시장에서의 분산투자 등 재무의사결정의 효율성 문제와도 밀접하게 연관되어 있다. 이러한 점에 대해 본 연구는 1997년 아시아 금융위기 기간과 2001년 IT버블 위기기간을 중심으로 국가간 수익률의 조건부상관관계에 대한 동적 특성을 살펴보았다. 또한 각 위기시점에 조건부상관관계의 유의적인 증가를 의미하는 전염(Contagion)현상을 조사. 각 국가간 조건부상관관계의 유의적인 증가가 정보확산속도와 관련되어 있는지에 대해서도 분석하였다.

분석결과, 아시아 금융위기기간에 직접적인 영향을 받은 한국과 동남아시아 국가(태국, 인도네시아, 말레이시아)간 전염 현상은 유의적인 것으로 나타났다. 그러나 이 국가들과 미국의 관계는 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 이들 국가들이 금융위기와 무관하게 미국경제와의 강한 연계성을 갖고 있음을 보여주는 것이다. 또한 유의적인 전염현상에 대한 정보확산속도의 영향을 분석한 결과에서는, 동남아시아 3개국은 한국, 일본에 의한 정보확산속도가 위기시점에 빠른 것으로 나타났다. 이는 위기시점에서 상대적인 경제규모가 크게 영향을 미치고 있음을 보여주는 것이다. 상기 분석에서, 주별수익률을 이용한 전염현상의 강건성에 대한 분석에서는 다소 상이한 결과가 나타났다. 이는 전염현상이 나타난 국가간 정보확산속도의 분석에서, 거래의 비동시성이나 국가간 시장제도의 차이 등을 고려했을 때, 분석목적에 맞지 않는 자료를 사용할 경우 위험관리나 국제분산투자 등 조건부상관관계에 대한 결과의 신뢰성이 문제가 될 수 있음을 보여 주는 것이다.

주제어: 조건부상관관계, DCC-GARCH, 전염(Contagion)현상, 정보확산속도, 상호종속(Interdependence).

1. 서론

1987년 10월, 블랙먼데일로 불리는 미국 뉴욕증시의 대폭락에 따른 충격이 글로벌 증시의 폭락으로 파급되면서 금융시장에 미치는 충격(shock)에 관한 연구가 활발하게 진행되었다(Jeon and Von Furstenberg, 1990; Lee and Kim, 1993). 특

히, 금융경제의 위기에 따른 충격 이후, 국가간 주식시장의 동조화 및 전염현상 등에 대한 연구는 활발하게 진행되고 있는 분야이다(윤종인, 설원식, 2005). 또한 최근 신흥국가들의 금융자본시장의 국제화, 통합화가 진전되면서 세계 각국의 주식시장간 동조화는 블랙먼데이와 같은 금융경제의 충격시점에서 급격히 증가하는 양상을 보인다는 사실들이 다수의 연구를 통해서도 밝혀졌다(최완수,

2006; Kuper and Lestano, 2007; Chiang, et al, 2007). 동일선상에서 1997년 아시아 금융 위기는 태국 중앙은행이 복수환율바스켓 시스템을 관리변동 환율시스템으로 변경하면서 동남아 국가들이 자국통화의 평가절하 경쟁을 야기함에 따라 아시아에 금융위기가 구체화된 사건이다. 이에 아시아 주요국가 주식시장은 급격한 구조적 변화와 함께 주요 선진주식시장들과의 동조화가 급격히 증가하는 현상을 경험했다. 아시아 금융위기의 성격은 블랙먼데이와 같이 전세계적인 충격을 야기하지는 않았으나, 일부 선진 금융시장과 해당 아시아 금융시장에 적지 않은 충격을 미쳤다. 이러한 국제주식시장에서 금융충격으로 인해 상관성이 증가하는 점에 대해, Bertero and Mayer(1990)는 주식시장에 충격이 있는 이후, 변동성 수준이 충격이 전 상태로 되돌아가더라도 두 국가의 주식시장간 상관관계는 지속적으로 높게 나타나고 있음을 제시. 위기시점에서 변동성 증가가 상관관계를 증가시키고 있음을 주장했다. 또한 그들은 미국 증권시장 붕괴(1987)와 같은 위기의 유형이 프로그램 거래, 서킷 브레이커스(circuit breakers)의 부재, 그리고 증거금제도의 문제 등 시장의 미시구조적 차이에 있음을 제시했고, 이러한 위기가 미국-아시아간 관계에서 아시아-유럽간으로 연속해서 전이됨을 제시했다. 그리고 Solnik et al.(1996)도 국가간 상관관계는 시간에 따라 변하며 특히, 변동성이 확대되는 시기에 증가한다고 주장하여 위기상황에서 변동성이 높게 나타나고 있음을 제시했다. 또한 Lee and Kim(1993)은 1984년 8월부터 1990년 12월까지 12개의 주요국가의 주가지수를 통해서, 1987년 미국 주식시장의 붕괴 이후에 국가간 주식시장의 상호관련성이 강해졌음을 주장했다.

조건부상관관계에 대한 연구는 이러한 국가간 연

관성에 대한 분석뿐 아니라 자산 배분과 위험관리, 최적포트폴리오의 가중치 선택, 국제주식시장에서의 분산투자 등 재무의사결정의 효율성 문제와도 직접적인 관련성을 갖는다. 지금까지 상관관계에 대한 연구는 Bollerslev(1990)의 일정상관관계를 가정한 모형, 또는 BEKK모형, Bivariate-GARCH모형 등을 통해서 조건부상관관계를 추정하는 연구가 진행되었다. 그러나 주식시장간 상관관계가 동태적이라면 일정상관관계를 가정한 모형은 통계적으로 기각될 수 있음을 Longin and Solnik(2001)과 Tse(2000)등이 주장하였다. 또한 Longin and Solnik(1995)은 M-GARCH모형을 이용하여 일정상관관계의 가설을 분석한 결과로부터, 상관관계는 시간상에서 동태적임을 제시했다. 상관관계의 유용함은 현물시장과 선물시장간 최적헤지비율의 추정에서도 중요한 고려요소이다. bivariate-GARCH모형을 이용해서 현·선물간 최적헤지비율을 추정한 Baillie and Myers(1991)는 조건부상관관계의 영향을 받는 최적헤지비율이 시간에 따라 변하고 있음을 제시했다. 그런데 그들이 사용한 bivariate-GARCH모형의 경우, 실질적으로 모형은 상관관계의 시간가변성을 가정함에도 불구하고, 현재의 상관관계에 전기의 변동성변화에 따른 전기의 상관관계가 영향을 미치지 않는다는 모형상의 제약이 있다. 이러한 점을 고려한 모형으로 Engle and Sheppard(2001)와 Engle(2002)은 현재의 상관관계수에 전기의 상관관계수들이 조건부로 관련되도록 DCC-GARCH모형을 제시했다. 이 모형에 의한 추정방법은 추정해야 할 모수의 수를 줄일 수 있을 뿐 아니라 조건부상관관계가 시간상에서 일정한가를 검정할 수 있는 장점을 가지고 있다.

본 논문은 국제분산투자와 국가간 자산포트폴리

오의 최적조합 등과 같은 자산구조의 결합과 관련해서, Engle and Sheppard(2001)와 Engle (2002)이 제시한 DCC-GARCH모형을 이용해서 1997년 아시아 금융위기와 IT버블 위기를 겪은 국가들과 주요 선진주식시장인 미국과 일본 주식시장을 대상으로 조건부상관관계의 시간가변성의 유무와 그 동태적 특성을 조사하고, 다음으로 국가간 주식시장의 전염현상이 위기시점에 유의적으로 나타나는지 검정하였다. 또한, 조건부상관관계의 급격한 변화를 발생시키는 요인중의 하나가 정보확산속도와 관련된 것인지를 함께 금융경제의 불확실성에 따른 변동성 증가가 정보확산속도에 영향을 미치는 주요 요인인지 검증하였다.

연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 분석에 사용된 자료에 대한 설명과 기초통계의 분석결과를 제시한다. 3장에서는 조건부상관관계의 추정 및 이와 관련된 분석 모형에 대해 설명한다. 4장과 5장에서는 실증분석에 대한 결과와 강건성에 대한 검증 결과를 제시하고, 마지막 6장에서는 연구의 요약 및 결론을 제시하였다.

1.1 주요 선행연구와의 관련성

조건부상관관계의 연구와 관련된 국제주식시장간 동조화 연구는, 그 깊이와 폭이 방대함에도 불구하고 세계금융의 글로벌화와 더불어 꾸준히 연구되어 온 분야이다. 특히, 1987년 10월의 블랙먼데이로 불리는 미국 뉴욕증시의 대폭락 충격이 글로벌 증시 폭락으로 이어지면서 금융시장에 미치는 충격(shock)과 국가간 주식시장의 전염현상에 대한 연

구가 보다 활발하게 진행되었다. 특히, 1997년 아시아 국가에 충격을 미친 금융위기는 그간 선진국 중심의 국가간 주식시장 동조화에 대한 연구의 범위를 아시아 주식시장으로까지 확대하는 계기가 되었다.

국가간 주식시장의 상호작용과 관련된 연구로, Eun and Shim(1989)과 Hamao et al.(1990), Karolyi and Stulz(1996)는 선진주식시장 수익률간에 유의적인 상호작용이 존재함을 밝혔다. 김인무와 김찬용(2001)은 한국, 미국, 일본의 비거래소시장 수익률간 정보이전에 대한 효과를 검증하여 외환위기의 전후 기간에 NASDAQ수익률의 변화가 KOSDAQ과 JASDAQ시장에 영향을 미치고 있다는 사실을 제시했다. 윤종인과 설원식(2005)도 한국과 미국, 일본의 거래소시장을 대상으로 한 수익률과 변동성의 동조화 연구에서 DJIA에서 KOSPI로 유의적인 수익률 이전효과가 나타남을 주장했다. 그러나 변동성 이전 관계에서는 어느 국가가 선행하는가에 따라 차이가 있음을 제시했다. 즉, KOSPI 시장의 변동성이 DJIA로 이전되는 경우는 대다수 연구결과와 상반되지만, 그 원인의 하나는 주요 선진경제 국가간 관계인 DJIA와 NIKKEI225가 상호적이고 안정적이라는 관점에서 보면, 한국이 일본으로부터 받는 경제적 영향이 상당히 크기 때문에 간접적인 채널을 통해 영향을 미친 것임을 주장했다.¹⁾

동조화 연구는 주식시장간 수익률동조화 현상뿐 아니라 주식시장간 변동성전이(spillover)에 대해서 분석한 결과도 다수 존재한다. 장국현(2002)은 주식시장간 변동성 이전과 비대칭성에 대한 연구에서,

1) 물론 대다수 연구결과들에 의하면 일본에 미치는 미국의 영향이 큰 것이 일반적 사실이다. 그러나 일본의 GDP에 의한 경제규모가 미국에 이은 2위권의 경제대국(2008년 기준 미국 GDP의 약 1/3 수준임)이라는 점을 감안하면 미국에 대해서 일본도 상당한 경제적 파급력을 가진 것으로 보는 것이 타당할 것으로 사료된다.

