

미국과 아시아 국가간 주식시장 상호작용: 주가정보 전이효과를 중심으로

김광호

세종대학교 경영학과 박사과정

< 요약 >

국가간 주가정보 전이효과를 다루는 기존 연구들은 아시아 국가의 주식시장에 대한 미국 주식시장의 일방적인 영향력을 보여주고 있다. 반면에 미국 주식시장에 대한 아시아 국가의 주식시장 영향에 대해서는 아직 이렇다 할 연구가 없다. 최근에는 아시아 국가의 자본시장 규제완화 및 개방의 폭이 확대되면서 외국인투자자 특히 미국인 투자자금의 유입이 증대되고 있다. 또한, 외환위기 이후 아시아 국가의 높은 경제발전과 함께 아시아 국가 기업들의 미국 주식시장에 대한 교차상장의 증가, 주식시장의 시가총액과 거래대금의 증가 등등 과거와는 다르게 아시아 국가의 주식시장은 급 성장을 보이고 있다. 따라서, 외환위기 이후 10년이 지난 현 시점에서 아시아 국가의 주식시장이 일방적으로 미국 주식시장으로부터 영향을 받기만 하는지, 아니면 미국 주식시장과의 상호작용이 존재하는지를 실증적으로 검증할 시점이 된 것으로 사료된다. 본 논문에서는 주식시장 통합차원에서 미국과 아시아 국가(한국, 싱가포르, 홍콩, 일본)간 거래소시장을 대상으로 주가정보 전이효과(stock information spillover effect)를 통해 두 시장의 상호작용을 살펴보았다. 이를 위해 외환위기 이전(1992.1.3~1997.7.2)과 외환위기 직후(1997.7.3~2001.6.30일), 최근(2001.7.1~2008.2. 15)까지 일별 수익률(전일증가 대비 당일증가)을 밤 수익률(전일증가 대비 당일시가)과 낮 수익률(당일 시가 대비 당일증가)로 구분하여 E-GARCH 모형과 GJR-GARCH 모형을 통해서 미국과 아시아 국가간 주가정보 전이효과를 살펴보았으며, 주요결과는 다음과 같다.

첫째, 아시아 국가 주식시장에서 미국 주식시장의 영향력이 외환위기 직후에 비해 2001년 이후부터 2배 수준으로 증가된 현상과 함께 대부분의 미국 주가정보가 아시아 국가 주식시장의 밤 수익률에 나타나고 있어 효율적으로 작용하고 있음을 확인했다.

둘째, 미국 주식시장에서 아시아 국가 주식시장의 영향력이 외환위기 직후에 비해 2001년 이후부터 국가별로 작게는 2배에서 크게는 4배까지 증가한 모습을 확인하였다. 이는 과거와 달리 아시아 국가의 경제성장과 함께 미국 주식시장과의 상호작용이 이루어 지고 있음을 의미하며, 아시아 국가의 주가정보를 통해 미국 주가수익률과 주가변동성에 대한 예측이 가능해 졌음을 의미하는 결과이다.

셋째, 2001년 이전까지 미국 주가의 양(+)의 수익률과 음(-)의 수익률이 발생할 경우 아시아 국가 주식시장의 밤 수익률에 미치는 영향이 다르게 나타나는 비대칭적 변동성 전이효과와, 음(-)의 수익률이 발생할 경우 더 큰 영향을 미치는 레버리지 효과를 확인하였다. 반면 2001년 이후부터 밤 수익률에서는 레버리지 효과는 나타나지 않았다. 단, 한국과 싱가포르 주식시장은 낮 수익률에서 비대칭적 변동성 전이효과와 레버리지 효과가 유의하게 나타나고 있어 국가별로 일관된 모습을 보이지는 않았다. 그리고 미국 주식시장 역시 아시아 국가의 주가변동성 정보에 대해 비대칭적 변동성 전이효과와 함께 레버리지 효과가 나타났지만, 2001년 이후부터는 크게 줄어든 모습을 나타냈다.

본 논문의 결과를 통해 세계화에 따른 미국과 아시아 국가간 주식시장의 상호작용이 2001년 이후부터 더욱 가속화되고 있음을 알 수 있다. 특히, 아시아 국가의 자본시장 개방과 함께 유입된 미국인 투자자금은 미국 주식시장과 아시아 주식시장을 연결 해주는 매체의 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 다만, 미국 주식시장이 아시아 주식시장에 미치는 영향이 아시아 주식시장이 미국 주식시장에 미치는 영향보다는 더 강력하게 작용하고 있어 아직은 두 시장이 완전히 통합되었다고는 볼 수 없을 것 같다.

핵심단어: 주가정보 전이효과, 효율적 시장반응, 비대칭 변동성

1. 서론

아시아 신흥시장(emerging market) 국가의 자본시장 개방과 주식시장의 규제완화는 외국인 투자자금의 유입과 함께 국제금융시장의 통합을 촉진시키는 계기가 되었다. 이와 함께 인터넷과 정보통신 발전은 시차에 관계없이 추가정보가 투자자들에게 실시간으로 전달되어 정보 격차의 감소와 함께 시장의 효율성을 증대시키는 역할을 하고 있다.¹

학계에서는 이미 1980년대부터 아시아 국가의 자본시장 개방과 함께 나타날 수 있는 국제 금융시장의 통합 가능성을 보기 위해 미국을 비롯한 유럽의 선진 주식시장과 아시아 주식시장과의 상호작용을 살펴보는 다수의 연구가 진행되었다(Eun and Shim (1989), Hamao, Masulis, and Ng (1990), Lin, Engle, and Ito (1994), Karolyi and Stulz (1996), Ng (2000)). 기존 연구들은 VAR(Vector Auto Regression) 모형과 GARCH 모형 등의 다양한 주가 예측 모델을 이용하여 미국을 비롯한 선진 주식시장의 추가정보가 아시아 국가의 주식시장에 반영되는 추가정보전 이(stock information spillover) 효과를 확인하였다.²

최근에 조담, Richard, Bauer (2002), 문규현, 홍정효 (2003), Daly (2003) 등의 연구에서 1990년대 후반 발생한 아시아 국가의 외환위기가 외국인투자자에 대한 자본시장 개방의 폭을 확대 시키어 미국에서 발생한 추가정보의 영향이 더욱 커졌을 것이라는 관점에서 외환위기를 전·후하여 미국 주식시장의 영향력을 분석하였다. 이들은 아시아 국가 주식시장에 대한 미국 주식시장의 영향이 외환위기 전·후의 기간 동안 강하게 작용하고 있다는 공통된 결과를 제시하였지만, 아시아 국가의 외환위기로 인해 미국의 추가정보 전이효과가 촉진되었다고 보기는 어렵다는 주장을 하였다.³ 하지만, 한국 주식시장은 외환위기를 계기로 미국 주식시장의 영향을 더 많이 받고 있음을 보여주고 있다.

외환위기를 계기로 한국 주식시장에 대한 미국 주식시장의 영향이 커졌다는 점에서 미국

¹ Hsiao, Hsiao, Yamashita (2003)는 1980년대 중반부터 시작된 IT 기술발전이 힘입어 미국과 아시아 국가의 주식시장 상호의존성(interdependence)이 더욱 증대 되었음을 보여주고 있다.

² 국가간 주식시장 상관성을 다루는 기존의 연구들은 주가변화의 용어선택에 있어 연구목적 및 배경에 맞게 다양하게 이용하고 있다. 예를 들면, 국가간 주가움직임이 비슷하게 나타나는 현상을 주가동조화 현상으로 보고 수익률 동조화와 변동성 동조화로 구분하거나, 한 국가에서 발생한 주가변화가 상대 국가의 주식시장에 미치는 영향을 충격으로 보고 수익률 충격과 변동성 충격으로 구분하기도 한다. 이하 본 논문에서는 한 국가에서 발생한 주가변화가 상대국가의 주식시장에 이전(transmission)되어 나타나는 현상을 추가정보 전이효과로 표기한다. 이는 주식시장 투자자가 외부 거시경제의 변화를 투자자의사 결정 시 활용하는 정보로 이용된다는 가정하에, 한 국가의 추가정보에 대해 상대국가의 주식시장 투자자들이 반응하여 취하는 투자행태가 주가수익률 및 주가변동성에 영향을 미치는 것으로 보기 때문이다.

³ 외환위기 전·후로 미국과 아시아 주식시장에 대한 시장통합의 정도로 먼저 조담 외. (2002)는 1994년 1월 초부터 2001년 6월 말까지 한국, 타이완, 홍콩, 싱가포르, 태일랜드, 말레이시아의 일별 주가자료를 이용한 GARCH 모형 분석결과 미국 주가수익률에 대한 아시아 국가의 주가수익률 전이효과는 6개 국가별 평균 0.41에서 0.34로 감소하였지만, 변동성 전이효과는 -0.18에서 0.07로 증가하였다. 다음으로 문규현과 홍정효 (2003)는 1995년 10월 초부터 2000년 3월 말까지 외환위기를 전후하여 미국과 아시아 국가의 VAR 모형을 통한 분산분해 분석결과 아시아 국가별 주가수익률에서 미국 주가수익률이 한국은 3.5%→5.9%, 일본은 12.3%→11.1%, 홍콩은 26.6%→13.8%, 싱가포르는 18.9%→14.8%, 말레이시아는 4.6%→9.6%, 영국은 22.9%→26.7%의 설명력을 보이는 것으로 나타났다.

주식시장의 영향을 살펴보는 다수의 연구가 진행되었다. 대부분의 연구가 분석기간 및 연구 방법에 따라 차이를 보이지만 공통적으로 외환위기 이후부터 미국 주식시장의 영향이 국내 주식시장에서 강하게 작용하고 있다는 결과를 보여주고 있다(지청, 조담, 양채열 (2001), 김인무, 김찬웅 (2001), 박진우 (2002), 장국현 (2002), 홍정효와 문규현 (2005), 고강석 (2007)). 이들의 연구에서도 한국에서 미국으로의 추가정보 전이효과에 대한 연구는 시도되지 않고 있다.

이상의 연구결과들을 종합해 볼 때, 1980년대부터 아시아 국가의 자본시장 개방이 단계적으로 이루어 지면서 외국인투자자의 주식시장 유입과 함께 미국 주식시장의 영향이 강하게 나타나기 시작했으며, 한국은 외환위기를 계기로 미국 주식시장의 영향이 한층 더 강화되었음을 알 수 있다.

한편 외환위기 이후 현재까지 미국과 아시아 국가간의 추가정보 전이효과를 다루는 기존 연구는 대부분이 2000년에서 2001년 초반의 자료를 사용하고 있다. 그러나, 외환위기 이후 아시아 국가들은 높은 경제성장과 외국인투자자의 자본유입이 증대되면서 2000년 이전에 비해 급격한 발전을 거듭해 왔다. 따라서, 외환위기 이후 10년이 지난 현 시점에서 아시아 국가의 주식시장 상황이 달라진 점을 고려하면 미국과 아시아 국가의 주식시장 통합에 따른 추가정보 전이현상은 다시 한번 검토할 필요가 있어 보인다. 특히, 아시아 국가 주식시장의 미국 주식시장에 대한 영향은 충분히 검토할 가치가 있어 보인다.

참고로, 아시아 국가별 주식시장 시가총액은 한국(Korea Stock Exchange)의 경우 2001년 1,940억 달러에서 2007년 말 현재 11,226억 달러로 무려 478%나 증가하였으며, 홍콩(Hong kong SE)은 5,060억 달러에서 25,544억 달러로 404%나 증가하였으며, 일본(Tokyo SE)은 22,640억 달러에서 43,309억 달러로 91.3%나 증가하였으며, 싱가포르(Singapore SE)는 1,170억 달러에서 5,391억 달러로 360%의 성장률을 보이고 있다. 반면에, 미국(NYSE)은 110,260억 달러 이던 시가총액 규모가 154,210억 달러로 39%의 성장에 그치고 있다. 또한 국가별 주식시장 연간 총 거래금액은 한국이 2001년 연간 3,805억 달러에서 2007년 연간 20,109억 달러로 428%의 성장을, 홍콩은 2,410억 달러에서 21,386억 달러로 787%의 성장을, 일본은 16,605억 달러에서 64,754억 달러로 289%의 성장을, 싱가포르는 7,177억 달러에서 38,162억 달러로 431%의 성장을 나타내고 반면 미국은 104,893억 달러에서 292,099억 달러로 178%의 성장에 그치고 있다.⁴ 한국 주식시장은 외환위기 이후 1998년 5월 외국인투자자에 대한 주식시장의 개방을 전면적으로 허용한 이후 1998년 말 대비 2006년 말 현재 외국인투자자의 국적별 주식보유 비율을 보면 미국인 투자자금이 1998년 말 12조 2천억원에서 2006년 말 현재 118조 2천억원으로 무려 10배에 가까운 금액으로 증가하였으며, 미국인 투자자금이 외국인 투자자 전체 투자금액의 50%에 해당된다.⁵

이러한 미국의 자본유입과 함께 아시아 국가의 주식시장 성장을 감안하여 본 연구에서는 다음과 같은 현상을 검증 하기로 한다.

⁴ 세계 거래소 연맹(world federation of exchange)의 2001~2007년까지 연도별 자료 참조

⁵ 금감원 2006 외국인투자동향 참조

1. 미국 주식시장으로부터의 아시아 국가 주식시장의 반응과 효율성 검증
2. 아시아 국가 주식시장으로부터의 미국 주식시장의 반응과 효율성 검증
3. 미국과 아시아 국가간 주식시장의 주가변동성 전이효과 검증

이를 위해 본 논문에서는 1992년 1월 3일부터 2008년 2월 15일까지 미국, 일본, 홍콩, 싱가포르, 한국의 주식시장을 대표하는 거래소 주가지수인 S&P500⁶, NIKKEI225, HANGSENG, STRAITS TIMES, KOSPI 자료를 이용하였다. 분석 기간은 1992년 1월 3일부터 1997년 7월 2일까지의 A 기간과, 1997년 7월 3일부터 2001년 6월 30일까지의 B 기간, 그리고 2001년 7월 1일부터 2008년 2월 15일까지의 C 기간으로 구분하여 미국과 아시아 국가간 주식시장의 주가정보 전이효과를 살펴보았다.⁷

주요 연구방법은 미국과 아시아 국가간에 존재하는 시차로 인해 주식시장의 거래시간이 겹치지 않는 점을 이용하였다(참고: 3장의 <그림 1>). 즉, 미국의 t-1일 거래시간 동안 발생한 주가정보가 주식시장 폐장 이후 t일 개장하는 아시아 국가의 주식시장에 전이되는 정도를 관찰하였다. 마찬가지로 방식으로, 아시아 국가의 t일 거래시간 동안 발생한 주가정보가 주식시장 폐장 이후 t일 개장하는 미국 주식시장에 전이되는 정도를 관찰하였다. 그리고, 미국 주가정보에 대한 아시아 국가 주식시장의 효율적 시장반응은 전일종가 대비 당일 개장시간인 밤 수익률(Night Return)과 당일 개장시간 대비 증가인 낮 수익률(Day Return)을 통해 살펴보았다. 한편, S&P500 주가자료의 시가와 종가는 아시아 국가의 동시호가 제도과 다르게 전일종가를 당일시가로 사용하고 있어 밤 수익률을 측정할 수가 없다(참고: 3장의 <그림 2>). 따라서 아시아 국가의 주가정보에 반응하는 S&P500의 주가반응은 개장시간 동안인 낮 수익률을 통해 확인하였다.