미국시장과 한국시장이 동조화되는 가운데 변동성의 비대칭성이 존재함을 발견하였다. 또한 Theodossiou and Lee(1993)는 국가간에 변동성이 이전되는 구조에 대한 연구로부터 미국 주식시장에서 영국, 캐나다, 독일 주식시장으로 그리고 일본 주식시장으로부터 독일 주식시장으로 변동성이 이전되는 사실을 발견했다. 한편, 조건부상관관계에 관한 연구는 동조화 연구와 연관성을 가지고 있음에도 불구하고 활발한 연구가 진행되지 못한 분야이다. 왜냐하면, 상관관계는 그 추정방식에 따라 분석의 결과가 달라질 수 있기 때문이다. 따라서 대다수 연구 중 일부는 자산간 상관관계가 일정함을 가정하여 분석함으로써 자산간 상관관계의 구조 파악이 쉽지 않았다. 또한 bivariate-GARCH모형을 이용한 경우에, t-1 시점까지의 정보를 포함한 두 자산의 변동성이 직접적으로 포함되지 않은 상태에서 추정됨으로써 변동성의 변화를 수반한 상관관계를 추정하는데 한계가 있었다. 이러한 점을 고려해서, 최완수(2006)는 Engle and Sheppard(2001)와 Engle(2002)이 제시한 DCC-GARCH모형을 이용하여 한국, 일본, 홍콩, 싱가포르의 동아시아 4개국 주식시장에서 조건부상관관계의 시간가변성과 정형화된 특징(Stylized facts), 그리고 아시아 금융위기시점 이후 상관관계의 단절현상을 조사하였다. 그는 연구결과에서 금융위기를 직접 경험한 한국과 관련된 국가의 경우 조건부상관관계가 증가하였음을 제시하였다. 또한 상관관계의 정형화된 특징과 관련해서, 조건부상관관계는 시간에 따라 변하기 때문에 모형설정시 일정상관관계를 가정하는 것은 모형설정오류를 범할 수 있음을 주장했고, 극단적 충격에 대해 정(+)의 충격보다 부(-)의 충격이 발생한 경우 조건부상관성에 미치는 효과가 더 큰 상관관계의 비대칭성이 존재함을 주장하였다.

Kuper and Lestano(2007)는 아시아 금융위기의 시발점이 된 태국과 인도네시아 주식시장을 대상으로 조건부상관관계의 시간가변성과 상호종속성에 대해 분석하였다. 그들은 두 국가간 조건부상관관계가 시간상에서 유의적으로 변하고 있음을 제시했고, 또한 금융위기기간 동안 조건부상관관계가 강화되면서 주식시장간 연계가 위기사건에 의해 유의적으로 영향 받고 있음을 제시했다.

Chiang, et al.(2007)는 1990년부터 2003년 기간 동안 아시아 9개 국가를 대상으로 조건부상관성을 조사하였다. 그들은 분석결과에서, 조건부상관성의 증가를 의미하는 국가간 전염효과의 존재와 함께 그러한 상관성이 지속적으로 높게 나타나는 현상(herding)이 동시에 존재함을 주장했다.

본 연구는 조건부상관성에 대해 연구한 선행연구들과 동일선상에서, 아시아 금융위기와 2001년 IT 버블 기간에 영향을 받은 6개 국가들을 대상으로 조건부상관관계가 시간에 따라 변하는지를 DCC-GARCH모형을 통해 먼저 검증한다. 그리고 최완수(2006)가 그의 연구에서 제시한 정보확산속도를 분석, 각 위기시점에 국가간 조건부상관관계가 유의적으로 증가한 경우, 금융충격에 의한 정보확산속도와 함께 불확실성에 따른 정보의 증가(변동성증가 요인)가 국가간 상관성을 높이는 직접적인 요인인지를 검증하였다. 특히, 위기시점에 조건부상관관계의 유의적인 증가가 오직 정보확산속도 문제였다면 일별 주가수익률 외의 다른 수익률측도에서는 유의적인 상관성이 관찰되지 않을 수 있다. 이 점을 고려하기 위해, 분석결과에 대해서 강건성(robust) 검증을 통해 확인한 후, 불확실성의 증가(변동성증가)가 국가간 상관성을 높인 주요 요인인지에 대해서 추가적인 분석을 하였다. 그리고 이러한 분석을 통해서, 금융시장에 충격이 있는 위기시점에 해당 국가의 주식

으로 포트폴리오를 구성한 국제분산투자의 경우, 불확실성의 증가에 따른 국가간 자산의 구성변화 등이 위험관리 수단을 제공할 수 있는지에 대한 시사점을 제시한다.

t 일에 i 국가의 시장지수에 대한 수익률은 다음과 같이 당일 지수대비 전일 지수비의 자연로그로 정의하였다.

$$(1) \quad r_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right)$$

II. 자료의 출처 및 통계적 특성

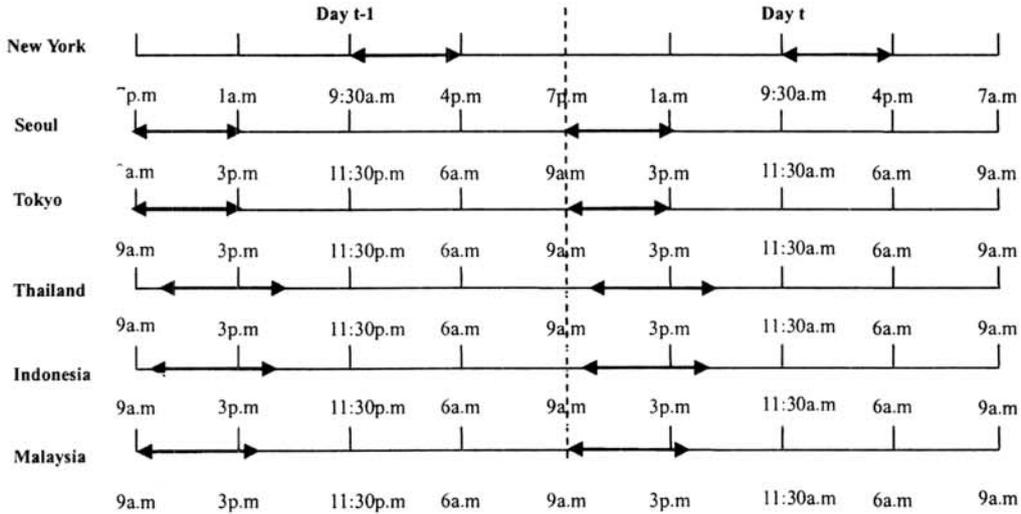
연구에 사용된 자료는 한국과 미국, 일본, 태국, 인도네시아, 그리고 말레이시아 주식시장의 일별 종가자료이며, 분석기간은 1990년 1월부터 2007년 12월까지이다. 분석은 1997년도의 아시아 금융위기 기간과 2001년도의 IT버블 위기기간의 두 위기 시점에 대해서, 각각 위기시점과 위기 이전(1997 아시아 위기), 위기 이후(IT버블 위기) 기간으로 구분하였다.²⁾ 기간의 구분은 다음과 같다: 1997년 아시아 금융위기 기간(1990.1.1~2001.5.30), 2001년 IT버블(2001.6.1~2007.12.30). 자료는 Bloomberg로부터 추출하였으며, 분석에 사용된 국가별 주가지수는 다음과 같다.

- Korea: KOSPI Composite Index
- U.S: Dow Jones Industrial Average Index
- Japan: Nikkei225 Index
- Thailand: SET Composite Index
- Indonesia: JCI Composite Index
- Malaysia: KLCI Composite Index

여기서, $r_{i,t}$: i 국가의 t 일의 일별 종가 수익률
 $P_{i,t}$: i 국가의 t 일의 일별 종가 지수

국가간 비동시적(non-synchronous) 거래로 인해 발생하는 편의에 대해서 6개국 자료 중 거래가 모두 존재하지 않는 거래일은 제외하였다. 또한 일부 국가에서 나타나는 비동시적 거래의 경우, 비거래일 국가의 전일 종가가 존속됨을 가정하여 처리하였다. 이는 우리나라의 휴장일에 미국과 같은 주요 선진시장에서의 대폭락과 같은 정보충격이 발생한 경우에, 이의 정보효과가 지연되어 우리나라 주식시장의 가격에 반영되는 일이 빈번하게 나타나는 경험과 그러한 가격을 제외함으로써 발생할 수 있는 정보 손실을 최소화하기 위함이다. 그리고 각 국가의 거래일자는 분석에 맞게 일치시켰다. 그러나 미국 주식시장의 개장 및 폐장시간은 다른 국가의 주식시장과 정확하게 일치하지 않고 약 5시간의 시차를 나타낸다. 따라서 한국, 일본, 태국, 인도네시아, 말레이시아 주식시장은 미국증시가 폐장되고 난 다음 개장하기 때문에 미국 주식시장의 정보가 수익률 결정에 반영될 수 있다. 다음 <그림 1>은 각 국가의 거래소 개장과 폐장시간을 나타낸다.

2) IT버블 붕괴시점의 분석을 한·미·일 국가의 주식시장으로 한정된 이유는 다음과 같다. 2001년 미국 NASDAQ의 기술주 폭락을 계기로 닷컴 버블이 구체화되며, 이에 직접적으로 영향을 받은 국가는 한국(KOSDAQ)과 일본(JASDAQ)일 가능성이 크다. 물론 미국의 기술주들 붕괴에 의한 위기였기에 상당 부분의 영향이 동남아시아 주식시장에도 영향을 미치긴 했으나, 기술주중심의 시장이 활성화되지 않았다는 점을 감안할 때, 동남아시아 주식시장에 대한 영향은 상대적으로 적을 것으로 판단되기 때문이다.



〈그림 1〉 한국, 미국, 일본, 태국, 인도네시아, 말레이시아 주식시장의 거래시간

〈표 1〉은 표본 국가별 주식시장의 수익률에 대한 통계적 특성을 나타낸다. 각 행은 국가별 주식시장 수익률의 적률과 분포의 정규성, 그리고 자료의 안정성 검증에 대한 단위근 결과를 보여준다. 분석기간 중 표준편차는 한국과 태국, 인도네시아, 말레이시아가 미국과 일본에 비해 상대적으로 크다. 이는 금융위기 기간에 높은 변동이 전체 기간에 영향을 미쳤기 때문으로 판단된다. 분포의 대칭도를 나타내는 왜도와 뾰족함의 정도로 정규성여부를 검증하는 Jarque-Bera 방법은 왜도와 첨도의 값이 0과 얼마나 유의적으로 다른가를 검증하는 결합검증방법이다. 〈표 1〉에 의하면 수익률의 첨도는 모두 3이상으로 정규분포보다 첨예한 분포이고, 대칭도는 한국, 미국, 태국이 음(-)의 값으로 왼쪽으로 치우친 꼬리의 분포를 나타내고 있고, 나머지 국가들은 양(+)의 값으로 오른쪽으로 치우친 비대칭 분포를 보이고 있다. 이러한 수익률 분포의 뾰족함과 꼬리의 두터움 현상이 의미하는 것은 수익률이 큰 폭으로 상승

하거나 하락할 확률이 정규분포를 가정한 경우보다 크다는 것이다. Jarque-Bera 통계량에 의하면 수익률의 정규성 가설은 모두 유의수준 하에서 기각되고 있다. 또한 하나의 단위근이 존재한다는 귀무가설의 단위근 검증결과는 1% 유의수준에서 모두 귀무가설을 기각하고 있다.