이러한 방법을 이용한 본 논문이 기존 연구와 차이를 보이는 점은 다음과 같다.

첫째, 아시아 국가 주식시장의 밤 수익률과 낮 수익률자료를 이용하여 미국 주식시장 주가정보에 대한 효율적인 시장반응을 살펴보았다. 기존연구가 국가별 주식시장의 전일종가 대비 당일종가를 사용한다는 점에서 미국 주식시장에 대한 아시아 국가 주식시장의 효율적인 시장반응은 관찰되지 못하고 있다. 최근 들어 지청, 조담, 양채열 (2001), 김인무, 김찬웅

⁶ Standard & Poor's 500 Stock Index(이하, 본 논문에서는 S&P500으로 표기함)는 S&P 주가지수의 하위 지수로서 세계 각국의 기관 및 외국인 투자자들이 포트폴리오 구성의 필수요소로 사용되며 미국 주식시장을 대변하는 가장 대표적인 지수로서 미국 경제를 이끄는 500개의 기업으로 구성되어 있다. S&P500의 구성은 업종별 대표종목인 500개의 기업으로 구성되어 있지만 전체 시가 총액의 80% 이상이 편입되어 있어 30개로 구성된 다우존스 공업평균지수(Dow Jones Industrial Average, DJIA)에 비해서 전체 미국 주식시장을 대표하는 이상적인 지표로 미국 주식시장의 영향력을 살펴보는 다수의 연구에서 사용하는 지수이다. 본 논문에서는 미국 주식시장에서 발생한 주가정보를 S&P500 주가정보로 간주한다.

⁷ 분석기간 선정은 아시아 국가에서 외환위기의 발생시점을 차백인, 오세경 (1999) 그리고 조담 외, (2002)의 연구를 따라 1997년 7월 2일로 하였다. 이러한 기간설정은 연구자의 자의적인 분석기간 설정에 따른 오류를 회피하며 기존연구와의 비교를 용이하게 할 수 있고 추가적으로 최근의 기간인 2001년 7월 1일부터 2008년 2월 15일까지 진행되고 있는 미국과 아시아 국가간의 주가정보 전이효과를 직접적으로 관찰할 수 있기 때문이다.

(2001), 박진우 (2002), 고강석 (2007) 등은 한국 주식시장은 미국 주식시장의 주가정보에 대해 밤 수익률에서의 과잉반응(+)이 낮 수익률에서는 조정(-)되는 현상이 나타남을 제시하고 있다. 이러한 반응이 아시아 국가 주식시장에 나타나는 공통된 현상인지에 대해서도 구체적으로 살펴보았다.

둘째, 주지하다시피 기존연구는 밤 수익률과 낮 수익률을 구분하지 않고 전일종가 대비 당일종가인 일별수익률을 이용하여 국가간 주식시장의 주가정보 전이효과를 살펴보고 있다. 이럴 경우 상대국가의 주식시장에 전이되는 주가정보는 밤 수익률과 함께 낮 수익률의 정보가 포함되게 된다. 엄밀하게 말하면 한 국가의 주식시장에서 발생한 주가정보는 거래시간 동안 투자자들의 거래를 통해 생성된 정보인 낮 수익률을 통해 측정해야 한다. 그리고 앞서 살펴보았듯이 지청 외. (2001), 김인무, 김찬웅 (2001), 박진우 (2002), 고강석 (2007) 등의 연구에서 한국 주식시장의 밤 수익률에는 미국 주식시장의 주가정보가 강하게 전이된 상태임을 보고하고 있다. 따라서 한국과 같이 일본, 홍콩, 싱가포르 주식시장의 밤 수익률에는 미국 주가정보가 강하게 전이된 상황임을 가정할 때 밤 수익률과 함께 낮 수익률이 포함된 정보가 미국 주식시장에 전이되는 현상을 측정할 경우 측정오류가 발생할 수 있다. 본 논문에서는 상대국가의 주식시장에 전이되는 주가정보를 일별수익률에서 밤 수익률을 제외한 낮 수익률 자료만을 이용하여 상대국가의 주식시장에 전이되는 주가정보로 측정하였다.⁸

셋째, 기존 연구는 미국에서 아시아 국가로 주가정보가 전이될 때 아시아 국가의 휴일이 발생하는 경우 휴일 전일의 증가와 휴일 다음날의 증가를 이용하여 수익률을 계산하고 있다. 이때 발생하는 문제점은 휴일 다음날의 아시아 국가 주식시장은 전일 발생한 미국 주가정보와 함께 아시아 국가의 휴일 동안 발생된 정보가 추가되어 휴일 다음날의 개장시가에 영향을 미치기 때문에 순수한 미국 주가정보가 전이된 것으로 보기 어렵다. 마찬가지로, 아시아 국가의 주가정보가 미국 주식시장에 전이될 때 미국 주식시장이 휴일인 경우 휴일 다음날의 개장시가에 영향을 주는 정보에는 아시아 국가의 주가정보와 함께 미국의 휴일 동안 발생한 정보가 포함되어 있다. 따라서 본 논문에서는 휴일 다음날의 밤 수익률을 제거하여 휴일 동안 발생된 정보를 포함시키지 않았다(자세한 내용은 3장의 연구방법에서 설명할 예정임).

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 주가정보전이 현상에 대한 기존의 선행연구를 고찰하여 본 논문의 가설을 제시하며, 3장에서는 자료 및 연구방법을 설명하였다. 4장에서는 GARCH 모형과 VAR 모형을 이용하여 미국과 아시아 국가간 주가정보전이 효과에 대해 구체적인 분석을 실시하였으며, 5장에서는 분석 결과의 요약과 시사점을 논의 하였다.

⁸ 기존연구의 주요 목적은 미국 주가정보에 대한 아시아 국가 주식시장의 반응을 측정하기 위함이다. 따라서, S&P500의 주가정보는 전일종가와 당일 개장시가의 차이가 존재하지 않는다는 점에서 일별수익률을 이용하였더라도 기존 연구들과의 차이는 없을 것으로 추측할 수 있다. 하지만 본 논문의 주요목적이 아시아 국가에서 미국으로의 주가정보 전이효과를 측정하기 위함이므로 아시아 국가의 낮 수익률을 이용하여 분석하는 것이 측정오류를 줄일 수 있게 된다. 한편 국내 주식시장을 대상으로 지청 외. (2001), 김인무, 김찬웅 (2001), 박진우 (2002), 고강석 (2007) 등의 연구에서와 같이 미국 주가정보에 대한 국내 주식시장의 밤 수익률에서의 과잉 반응이 낮 수익률에서 조정되는 현상을 보인다고 하였다.

2. 기존연구 및 연구가설

2.1 국가간 주식시장의 상호작용

세계화에 따른 자본시장의 규제완화와 함께 개방의 폭이 확대되면서 국제금융시장 통합에 따른 국가간 주식시장 상호작용을 다루는 학계의 연구가 급증하고 있다. 기존의 연구들은 GARCH 모형과 VAR 모형 등의 주가 예측모형을 이용하여 미국과 주요 선진 주식시장들 간의 주가 연계성과 정보전이 효과를 검토하여 시장통합의 정도를 다루고 있다(Jaffe and Westerfield (1985a, 1985b), Barclay, Litzenberg, and Warner (1990), Hamao, Masulis, and Ng (1990), Campbell and Hamao (1992), Koutmos (1992), Karolyi and Stulz (1996), Solnik, Bourcrelle, and Le Fur (1996), Kane, Lehmann, and Trippi (2000)).

아시아 국가 주식시장에 나타나는 미국 주식시장의 영향력을 살펴본 연구로 Eun and Shim (1989), Becker (1990), King and Wadhvani (1990), Koch and Koch (1991), Ramchand and Susmel (1998), Malliaropoulos and Priestley (1999), Granger, Huang, and Yang (2000), Ng (2000) 등의 연구가 있으며 공통적으로 미국 주식시장의 강한 영향력을 보여주고 있다.

본 논문에서와 같이 국가간 주식시장에 존재하는 시차를 이용하여 밤 수익률과 낮 수익률을 통해 주가정보전이 효과를 살펴본 연구로 Becker, Finnerty and Gupta (1990), Hamao, Masulis and Ng (1990), Kasa (1992), Lin, Engle, and Ito (1994)와 Kasa (1992), Susmel and Engle (1994) 등이 있으며, 국내 연구로는 지청, 조담, 양채열 (2001), 박진우 (2002), 김찬웅, 문규현, 홍정효 (2003), 고강석 (2007) 등이 있다. 이들은 밤 수익률에 나타나는 미국 주가정보에 대한 과잉반응(over reaction)이 일정부분 낮 수익률에서 조정(under reaction)되고 있음을 관찰함으로써 주식시장의 비효율적 반응을 주장한다. 한편 박진우 (2002)는 미국 주가정보에 반응하는 한국 주식시장의 시간대별 자료를 분석한 결과 개장 이후 10분간의 주가자료에만 영향을 주고 있어 크게 비효율적이지는 않다는 주장을 하고 있다. 한편 한국, 미국, 일본의 KOSDAQ, NASDAQ, JASDAQ의 비 거래소 시장들간의 상호작용을 분석한 김찬웅 외 (2003)의 연구에서는 외환위기 이후부터 KOSDAQ 시장에 대한 NASDAQ 시장의 영향이 존재하기 시작했으며 특히, KOSDAQ 시장과 JASDAQ 시장의 밤 수익률에서 NASDAQ 시장의 영향이 크게 작용하고 있음을 확인하였다.

한편 주가수익률의 비대칭적 변동성을 다루는 연구로 Nelson (1991), Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993), Bae and Karolyi (1994), Koutmos and Booth (1995), 등의 연구가 있으며, 국내 연구로는 홍정효와 문규현 (2005)이 있다. Nelson (1991)과 Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993)은 Exponential GARCH 모형과 GJR-GARCH 모형을 통해 전기(t-1) 발생한 수익률이 음(-)의 수익률일 경우와 양(+)의 수익률일 경우 당기(t)의 변동성에 미치는 영향이 다르다는 비대칭적 변동성과, 전기(t-1)에 음의 수익률일 경우 당기(t) 주가변동성을 더욱 크게 증가시키는 레버리지 효과(leverage effect)가 존재함을 확인하였다. 본 논문에서와 같이 국가간 주가

수익률의 비대칭적 변동성 전이효과(volatility spillover effect)를 살펴본 Bae and Karolyi (1994)는 미국과 일본 주식시장을 대상으로, Koutmos and Booth (1995)는 미국, 영국, 일본 주식시장을 대상으로 비대칭적 변동성 전이효과를 연구하였다. 이들은 공통적으로 국가간 주식시장의 비대칭적 전이효과와 함께 동일한 크기의 양(+)의 주가수익률보다 음(-)의 주가수익률이 상대국가의 주가변동성을 더욱 크게 증가시키는 레버리지 효과를 확인하였다. 국내 연구로는 홍정효와 문규현 (2005)이 GJR-GARCH 모형을 이용하여 전일 미국 주가수익률에 대한 한국 주식시장의 비대칭적 변동성 전이효과가 외환위기 이후 밤 수익률에서 관찰되고 있음을 확인하였다.

2.2 연구가설

가설 1: 미국에서 발생한 주가정보는 아시아 국가의 주가수익률 및 변동성에 미치는 영향이 클 것이다.

아시아 국가의 주식시장에 대한 미국 주식시장의 영향을 살펴보는 연구는 1980년대 이후 아시아 국가의 단계적인 시장개방과 함께 미국 주식시장의 영향이 강하게 작용하는 결과를 보고하고 있다. 이러한 연구들은 2001년 중반까지의 자료를 분석하였다는 점에서 외환위기 이후 10년 동안에 이루어진 아시아 국가의 높은 경제성장과 주식시장의 급 성장을 반영하지는 못하고 있다.

따라서, 가설 1은 기존연구의 연장에서 1992년 1월 3일부터 1997년 7월 2일까지인 외환위기 이전과, 1997년 7월 3일부터 2001년 6월 30일까지인 외환위기 직후, 그리고 2001년 7월 1일부터 2008년 2월 15일까지의 최근 자료를 활용하여 아시아 국가 주식시장에 대한 미국 주식시장의 영향력을 시기별로 검증하기 위함이다. 특히, 2001년 이후의 최근 자료를 통해 현재의 진행상황을 파악하는 것이 가설 1의 주 목적이다. 이러한 분석은 미국 주가에 영향을 받는 아시아 국가 주식시장의 밤 수익률과 낮 수익률을 통해 검증하고 이를 통해 아시아 국가별 주식시장의 효율적 시장반응을 관찰할 수 있다.

가설 2: 아시아 국가에서 발생한 주가 정보는 미국의 주가수익률 및 변동성에 유의하게 영향을 미칠 것이다.

Eun and Shim (1989)은 벡터자기회귀(VAR) 모형을 이용하여 9개 국가의 주식시장 상호작용을 분석하였다. 분석결과 미국에서 발생한 주가정보가 상대국가의 주식시장에 미치는 영향이 크게 작용하는 반면, 미국 이외의 국가에서 발생한 주가정보가 미국의 주식시장에 미치는 영향은 미미하거나 유의하지 않다는 결과를 보여주고 있다. 국내 연구로 조담, 외 (2002)와 문규현, 홍정효 (2003)의 결과 역시 아시아 국가에서 미국으로의 주가정보가 전이되는 정도는 미미하거나 존재하지 않는 것으로 보고 있다.

앞서 살펴보았듯이, 아시아 국가에서는 1980년대부터 자본시장이 개방되고 경제성장과 함께 주식시장의 성장세가 이루어 졌다. 따라서, 가설 2는 과거 미국에서 아시아 국가로 일 방향으로 전이되던 주가정보가 최근에는 아시아 국가에서 미국으로 전이되는지를 검증하려는 것이다. 주지하다시피, 아시아 국가와 달리 미국 주식시장의 밤 수익률은 측정할 수 없기 때문에 낮 수익률을 통해서 아시아 국가의 주가정보에 대한 반응을 살펴보아야 한다.

가설 3: 아시아 국가(미국)의 주가변동성은 미국(아시아 국가)의 주가수익률에 비대칭적으로 반응하고 레버리지 효과가 나타날 것이다.

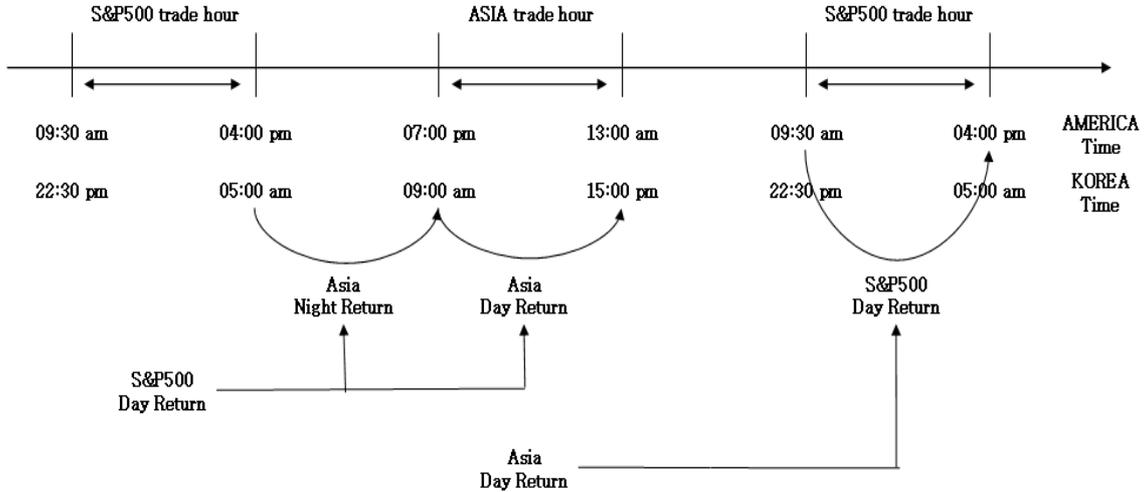
기존연구에서와 같이 미국에서 발생한 주가수익률이 양(+)의 수익률일 경우와 음(-)의 수익률일 경우 아시아 국가의 주가변동성에 미치는 영향은 비대칭적으로 나타날 것이다. 그리고 양(+)의 수익률일 경우보다 음(-)의 수익률일 경우 아시아 국가 주식시장의 변동성이 더욱 크게 증대되는 레버리지 효과가 나타날 것이다. 이러한 미국 주가수익률에 대한 아시아 국가별 주식시장의 비대칭적 반응은 가설 1에서와 같이 아시아 국가 주식시장의 밤 수익률과 낮 수익률을 구분하여 관찰할 수 있다. 마찬가지로, 아시아 국가 주식시장의 주가수익률에 대한 미국 주가변동성의 비대칭적 반응과 레버리지 효과는 가설 2에서와 같이 미국의 낮 수익률을 통해 관찰한다. 따라서 가설 3은 두 시장의 주가변동성 정보의 비대칭적 반응과 레버리지 효과를 검증하려는 것이다.

3. 연구방법론

3.1 자료 및 기술통계량

연구목적 달성을 위한 분석기간은 1992년 1월 3일부터 2008년 2월 15일까지 총 17년 2개월의 일별 시가와 종가자료를 이용하였다. 전체분석 기간은 1992년 1월 3일부터 1997년 7월 2일까지인 외환위기 이전기간과, 1997년 7월 3일부터 2001년 6월 30일까지인 외환위기 직후기간, 그리고 2001년 7월 1일부터 2008년 2월 15일까지의 최근 기간으로 나누어 시기에 따른 주식시장의 정보전이 효과를 분석한다. 분석국가는 미국(S&P500), 일본(NIKKEI225), 홍콩(HANGSENG), 싱가포르(STRAITS TIMES), 한국(KOSPI) 주가지수의 일별 시가와 종가 자료이다.⁹ 분석자료로 KOSPI 주가자료는 증권선물거래소의 자료를 이용하였고 외국 주가자료는 yahoo.finance의 자료를 이용하였다.

⁹ 분석국가는 기존연구와의 비교를 용이하게 하기 위해 조담, 외 (2002)와 문규현, 홍정효 (2003)의 연구에서 공통으로 포함되는 국가인 미국, 일본, 홍콩, 싱가포르, 한국의 주가자료를 이용하였다.



<그림 1> 미국과 아시아 국가의 주식시장 거래시간과 수익률 구분¹⁰: 미국과 아시아(일본, 홍콩, 싱가포르, 한국) 국가간 시차에 따른 주식시장 개장 및 폐장시간과, 미국과 아시아 국가의 NR(밤 수익률)과 DR(낮 수익률)을 통한 추가정보 전이효과를 나타내고 있다. 그림의 NR은 전일종가 대비 당일시가이며, DR은 당일시가 대비 종가이다. 미국 또는 아시아 국가의 추가정보가 아시아 국가 또는 미국의 주식시장에 미치는 영향은 거래시간 동안 발생한 DR을 통해 확인한다.

본 연구에서와 같이 국제 금융시장에서의 국가간 추가정보전이 효과를 다루는 연구에 있어 중요한 점은 국가별 주식시장의 개장 및 폐장시간을 고려해야 한다는 점이다. 미국과 아시아 국가간 존재하는 시차 및 주식시장 거래시간은 <그림 1>을 통해 확인할 수 있다.

한국 시간기준으로 미국 주식시장은 t-1일 22:30분에 개장하여 t일 05:00에 장이 마감된다. 아시아 국가는 한국(KOSPI)과 일본(NIKKEI225)이 09:00에 개장해서 15:00시에 폐장하고, 싱가포르(STRAITS TIMES)와 홍콩(HANGSENG)은 아침 10시와 11시에 개장해서 오후 5시와 6시에 폐장한다. 따라서 미국과 아시아 국가간 주식시장의 거래시간은 중복되지 않는다.

다음의 식(1), (2), (3)은 미국과 아시아 국가간 추가정보전이 효과를 설명하기 위한 수익률 계산방법을 보여주고 있다.

$$CR_{i,t} = 100 \times (\log CI_{i,t} - \log CI_{i,t-1}) \quad (1)$$

$$NR_{i,t} = 100 \times (\log OI_{i,t} - \log CI_{i,t-1}) \quad (2)$$

$$DR_{i,t} = 100 \times (\log CI_{i,t} - \log OI_{i,t}) \quad (3)$$

$CR_{i,t}$; Close to Close Return

$NR_{i,t}$; Night Return

$DR_{i,t}$; Day Return

$CI_{i,t}$; Closing Price

$OI_{i,t}$; Opening Price

¹⁰ 뉴욕증권거래소(NYSE)의 정규개장시간은 1985년 9월 30일 뉴욕시간 기준으로 오전 9시 30분부터 오후 4시까지 정규시간이 정해진 이후 현재까지 유지되고 있어 본 연구기간 동안 뉴욕증권 거래소 정규개장시간은 변하지 않는다.

여기서 $CR_{i,t}$ 는 i 국가 t 일의 전일종가 대비 당일종가의 일별 수익률이며, $NR_{i,t}$ 는 전일종가 대비 당일시가의 밤 수익률이고, $DR_{i,t}$ 는 당일시가 대비 당일종가의 낮 수익률을 나타낸다. 표현의 편의를 위해 식(1), (2), (3)은 로그수익률에 100을 곱하였다.

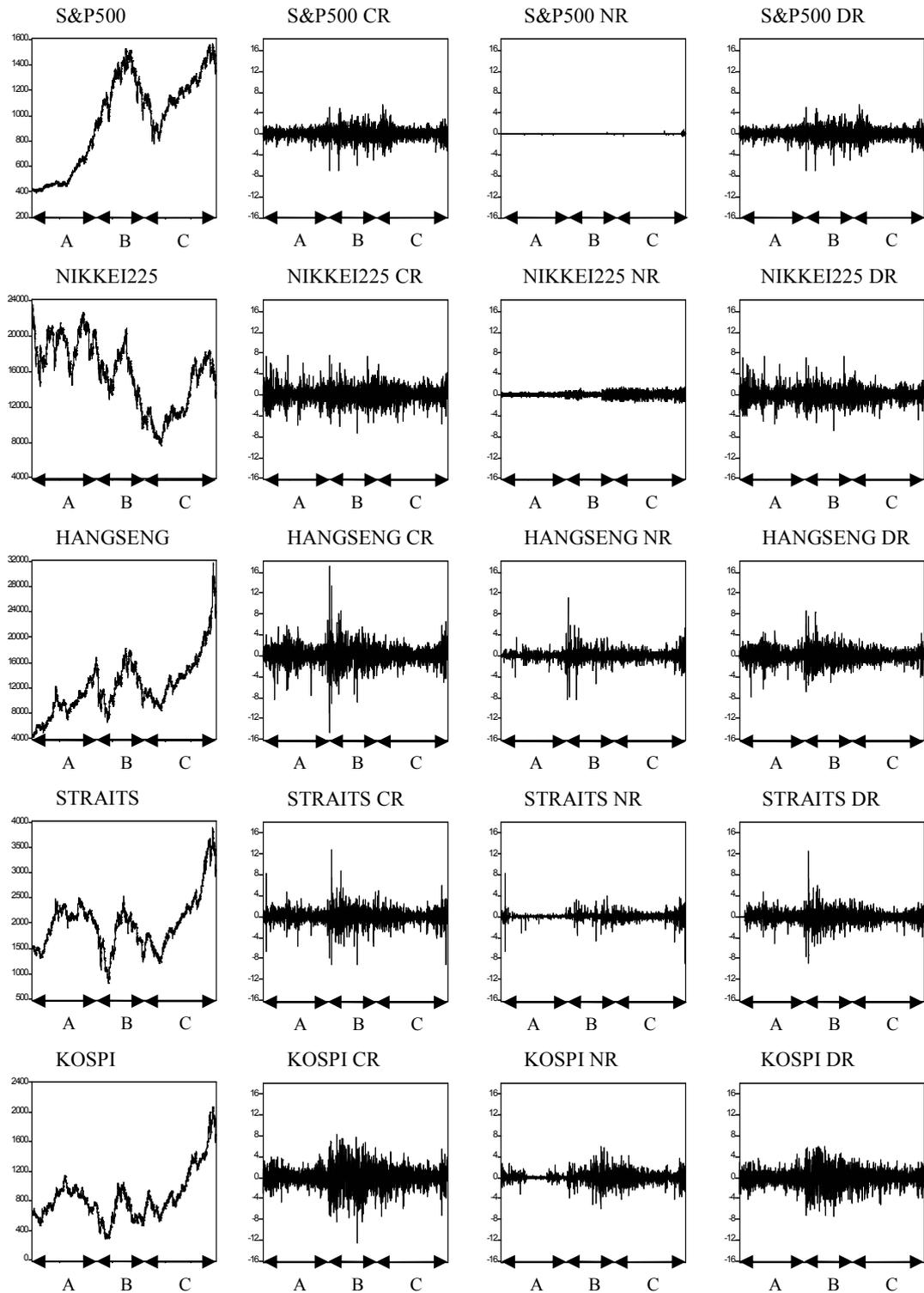
이러한 국가간 주식시장 시차를 이용하여 $t-1$ 일 미국 주식시장에서 발생한 주가정보는 t 일 아시아 국가의 전일종가 대비 당일 개장시가인 NR 과 당일시가 대비 당일종가인 DR 에 영향을 미칠 것이다. 그러나, 만일 아시아 국가들의 주식시장이 미국에서 발생한 주가정보에 효율적으로 반응을 한다면 NR 에 모두 반영되어야 하며, DR 에는 영향을 미치지 않을 것이다. 그리고 아시아 국가에서 발생된 주가정보가 미국 주식시장에 전이되는 것을 확인하기 위해서는 당일 미국 주식시장 개장시간 동안 거래되는 DR 을 통해 확인한다.

미국과 아시아 국가간 주가정보 전이효과를 확인하기 위해 먼저 미국과 아시아 국가들의 주가자료에서 휴일을 제거한 다음 국가별 수익률을 계산한다. 다음은 미국과 아시아 국가별 영업일자를 대응시킨다. 영업일 대응은 시차를 고려한 미국 주가정보에 대한 아시아 국가별 주식시장 반응은 미국 $t-1$ 일을 아시아 국가의 t 일에 대응하고, 반대로 아시아 국가의 주가정보에 반응하는 미국 주식시장 반응은 t 일로 대응시킨다.

이때, 미국과 아시아 국가의 NR 계산에 있어 휴일이 있는 경우는 휴일 전일의 종가 대비 휴일 다음날의 시가로 계산하게 됨으로 휴일 동안 발생된 정보가 추가되어 휴일 다음날의 개장시가에 영향을 주게 된다. 본 논문에서는 휴일 동안 발생된 정보가 추가로 누적되어 전이되는 NR 을 모두 제거하였다. 또한, CR 역시 중간에 휴일이 있을 경우 휴일의 정보가 포함되게 된다. 따라서, 이러한 경우도 표본에서 제거하였다.¹¹ 이러한 방법으로 계산된 미국과 아시아 개별 국가간 주가지수 추이 및 기술통계량은 <그림 2>와 <표 1>에 요약되어 있다.

<그림 2>에서 전체적으로 아시아 국가의 주가지수 시계열 추이는 홍콩, 싱가포르, 한국의 주가지수가 유사한 움직임을 보인다. 한편, 외환위기 이후인 B 와 C 기간에는 상승→하락→상승의 주가지수 패턴이 모든 국가에서 일관되게 나타나고 있다. 그리고 수익률 변동성을 나타내는 NR , DR , CR 역시 모든 국가에서 A 기간 이후에 변동성이 증대되고 있음을 보여주고 있다. 한편 일본은 NR 이 최근의 C 기간에 다소 활발하게 변동하는 모습을 보이지만 홍콩, 싱가포르, 한국의 NR 에 비해 변동성은 적게 나타나고 있다. 그리고 국가별 수익률 변동성은 모두 NR 에 비해 DR 의 변동성이 크게 나타나고 있다. 주지하다시피, S&P500 주가자료에는 아시아 국가 주식시장에 있는 동시호가 시스템이 적용되지 않아 S&P500의 NR 에는 권리락 또는 배당락만 나타나고 있다.

¹¹ 조담 외, (2002)의 연구에서는 $t-1$ 일 미국에서 발생한 주가정보가 한국을 포함한 아시아 국가의 t 일에 전이될 때 t 일이 휴일인 경우 $t+1$ 일에 전이된다. 이때, 미국 주가수익률을 $t-1$ 일과 t 일의 주가수익률 합계를 미국 주가수익률로 간주하였다. 이러한 경우 미국의 주가정보와 함께 휴일 동안 발생한 정보가 포함되어 $t+1$ 일 아시아 국가의 개장시가에 전이되어 미국 주가정보가 크거나 작게 전이될 것이다. 이러한 문제는 그들의 연구에서도 지적하고 있다. 한편 문규현과 홍정효 (2003)는 한국 주식시장에 토요일 거래시간을 미국 및 아시아 국가의 일자와 맞추고 정보 유실을 방지하기 위해 토요일의 주가지수와 월요일의 주가지수를 산술평균한 주가지수를 월요일의 주가지수 대응치로 이용하였다. 이 경우 역시 미국 주식시장의 주가정보 전이효과로 보기는 어렵다. 그리고 고강석 (2007) 역시 휴일이 발생하는 한국 주식시장의 경우 $t-1$ 일의 종가를 $t+1$ 일의 개장시가에 맞추어 밤 수익률로 보고 있다. 본 논문에서는 이러한 영향을 제거하여 전일 발생한 미국 주가정보만을 보고자 하였다.



<그림 2> 국가별 주가지수와 수익률의 시계열 추이: 1992년 1월 3일부터 2008년 2월 15일까지 미국(S&P500), 일본(NIKKEI225), 홍콩(HANGSENG), 싱가포르(STRAITS TIMES), 한국(KOSPI)의 주가지수와 식(1), (2), (3)을 이용하여 계산된 CR(일별수익률), NR(밤 수익률), 그리고 DR(낮 수익률)의 시계열 추이를 나타내고 있다. A, B, C는 분석기간으로 외환위기 이전기간(A)과 외환위기 직후기간(B), 그리고 최근 기간(C)을 나타낸다.