III. 연구방법론

3.1 조건부상관계수의 추정: DCC-GARCH 모형

조건부상관계의 추정을 위해 본 연구에서는 Engle and Sheppard(2001)와 Engle (2002)가 제시한 DCC-GARCH모형을 사용한다. 먼저, 0의 평균과 조건부 공분산행렬 H_t 를 갖는 조건부 다변량 분포하는 r_t 가 조건부평균방정식에 수익률 시리트를 포함



〈그림 2〉 표본 국가의 주가지수 추이

〈표 1〉 자료의 기초통계량

1990.1.1 ~ 2007.12.31						
	Korea	U.S.	Japan	Thailand	Indonesia	Malaysia
Mean x10	0.6x10 ⁻⁶	0.13x10 ⁻⁵	-0.8x10 ⁻⁵	-0.1x10 ⁻⁷	0.16x10 ⁻⁵	0.8x10 ⁻⁶
Std Dev	0.0075	0.0040	0.0059	0.0072	0.0061	0.0061
Max	0.0354	0.0267	0.0540	0.0493	0.0570	0.0940
Min	-0.0556	-0.0324	-0.0314	-0.0755	-0.0553	-0.1049
Skewness	-0.1409	-0.2451	0.1504	-0.0772	0.1718	0.4288
Kurtosis	6.7265	8.4355	6.9868	12.2949	14.6724	50.1236
JarqueBera	948.8*	6287.4*	3374.9*	1823.9*	2877.9*	4687.3*
ADF	-50.37*	-51.22*	-52.32*	-45.88*	-44.80*	-44.61*

Jarque-Bera 통계량은 모두 1% 유의수준에서 표본이 정규분포 한다는 귀무가설을 기각한다. ADF검정은 χ^2 분포를 따르며, 단위근 검증의 임계치는 1%와 5%에서 각각 -3.99, -3.43이다. 단위근 검증에는 모든 표본에 대해 4의 래그값을 사용하였다.³⁾

하는 $k \times 1$ 벡터라 하면 조건부 공분산행렬은 식(3)에 의해서 표현될 수 있다.

$$(2) r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

$$(3) H_t = D_t R_t D_t$$

여기서 $D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{it}}\}$ 는 i^{th} 대각에 $\sqrt{h_{it}}$ 를 갖는 $k \times k$ 대각행렬이다. 그리고 R_t 는 시간가변 상관관계수 행렬을 나타낸다. 조건부상관관계의 추정은 2단계에 의해서 추정된다. 먼저, 1단계에서는 식(4)의 단일변량GARCH(p,q)모형을 추정한다.

$$(4) h_{it} = \omega_i + \sum_{p=1}^p \alpha_{ip} \varepsilon_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^q \beta_{iq} h_{it-q}$$

여기서 $j=1, 2, \dots, k$ 이고, h_{it} 의 안정성과 $h_{it} \geq 0$ 이어야 하는 제약조건을 보장하기 위해 각

계수들은 $\alpha_p \leq 0, \beta_p \leq 0, \sum_{p=1}^p \alpha_p + \sum_{q=1}^q \beta_q < 1$ 과 같이 제약된다.

2단계에서는 조건부상관계수를 추정하는데, 이에 대한 식은 다음의 식(5)와 같다.

$$(5) R_t = Q_{t-1}^{-1} Q_t Q_{t-1}^{-1}$$

여기서

$$Q_t = \left(1 - \sum_{m=1}^M a_m - \sum_{n=1}^N b_n \right) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M a_m (\varepsilon_{t-m} \varepsilon_{t-m}') + \sum_{n=1}^N b_n Q_{t-n}$$

또한 \bar{Q} 는 1단계에서 추정된 표준화된 잔차로부터 계산된 비조건부 공분산행렬이다. 그리고 $Q^* = \text{diag}\{\sqrt{q_{ii}}\}$ 는 Q_t 의 주대각 원소들의 제곱근인 $k \times k$ 대각행렬이다. 이 식에서 Q_t 가 양정부호(positive definite)행렬이면 R_t 또한 양정부호 행렬이고, 그 역 또한

3) Tsay, R.S., (2002). Analysis of Financial Time Series, Wiley.

성립한다. 또한 R_{it} 의 원소는 $\rho_{ij} = q_{ij,t} / \sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}$ 이다.

T개의 수익률 관측치가 주어지면, DCC-GARCH 모형의 추정을 위한 로그우도함수(log likelihood function)는 식(6)과 같다

$$(6) \quad L = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \log(2\pi) + \log(|D_t|) + \log(|R_t|) + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t)$$

여기서, $\varepsilon_t \sim N(0, R_t)$ 는 조건부 표준편차에 의해 표준화된 잔차이다. 또한 조건부 평균방정식의 모형화는 다음의 VAR(Vector Autoregressive) 모형을 이용한다.

$$(7) \quad A(L)y_t = a_0 + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, H_t)$$

여기서, $A(L)$ 은 래그 L까지의 다항식이고, $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}]'$ 또는 $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}]'$ 는 $H_t = \{h_t\}$ 의 공분산 행렬을 구성하는 오차항 벡터이다. $i=1, 2, 3$ 또는 $i=1, 2, 3, 4$ 이다.

3.2 전염(Contagion)현상과 정보확산속도의 검증

본 절에서는 1997년 아시아 금융시장 위기의 촉발이 된 한국 및 동남아시아 국가와 함께 선진 금융시장인 미국과 일본 주식시장을 대상으로 아시아 위기와 함께 2001년 IT버블 시점에서 국가간 조건부상관관계의 급격한 증가가 발생했는지 조사하였다. 분석결과에 대해 두 국가간 조건부상관관계가 금융위기 이전보다 유의적인 증가를 보인 경우 Forbes

and Rigobon(2002)이 그들의 연구에서 제시한 것과 같이 본 연구에서도 이를 전염(Contagion)현상으로 정의하였다.⁴⁾ 한편 이러한 전염현상이 나타난다면 조건부상관관계의 유의적인 증가는 국가간 정보확산속도와 관련이 있을 가능성이 높다. 예를 들어, 한국과 인접한 일본 주식시장에서 일어난 사건이 한국 주식시장에 영향을 주는 속도가 증가했다면 일별 주가에서는 상관관계의 급격한 증가로 나타날 수 있기 때문이다. 따라서 한나라의 정보확산속도가 다른 국가에 어떠한 속도로 반영되는지에 대해 한 국가의 수익률에 영향을 미치는 전체정보 중 다른 국가의 정보충격을 통제한 후 평균방정식을 모형화하여 여기서 추정되는 조건부 변동성의 계수추정을 통해 정보확산속도의 구조를 파악하였다.

정보확산속도의 구조는 식(10)의 GARCH모형의 분산성의 자기회귀구조에 의해서 분석한다. 즉, 정보효율성의 관점에서 정보확산의 개념을 이해했을 때, 정보효율성이라는 것이 시장에 알려진 모든 정보가 얼마나 신속하게 가격으로 반영되는가의 관점에서 보면, h_t 를 결정함에 있어 만일, 정보확산속도가 빠르다면 과거 정보보다는 최근 정보가 h_t 의 결정에 큰 영향을 미칠 것이다. 이는 정보확산속도를 모형화 한 식(10)의 분산방정식에서 ARCH계수 β_1 는 t-1시점의 정보가, 그리고 GARCH계수 β_2 은 t-2시점을 포함한 이전 정보가 가격변화에 영향을 미치는 정도에 대한 측도를 제시한다. 또한 β_2 은 t-2시점 이전 정보가 현재까지 영향을 미치는 정보를 나타내기 때문에 정보반영의 속도가 얼마나 지연되어 반영되는가에 대한 정보를 나타낸다. 따라서

4) Forbes and Rigobon(2002)이 그들의 연구에서 정의한 전염현상(Contagion)과 상호종속(Interdependence)의 개념은 다음과 같다. 먼저, 전염현상은 시장에 어떤 충격이 있을 후에 시장간 동조화가 유의적으로 증가하는 경우를 의미한다. 반면, 상호종속은 두 시장의 공동 움직임에 유의적인 증가는 없지만 시장간 지속적으로 높은 상관관계를 유지한다면 이는 두 나라 경제의 연관성이 밀접함을 의미하는 것이다.

A시장에 영향을 미친 B시장의 충격에 의한 ARCH 계수 β_2 가 B시장에 영향을 미친 A시장의 충격에 의한 β_1 보다 크고, β_1 이 작으면 B시장의 충격에 의한 정보확산속도가 A시장에 보다 빠르게 전염되는 것으로 판단할 수 있다.

$$(8) \quad r_{i,t} = \mu_0 + u_{i,t}$$

$$(9) \quad r_{A,t} = \alpha_0 + \alpha_1 r_{A,t-1} + \alpha_2 u_{B,t} + \xi_t,$$

$$\xi_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}, \quad \varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, h_t^*)$$

$$(10) \quad h_t^* = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_{1i} h_{t-1}^* + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \varepsilon_{t-1}^2$$

여기서, $u_{i,t}$ 는 각 국가의 수익률에 대해 회귀분석을 통해 추정된 예측할 수 없는 unexpected) 충격이다. 또한 식(9)의 평균방정식과 식(10)의 분산방정식은 A국가의 과거 자신의 수익률과 B국가의 예측할 수 없는 충격을 통제하였을 때 A와 B국가 이외의 국가에 대한 정보충격이 A국가에 미치는 정보확산의 속도를 추정하는 과정을 나타낸다. Ψ_{t-1} 는 t-1시점까지의 모든 정보집합을 나타낸다.

IV. 실증분석 결과

4.1 한국, 미국, 일본 주식시장의 조건부상관관계 추정 결과

조건부상관관계의 추정은 먼저, GARCH모형의 차수 p, q를 결정한 후, DCC의 M, N 차수를 결정했다. 그리고 DCC-GARCH모형의 적합성 검정은 최우추정량을 추정하여 LR검정을 이용하였다. 평균

방정식의 잔차추정은 AIC기준에 따른 벡터자기회귀 모형(VAR)을 사용하였다.

〈표 2〉는 전체표본기간에 대한 한·미·일 주식시장의 DCC(1,1)-GARCH(2,2)모형에 의해 조건부상관관계를 추정한 결과이다. 분석결과 분산성의 시간변화를 나타내는 계수 α 와 β 의 추정치가 유의적인 양(+의 값)이다. 이는 각 국가의 수익률 분산이 시간에 따라 유의적으로 변하는 것을 의미한다. 충격의 장기지속성을 나타내는 $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \beta_i$ 값의 경우 모든 국가에 대해서 1보다 작게 나타나 안정적인 과정을 따르고 있다. 동시에 $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \beta_i$ 값이 1에 가깝게 나타나고 있어 조건부 변동성이 미래에도 다소 지속되고 있는 것으로 나타났다. 한편 조건부상관계수의 모수추정치 a_1 과 b_1 의 경우 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 정(+의 값)을 보이면서, 계수의 제약조건 $\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{i=1}^p b_i < 1$ 을 만족하는 것으로 나타나 모형추정의 필요조건을 모두 충족하고 있다. 조건부상관관계의 장기지속성을 나타내는 b_1 의 값은 1의 값에 가깝게 추정되었는데, 이는 조건부상관관계가 전기에 실현된 상관관계에 크게 영향을 받고 있음을 의미한다. 또한 Engle and Sheppard(2002)에 의해 제시된 상관계수가 일정한 값을 갖는다는 귀무가설($R_0 = R$)에 대한 검증결과는 1% 유의수준에서 모두 기각되었다. 이는 각국의 조건부상관계수가 시간에 따라 변하는 것임을 나타내는 것이다. 조건부상관계수의 평균값은 한국과 미국이 0.0732, 한국과 일본이 0.2232, 그리고 미국과 일본이 0.1193으로, 분석 기간 중 한국과 일본시장의 조건부상관관계가 큰 것으로 나타났다.

〈그림 3〉의 한국과 미국, 일본 주식시장간 조건부상관계수의 시계열추이를 나타낸 그림(1), (2),

(3)을 통해 본 결과에서, 한국-미국의 조건부상관관계는 아시아 금융위기 기간에 급격한 증가가 나타나지 않는 것으로 보인다. 이는 한국이 금융위기 이전부터 위기시점을 포함한 이후까지 미국경제의 강한 영향을 받고 있음을 나타내는 결과이다. 반면 한국-일본, 미국-일본간에는 금융위기 기간에 조건부상관관계가 같은 방향으로 크게 증가하는 모습을 보여주고 있다. 특히, IT버블 기간에서는 미국-일본의

관계 역시 상관관계가 정(+)의 방향으로 크게 확대되는 모습을 보여주고 있다. 한국시장과 관련된 이러한 조건부상관관계의 급격한 증가는 최완수(2006)의 연구에서도 제시된 것처럼, 한국의 외환위기로 인해 두 국가간 주식시장의 조건부상관관계가 정보확산속도로부터 영향을 받고 있을 가능성을 시사하는 것이다.

다음으로 한국과 미국, 그리고 일본 각 국가와 동

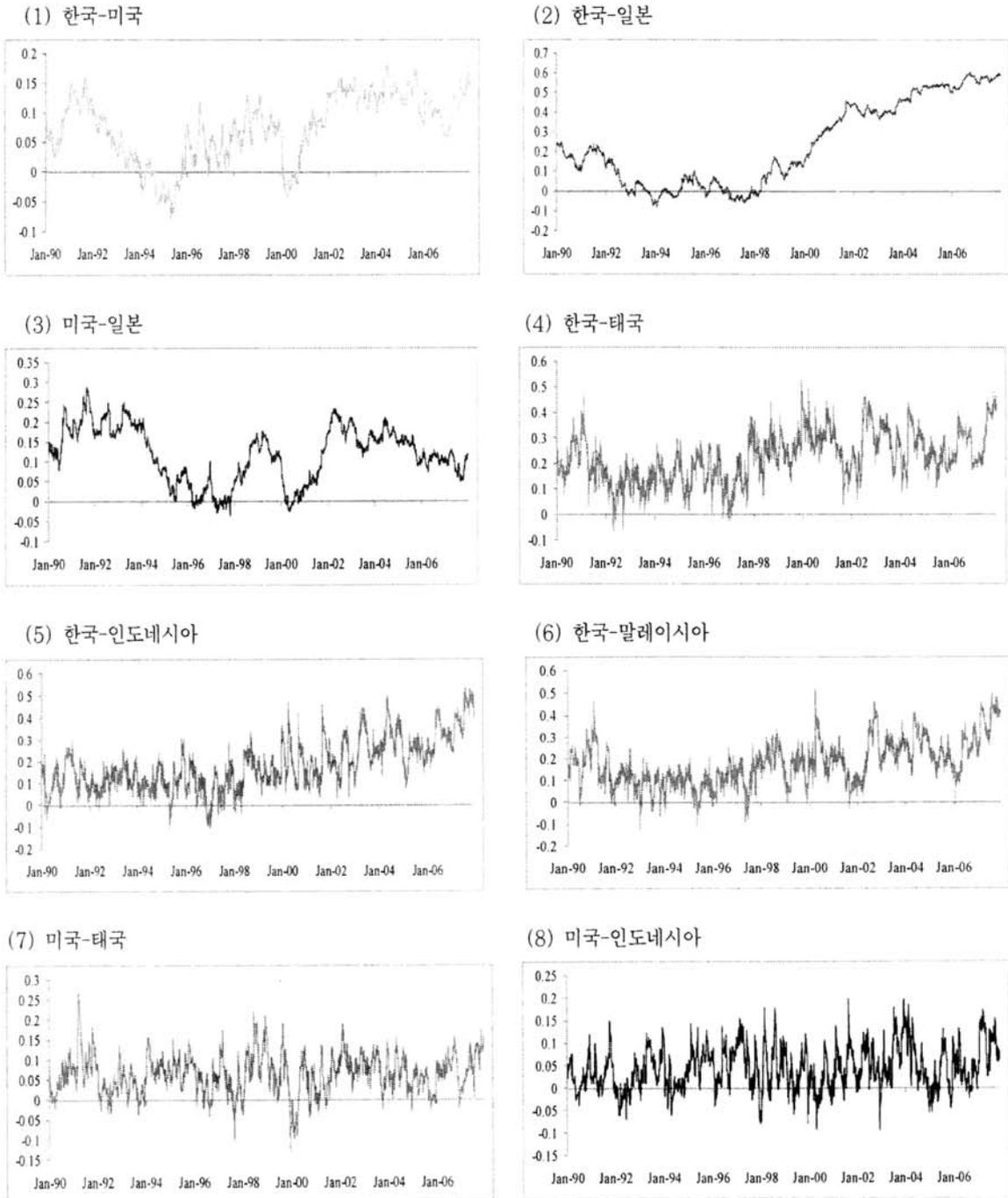
(표 2) 분석기간의 한국·미국·일본 주식시장간 조건부상관관계 추정결과

Coefficient	Korea-U.S.	Korea-Japan	U.S.-Japan
	DCC(1,1)-GARCH(2,2)		
$C_1 \times 10^{-7}$	0.1088*** (1.12 x10 ⁷)	1.769*** (1.77 x10 ⁸)	0.1279*** (8.08 x10 ⁶)
α_{11}	0.0607*** (72.26)	0.9230*** (16658.68)	0.0235*** (227.28)
α_{12}	0.7581*** (1016.56)	0.2570 x10 ⁻⁶ *** (1.34)	0.7930*** (1998.94)
β_{11}	0.0765*** (333.52)	0.0183*** (95.29)	0.0470*** (241.36)
β_{12}	0.0878*** (335.79)	0.0491*** (200.12)	0.1010*** (515.19)
a_1		0.0042*** (7103.26)	
b_1		0.9958*** (1.08x10 ⁶)	
LR		15.53***	
χ^2 -test: $R_t = R$		14.46*** (lag=2)	
$\bar{\rho}$	Korea-U.S.	Korea-Japan	U.S.-Japan
	0.0732	0.2232	0.1193

* 는 1% 유의수준에서 유의적임을 나타냄.

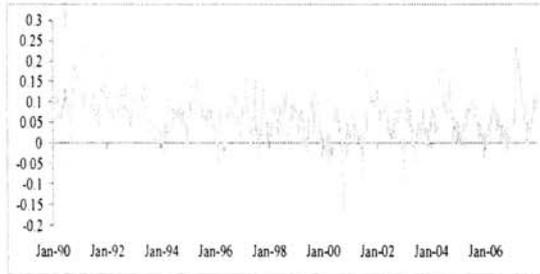
$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^k \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^k \beta_j h_{t-j}, \text{ 그리고 } \varrho = \left(1 - \sum_{i=1}^k \alpha_i - \sum_{j=1}^k \beta_j\right) \bar{\varrho} + \sum_{i=1}^k \alpha_i (\varepsilon_{t-i} \cdot \varepsilon_t) + \sum_{j=1}^k \beta_j \varrho_{t-j}$$

최우추정량과 관련된 모형의 타당성 검증을 위해 LR통계량으로 검증했다. 이 방법은 먼저, 제약식과 비제약식의 최대우도함수값이 각각 $L(\phi_0)$, $L(\phi_1)$ 라 할 때, $LR=2(L(\phi_0)-L(\phi_1))$ 이고 점근적 χ^2 분포를 따름. 여기서 자유도 k는 대립가설과 귀무가설의 추정 모수의 개수의 차이이며, 추정된 LR 검정통계량이 χ^2 값보다 클 때 귀무가설을 기각함.

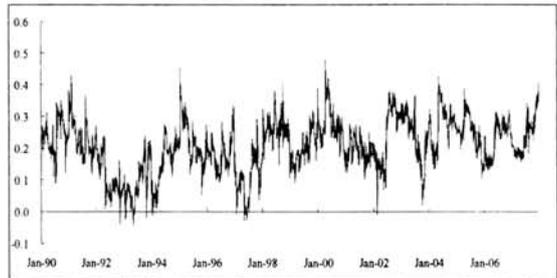


〈그림 3〉 분석 대상 국가간 조건부상관관계

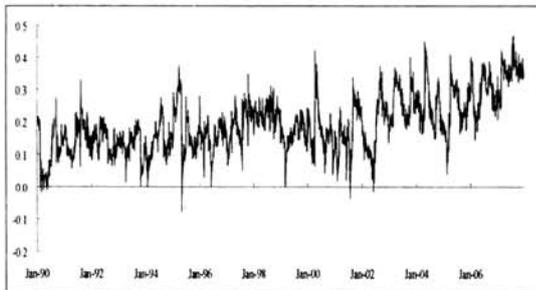
(9) 미국-말레이시아



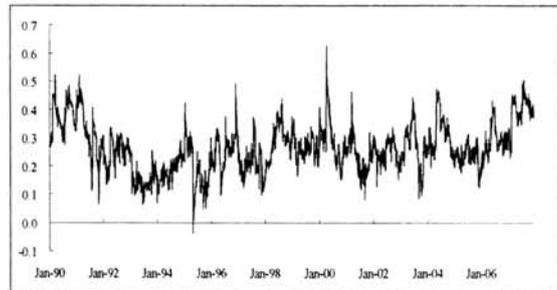
(10) 일본-태국



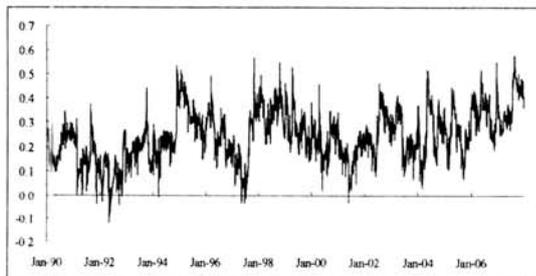
(11) 일본-인도네시아



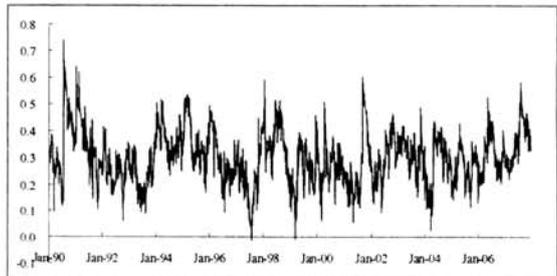
(12) 일본-말레이시아



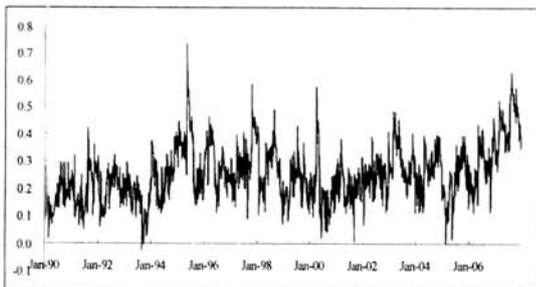
(13) 태국-인도네시아



(14) 태국-말레이시아



(15) 인도네시아-말레이시아



〈그림 3〉 분석 대상 국가간 조건부상관관계 (계속)

남아시아 3개국 및 동남아시아 3국간 조건부상관관계의 추정결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 각 국가별 조건부 상관계수의 추정결과는 앞서 한국, 미국, 일본 주식시장에서 추정된 결과와 같이 모형추정의 필요조건을 충족하면서 시간에 따라 변하는 것으로 나타났다.