<표 1> 국가별 주식시장의 기술 통계량

외환위기 이전인 A 기간(1992.1.3~1997.7.2), 외환위기 직후인 B 기간(1997.7.3~2001.6.30), 외환위기 이후부터 최근까지인 C 기간(2001.7.1~2008.2.15)까지 미국(S&P500), 일본(NIKKEI225), 홍콩(HANGSENG), 싱가포르(STRAITS TIMES), 한국(KOSPI)의 주식시장 시가와 종가자료를 이용하여 식(1), (2), (3)을 통해 계산된 CR(일별수익률), NR(밤 수익률), 그리고 DR(낮 수익률)의 기술통계량 결과이다. 모든 수익률 변수에서 Jarque-Bera 검정(J-B) 결과 5% 유의수준 내에서 정규분포 하다는 귀무가설이 기각되었으며, ADF 검정결과 역시 1% 수준에서 단위근을 갖는다는 귀무가설이 모두변수에서 기각되었다.

	S&P500			NIKKEI225			HANGSENG			STRAITS TIMES			KOSPI		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
CR															
Mean	0.046	0.013	-0.009	0.008	-0.046	0.016	0.102	0.000	0.042	0.022	-0.052	0.030	-0.020	-0.042	0.056
Std. Dev.	0.649	1.295	1.056	1.400	1.586	1.353	1.419	2.348	1.226	0.937	1.847	1.104	1.199	2.687	1.530
Skewness	-0.333	-0.368	-0.010	0.325	0.149	-0.151	-0.437	0.248	0.048	0.156	0.168	-0.508	0.230	-0.091	-0.438
Kurtosis	4.619	5.930	5.594	5.890	5.308	4.039	6.480	10.228	5.186	11.948	8.69	8.698	3.707	3.859	4.676
J-B	150	326	401	430	193	70	631	1,874	285	3,928	1,160	1,996	35	28	213
ADF	-35.27	-32.53	-42.69	-39.97	-24.65	-41.18	-34.47	-26.57	-41.25	-34.31	-28.77	-40.73	-20.85	-2955	-39.56
NR															
Mean	0.000	0.001	0.000	0.029	0.023	0.046	0.024	0.039	0.052	0.007	0.077	0.082	0.096	0.043	0.082
Std. Dev.	0.015	0.010	0.050	0.199	0.379	0.619	0.488	1.228	0.810	0.410	0.612	0.717	0.456	1.185	0.971
Skewness	-11.361	21.742	2.792	-0.076	-0.177	-0.082	-0.709	0.109	0.097	2.544	-0.117	-1.768	0.772	0.135	-0.151
Kurtosis	246.487	506.119	74.542	2.633	3.655	2.404	14.68	19.498	7.320	200.442	15.387	24.773	10.557	7.182	4.826
J-B	2,930,321	9,106,310	306,818	8	20	23	6,783	9,720	1,114	1,911,452	5,481	28,991	2,915	627	204
ADF	-38.23	-31.76	-11.87	-37.51	-23.09	-38.54	-38.27	-31.58	-40.06	-21.19	-30.89	-40.53	-10.90	-30.51	-42.86
DR															
Mean	0.046	0.013	-0.008	-0.021	-0.068	-0.030	0.078	-0.039	-0.009	0.015	-0.128	-0.052	-0.116	-0.085	-0.025
Std. Dev.	0.647	1.295	1.050	1.332	1.418	1.063	1.201	1.772	0.898	0.848	1.68	0.855	1.094	2.210	1.255
Skewness	-0.33	-0.367	0.001	0.344	0.249	-0.165	-0.427	0.257	-0.157	-0.058	0.204	0.037	0.127	-0.094	-0.462
Kurtosis	4.625	5.929	5.634	6.183	5.784	4.275	6.308	5.586	4.781	6.244	9.275	4.797	3.944	3.355	4.239
J-B	151	326	413	520	286	103	572	248	195	516	1,412	193	47	5	142
ADF	-35.26	-32.53	-42.54	-38.55	-33.01	-43.89	-34.82	-31.16	-43.55	-31.96	-27.52	-42.77	-21.22	-31.13	-30.89

<표 1>은 A(외환위기 이전), B(외환위기 직후), C(최근)의 기간에 따른 국가별 주가수익률의 요약 통계량과 단위근 검정 결과를 나타낸다. 먼저 기간에 따른 국가별 주가수익률의 왜도(Skewness)와 첨도(Kurtosis)에서 수익률 분포의 비대칭 현상과 두터운 꼬리(fat-tail)와 높은 첨예 첨도(excess kurtosis) 형태가 나타나고 있어 정규분포를 하지 않는 금융 시계열 자료의 일반적인 특성을 나타내고 있다. 또한 Jarque-Bera 검정결과 모든 수익률들은 유의한 수준에서 정규분포 하다는 귀무가설이 기각되는 결과를 나타냈다.

분석 기간에 따른 국가별 주가수익률(Mean)과 변동성(Std. Dev)을 살펴보면 외환위기 이전인 A 기간에 비해 외환위기 이후인 B 와 C 기간에서 CR의 수익률은 낮아지고 변동성은 증대되고 있다. 외환위기 이후인 B 기간에서는 미국의 수익률이 높고 최근의 C 기간에서는 한국과 홍콩의 수익률이 가장 높게 나타나고 있다. 구체적으로 NR과 DR을 구분하여 살펴보면 외환위기 이후인 B 와 C 기간에서 미국을 제외한 아시아 국가의 주가수익률은 NR에서는 양(+)의 수익률을 나타내고, DR에서는 음(-)의 수익률을 보이고 있다.

또한 외환위기 직후인 B 기간에서는 NR의 증가와 함께 변동성이 모두 증대되었다. 이러한 결과는 외환위기 이후 아시아 국가의 주가변동성이 높아졌다는 점에서 외부의 시장충격 특히, 미국 주가정보에 대한 반응이 커진 것으로 해석할 수 있다. 그리고 아시아 국가 주식시장의 효율적인 시장반응으로 인해 미국 주식시장 폐장 이후 개장하는 아시아 국가의 주식시장 개장시가에 미국 주가정보가 상당부분 전이된 것으로 보인다.

한편 이러한 아시아 국가의 주가수익률 변동성은 NR에 비해 DR에서 더욱 크게 나타나는데 외부의 경제적 요인과 함께 국내 경제적 요인이 주식시장 거래시간 동안 더해져서 NR에 비해 DR의 변동성이 더욱 크게 나타나는 것으로 보인다.

ADF(Augmented Dickey Fuller) 검정은 본 연구의 분석기간 동안 식(1), (2), (3)을 통해 계산된 수익률 자료의 안정성에 대한 분석 결과이다. 시계열 분석에 있어 기본적인 가정은 분석변수의 안정성이다. 안정적(stationary)이라는 의미는 시계열 자료가 평균값으로 회귀하려는 경향이 있고 다소 일정한 범위에서 변동함을 의미한다.

예를 들어, AR(1)과정을 따르는 안정된 시계열 자료인 $y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 에서 $\beta=1$ 이 되는 단위근을 가질 경우 시계열 자료는 $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$ 의 임의보행(random walk) 과정을 따라 불안정하게 되어 작은 외부의 충격에도 크게 변동하는 과잉현상을 보여 분석결과의 결정계수(R^2)는 높은 값을 갖게 되지만, 경제적 의미는 작아지고 표본의 평균과 크기에 왜곡을 나타내는 등의 분석상의 오류를 초래하게 된다. 이때 1차 차분(Δ)하여 안정화 작업을 실시한다. AR(1)의 특성방정식 $y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 에서 1차 차분을 하면 $y_t - y_{t-1} = \beta y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t$ 이 되고 $\Delta y_t = (\beta - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$ 가 된다. 여기서 $\beta=1$ 이 되면 $\Delta y_t = \varepsilon_t$ 가 되어 안정화 된다. 이렇게 1차 차분된(Integrated) 안정화된 시계열 자료를 I(1)과정을 따르는 자료라 부른다.

단위근 검정결과 국가별 모든 수익률 변수는 1% 수준의 임계치에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 안정적인 시계열임을 보여준다.

3.2 연구방법

본 연구에서는 시계열 자료 특히, 주가수익률에 나타나는 변동성 집중현상과 시간가변적(time varying)인 조건부 이분산성을 통제하기 위해 GARCH 모형을 이용하였다.

Engle (1982)은 오차의 분산이 자기회귀적으로 변하는 조건부 이분산 자기회귀 모형인 ARCH(autoregressive conditional heteroscedasticity)모형을 제시하였으며 식(4)의 조건부 평균방정식과, 식(5)의 조건부 분산방정식으로 구성되어 있다.

$$Y_t = \alpha_0 + X_t \gamma + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t \xi_t, \xi_t \sim N(0,1)$$

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (5)$$

여기서 ψ_{t-1} 는 t-1기에 발생한 경제적 충격의 모든 정보를 담고 있다. ε_t 는 확률오차항으로 t기에 예측하지 못한 경제적 충격을 나타내는 조건부 정규분포를 따르고 있다. σ_t^2 은 과거 조건부 예측 확률오차항 제곱의 합으로 $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2$ 로 구성되어 있다. 따라서, σ_t^2 는 종속변수인 Y_t 를 추정할 때 t-1기에 발생한 모든 경제적 충격으로부터 예측하지 못한 충격으로 발생할 조건부 분산을 나타낸다.

Bollerslev (1986)는 식(5)의 조건부 분산방정식에서 ARCH 모형의 래그(lag) p를 크게 설정해야 하는 단점을 보완하는 GARCH(p, q) 모형을 제안하였다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (6)$$

식(6)의 GARCH 모형은 모수 추정에서 반복적 대입과정을 통해 작은 수의 파라미터를 이용하여 긴 래그(lag)의 ARCH(∞) 모형으로 바꾸어 쓸 수 있는 장점이 있으며, t기의 조건부 분산(σ_t^2)은 오차항의 제곱(ε_{t-i}^2)의 합과 조건부 분산(σ_{t-j}^2)의 합으로 구성되어 있다. 여기서 α_i 는 오차항의 제곱인 ARCH 계수를 나타내고, β_j 은 조건부 분산의 합인 GARCH 계수를 나타낸다. 그리고 $\alpha_i + \beta_j$ 은 관측된 변동성의 장기 지속성을 나타내며, p와 q의 값이 1일 경우 GARCH(1,1)의 조건부 분산방정식은 다음과 같다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (7)$$

식(7)의 조건부 분산방정식은 잔차항 제곱의 선형함수로 가정한 ARCH 모형에 t-1기 조건부 분산방정식을 결합한 모형이다. 이러한 GARCH 모형은 변동성 군집(clustering)현상과 주가수익률 자료의 fat-tail 특성을 반영시킨 적합한 모델로 사용되지만, t-1기의 양(+의 수익률과 음(-)의 수익률이 t기의 조건부 분산(σ_t^2)에 미치는 영향이 항상 대칭적인 것을 가정하고

있다. 따라서, 본 연구에서와 같이 미국과 아시아 국가간 추가정보 전이효과를 다루는데 있어 특히 추가변동성의 비대칭(asymmetric) 변동성 전이효과를 나타내기에는 적합하지 않을 수 있다. 본 논문에서는 Nelson (1991)이 제안한 Exponential GARCH(1,1)와 Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993)이 제안한 GJR-GARCH(1,1) 모형을 이용하였으며 다음의 식(8), (9), (10)과 같다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (8)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right] - \sqrt{\frac{2}{\pi}} + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (9)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (10)$$

식(8)은 GJR-GARCH 모형으로 국가별 전일(t-1) 발생한 추가수익률이 양(+)의 수익률이면 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 게 되는 호재(good news)이고, 반대로 음(-)의 수익률이면 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 게 되어 악재(bad news)를 나타낸다. 비대칭 변동성을 나타내는 $\gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1}$ 의 d_{t-1} 은 주식시장의 수익률을 나타내는 더미변수로써, 음(-)의 수익률일 경우 “1”의 값을 갖고, 양(+)의 수익률일 경우 “0”의 값을 갖는다. 따라서, $\gamma_1 \neq 0$ 인 경우 추가정보는 비대칭적으로 전이된다. 전기(t-1)에 양(+)의 수익률이 발생할 경우 $\gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} = 0$ 이 되어 식(7)의 GARCH 모형과 같게 된다. 하지만 전기에 음(-)의 수익률이 발생할 경우 $\gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 > 0$ 이 되어 GARCH 모형에 추가적으로 $\gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2$ 가 반영되어 σ_t^2 이 더욱 커지는 레버리지 효과(leverage effect)가 존재하게 된다. 따라서 양(+)의 수익률 충격에 비해 음(-)의 수익률 충격이 σ_t^2 에 미치는 효과가 더 크게 작용함을 보여준다.

식(9)의 E-GARCH 모형 역시 GJR-GARCH 모형과 같이 국가별 전일(t-1) 발생한 추가수익률이 양(+)의 수익률이면 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 은 호재(good news)이고, 반대로 음(-)의 수익률이면 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 은 악재(bad news)를 나타낸다. 또한 Nelson (1991)의 제안과 같이 $\gamma_1 \neq 0$ 일 경우 추가변동성은 비대칭적으로 전이되며, 예상치 못한 음(-)의 수익률로 인해 변동성이 증대되는 레버리지 효과는 $\gamma_1 < 0$ 라는 귀무가설을 검증하여 확인한다. 식(9)에서 ε_t 는 정규분포를 가정할 경우 $\alpha_1 \left(-\sqrt{2/\pi} \right)$ 는 α_0 에 영향을 주게 되어 식(10)과 같이 사용할 수 있다. 식(10)의 좌변인 $\log(\sigma_t^2)$ 는 대수를 취하고 있으며 추정된 조건부 분산은 항상 양(+)의 값을 보이게 된다. 식(10)에서 전일(t-1) 발생한 추가수익률이 양(+)의 수익률이면 $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1} > 0$ 게 되어 $\gamma_1 < 0$ 이라는 귀무가설은 채택되어 $\log(\sigma_t^2)$ 은 작아진다. 반면에, 전일(t-1) 발생한 추가수익률이 음(-)의 수익률이면 $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1} < 0$ 게 되어 $\gamma_1 < 0$ 이라는 귀무가설은 기각되어 $\gamma_1 > 0$ 게 되고 $\log(\sigma_t^2)$ 은 커지게 된다. 따라서, $\gamma_1 \neq 0$ 인 경우 상대국가의 추가변동성은 비대칭적으로 작용하고, GJR-GARCH와 달리 $\gamma_1 < 0$ 인 경우에 추가수익률 하락에 따른 $\log(\sigma_t^2)$ 의 값이 증대되어 레버리지 효과가 존재하는 것으로 해석한다.

4. 미국과 아시아 국가간 주식시장 상호작용

4.1 미국과 아시아 국가간 주가수익률의 Granger 인과관계 검증

본 논문은 세계화의 진전과 함께 외환위기 이후 급 성장한 아시아 국가 주식시장의 주가정보력을 측정하기 위함이다. 이를 위해 세계주식시장 통합차원에서 미국 주식시장과의 주가정보 전이효과를 분석기간을 설정하여 시기에 따른 두 시장의 상호작용이 진전되는 정도를 분석하고자 한다. 다음의 <표 2>는 미국과 아시아 국가간 주가수익률 자료를 이용하여 Granger 인과관계 검증을 실시한 결과이다. Granger 인과관계 검증은 두 변수의 선행성을 살펴보는 방법으로 미국과 아시아 국가 주가수익률을 이용하여 두 시장의 상호연관성을 살펴볼 수 있다.

<표 2>의 Panel A는 t-1일 미국 DR과 t일 아시아 국가 주식시장의 NR, DR, CR과의 Granger 인과관계를 나타내고, Panel B는 t일 아시아 국가 주식시장의 NR, DR, CR과 t일 미국 DR과의 Granger 인과관계를 나타낸다.

Panel A에서 미국 DR은 모든 기간에 걸쳐 아시아 국가의 CR, NR, DR과 Granger 인과관계가 유의하게 나타나고 있다. 기간별로 보면 최근으로 올수록 F-값이 커지고 있으며 특히 아시아 국가의 NR에서 미국 주가수익률의 Granger 인과관계가 높게 나타나고 있다.

<표 2> 미국과 아시아 국가 주가수익률 Granger 인과성 검증

미국과 아시아 국가의 NR, DR, CR의 자료를 이용하여 실시한 Granger 인과관계 검증결과이다. 여기서 W는 전체기간(1992.1.3~2008.2.15), A는 외환위기 이전기간(1992.1.3~1997.7.2), B는 외환위기 직후 기간(1997.7.3~2007.6.30), C는 최근 기간(2001.7.1~2008.2.15)을 나타낸다. Panel A는 t-1일 미국 주식시장에서 발생한 주가수익률이 t일 아시아 국가의 주가수익률을 Granger cause 하지 않는다는 귀무가설을 나타내며, Panel B는 t일 아시아 국가 주식시장에서 발생한 주가수익률이 t일 미국 주가수익률을 Granger cause 하지 않는다는 귀무가설을 나타낸다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 F-값의 통계적인 유의수준을 나타낸다.

Panel A					Panel B				
Cause: t-1 day S&P500 DR					Cause: t day Asia NR, DR, CR				
Effect: t day Asia NR, DR, CR					Effect: t day S&P500 DR				
S&P→NIK	W	A	B	C	NIK→S&P	W	A	B	C
DR→NR	118.71***	13.39***	29.49***	74.11***	NR→DR	4.40***	1.71	0.84	3.45***
DR→DR	7.62***	1.64	4.41***	3.42***	DR→DR	1.39	0.93	2.14**	1.36
DR→CR	31.74***	2.70**	10.09***	22.13***	CR→DR	2.76**	0.93	1.94*	3.04***
S&P→HAN	W	A	B	C	HAN→S&P	W	A	B	C
DR→NR	145.04***	19.15***	37.42***	74.67***	NR→DR	2.31**	1.47	0.17	3.12***
DR→DR	1.57	2.56**	0.79	1.09	DR→DR	2.78**	1.01	0.96	3.11***
DR→CR	35.94***	7.75***	8.77***	23.79***	CR→DR	1.98*	1.15	0.56	1.42
S&P→STR	W	A	B	C	STR→S&P	W	A	B	C
DR→NR	135.72***	2.59**	30.19***	120.99***	NR→DR	2.07*	0.93	1.15	2.07*
DR→DR	1.90*	2.99***	0.45	5.03***	DR→DR	0.61	2.40**	0.31	0.73
DR→CR	36.38***	4.60***	5.40***	39.11***	CR→DR	0.17	1.64	0.22	0.39
S&P→KOS	W	A	B	C	KOS→S&P	W	A	B	C
DR→NR	107.69***	1.44	21.74***	83.98***	NR→DR	4.59***	0.44	2.31**	2.23**
DR→DR	3.928***	0.37	1.17	8.06***	DR→DR	2.09*	1.81*	1.97*	2.18**
DR→CR	19.41***	0.73	4.82***	17.60***	CR→DR	1.65	1.31	0.95	1.87*

이는 t-1일 발생한 미국 추가수익률을 통해 t일 아시아 국가 추가수익률을 예측할 수 있으며 동시에 미국 추가수익률에 대한 아시아 국가 주식시장의 효율적인 시장반응을 잘 나타낸다. 한편 한국의 경우 기존 연구에서와 같이 외환위기 직후인 B기간에서부터 미국 추가수익률에 대한 Granger 인과관계가 나타나기 시작하며, 다른 아시아 국가에서와 같이 NR의 F-값이 DR이나 CR에 비해 높게 나타나고 있다.

Panel B에서 아시아 국가의 NR, DR, CR은 최근으로 올수록 미국 DR에 대한 Granger 인과관계가 커지는 모습을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 아시아 국가 추가수익률을 통해 미국 추가수익률을 예측할 수 있는 결과로서 과거에 비해 아시아 국가 주식시장의 정보력이 달라졌음을 나타내는 결과이다. 한편 미국 DR과의 Granger 인과관계가 높게 나타나는 수익률이 아시아 국가의 DR, CR이 아닌 NR이라는 점이 특이하다. 이러한 결과는 Panel A에서 미국 DR이 아시아 국가의 DR에 비해 NR과의 Granger 인과관계가 높게 나타나는 결과와 같이 아시아 국가의 NR에는 미국 DR의 정보가 많이 내포되어 있기 때문에 아시아 국가의 NR과 미국의 DR의 Granger 인과관계가 높게 나타나는 것으로 보인다.

4.2 미국 추가정보의 아시아 국가 주식시장 전이효과

분석모형 1은 3장 2절의 연구방법론을 토대로 아시아 국가 주식시장에 전이되는 미국 추가정보를 추정하는 모형이다.

분석모형 1

GJR-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } AsiaR_t = \delta_o + \delta_1 USA_{t-1} + \delta_2 AsiaR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

E-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } AsiaR_t = \delta_o + \delta_1 USA_{t-1} + \delta_2 AsiaR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

분석모형 2

GJR-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } USA_t = \delta_o + \delta_1 AsiaR_t + \delta_2 USA_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

E-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } USA_t = \delta_o + \delta_1 AsiaR_t + \delta_2 USA_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

GJR-GARCH와 E-GARCH 모형의 조건부 평균방정식의 좌변 $AsiaR_t$ 은 일본, 홍콩, 싱가포르, 한국 주식시장의 NR, DR, CR이다. 우변의 USA_{t-1} 은 t-1일 미국 주식시장에서 거래시간 동

안 발생한 추가정보인 DR을 나타낸다. 조건부 분산방정식에서 미국 추가변동성의 전이효과는 β_1 을 통해 확인한다. 앞서 살펴보았듯이 $\gamma_1 \neq 0$ 인 경우 아시아 국가 주식시장의 추가변동성은 미국의 양(+)의 수익률과 음(-)의 수익률일 경우에 비대칭적으로 반응함을 의미하고, GJR-GARCH에서 $d_{t-1} > 0$ 경우와 E-GARCH에서 $d_{t-1} < 0$ 경우에 미국에서 발생한 음(-)의 수익률이 아시아 국가 추가변동성을 더욱 크게 증가시키는 레버리지 효과가 존재하는 것으로 해석한다.

반대로, 분석모형 2에서는 미국 주식시장에 전이되는 아시아 국가 주식시장의 추가정보를 추정하는 모형이다. 변수설명은 아시아 국가 주식시장에 대한 미국 추가정보의 전이효과와 같다. 서두에서 말한 바와 같이 S&P500 추가자료는 아시아 국가의 주식시장과 달리 전일종가와 당일시가의 차이가 존재하지 않아 NR의 정보를 활용할 수 없다. 따라서 아시아 국가의 추가정보 전이효과는 S&P500의 DR을 통해 살펴본다.

다음 <표 3>은 분석모형 1을 이용하여 t일 아시아 국가의 CR, NR, DR에 대한 t-1일 미국의 추가정보 전이효과를 기간설정에 따라 주요 변수만을 요약하여 나타내고 있다.¹²

Panel A는 t-1일 미국의 거래시간 동안 발생한 추가정보인 DR이 t일 아시아 국가의 CR에 미치는 영향을, Panel B는 미국 추가정보에 대한 아시아 국가 주식시장의 효율적 시장반응을 살펴보기 위해 NR과 DR을 이용하여 나타내고 있다.

Panel A의 δ_1 과 β_1 의 계수 값이 모든 기간 동안 유의하게 나타나고 있어 미국 추가정보가 아시아 국가 주식시장에서 차지하는 강한 영향력을 확인할 수 있다. 특히, 2001년 이후부터 최근으로 올수록 δ_1 과 β_1 의 계수 값이 커지는 현상을 확인할 수 있다. 이를 통해 아시아 국가 주식시장에 대한 미국 주식시장의 영향력이 외환위기 직후에 비해 더욱 증대되고 있음을 알 수 있다. 한편 미국 추가변동성 정보에 대한 아시아 국가 주식시장의 비대칭적 변동성 전이효과를 나타내는 γ_1 의 계수 값이 모든 기간 동안 0과 다르게 나타나고 있어 미국 추가수익률 정보에 대해 아시아 국가의 추가변동성은 비대칭적으로 반응하고 있다. 한편 미국 주식시장의 예상치 못한 음(-)의 수익률 발생시 아시아 국가의 추가변동성이 더욱 커지는 레버리지 효과는 A 기간에서 크게 나타나고 있다. 하지만 최근으로 올수록 싱가포르를 제외한 나머지 국가에서는 레버리지 효과가 줄어드는 모습을 나타내고 있다.

Panel B는 Panel A 결과를 바탕으로 미국 추가정보에 대한 아시아 국가 주식시장의 구체적인 반응을 확인하기 위해 CR을 NR과 DR로 구분하여 미국 추가정보에 대한 아시아 국가 주식시장의 효율적 시장반응을 나타내고 있다.

먼저 t-1일 미국 추가정보에 대한 아시아 국가 NR은 Panel A에서와 같이 δ_1 과 β_1 의 계수 값이 최근으로 올수록 증대되는 공통된 현상을 보이고 있다. 특히, NR의 δ_1 의 계수 값이 B 기간에 비해 C 기간에서 아시아 국가별로 2배 수준으로 증대된 현상을 확인할 수 있다. 이는 2001년 이후 아시아 국가 주식시장에 대한 미국 주식시장의 영향이 더욱 크게 작용하고 있으며 아울러 이에 반응하는 아시아 국가 주식시장의 효율성이 크게 증대되었음을 보여준다.

¹² 미국과 아시아 개별 국가간의 분석결과는 Appendix 참조.

<표 3> 아시아 국가의 주식시장에 대한 미국 추가정보 전이효과¹³

GJR-GARCH

조건부 평균 방정식: $AsiaR_t = \delta_o + \delta_1 USR_{t-1} + \delta_2 AsiaR_{t-1} + \varepsilon_t$

조건부 분산 방정식: $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$

E-GARCH

조건부 평균 방정식: $AsiaR_t = \delta_o + \delta_1 USR_{t-1} + \delta_2 AsiaR_{t-1} + \varepsilon_t$

조건부 분산 방정식: $\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$

분석모형 1을 이용하여 미국(S&P500)의 t-1일 발생한 추가정보가 미국 주식시장 폐장 이후 개장하는 t일의 일본(NIKKEI225), 홍콩(HANGSENG), 싱가포르(STRAITS TIMES), 그리고 한국(KOSPI)의 주식시장에 전이되는 현상을 나타내고 있다. 분석기간은 1992년 1월 3일부터 2008년 2월 15일까지이고 이 기간은 다시 3개의 하위기간인 A 기간(1992.1.3~1997.7.2), B 기간(1997.7.3~2001.6.30), 그리고 C 기간(2001.7.1~2008.2.15)으로 구분하였다. 아시아 국가 주식시장에 대한 미국의 추가수익률 전이효과는 조건부 평균방정식의 δ_1 을 통해 확인하며, 비대칭 변동성 전이효과는 GJR-GARCH와 E-GARCH의 조건부 분산방정식 β_1 와 γ_1 을 통해 확인한다. 표의 *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 계수 값의 통계적인 유의수준을 나타낸다.

Panel A

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	Whole	A	B	C	Whole	A	B	C
	S&P500-DR → NIKKEI225-CR				S&P500-DR → NIKKEI225-CR			
δ_1	0.458***	0.334***	0.423***	0.518***	0.463***	0.337***	0.427***	0.512***
β_1	0.895***	0.905***	0.833***	0.899***	0.969***	0.983***	0.928***	0.963***
γ_1	0.064***	0.107***	0.078	0.022	-0.041***	-0.061***	-0.057**	-0.017
	S&P500-DR → HANGSENG-CR				S&P500-DR → HANGSENG-CR			
δ_1	0.571***	0.677***	0.690***	0.497***	0.581***	0.707***	0.689***	0.500***
β_1	0.902***	0.884***	0.855***	0.923***	0.986***	0.973***	0.943***	0.988***
γ_1	0.042***	0.046	0.126***	0.003	-0.024**	-0.028	-0.070**	-0.004
	S&P500-DR → STRAITS TIMES-CR				S&P500-DR → STRAITS TIMES-CR			
δ_1	0.299***	0.255***	0.354***	0.359***	0.309***	0.242***	0.338***	0.359***
β_1	0.836***	0.245***	0.726***	0.888***	0.968***	0.761***	0.880***	0.967***
γ_1	0.074***	-0.049	0.104	0.082***	-0.052***	-0.068	-0.063	-0.070***
	S&P500-DR → KOSPI-CR				S&P500-DR → KOSPI-CR			
δ_1	0.379***	0.067	0.542***	0.560***	0.380***	0.063	0.511***	0.558***
β_1	0.909***	0.862***	0.917***	0.883***	0.988***	0.952***	0.938***	0.962***
γ_1	0.042***	0.079***	0.014	0.018	-0.027***	-0.051***	-0.002	-0.015

Panel B

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	Whole	A	B	C	Whole	A	B	C
	S&P500-DR → NIKKEI225-NR				S&P500-DR → NIKKEI225-NR			
δ_1	0.202***	0.144***	0.154***	0.465***	0.204***	0.142***	0.157***	0.464***

¹³ S&P500 CR을 이용하여 아시아 국가의 주식시장에 미치는 영향을 분석한 결과 계수 값의 크기와 유의수준 그리고 부호의 변화가 나타나지 않아 DR과의 큰 차이점을 보이지 않았다. 한편 <표 4>에서 보고하게 될 아시아 국가의 CR을 이용하여 S&P500에 미치는 추가정보 이전효과는 DR을 이용한 경우 계수 값의 크기가 더 크게 나타나고 있어 본 연구방법이 기존연구와 다르다는 차이를 보이고 있다. 하지만 유의수준과 방향성이 변할 정도의 큰 차이는 나타나지는 않았다. 이후 본 논문에서는 개장시간 동안 발생한 순수한 추가정보를 이용해야 한다는 점에서 DR을 이용하여 분석을 진행한다. CR을 이용한 분석결과는 Appendix를 참조.