<그림 3>의 나머지 그림은 한국, 미국, 일본과 동남아시아 각 국가간 조건부상관관계의 시계열추이를 나타낸 그림이다. 조건부상관관계의 추정에서 특이할만한 점은 한·미·일 국가간에는 분석기간 중 위기시점에 음(-)의 상관관계가 나타난다. 반면, 한국과 동남아시아 3국간에는 아시아 금융위기 이후로 조건부상관관계의 증가추세가 나타나고 있다. 이는 위기 이후, 이들 국가들이 자본자유화와 금융시장의 개방으로 인해 국가간 연계성이 이전보다 증가했기 때문인 것으로 사료된다. 또한 미국과 동남아시아 국가간에는 일정한 상관관계를 보여주고 있는데, 이는 이들 동남아시아 3국과 미국의 경제관계가 위기와는 무관하게 지속적으로 강한 관련성을 가지고 있음을 보여주는 것이다. 반면, 동남아시아 국가와 일본의 관계 및 동남아시아 국가간에는 정(+)의 상관관계가 지속적으로 나타나고 있다. 이는 이들 국가들이 아시아권 국가 중 일본경제규모에 높은 상관성을 가지고 있음을 보여주는 것이다. 또한, 동남아시아 국가들과 미국, 일본간 주식시장의 관계는 금융위기 시점 전후로 조건부상관관계의 유의적인 큰 폭의 변화가 나타나지 않는 것으로 보인다. 그러나 동일한 금융위기를 겪은 한국과의 관계에서는 조건부상관관계가 점진적으로 확대되는 경향을 보이는 것

으로 판단된다. 이 결과는 조건부상관관계의 추정을 통한 시계열 그래프 상에서의 결과로써, 모형에 의한 전염현상 분석은 다음절에서 제시하였다.

4.2 국가별 주식시장간 조건부상관관계의 추정결과

다음 <표 3>과 같다.

4.3 1997년 아시아 금융위기와 2001년 IT버블 기간에 한국, 미국, 일본, 태국, 인도네시아, 말레이시아 주식시장간 전염현상

본 절은 1997년 아시아 금융위기(1997.6~2001.2)와 그 이전시점(1990.1~1997.5), 그리고 2001년 IT버블위기(2001.3~2002.4)와 그 이후 시점(2002.5~2007.12)에 국가간 조건부상관관계의 유의적인 증가를 나타냈는지 검증하였다. 이를 위해 세부기간별로 국가간 조건부상관계수의 평균을 계산하고, 다음의 귀무가설, $H_0: \rho_{ij}^c = \rho_{ij}^s$ 과 대립가설, $H_0: \rho_{ij}^c > \rho_{ij}^s$ 을 검증. 위기시점과 그 전후기간에 전염(Contagion)현상이 나타났는지 조사하였다. 여기서 ρ_{ij}^c 과 ρ_{ij}^s 는 각 위기간과 안정된 기간의 i -국가와 j -국가의 조건부상관계수이다. 분석에 사용한 검정통계량 q 의 계산은 다음과 같다.⁵⁾

$$(11) \quad q = (Z_2 - Z_1) / [1/(N_2 - 3) + 1/(N_1 - 3)]^{1/2},$$

여기서, Z_i 는 상관계수의 Fisher transformation⁶⁾을 통해 계산된 값이고, N_i 는 i 기간에 대한 표본의

5) Lee, S. B., and K. J. Kim, 1993, Does the October 1987 Crash Strengthen the Co-movements among National Stock Markets?, *Review of Financial Economics* 3, p.92 참조.

6) Fisher transformation은 다음과 같다. $Z = 1/2 \ln \left\{ \frac{1+\hat{r}}{1-\hat{r}} \right\}$, 여기서 \hat{r} 은 표본상관계수이다. \hat{r} 의 추정을 위한 표본이 크면, Z 는 근사적으로 평균 $m = 1/2 \ln \left\{ \frac{1+\rho}{1-\rho} \right\}$ 과 분산 $v = 1/(n-3)$, 여기서 ρ 는 상관계수이고, n 은 표본의 수이다.

〈표 3〉 한국, 미국, 일본 각 국가와 태국, 인도네시아, 말레이시아 주식시장간 조건부상관관계 추정결과

Coefficient	Korea-Tailand-Indonesia-Malaysia			U.S.-Tailand-Indonesia-Malaysia			Japan-Tailand-Indonesia-Malaysia			Tailand-Indonesia-Malaysia					
	Korea	Tailand	Indonesia	Malaysia	U.S.	Tailand	Indonesia	Malaysia	Japan	Tailand	Indonesia	Malaysia	Thailand	Indonesia	Malaysia
	DCC(1,2)-GARCH(2,2)			DCC(1,1)-GARCH(1,2)			DCC(1,2)-GARCH(1,2)			DCC(1,2)-GARCH(1,2)					
$C_{11} \times 10^{-7}$	0.1044*** (1.26x10 ⁻⁷)	0.3792*** (9.57x10 ⁻⁸)	5.1014*** (1.02 x10 ⁻⁸)	4.5351*** (1.41x10 ⁻⁸)	2.4523*** (4.81x10 ⁻⁸)	0.2781*** (1.11x10 ⁻⁸)	5.3625*** (1.15x10 ⁻⁸)	2.9615*** (2.58x10 ⁻⁸)	8.3655*** (1.50x10 ⁻⁸)	0.2684*** (1.01x10 ⁻⁸)	4.9915*** (1.13x10 ⁻⁸)	3.2910*** (2.71x10 ⁻⁸)	0.2584*** (1.08x10 ⁻⁸)	5.4001*** (9.96x10 ⁻⁸)	3.6540*** (2.30x10 ⁻⁸)
α_{11}	0.0381 (0.86)	0.0194*** (1576.27)	6.03x10 ⁻²² (2.7x10 ⁻¹⁸)	0.1012*** (2.90)	0.9002*** (3657.50)	0.6869*** (13.95)	0.4172*** (38.17)	0.5554*** (56.93)	0.0853*** (758.44)	0.1409*** (236.87)	0.1514*** (183.83)	0.1383*** (248.33)	0.1271*** (178.96)	0.1641*** (221.66)	0.1403*** (206.61)
α_{12}	0.7805*** (16.44)	0.7154*** (271.93)	0.8152*** (377.01)	0.7122*** (26.07)	0.0126*** (35151.77)	0.1254*** (3.09)	0.4248*** (40.09)	0.3071*** (31.63)	0.8923*** (5645.67)	0.7597*** (87.40)	0.4699*** (44.39)	0.5814*** (33.34)	0.8096*** (387.54)	0.3890*** (27.45)	0.5653*** (11.04)
β_{11}	0.0646*** (434.01)	0.1162*** (140.58)	0.1162*** (234.06)	0.0835*** (251.05)	0.0750*** (348.72)	0.1378*** (111.69)	0.1558*** (217.32)	0.1357*** (267.81)	0.0027*** (12343.0)	0.0562*** (6.37)	0.3875*** (37.18)	0.2790*** (18.09)	0.0194*** (2709.25)	0.4467*** (30.11)	0.2921*** (6.28)
β_{12}	0.1029*** (305.73)	0.0805*** (239.44)	0.0684*** (120.36)	0.1000*** (86.81)											
α_1		0.0242*** (492.41)				0.0114*** (235.87)					0.0223*** (67.14)				0.0335*** (489.19)
h_1		0.2895*** (36.75)				0.967*** (3945.28)					0.2555*** (21.01)				0.1818*** (80.95)
h_1		0.6684*** (83.79)									0.7013*** (30.34)				0.7550*** (232.07)
LR		17.63***				135.82***					13.74***				38.83***
χ^2 -test: $R_1 = R$		121.60*** (lag=12)				32.04*** (lag=6)					80.76*** (lag=10)				97.32*** (lag=30)
\bar{p}	0.2207	0.1779	0.1757	0.0642	0.0434	0.0608	0.2048	0.1929	0.2634	0.2426	0.3001	0.2519			

***는 1% 유의수준에서 유의적임을 나타냄.
 $h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{i,t}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j}$, 그리고 $\varrho = (1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i - \sum_{j=1}^q \beta_j) \varrho + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}) \sum_{j=1}^q \beta_j \varrho$.
 최우추정량과 관련된 모형의 타당성 검정을 위해 LR통계량으로 검증했다. 이 방법은 먼저, 제약식과 비제약식의 최대우도함수값이 각각 $L(\vartheta_0)$, $L(\vartheta_1)$ 라고 할 때, LR=2(L(ϑ_0)-L(ϑ_1))이고 점근적 χ^2 분포를 따름. 여기서 자유도 k는 제약식들의 추정 모형 변수의 차이이며, 추정된 LR 검정통계량의 χ^2 값보다 클 때 귀무가설을 기각함.

크기이며, $i=1,2$ 이다.

〈표 4〉는 전염현상의 분석결과를 제시한다. 1997년 아시아 금융위기 기간에, 한국과 미국, 일본 주식시장간에는 한국-일본, 미국-일본간에 전염현상이 나타나고 있다. 그리고 한·미·일 각국과 동남아시아 국가에서는 먼저, 한국과 동남아시아 국가간에는 모두 전염현상이 유의적으로 나타난다. 금융위기를 경험한 한국이 일본을 포함한 동남아시아 국가에 대해 조건부상관관계가 유의적인 증가를 보이고 있는 결과는 최완수(2006)가 제시한 결과에서와 같이 동아시아 국가(홍콩, 싱가포르, 일본)들과는 금융위기를 경험한 한국만이 조건부상관성이 관련된 국가라는 결과와 일치한다. 동일한 맥락에서 같은 위기를 경험한 동남아시아 국가 중 태국과 인도네시아도 일본과 유의적인 상관관계의 증가를 보이고 있다. 그러나 미국-한국, 그리고 미국-동남아시아 국가간 조건부상관관계에서는 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 아시아 금융위기의 직접적인 영향을 받은 한국과 동남아시아 3개국이 미국 주식시장과의 관계에서 전염현상이 유의하지 않게 나타나고 있는 이유는, 이들 국가들의 경제가 금융위기 시점과 그 전후에 미국으로부터 직접적인 경제적 영향에 있었다는 점과 아시아 금융위기를 극복하는 시점에 미국으로부터의 영향이 크게 있었기 때문에 조건부상관관계의 증가가 금융위기 상황에서도 유의하게 나타나지 않은 것으로 사료된다. 또한 동남아시아 국가간에는 태국-인도네시아, 인도네시아-말레이시아 간에 유의적인 전염현상이 나타나는 것으로 분석되었다.

4.4 국가간 주식시장의 정보확산속도 추정

본 절에서는 금융경제의 위기상황에서 전염현상의 결과가 정보확산속도와 실질적으로 관련된 것인지에 대해서 분석하였다. 정보확산속도의 추정을 위한 모형의 평균방정식은 ARMA(p,q)모형을 이용하였으며, 차수는 Hannan and Rissanen(1982)⁷⁾기준에 의해 추정하였다. 차수는 적용된 모형별로 〈표 5〉의 평균방정식의 계수값으로 제시되어 있다. 그리고 한 국가의 수익률에 영향을 미친 정보충격을 통제한 계수 a_3 는 모두 유의수준 하에서 통계적으로 유의하다. 이는 한 국가의 수익률에 영향을 미친 정보충격(정보확산을 일으킨 국가의 정보충격이 제외된 전체정보 충격)으로 사용된 예측할 수 없는 충격의 대용치로 OLS추정의 잔차가 적절함을 보여주는 것이다.