β_1	0.929***	0.933***	0.916***	0.841***	0.994***	-0.645***	0.981***	0.919***
γ_1	0.031	0.038	0.080**	0.019	-0.018	-0.108**	-0.050**	-0.014
S&P500-DR → HANGSENG-NR				S&P500-DR → HANGSENG-NR				
δ_1	0.498***	0.357***	0.537***	0.517***	0.489***	0.359***	0.540***	0.522***
β_1	0.889***	0.160***	0.819***	0.873***	0.976***	0.340***	0.910***	0.994***
γ_1	0.039***	0.810***	0.161***	-0.078**	-0.029***	-0.273***	-0.123***	0.051***
S&P500-DR → STRAITS TIMES-NR				S&P500-DR → STRAITS TIMES-NR				
δ_1	0.198***	0.025***	0.271***	0.439***	0.188***	0.039***	0.261***	0.445***
β_1	0.860***	0.317***	0.288***	0.901***	0.981***	0.456***	0.558***	0.986***
γ_1	-0.030**	1.678***	1.255***	-0.044***	-0.005	-0.086***	-0.520***	0.026***
S&P500-DR → KOSPI-NR				S&P500-DR → KOSPI-NR				
δ_1	0.081***	-0.007	0.368***	0.794***	0.062***	-0.006	0.318***	0.790***
β_1	0.864***	0.671***	0.974***	0.973***	0.987***	0.972***	0.980***	0.981***
γ_1	0.059***	0.426***	0.096***	-0.051***	-0.036***	-0.059***	-0.070***	0.040***
S&P500-DR → NIKKEI225-DR				S&P500-DR → NIKKEI225-DR				
δ_1	0.132***	0.190***	0.234***	0.053**	0.128***	0.192***	0.242***	0.064**
β_1	0.900***	0.912***	0.819***	0.896***	0.970***	0.988***	0.908***	0.962***
γ_1	0.057***	0.108***	0.054	0.015	-0.041***	-0.062***	-0.043	-0.019
S&P500-DR → HANGSENG-DR				S&P500-DR → HANGSENG-DR				
δ_1	0.046**	0.338***	0.166***	-0.047**	0.046**	0.367***	0.159***	-0.051**
β_1	0.914***	0.886***	0.866***	0.933***	0.986***	0.972***	0.960***	0.987***
γ_1	0.024	0.024	0.103***	0.030	-0.010	-0.024	-0.046	-0.009
S&P500-DR → STRAITS TIMES-DR				S&P500-DR → STRAITS TIMES-DR				
δ_1	-0.011	0.044	0.009	-0.101***	0.000	0.000	-0.033	-0.096***
β_1	0.927***	0.932***	0.759***	0.851***	0.949***	0.947***	0.893***	0.937***
γ_1	0.048***	0.045**	0.058	0.134***	-0.056***	-0.069***	-0.060	-0.115***
S&P500-DR → KOSPI-DR				S&P500-DR → KOSPI-DR				
δ_1	-0.099***	0.059	0.062	-0.237***	-0.100***	0.050	0.082	-0.241***
β_1	0.923***	0.871***	0.930***	0.849***	0.991***	0.951***	0.960***	0.934***
γ_1	0.022	0.053	0.001	0.058**	-0.011	-0.039**	0.003	-0.046**

한편 미국 주가변동성 정보에 대한 아시아 국가 주식시장의 비대칭 변동성 전이효과는 A와 B 기간에서 유의하게 나타나지만 최근의 C 기간에서는 나타나지 않고 있다. 이는 최근으로 올수록 미국 주가정보에 대한 아시아 국가 주식시장 반응이 효율적으로 NR에서 작용하고 있음을 보여준다. 반면 아시아 국가의 DR에서 미국 주가정보는 최근으로 올수록 δ_1 과 β_1 의 계수 값이 낮아지고 있으며 δ_1 은 오히려 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 미국 주가정보에 대한 NR에서의 과잉반응이 DR에서 조정되고 있음을 의미한다.

미국 주가변동성 정보의 비대칭적 변동성 전이효과를 나타내는 γ_1 은 아시아 국가의 NR에서의 비대칭적 반응이 DR에서의 반응보다 높게 나타나고 있다. 이러한 비대칭적 전이효과와 함께 레버리지 효과를 살펴보면 외환위기 직후인 B 기간까지 아시아 국가 주식시장의 NR에서 GJR-GARCH에서는 $\gamma_1 > 0$ 로, E-GARCH의 $\gamma_1 < 0$ 로 나타나고 있다. 이 결과는 미국 주식시장에서 예상치 못한 음(-)의 주가수익률이 발생할 경우 아시아 국가의 주가변동성을 더욱 크게 만드는 레버리지 효과를 나타낸다. 그러나 2001년 이후부터 최근까지인 C 기간의 NR에서는 비록 미국 주가수익률 정보에 비대칭적으로 반응을 보이기는 하나 음(-)의 주가수익률 발생에 따른 레버리지 효과는 없는 것으로 나타나고 있다.

한국 주식시장을 대상으로 1997년 1월 3일부터 2000년 12월 21일까지 외환위기 전후의 기간 동안 미국 주가정보의 비대칭적 전이효과를 살펴본 홍정호, 문규현 (2005)의 연구에서도 외환위기 이후 한국 주식시장의 미국 주가정보의 비대칭적 전이효과가 NR에서 유의하게 나타나는 결과와 일치하고 있다. 한편 C 기간을 추가하여 2001년 이후부터 현재까지 분석기간을 늘려 살펴본 결과 한국 주식시장은 NR에서의 비대칭적 반응보다는 DR에서의 비대칭적 반응이 유의하게 나타나고 있다. 그리고 한국과 같이 싱가포르 주식시장 역시 C 기간의 DR에서 유의적인 비대칭 변동성 전이효과가 나타나고 있다.

4.3 아시아 국가 주가정보의 미국 주식시장 전이효과

다음 <표 4>는 아시아 국가의 주가정보가 미국의 주식시장에 전이되는 현상을 나타내고 있다. <표 3>에서와 같이 δ_1 과 β_1 의 계수 값이 최근으로 올수록 증가하고 있다. 이는 본 논문의 주요목적에 잘 나타내는 부분으로 아시아 국가에서 발생한 주가정보에 대해 미국 주식시장이 유의적으로 반응하고 있음을 잘 보여주고 있다. 이는 미국과 아시아 국가간 주식시장의 상호작용이 2001년 이후부터 최근으로 올수록 활발하게 진행되고 있음을 의미하는 결과이다.

<표 4> 아시아 국가 주가정보에 대한 미국 주식시장의 반응

GJR-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } USR_t = \delta_0 + \delta_1 AsiaR_t + \delta_2 USR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

E-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } USR_t = \delta_0 + \delta_1 AsiaR_t + \delta_2 USR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

분석모형 2를 이용하여 일본(NIKKEI225), 홍콩(HANGSENG), 싱가포르(STRAITS TIMES), 그리고 한국(KOSPI)의 t일 발생한 주가정보가 아시아 국가 주식시장의 폐장 이후 개장하는 t일 미국(S&P500) 주식시장에 전이되는 현상을 나타내고 있다. 분석기간은 1992년 1월 3일부터 2008년 2월 15일까지이고 이 기간은 다시 3개의 하위기간인 A(1992.1.3 ~ 1997.7.2), B(1997.7.3 ~ 2001.6.30), C(2001.7.1 ~ 2008.2.15)로 분류하였다. 미국 주식시장에 대한 아시아 국가의 주가수익률 전이효과는 조건부 평균방정식의 δ_1 을 통해 확인하며, 비대칭 변동성 전이효과는 조건부 분산방정식의 GJR-GARCH와 EGARCH의 β_1 와 γ_1 을 통해 확인한다. *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 계수 값의 통계적인 유의수준을 나타낸다.

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	Whole	A	B	C	Whole	A	B	C
	NIKKEI225-DR → S&P500-DR				NIKKEI225-DR → S&P500-DR			
δ_1	0.057***	0.031**	0.045**	0.135***	0.058***	0.030**	0.036**	0.133***
β_1	0.923***	0.934***	0.819***	0.924***	0.979***	0.973***	0.895***	0.973***
γ_1	0.094***	0.038**	0.280***	0.123***	-0.079***	-0.030**	-0.189***	-0.116***
	HANGSENG-DR → S&P500-DR				HANGSENG-DR → S&P500-DR			
δ_1	0.055***	0.020**	0.078***	0.113***	0.058***	0.021**	0.077***	0.126***

β_1	0.927***	0.929***	0.836***	0.939***	0.981***	0.974***	0.916***	0.976***
γ_1	0.093***	0.042**	0.249***	0.110***	-0.069***	-0.031**	-0.152***	-0.098***
STRAITS TIMES-DR → S&P500-DR				STRAITS TIMES-DR → S&P500-DR				
δ_1	0.075***	0.008	0.088***	0.158***	0.075***	0.000	0.106***	0.165***
β_1	0.939***	0.929***	0.867***	0.954***	0.983***	0.969***	0.924***	0.980***
γ_1	0.094***	0.053***	0.243***	0.107***	-0.076***	-0.042***	-0.158***	-0.114***
KOSPI-DR → S&P500-DR				KOSPI-DR → S&P500-DR				
δ_1	0.049***	0.010	0.036**	0.123***	0.050***	0.006	0.042**	0.133***
β_1	0.922***	0.921***	0.858***	0.918***	0.980***	0.968***	0.936***	0.973***
γ_1	0.098***	0.048**	0.232***	0.116***	-0.070***	-0.038**	-0.136***	-0.093***

아시아 국가 주가수익률 정보에 대한 미국 주식시장의 비대칭적 변동성 전이효과를 나타내는 γ_1 의 계수 값이 모든 기간 동안 0과 다르게 나타나고 있다. 이는 <표 3>의 결과와 같이 아시아 국가에서 발생한 주가수익률이 양(+)의 수익률일 경우와 음(-)의 수익률일 경우 미국 주식시장의 반응이 다르게 나타나는 비대칭적 반응을 의미한다. 그리고 GJR-GARCH 모형의 γ_1 의 계수 값이 0보다 크고, E-GARCH 모형의 γ_1 의 계수 값이 0보다 작게 나타나고 있다.

4.4 VAR(vector auto correction) 모형을 이용한 미국과 아시아 국가간 주가수익률 충격반응 함수 (Impulse Response Function) 분석

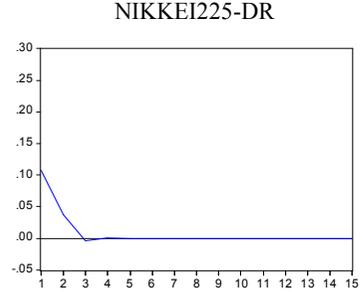
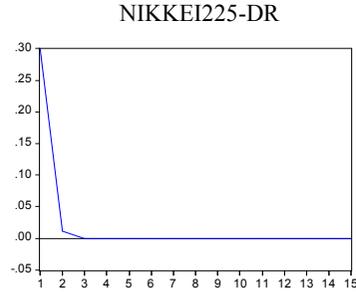
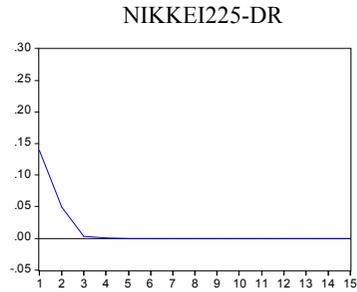
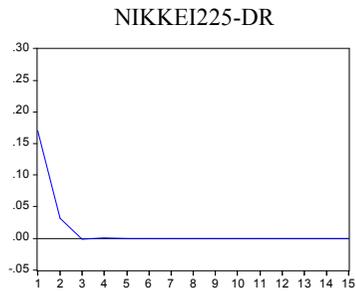
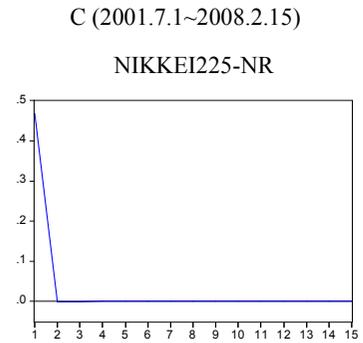
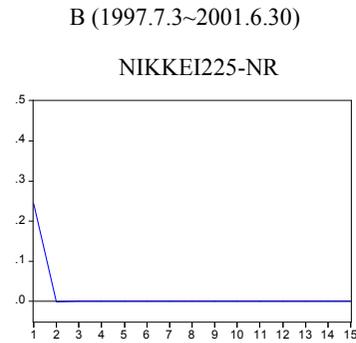
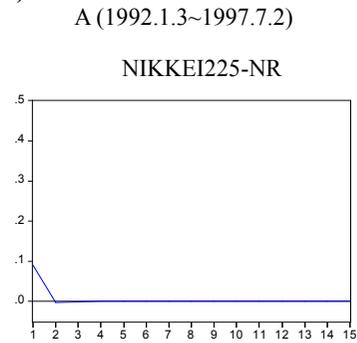
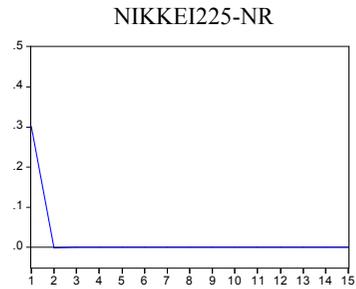
GARCH 모형을 이용한 <표 3>과 <표 4>의 결과를 통해 외환위기 직후까지 아시아 국가에 일방적으로 전이되던 미국의 주가정보가 최근 기간인 2001년 이후부터는 아시아에서 미국으로의 주가정보 전이효과가 나타나면서 두 시장의 상호작용이 증대되었음을 확인하였다. 본 절에서는 미국과 아시아 국가의 주가수익률 자료를 이용하여 VAR 모형의 충격반응 분석을 실시한다.

다음의 <그림 3>에서 <그림 6>까지 Panel A는 t-1일 미국의 주가수익률이 한 단위 증가하였을 경우 t일의 아시아 국가별 주가수익률 반응을 나타낸다. 반대로 Panel B는 t일 아시아 국가의 주가수익률이 한 단위 증가하였을 경우 t일 미국 주식시장의 주가수익률 반응을 나타낸다. 충격반응 함수 분석은 <표 3>과 <표 4>와 같이 W(전체기간), A(외환위기 이전기간), B(외환위기 직후기간), C(최근 기간)로 구분하였다.

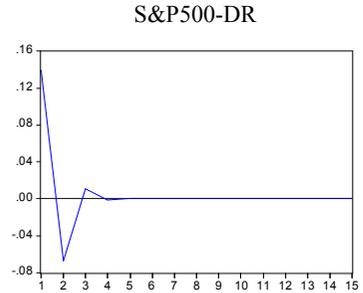
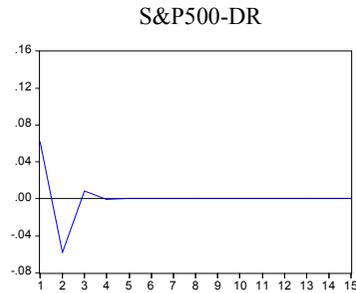
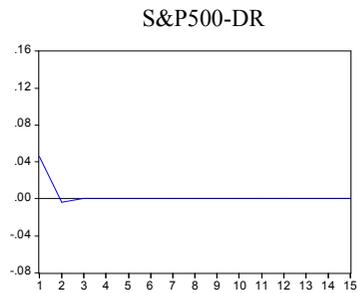
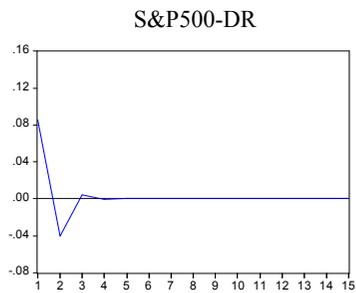
<그림 3>에서 <그림 6>까지 Panel A에서 미국 주가수익률의 한 단위 상승충격에 대해서 아시아 국가 주식시장 NR의 반응이 최근으로 올수록 커지는 모습을 나타낸다. 이는 <표 3>의 Panel B와 같이 아시아 국가의 NR에서 δ_1 계수 값이 최근으로 올수록 커지는 모습과 일치하고 있다. 또한 미국 주가수익률 한 단위 상승 충격에 대해 아시아 국가의 DR에서 반응이 작아지거나 오히려 음(-)의 주가수익률 반응을 나타내고 있다. 이 결과 역시 미국 주가수익률에 대한 아시아 국가 주식시장 NR에서의 과잉반응이 DR에서 조정되고 있음을 보여주는 <표 3>의 Panel B 결과와 일치한다.

<그림 3> 미국과 일본의 주가수익률 충격반응 함수 분석

Panel A: S&P500-DR → NIKKEI225 (NR, DR)
W (1992.1.3~2008.2.15)



Panel B: NIKKEI225-DR → S&P500-DR



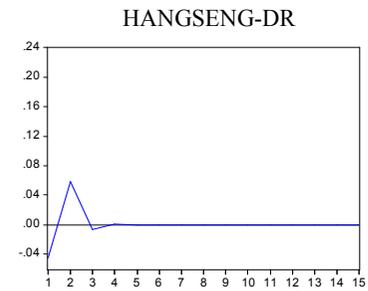
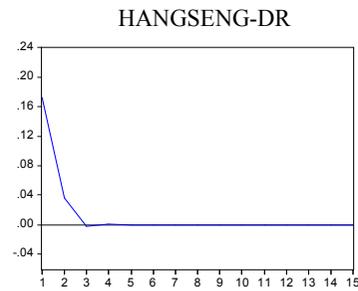
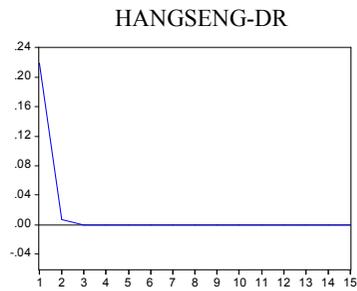
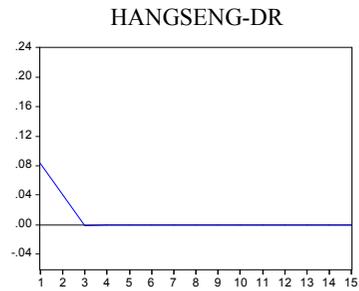
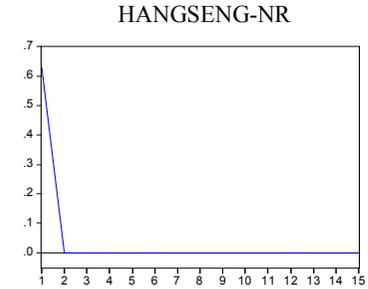
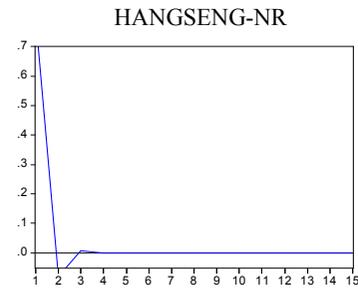
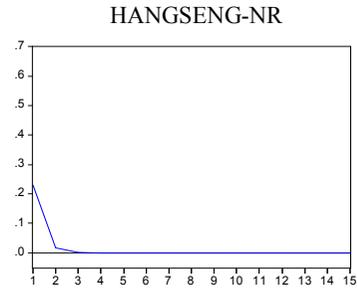
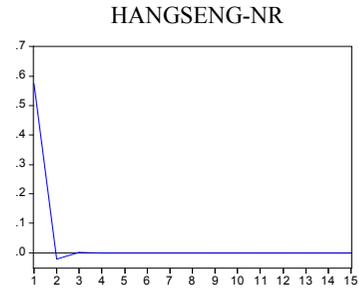
<그림 4> 미국과 홍콩의 주가수익률 충격반응 함수 분석

Panel A: S&P500-DR → HANGSENG (NR, DR)
W (1992.1.3~2008.2.15)

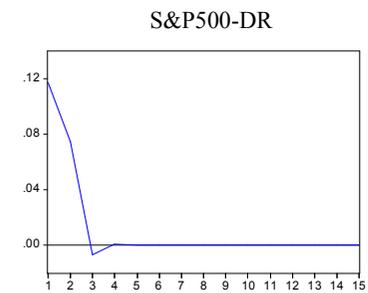
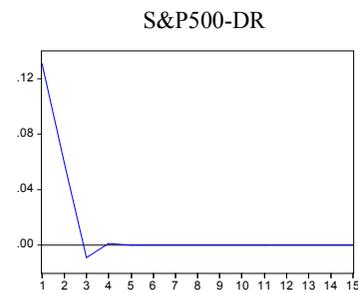
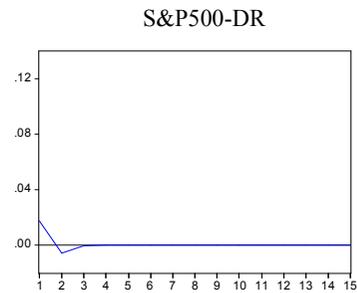
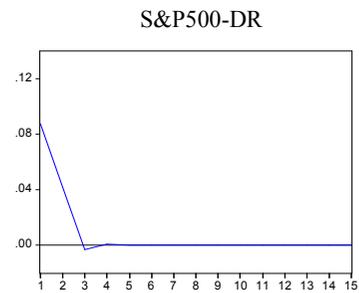
A (1992.1.3~1997.7.2)

B (1997.7.3~2001.6.30)

C (2001.7.1~2008.2.15)



Panel B: HANGSENG-DR → S&P500-DR



<그림 5> 미국과 싱가포르의 주가수익률 충격반응 함수 분석

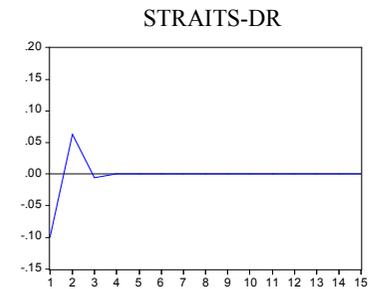
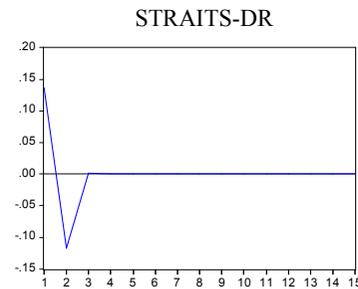
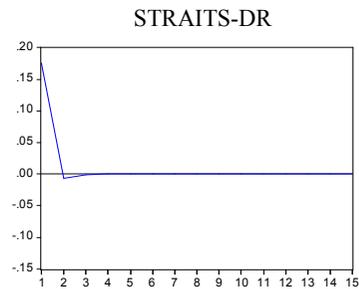
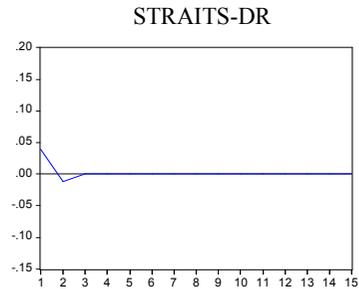
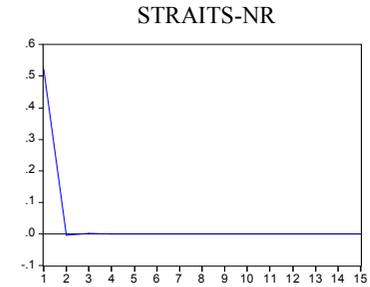
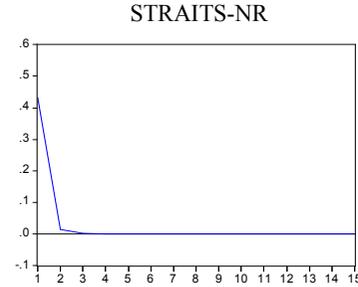
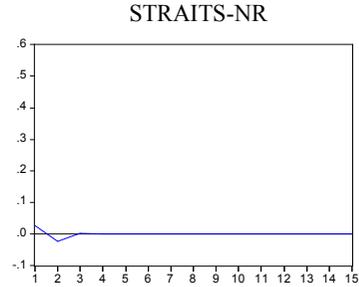
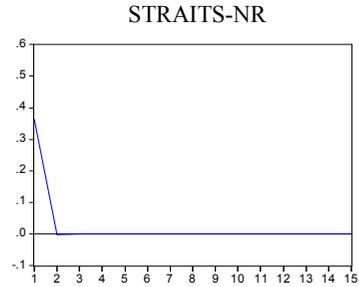
Panel A: S&P500-DR → STRAITS TIMES (NR, DR)

W (1992.1.3~2008.2.15)

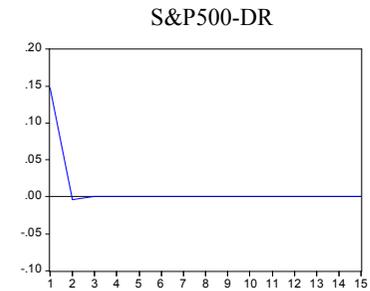
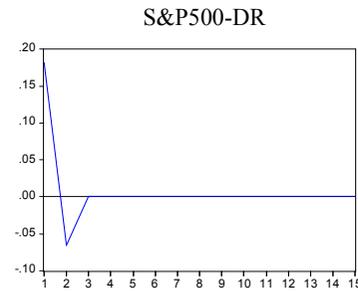
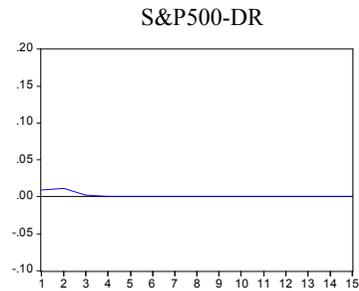
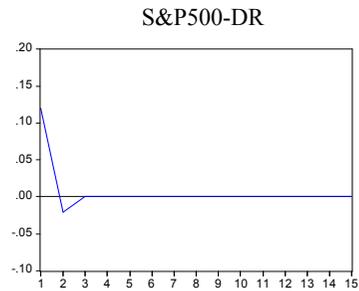
A (1992.1.3~1997.7.2)

B (1997.7.3~2001.6.30)

C (2001.7.1~2008.2.15)



Panel B: STRAITS TIMES-DR → S&P500-DR



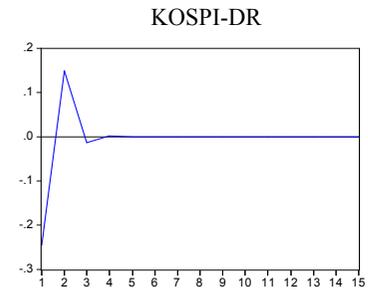
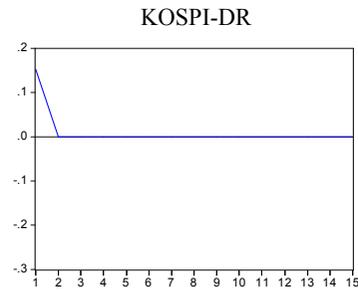
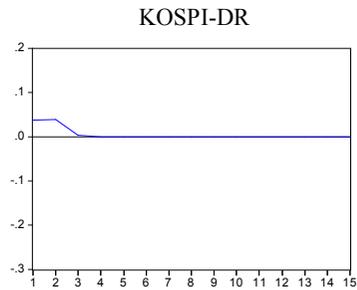
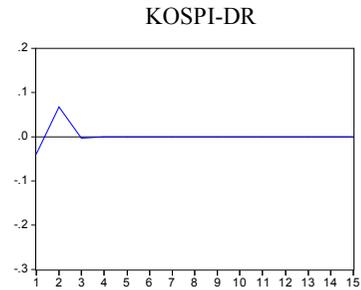
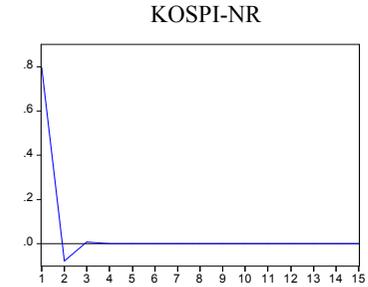
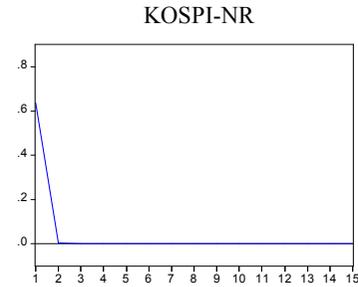
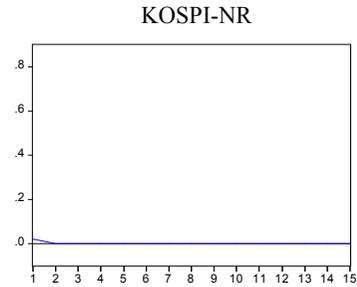
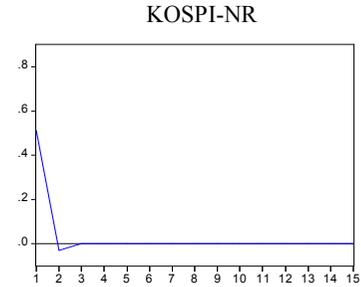
<그림 6> 미국과 한국의 주가수익률 충격반응 함수 분석

Panel A: S&P500-DR → KOSPI (NR, DR)
W (1992.1.3~2008.2.15)

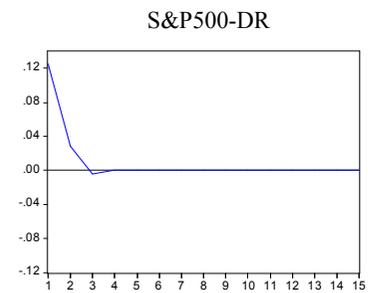
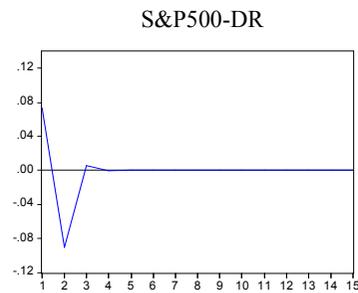
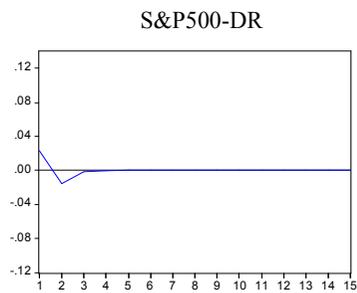
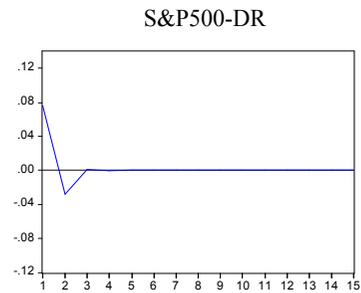
A (1992.1.3~1997.7.2)

B (1997.7.3~2001.6.30)

C (2001.7.1~2008.2.15)



Panel B: KOSPI-DR → S&P500-DR



또한 <그림 3>에서 <그림 6>의 Panel B 역시 <표 4>의 결과와 같이 아시아 국가의 한 단위 증가수익률 충격에 대한 미국 증가수익률 반응이 최근으로 올수록 커지는 현상을 나타내고 있다. 이는 과거와 달리 미국 주식시장과의 상호작용이 증대되고 있는 현상을 나타낸다.