1997년 아시아 금융위기와 2001년 IT버블 위기 시점에 전염현상이 발생한 국가에 대해서 전염현상이 정보확산속도와 관련된 것인지를 검증한 결과, 금융위기의 직접적 영향을 받은 국가들(한국, 태국, 인도네시아, 말레이시아)이나, 간접적인 영향을 받은 국가(일본) 모두 한국시장과, 일본시장으로부터 정보확산속도가 증가하며 관련된 두 시장간 전염현상이 나타나고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는, 위기상황에서의 정보확산속도는 전염현상에 직접적으로 영향을 미치며, 일반적으로 위기에 직접적 또는 간접적인 상황에 놓였던 국가들 간에는 금융경제의 규모가 상대적으로 앞선 주식시장으로부터의 정보확산속도가 빠르게 전이되고 있음을 제시하는 것이다. 반면, 두 위기상황(아시아 금융위기, IT버블 위기)에서 미국과 일본의 경우에는 일본에서 미국으

7) 김명직 · 장국현 (2002). 금융경제시계열, 경문사, p. 154.

〈표 4〉 전염(Contagion)현상 및 상호종속성(Interdependence) 분석

	1997 아시아 금융위기 기간				2001 IT버블 기간			
	Stable period: 1990.1~1997.5		Test statistics	Contagion?	Crisis period: 2001.3~2002.4		Test statistics	Contagion?
	stable	crisis			stable	crisis		
Korea-U.S.	0.0492 [0.0493]	0.0607 [0.0608]	0.308	N	0.1412 [0.1422]	0.1804 [0.1824]	0.635	N
Korea-Japan	0.1184 [0.1190]	0.2046 [0.2075]	2.364**	C	0.5225 [0.5797]	0.4529 [0.4883]	-1.443	N
U.S.-Japan	0.0294 [0.0294]	0.0893 [0.0895]	1.604*	C	0.1316 [0.1324]	0.2349 [0.2393]	1.688*	C
Korea-Thailand	0.1112 [0.1117]	0.3015 [0.3112]	5.326***	C	-	-	-	-
Korea-Indonesia	0.0466 [0.0467]	0.1514 [0.1526]	2.827***	C	-	-	-	-
Korea-Malaysia	0.0794 [0.0796]	0.1989 [0.2016]	3.256***	C	-	-	-	-
U.S.- Thailand	0.0525 [0.0526]	0.0396 [0.0396]	-0.329	N	-	-	-	-
U.S.- Indonesia	0.0293 [0.0293]	-0.0012 [-0.0013]	-0.775	N	-	-	-	-
U.S.- Malaysia	0.1132 [0.1137]	0.0036 [0.0036]	-2.972	N	-	-	-	-
Japan- Thailand	0.1296 [0.1304]	0.2492 [0.2546]	3.156***	C	-	-	-	-
Japan- Indonesia	0.0775 [0.0777]	0.1906 [0.1928]	2.926***	C	-	-	-	-
Japan- Malaysia	0.2236 [0.2275]	0.2673 [0.2739]	1.181	N	-	-	-	-
Thailand-Indonesia	0.1595 [0.1609]	0.3217 [0.3335]	4.608***	C	-	-	-	-
Thailand-Malaysia	0.3257 [0.3381]	0.3045 [0.3144]	-0.631	N	-	-	-	-
Indonesia-Malaysia	0.2023 [0.2051]	0.2575 [0.2635]	1.558***	C	-	-	-	-

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 유의함을 나타내고, 꺾은 괄호는 Fisher 변환 된 조건부상관관계의 값을 나타낸다.

〈표 5〉 1997년 아시아 금융위기와 2001년 IT버블 위기 시점에서의 국가별 주식시장의 정보확산 속도 추정결과

Panel A. 1997아시아 금융위기													
		Mean equation						Variance equation			LR	t-test	
Shock		α_0	α_1	α_2	θ_1	θ_2	α_3	β_0	β_1	β_2		β_1	β_2
KOR	JPN	-0.0001 (-0.45)	0.306*** (2.76)	-	-0.251*** (-2.12)	-	0.418*** (9.67)	1.90x10 ⁻⁶ *** (2.05)	0.917*** (56.46)	0.069*** (5.45)	76.81***	4.64***	25.16***
JPN	KOR	-7.29x10 ⁻⁵ (-0.56)	0.173* (1.68)	-	-0.233*** (-2.239)	-0.017 (-0.57)	0.139*** (11.16)	1.11x10 ⁻⁶ *** (3.23)	0.913*** (48.60)	0.055*** (4.36)	75.65***		
U.S.	JPN	0.0003 (1.63)	-0.105 (-0.33)	-	0.097 (0.31)	-0.014 (-0.39)	0.076*** (3.41)	9.43x10 ⁻⁷ *** (3.76)	0.889*** (53.16)	0.073*** (6.67)	55.51***		
JPN	U.S.	-4.4x10 ⁻⁵ (-0.95)	0.695*** (10.95)	-0.015 (-0.49)	-0.75*** (-12.51)	-	0.195*** (6.99)	1.40x10 ⁻⁶ *** (3.47)	0.909*** (48.42)	0.052*** (4.54)	56.61***	-26.01***	44.02***
KOR	Thai	-0.0001 (-0.62)	0.193** (1.99)	-	-0.142 (-1.42)	-	0.288*** (11.21)	3.97x10 ⁻⁶ *** (2.44)	0.878*** (34.48)	0.092*** (5.19)	61.17***	69.57***	-34.09***
Thai	KOR	-0.0002 (-1.21)	0.436*** (7.17)	-	-0.439*** (-6.50)	0.066** (1.98)	0.228*** (12.13)	8.95x10 ⁻⁶ *** (4.10)	0.774*** (18.92)	0.121*** (5.61)	73.23***		
KOR	Ind	-0.0001 (-0.56)	0.356** (1.98)	-0.058* (-1.65)	-0.272 (-1.52)	-	0.144*** (5.04)	6.61x10 ⁻⁷ (1.23)	0.922*** (75.32)	0.077*** (6.02)	83.34***	84.12***	-53.78***
Ind	KOR	-8.09x10 ⁻⁵ (-0.63)	0.601*** (6.41)	-	-0.517*** (-5.01)	-0.009 (-0.28)	0.117*** (8.14)	1.98x10 ⁻⁶ *** (5.60)	0.880*** (80.84)	0.107*** (8.27)	115.75***		
KOR	Malay	-0.0001 (-0.53)	0.151 (1.06)	-	-0.048 (-0.32)	-	0.163*** (6.57)	6.98x10 ⁻⁷ (1.36)	0.922*** (78.03)	0.077*** (6.16)	77.28***	65.83***	-55.18***
Malay	KOR	-4.11x10 ⁻⁵ (-0.25)	0.413*** (3.17)	-	-0.311*** (-2.34)	0.039 (1.05)	0.112*** (9.01)	8.60x10 ⁻⁷ *** (4.58)	0.895*** (165.60)	0.104*** (11.53)	287.21***		
JPN	Thai	-9.26x10 ⁻⁵ (-0.53)	0.023 (0.16)	-	-0.064 (-0.43)	-	0.139*** (8.78)	1.67x10 ⁻⁶ *** (3.65)	0.891*** (41.61)	0.065*** (4.79)	61.34***	83.40***	-72.00***
Thai	JPN	-0.0003 (-1.25)	0.369*** (3.51)	-	-0.285*** (-2.49)	0.047 (1.21)	0.327*** (9.60)	1.13x10 ⁻⁶ *** (3.92)	0.749*** (14.94)	0.136*** (4.92)	48.27***		
JPN	Ind	-0.0001 (-0.65)	-0.145 (-0.97)	-	0.113 (0.74)	-	0.128*** (6.63)	1.67x10 ⁻⁶ *** (3.02)	0.889*** (33.98)	0.068*** (4.23)	62.64***	22.11***	-66.53***
Ind	JPN	-0.0001 (-0.57)	0.454*** (2.84)	-	-0.325* (-1.91)	-0.022 (-0.55)	0.201*** (6.48)	2.46x10 ⁻⁶ *** (5.90)	0.869*** (75.99)	0.113*** (8.41)	104.85***		
Thai	Ind	-0.0002 (-1.01)	0.300*** (3.16)	-0.001 (-0.01)	-0.264*** (-2.61)	0.034 (0.38)	0.303*** (12.26)	1.09 x10 ⁻⁶ *** (3.25)	0.758*** (13.08)	0.120*** (4.03)	35.86***	10.41***	-17.64***
Ind	Thai	-0.0001 (-0.83)	0.389*** (3.27)	0.010 (0.08)	-0.300*** (-2.32)	-0.022 (-0.17)	0.220*** (11.20)	3.19 x10 ⁻⁶ *** (3.25)	0.840*** (52.74)	0.134*** (7.27)	69.22***		
Ind	Malay	-0.0001 (-0.49)	0.059 (0.76)	-	0.054 (0.63)	0.021 (0.60)	0.259*** (13.50)	2.45x10 ⁻⁶ *** (5.23)	0.856*** (67.64)	0.127*** (8.77)	978.13***		
Malay	Ind	-0.00001 (-0.30)	0.775*** (24.98)	-	-0.732*** (-18.91)	-	0.147*** (8.98)	1.59 x10 ⁻⁶ *** (4.99)	0.861*** (61.96)	0.131*** (8.05)	541.91***	-43.06***	-13.74***

Panel B. 2001 IT버블 위기													
		Mean equation						Variance equation			LR	t-test	
Shock		α_0	α_1	α_2	θ_1	θ_2	α_3	$\beta_0 \times 10^5$	β_1	β_2		β_1	β_2
U.S.	JPN	-3.40x10 ⁻⁵ (-0.10)	-0.141 (-0.80)	-	0.053 (0.28)	-	0.234*** (8.46)	1.44x10 ⁻⁶ (1.30)	0.856*** (14.90)	0.093*** (2.85)	29.26***	-2.13***	13.77***
JPN	U.S.	-0.0001 (-0.73)	0.651*** (3.35)	-0.223 (-1.41)	-0.788*** (-4.05)	0.253 (1.44)	0.382*** (5.26)	3.99x10 ⁻⁶ (1.10)	0.870*** (9.49)	0.055 (1.53)	9.68***		

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 유의함을 나타낸다.

최우추정량과 관련된 모형의 타당성 검증을 위해 LR통계량으로 검증했다. 이 방법은 먼저, 제약식과 비제약식의 최대우도함수값이 각각 $L(\theta_0)$, $L(\theta_1)$ 라 할 때, $LR=2(L(\theta_0)-L(\theta_1))$ 이고 점근적 χ^2 분포를 따른다. 여기서 χ^2 유도는 대립가설과 귀무가설의 추정 모수의 개수의 차이이며, 추정된 LR 검정통계량의 χ^2 값보다 클 때 귀무가설을 기각할.

로 정보가 신속하게 전이되는 것으로 나타났다. 그러나 정보의 지속성을 나타내는 GARCH계수(β_1)는 두 위기시점에서 모두 미국시장의 정보반영이 지속성을 보이는 것으로 나타났다. 이는 두 선진 시장 간에는 양방향의 인과성이 존재할 가능성을 제시한 윤종인, 설원식(2005)의 연구결과와 맥락을 같이하는 것이다.

4.4 강건성(Robustness) 분석

본 절에서는 조건부상관관계의 증가로 두 국가간 위기시점에 급격한 상관관계의 증가가 나타난 결과에 대해서, 주별수익률(weekly return)을 사용한 경우에도 그 결과가 강건한지 분석하였다. 주별수익률을 사용한 경우, 전염현상에 대한 결과는 앞서 <표 4>의 일별수익률을 사용한 결과와 상이한 것으로 나타났다. <표 4>의 결과와 동일한 경우는 아시아 금융위기 기간의 한국-일본, 태국-인도네시아에서만 발견되었다. 전염 현상의 결과가 이렇게 일별수익률과 주별수익률간 상이하게 나타난 이유는 위기기간에 국가간 전염현상이 정보확산속도에 의해서만 결정되는 것이 아닐 수 있음을 제시하는 것이다. 현재 국가별 주식시장은 국제 외환시장과 같은 24시간 거래체계가 아니기 때문에 거래의 비동시적 문제, 국가간 가격제한폭 제도의 상이함 등 시장제도의 차이에 기인할 수 있는 결과이다. 따라서 전염현상이 나타난 국가간 정보확산속도의 증가는 일별수익률에 의해 분석한 경우로 그 결과를 제한해야 타당성과 신뢰성이 담보될 수 있을 것으로 사료된다. 또한 국제분산투자 등의 최적포트폴리오 선택과 같은 분야에서 조건부상관관계를 이용하는 경우에도 제한적으로 적용되어야 함을 시사한다. 이러한 일별수익률을 이용한 결과와 주별수익률을 이용한 결과

의 차이가 정보확산속도의 증가 이외에 다른 요인에 의해 증가한 것인지 추가로 살펴보기 위해, Bertero and Mayer(1990)의 연구에서 언급된 것처럼, 위기시점과 전후에 시장간 변동성 수준의 변화가 전염현상에 영향을 미쳤는지에 대해 다음절에서 분석과 결과를 제시하였다.

4.5 변동성 증가와 조건부상관성의 관계

본 절은 일별수익률과 주별수익률을 사용했을 때, 전염현상이 상이하게 나타난 결과에 대해, 국가간 정보확산속도 요인 이외에 변동성 증가가 전염현상을 야기시키는 요인인지 분석하였다. 이를 위해 일별수익률을 이용, 다음의 식(12)와 같이 선형회귀모형을 설정한 후, 최소자승법(OLS)으로 추정하였다. 결과는 <표 7>과 같다.

$$(12) \rho_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \rho_{j,t-1} + \beta_1 \sigma_{i,t} + \beta_2 \sigma_{i,t-1} + \lambda_1 \sigma_{j,t} + \lambda_2 \sigma_{j,t-1} + \varepsilon_t$$

여기서, $\rho_{j,t}$: j -국가와 j -국가 주식시장간 조건부상관계수
 $\sigma_{i,t}$: i -국가 주식시장 수익률 변동성
 $\sigma_{j,t}$: j -국가 주식시장 수익률 변동성

분석결과 <표 7>에서, 국가간 조건부상관성에 대한 변동성의 영향은 아시아 금융위기와 IT버블 기간 모두에서, 미국-일본 주식시장간 전염현상에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 일별수익률을 사용했을 때, 미국-일본 주식시장간 전염현상이 나타난 이유는 먼저, 일본시장과 지역적으로 연계된 한국 및 동남아시아 국가들의 단기적 충격이 일본 주식시장의 불확실성을 증가시켜 간접적인 영향을 미쳤기 때문인 것으로 판단된다. 이는 최완수(2006)의 연구결과에서 제시된 것과 같이 일본 주식시장이 아시아 금융위기로부터 간접적

〈표 6〉 주별(weekly) 수익률을 이용한 전염(Contagion) 현상의 분석

	아시아 금융위기				IT버블			
	Stable period: 1990.1~1997.5		Test statistics	Contagion?	Crisis period: 2001.3~2002.4		Test statistics	Contagion?
	stable	crisis			stable	crisis		
Korea-U.S.	0.1202 [0.1208]	0.2805 [0.2882]	1.895	C	0.5422 [0.6073]	-0.1039 [-0.1042]	-4.951	N
Korea-Japan	0.1582 [0.540]	0.3171 [0.3284]	1.974**	C	0.5936 [0.6832]	0.1576 [0.1589]	-3.648	N
U.S.-Japan	0.3234 [0.3354]	0.2676 [0.2743]	-0.692	N	0.4968 [0.5450]	0.3450 [0.3598]	-1.288	N
Korea-Thailand	0.1577 [0.1590]	0.1919 [0.1943]	0.399	N	-	-	-	-
Korea-Indonesia	0.0846 [0.0848]	-0.1078 [-0.1082]	-2.185	N	-	-	-	-
Korea-Malaysia	0.1344 [0.1352]	-0.0932 [-0.0935]	-2.589	N	-	-	-	-
U.S.- Thailand	0.1575 [0.1588]	0.2661 [0.2727]	1.290***	C	-	-	-	-
U.S.- Indonesia	0.1081 [0.1086]	0.3378 [0.3516]	2.752	N	-	-	-	-
U.S.- Malaysia	0.2626 [0.2689]	0.1964 [0.1990]	-0.791	N	-	-	-	-
Japan- Thailand	0.1203 [0.1209]	0.2212 [0.2249]	1.177	N	-	-	-	-
Japan- Indonesia	0.1589 [0.1602]	0.1463 [0.1474]	-0.145	N	-	-	-	-
Japan- Malaysia	0.1548 [0.1561]	0.3966 [0.4196]	2.983***	C	-	-	-	-
Thailand-Indonesia	0.2659 [0.2725]	0.4635 [0.5017]	2.596	C	-	-	-	-
Thailand-Malaysia	0.4336 [0.4643]	0.3380 [0.3519]	-1.273	N	-	-	-	-
Indonesia-Malaysia	0.3198 [0.3314]	0.3249 [0.3371]	0.064	N	-	-	-	-

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 유의함을 나타내고, 꺾은 괄호는 Fisher 변환 된 조건부상관관계의 추정값을 나타낸다.

〈표 7〉 각 시장의 변동성 증가가 조건부상관성에 미친 영향

Model	$\rho_{i,j} = \alpha_0 + \alpha_1 \rho_{i,j,t-1} + \beta_1 \sigma_{i,t} + \beta_2 \sigma_{j,t-1} + \lambda_1 \sigma_{j,t} + \lambda_2 \sigma_{j,t-1} + \varepsilon_t$						Adj.R ²	D.W
	Dependent variable	Independent variable						
	α_0	α_1	β_1	β_2	λ_1	λ_2		
$\rho_{Korea,Japan}^{asian}$	0.0015	0.9963***	2.9629***	-0.0361	-2.832***	-0.298	0.991	2.04
$\rho_{US,Japan}^{asian}$	-0.0001	0.9902***	0.1686	0.1544	-0.1324	-0.0131	0.983	2.06
$\rho_{Korea,Tailand}^{asian}$	0.2955***	-0.0011	6.7199***	3.6308***	-6.2840***	-3.5385***	0.075	2.02
$\rho_{Korea,Indonesia}^{asian}$	0.1562***	0.0179	5.9979***	0.9025*	-5.8736***	-0.9407*	0.072	2.03
$\rho_{Korea,Malaysia}^{asian}$	0.1845***	0.0293	7.3939***	6.1550***	-6.8249***	-5.7445***	0.034	2.01
$\rho_{Japan,Tailand}^{asian}$	0.2589***	-0.0449	0.7x10 ⁵ ***	0.0001***	-0.00002	-0.0001***	-0.010	1.97
$\rho_{Japan,Indonesia}^{asian}$	0.1996***	-0.0232	0.0022***	0.0003***	-0.0021***	-0.0002***	0.143	1.95
$\rho_{Tailand,Indonesia}^{asian}$	0.3040***	0.0222	0.2226***	0.5051***	-0.1940***	-0.4633***	0.135	2.10
$\rho_{Indonesia,Malaysia}^{asian}$	0.2210***	0.0721	10.1005***	4.9687***	-9.8997***	-4.5710***	0.065	2.01
$\rho_{US,Japan}^{IT}$	0.0059*	0.9767***	-0.0009	0.0002	0.00006	-0.00001	0.947	2.04

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 유의함을 나타낸다.

변동성의 추정은 GARCH모형을 이용하여 추정했으며, 모형의 차수 p, q는 DCC-GARCH모형이 적용된 차수를 해당국가별 모형에 적용하였다.

인 영향만을 받은 일종의 통제변수(control variable)의 역할만을 수행하였기 때문이며, 또한 윤종인, 설원식(2006)의 연구결과에서와 같이 오직 금융위기의 간접적 영향으로 미국에 대한 일본경제의 영향력이 유지되었기 때문인 것으로 판단된다. 반면 IT버블 위기에서의 미국과 일본시장의 전염현상은 미국 IT 산업의 버블붕괴로 인한 충격이 일본 주식시장에 직접적으로 파급된 영향에 기인한 것으로 판단된다. 이러한 미국과 일본 주식시장간 관계를 제외한 나머지 분석결과는 모두 변동성의 증가가 위기시점의 조건부상관성에 유의적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 특히, 〈표 8〉의 결과는 1997년 아시아 금융위기 시점에 직접 위기를 경험한 국가들의 경우

불확실성의 증가로 급격하게 변동성이 확대됐음을 보여 준다.⁸⁾ 이는 국가간 전염현상이 변동성 확대에 영향을 미친 위기사건과 관련되어 있음을 제시한 Kuper and Lestano(2007)의 연구결과와 일치하는 부분이다.

V. 연구의 요약 및 결론

본 연구는 1997년 아시아 금융위기를 경험한 한국, 태국, 인도네시아, 말레이시아의 주식시장과 함께 선진주식시장인 미국과 일본 주식시장을 중심으

8) 태국의 경우 통계적으로 유의하게 변동성이 위기상황에서 증가했다고 볼 수 없으나, 절대값의 차이로 볼 때, 안정기간 보다는 상승한 것으로 판단된다.

〈표 8〉 각 시장의 위기 전후의 변동성 증가 분석

	t-test							t-test	
	Korea	U.S.	Japan	Tailand	Indonesia	Malaysia		U.S.	Japan
σ_{Crisis}^{Asian}	0.01243	0.00494	0.00603	0.00938	0.01198	0.0145	σ_{Crisis}^{IT}	0.00477	0.00518
σ_{Stable}^{Asian}	0.00305	0.00539	0.00588	0.00774	0.00465	0.00458	σ_{Stable}^{IT}	0.00361	0.00658
t-stat	-2.57***	0.16	-0.05	-0.46	-1.99**	-2.49**	t-stat	-0.26	-0.27

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 유의함을 나타낸다.

변동성 증가는 GARCH모형을 이용, 비조건부 변동성의 추정방법인 $\alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \beta)$ 를 추정하여 두 시점간 변동성 확대 여부를 조사하였다.

로 조건부상관관계가 시간가변적인 특성을 보이는 지에 대해 분석하였다. 또한 위기상황에서 조건부상관관계가 유의적으로 증가하는 전염현상이 나타나는 경우에, 최완수(2006)의 연구에서 언급된 정보확산속도가 국가간 조건부상관관계의 변화에 직접적인 영향을 미치는지를 분석하였고, 추가적으로 변동성 확대가 조건부상관관계 증가의 또 다른 요인인지 조사하였다.

연구의 분석결과는 다음과 같다. 먼저, 국가간 조건부상관관계의 특성에 대해 최완수(2006)의 연구에서 밝혀진 정형화된 사실들 중 본 연구에서는 표본국가들간 조건부상관관계가 유의적인 시간가변성을 갖는 것으로 나타났다. 또한, 전기에 실현된 조건부상관관계가 현재의 조건부상관성에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로 전염현상과 함께 위기 시점에서 정보확산속도가 국가간 조건부상관관계를 크게 만드는가에 대한 결과에서는, 먼저, 각 국가간 전염현상은 1997년 아시아 금융위기 기간의 한국, 미국, 일본간에는 한국-일본, 미국-일본간에 전염현상이 발견되었다. 그리고 한국, 미국, 일본 각 국가와 동남아시아 국가에 대해서는 먼저, 한국과 동남아시아 국가간에는 모두 전염현상이 유의적인 것으로 나타났다. 금융위기를

경험한 한국이 일본을 포함한 동남아 국가와 조건부상관관계가 유의적인 증가를 보이는 것으로 나타난 결과는, 최완수(2006)의 결과에서와 같이 동아시아 국가(홍콩, 싱가포르, 일본)들과는 금융위기를 경험한 한국만이 상관관계가 관련된 국가라는 결과와 일치한다. 동일한 맥락에서 같은 위기를 경험한 동남아시아 국가 중 태국과 인도네시아도 일본과 유의적인 상관관계의 증가를 보이는 것으로 나타났다. 그러나 미국-한국, 미국-동남아시아 국가간 상관관계에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 아시아 금융위기의 직접적인 영향을 받은 한국과 동남아시아 3개국이 미국 주식시장과의 관계에서 전염현상이 유의하지 않게 나타난 이유로는, 이들 국가들의 경제가 금융위기 시점과 그 전후에 미국으로부터 직접적인 경제적 영향에 있는 관계라는 점과 아시아 금융위기를 극복하는 과정에서 미국으로부터의 경제적 영향을 가장 많이 받았기 때문에 조건부상관관계의 증가가 금융위기 상황에서도 유의하게 나타나지 않은 것으로 사료된다.

다음으로 1997년 아시아 금융위기와 2001년 IT 버블 위기시점에 전염현상이 발생한 국가에 대해 전염현상이 정보확산속도와 관련된 것인지를 검증한 결과, 금융위기의 직접적인 영향을 받은 국가들(한

국, 태국, 인도네시아, 말레이시아)이나, 간접적인 영향을 받은 국가(일본) 모두 한국과, 일본으로부터의 정보확산속도가 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는, 위기상황에서의 정보확산속도가 전염현상에 직접적으로 영향을 미치며, 일반적으로 위기에 직접 또는 간접적인 상황에 있었던 국가들간에는 금융경제 규모가 상대적으로 큰 국가의 주식시장으로부터의 정보확산속도가 빠르게 이전되는 것임을 의미하는 것이다.

전염현상의 결과가 주별수익률을 이용한 경우에도 강건한지를 분석한 결과에서는, 일별수익률을 이용했을 때와는 차이를 보이는 것으로 나타났다. 이는 조건부상관관계의 추정에 일별수익률이 아닌 주별수익률을 이용할 경우 국가간 거래의 비동시적 문제, 가격 제한폭 제도의 상이함 등 시장제도상의 차이에 기인할 수 있는 결과에 따른 것으로 판단되는 부분이다. 따라서 전염현상이 나타난 국가간 정보확산속도의 증가는 일별수익률에 의해 분석한 경우로 그 결과를 제한해야 타당성과 신뢰성이 담보될 수 있을 것이다. 또한 국제분산투자 등의 최적포트폴리오 선택 및 위험관리 분야 등에 대해 조건부상관관계를 이용하는 경우에도 제한적으로 적용되어야 함을 시사하는 것이다.

마지막으로 일별수익률과 주별수익률을 사용했을 때 전염현상이 상이하게 나타난 결과에 대해서, 변동성 증가가 전염현상을 야기시키는 요인인지를 분석한 결과는 먼저, 국가간 조건부상관성에 대한 변동성의 영향은 아시아 금융위기와 IT버블 기간 모두에서, 미국-일본 주식시장간 전염현상에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면 한국과 동남아시아 국가에 대해서는 변동성의 증가가 위기 시점의 조건부상관성에 유의적인 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

참고문헌

- 김명직 · 장국현 (2002), 금융경제시계열, 경문사
- 김인무 · 김찬용 (2001), 한국, 일본, 미국 주식시장의 정보 전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소 시장을 중심으로, 증권학회지, 제28집, 481-513.
- 유시용 (2004), 금융위기 전후 우리나라 금융시장의 상관관계 분석, 한국은행, Working paper
- 윤종인 · 설원식 (2005), 미국과 한국, 미국과 일본 주식시장간의 동조화에 관한 실증연구: 이변량 GARCH (1,1)-DCC-GJR 모형을 중심으로, 국제경제연구 16(2), 91-120.
- 장국현 (2002), 주식시장 동조화와 다운사이드 리스크, 재무연구 15(1), 189-216.
- 최완수 (2006), 동아시아 주식시장의 조건부 상관관계의 동적 특성, 재무연구 19(2), 155-187.
- Andersen, T. G. (1986), Return volatility and trading volume: an information flow interpretation of stochastic volatility, *Journal of Finance* 41, 168-204.
- Antoniou, A., and P. Holmes (1995), Futures Trading, Information and Spot Price Volatility: Evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH, *Journal of Banking and Finance* 19, 117-129.
- Alexander, C., (2001), *Market Models*, John Wiley & Sons.
- Bauwens, L., S. Laurent, and J. V. K. Rombouts (2006), Multivariate GARCH Models: A Survey, *Journal of Applied Econometrics* 21, 79-109
- Baillie, R. T., and R. J. Myers (1991), Bivariate Garch Estimation of the Optimal Commodity Future Hedge 6(2), *Journal of Applied Economics*, 109-124.

- Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Bollerslev, T. (1987), A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Price and Rates of Return, *The Review of Economics and Statistics* 69, 542-547.
- Bookstaber, R. M., and S. Pomerantz (1989), An information-based model of market volatility, *Financial Analysts Journal*, 37-46.
- Cerny, A., and M. Koblas (2005), Stock Market Integration and the Speed of Information Transmission: The Role of Data Frequency in Cointegration and Granger Causality Tests. *Journal of International Business and Economics* 1, 110-120.
- Chiang, T. C., B. N. Jeon., and H. Li (2007), Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets, *Journal of International Money and Finance* 26, 1206-1228.
- Connolly, R. A., and F. A. Wang (2003), International equity market comovements: Economic fundamentals or contagion?, *Pacific-Basin Finance Journal* 11, 23-43.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, Wiley.
- Engle, R. F. (2002), Dynamic conditional correlation - a simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339-350.
- Engle, F. R., and K. Sheppard (2001), Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH, NBER Working Paper, 8554.
- Eun, C., S. Shim (1989), International transmission of stock market movements, *Journal of Futures Markets* 15, 929-951.
- Eun, C. S., and B. G. Resnick (1994), International Diversification of Investment Portfolios: U.S. and Japanese Perspectives, *Management Science* 40(1), 140-161.
- Forbes, K. J. and R. Rigobon (2002), No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements, *Journal of Finance* 57(5), 2223-2261.
- French, K. R., and R. Roll (1986), Stock return variances: the arrival of information and the reaction of traders, *Journal of Financial Economics* 17, 5-26
- Hamao, Y., R. W. Masulis, and V. Ng (1990), Correlations in Price Change and Volatility across International Stock Markets, *The Review of Financial Studies* 3(2), 281-307.
- Jeon, B. N., and F. G. M. Von (1990), Growing International Co-movement in Stock Price Indexes, *Quarterly Review of Economics and Business* 33(3), 15-30
- Karolyi, G. A. (1995), A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada, *Journal of Business & Economic Statistics* 13(1), 11-25.
- Kuper, G.H., and Lestano (2007), Dynamic conditional correlation analysis of financial market interdependence: An application to Thailand and Indonesia, *Journal of Asian Economics* 18, 670-684.
- Lee, S. B., and K. Y. Ohk (1991), Time-varying volatilities and stock market returns: International evidence, *Pacific-Basin Capital Market Research* 2, 261-281.
- Lee, S. B., and K. J. Kim (1993), Does the October

- 1987 Crash Strengthen the Co-movements among National Stock Markets?. *Review of Financial Economics* 3, 89-102..
- Longin, F., and B. Solnik (1995), Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990?, *Journal of International Money and Finance* 14(1), 3-26.
- Tsay, R.S., (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons.
- Tse, Y. K., (2000), A test for constant correlations in a multivariate GARCH model, *Journal of Econometrics*, Vol.98, 107-127.

A Study on the Conditional Correlation Estimation and the Information Diffusion Speed between Korea, U.S., Japan, and Asian Financial Crisis Nations*

Jeong Hun Seo** · Sang Bin Lee***

Abstract

As the financial markets of emerging nations have become internationalized and integrated nowadays, much prior research shows that co-movements between the international stock markets have sharply increased, especially during financial crises such as Black Monday. This suggests that the analysis of the time-varying conditional correlation is important. The time-varying conditional correlation depends on both the degree of connection between nations and composition of optimal portfolios for asset allocation and risk management.

In order to show how the co-movements between financial markets have been during the financial crises, we have investigated dynamic conditional correlation for stock returns of sample nations during the Asian crisis period and IT bubble crisis. We also examine the contagion effect and the relationship between the information diffusion speed and the contagion effect.

The analysis period for the paper is from January 1990 to December 2007. The sample data include Korea, three Southeast Asian nations (Thailand, Indonesia, and Malaysia) which have experienced the Asian financial crisis, the U.S., and Japanese stock markets, which can be considered advanced stock markets.

We estimate dynamic conditional correlation between sample nations. We also use an estimator, which is calculated through the Fisher transformation, in order to analyze the contagion effect. Also, we test information diffusion speed by the autoregressive structure of time-varying volatility of the GARCH model. Finally, we test the robustness of the contagion effect

* The authors would like to thank anonymous reviews for their helpful comments and suggestions

** Corresponding Author, Korea Exchange Bank

*** Professor, School of Business, Hanyang University

using weekly stock returns as well as daily stock returns, and analyze whether or not the increase in volatility during the crisis period affects the contagion effect beyond the information diffusion speed.

Empirical results can be summarized as follows. First, the estimation of the dynamic conditional correlations between sample nations satisfies the necessary conditions of a model estimator. Furthermore, the conditional correlation is time-varying as time passes. Second, the contagion effect among Korea and Southeast Asia (Thailand, Indonesia, and Malaysia) is significant but not between these nations and the U.S. This result implies that the Asian nations are strongly connected with the U.S. economy during the Asian financial crisis. Third, we have investigated how the information diffusion speed has impacted on the contagion effect. The information diffusion speed of the three Southeast Asian nations is faster than Korea and Japan during the Asia crisis period. This indicates that the information diffusion speed depends on the relative size of the economy.

To check whether the results are robust across the frequency of the data set, we use the weekly stock returns beyond the daily stock returns. The estimation results of the weekly data are slightly different from the previous results of the daily data. This may suggest that when non-synchronicity of trading and the institutional differences of stock markets are significant, the use of unsuitable data sets for analysis may not guarantee reliability for risk management and international portfolio management in which the dynamic conditional correlation plays an important role.

Key words: Conditional Correlation, DCC-GARCH, Contagion, Information Diffusion Speed, Interdependence.