전체적으로 <그림 3>에서 <그림 6>의 결과는 <표 3>과 <표 4>의 결과와 같이 미국 주식시장이 아시아 국가의 주식시장에 미치는 영향이 아시아 국가 주식시장이 미국 주식시장에 미치는 영향보다 더욱 크게 나타나는 현상을 보여주고 있다. 이는 세계화에 따른 두 시장 통합의 정도가 더욱 진전되어야 함을 잘 보여주고 있다.

5. 요약 및 시사점

아시아 국가의 자본시장 개방 이후 현저하게 증가한 외국인 투자자들의 자금유입은 아시아 국가들의 주식시장을 급 성장시켰고 이러한 결과 국제금융 시장에서 차지하는 아시아 국가의 주식시장 비중이 높아지게 되었다. 또한 인터넷과 정보통신의 발전은 외부충격에 대한 정보전달 측면에서 아시아 국가의 주식시장이 효율적 시장으로 발전해 가는 촉진제 역할을 하였다. 한편 국가간 주식시장의 상관성을 다루는 기존연구가 2001년까지의 분석자료를 사용하여 미국과 유럽 국가인 선진주식시장의 기타 주식시장에 대한 영향력을 검증하는데 초점이 맞추어져 있고 반대방향으로의 영향력 검증은 아직 이렇다 할 연구가 발표되지 않고 있다. 따라서 세계금융시장, 특히 미국 주식시장의 강한 영향을 받던 과거와는 달리 외환위기 이후 10년이 지난 현시점에서 미국과 아시아 국가간 주식시장의 상호작용은 달라졌을 것으로 예측된다.

이러한 배경하에서 본 논문은 다양한 시계열 예측방법을 이용하여 세계화에 따른 주식시장 통합차원에서 미국과 아시아 개별 국가간의 주식시장 상호작용을 분석하였다. 이를 위해 외환위기 이전(1992.1.3~1997.7.2)기간과 외환위기 직후(1997.7.3~ 2001.6.30)기간, 그리고 최근(2001.7.1~2008.2.15)기간을 포함하여 국가별 주식시장 시가와 종가 자료를 이용하여 미국과 아시아 국가(일본, 홍콩, 싱가포르, 한국)간의 주가정보전이 현상과 주식시장의 효율적 시장 반응을 분석하였으며 주요결과는 다음과 같다.

첫째, 아시아 국가 주식시장에 대한 미국 주가정보 전이효과와 효율적 시장반응

기존 연구에서와 같이 아시아 국가의 주식시장에 대한 미국 주가정보는 외환위기 전후의 기간 동안 크게 작용하고 있으며 한국의 경우 외환위기 이후의 기간부터 미국 주식시장에 대한 영향력이 나타나기 시작하였다. 한편 본 연구를 통해 추가로 알게 된 사실은 2001년 이후부터 미국 주식시장 영향력이 외환위기 직후에 비해 무려 2배에 가까운 증가를 나타내고 있어 세계화의 진전과 함께 미국 주식시장 영향력이 급격하게 증가한 현상을 확인하였다. 그리고 이에 반응하는 아시아 국가 주식시장의 반응은 최근으로 올수록 아시아 국가의 밤 수익률에서 크게 나타나고 있어 미국 주가정보에 대한 시장 효율성이 증대되고 있음을 확인

하였다. 단, 개장 이후의 거래시간에서도 미국 주가정보가 지연적으로 나타나는데 일본을 제외한 홍콩, 싱가포르, 한국의 주식시장은 밤 수익률에서의 과잉반응이 낮 수익률에서 조정되는 현상을 확인하였다. 따라서 전일 발생한 미국 주가수익률 정보를 통해 미국 주식시장 폐장 이후 개장하는 아시아 국가의 주가변화를 예측할 수 있으며 이러한 예측력은 2001년 이후 최근으로 올수록 더욱 증대됨을 확인할 수 있었다.

둘째, 미국 주식시장의 아시아 국가의 주가정보 전이효과

첫 번째 연구결과와 같이 최근으로 진행될수록 미국 주식시장에 대한 아시아 국가의 주가정보 전이효과는 증가하고 있으며 특히, 외환위기 직후 기간에 비해 최근 기간인 2001년 이후에는 일본의 경우 3배, 홍콩의 경우 1.5배, 싱가포르의 경우 2배, 한국의 경우 4배 수준으로 크게 증대 되었음을 확인하였다. 앞서 서술하였듯이 2001년 이후 급 성장하고 있는 아시아 국가 주식시장의 정보력이 증대되었음을 보여주는 결과이다.

셋째, 미국과 아시아 국가간 주가변동성 정보의 비대칭적 반응의 감소

미국과 아시아 국가의 두 주식시장은 모두 상대국가의 주가변동성 정보에 대해 비대칭적으로 반응하는 현상을 확인하였다. 시기별로 살펴보면 외환위기 직후인 1997년 7월 3일부터 2001년 6월 30일까지 두 시장의 비대칭적 반응과 함께 음(-)의 수익률 발생에 따라 변동성이 더욱 크게 전이되는 레버리지 효과가 나타났지만, 2001년 이후 최근으로 진행될수록 두 시장에서 상대국가의 비대칭 변동성 전이효과는 0.5배 수준으로 줄어든 모습을 확인하였다. 이러한 결과는 세계화의 진전과 함께 두 시장의 투자자들이 상대국가의 주가변동성 정보에 대해 효율적으로 반응하는 결과로 추측할 수 있다.

이러한 본 논문의 결과를 통해 과거부터 진행되어온 미국과 아시아 국가간 주식시장의 상호작용에 대한 전반적인 흐름을 이해할 수 있을 것이다. 특히 외환위기 직후기간에 비해 2001년 이후부터 최근까지 미국과 아시아 국가의 주식시장 상호작용이 크게 진전된 결과를 확인하였다. 향후 세계화가 더욱 진전될수록 아시아 국가의 주식시장 성장과 함께 미국 주식시장과의 상호작용은 더욱 증대될 것이며 특히 외부의 경제상황 변화에 대해 주식시장의 반응은 효율적으로 작용할 것임을 시사하고 있다. 따라서 본 논문의 결과는 학계, 투자자, 기업, 그리고 정부차원에서 급변하는 국제금융시장의 투자 환경변화에 대한 이해와 예기치 않은 외부의 경제적 사건발생 시 초래할 수 있는 손실을 사전에 관리할 수 있는 대책을 수립하는데 참고자료가 될 것으로 기대한다.

참 고 문 헌

- 고강석, 2007, 한·미 주가동조화 추이 및 그 원인에 관한 연구, *경제연구*, 제25권, 제1호, 143-166.
- 길재욱, 2003, 주가동조화 현상에 관한 연구, *재무관리 연구*, 제20권 제2호, 181-200.
- 김인무 · 김찬웅, 2001, 한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ 과 거래소 시장을 중심으로, *증권학회지*, 제28집, 481-513.
- 김찬웅 · 문규현 · 홍정효, 2003, 나스닥시장의 코스닥 및 자스닥시장에 대한 정보이전효과에 관한 연구, *재무관리연구*, 제20권, 제1호, 163-190.
- 문규현 · 홍정효, 2003, 아시아-태평양 지역 국가들의 상호의존성, *재무관리연구*, 제20권 제2호, 151-180.
- 박진우, 2002, 미국 주가가 한국 주가에 미치는 영향에 관한 분석, *국제경영연구*, 제13권 제2호, 241-258.
- 장국현, 2002, 주식시장 동조화와 다운사이드 리스크, *재무연구*, 제15권 제1호, 189-216.
- 지청 · 조담 · 양채열, 2001, 한국 주가변동에 대한 미국 주가의 영향, *증권학회지*, 제28집, 1-19.
- 조담 · Richard J · Bauer Jr, 2002, 미국 주가변동에 대한 아시아 신흥시장의 주가반응에 관한 실증적 연구, *재무관리연구*, 제19권 제2호, 135-157.
- 차백인 · 오세경, 1998, 미국 및 일본 주식시장의 아시아 신흥주식시장에 대한 영향력 분석, *금융연구*, 제12권 제1호, 43-69.
- 홍정효 · 문규현, 2005, 미국 증권시장의 한국 증권시장에 대한 정보이전 효과에 관한 실증적 연구: 대칭적·비대칭적 정보이전 효과, *금융학회지*, 제10권 제1호, 61-93.
- Ang, A., and G. Bekaert, 1999, International Asset Allocation With Time-Varying Correlations, *NBER Working Paper*, 7056.
- Bae, K. H., and G. A. Karolyi, 1994, Good news, bad news and international spillovers of stock return volatility between Japan and U.S., *Pacific Basin Finance Journal*, 2, 405-438.
- Barclay, M. J., R. H. Litzenberg, and J. B. Warner, 1990, Private Information, Trading Volume, and Stock-Return Variance, *Review of Financial Studies*, 3, 233-253.
- Becker, K. G., J. E. Finnerty, M. Guta, 1990, Intertemporal Relation between the U.S. and Japanese Stock Markets, *Journal of Finance*, 45, 1297-1306.
- Bollerslev, T., 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Campbell, J., and Y. Hamao, 1992, Predictable Stock Returns in the United States and Japan: A Study of Long-term Capital Market Integration, *Journal of Finance*, 47, 43-69.

- Cheng, C. S., 1998, International Correlation Structure of Financial Market Movements-the Evidence from the U.K. and U.S., *Applied Financial Economics*, 8, 1-12.
- Daly, K. J., 2003, Southeast Asian Stock Market Linkages: Evidence from Pre and Post October 1977, *ASEAN Economic Bulletin*, 20, 73-85.
- Engle R. F., 1982, Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle R. F., and C. W. Granger, 1987, Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55, 252-276.
- Erb, C. B., Harvey, C. R., and T. K. Viskanta, 1994, Forecasting International Correlation, *Financial Analysts Journal*, 50, 32-45.
- Eun, C. S., and S. Shim, 1989, International Transmission of Stock Market Movement, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-260.
- French, K., and R., Roll, 1986, Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders, *Journal of Financial Economics*, 17, 99-117.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R. and Runkle, D. E., 1993, On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, *Journal of Finance*, 48, No.5, 1779-1801.
- Granger, C., B., Huang, and C., Yang, 2000, A Bivariate Causality Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 6, 355-384.
- Hamao, Y., R. Masulis, and V. Ng, 1990, Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets, *Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
- Jaffe, J., and R. Westerfield, 1985a, Patterns in Japanese Common Stock Returns: Day of the Week and Turn of the Year Effects, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 261-272.
- Jaffe, J., and R. Westerfield, 1985b, The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence, *Journal of Finance*, 40, 433-454.
- Kane, A., and B. Lehmann and R. Trippi, 2000, Regularities in Volatility and the Price of Risk following Large Stock Market Movements in the U.S. and Japan, *Journal of International Money and Finance*, 19, 1-32.
- Kasa, Kenneth, 1992, Common Stochastic Trends in International Stock Markets, *Journal of Monetary Economics*, 29, 95-124.
- King, M. A., S. Wadhvani, 1990, Transmission of Volatility Between Stock Markets, *The Review of Finance Studies*, 3, 5-33.
- Karolyi, G., and R. Stulz, 1996, Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements, *Journal of Finance*, 51, 951-986.

- Koch, P. D., T. W. Koch, 1991, Evolution in Dynamic Linkage across Daily National Stock Index, *Journal of International Money and Finance*, 10, 231-251.
- Koutmos, G., 1992, Asymmetric Volatility and Risk Return Tradeoff in Foreign Stock Markets, *Journal of Multinational Financial Management*, 27-43.
- Koutmos, G., and Booth, G. Geoffery, 1995, Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Market, *Journal of International Money and Finance*, 14, 747-762.
- Lin, W., R. Engle, and K. Ito, 1994, Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility, *Review of Financial Studies*, 7, 507-538.
- Malliaropoulos, D., and R. Priestley, 1999, Mean Reversion in Southeast Asian Stock Markets, *Journal of Empirical Finance*, 6, 355-384.
- Nelson, D. B., 1991, Conditional Heteroscedasticity in Asset Return: A New Approach, *Econometrica*, 59, 347-370.
- Ng, Angela, 2000, Volatility Spillover Effects from Japan and the U.S. to the Pacific-Basin, *Journal of International Money and Finance*, 19, 207-233.
- Ramchand, L., and R. Susmel, 1998, Volatility and Cross Correlation Across Major Stock Markets, *Journal of Empirical Finance*, 5, 397-416.
- Solnik, B., C. Bourcelle, and Y. Le Fur, 1996, International Market Correlation and Volatility, *Financial Analysts Journal*, 52, 17-34.
- Susmel, P., and R. F. Engle, 1994, Hourly Volatility Spillover between International Equity Markets, *Journal of International Money and Finance*, 13, 3-25.

Appendix

1. 미국 주식시장에서 아시아 국가 주식시장으로의 주가정보 전이효과 분석결과

분석모형 1

GJR-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } AsiaR_t = \delta_o + \delta_1 USR_{t-1} + \delta_2 AsiaR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

E-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } AsiaR_t = \delta_o + \delta_1 USR_{t-1} + \delta_2 AsiaR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

1-1)에서 1-4)까지의 분석결과는 분석모형 1을 이용하여 미국 주식시장에서 아시아 국가별 주식시장으로의 주가정보 전이효과를 위의 GJR-GARCH와 E-GARCH의 조건부 평균방정식과 조건부 분산방정식을 통해 나타내고 있다. 여기서 AsiaR은 아시아 국가의 CR(일별수익률), NR(밤 수익률), DR(낮 수익률)을 나타내며 USR은 S&P500의 CR과 DR을 나타낸다. 표에서 주가수익률과 주가변동성 전이효과는 GJR-GARCH와 E-GARCH의 δ_1 와 β_1 의 계수값을 통해 확인하며, 주가변동성의 비대칭 변동성 전이효과는 γ_1 의 계수값을 통해 확인하는데 GJR-GARCH의 경우 $\gamma_1 > 0$ 때 비대칭 변동성의 레버리지 효과가 존재하는 것으로 해석하며 E-GARCH의 경우 $\gamma_1 < 0$ 때 비대칭 변동성의 레버리지 효과가 존재하는 것으로 해석한다. W 는 전체기간으로 1992.1.3~2008.2.15일이며, A 는 외환위기 이전인 1992.1.3~1997.7.2까지, B 는 외환위기 직후인 1997.7.3~2001.6.30까지, C 는 최근 기간인 2001.7.1~2008.2.15까지의 기간을 나타낸다. 표의 ()의 값은 계수의 p-값이며 *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적인 유의수준을 나타낸다.

1-1) S&P500 → NIKKEI225

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	W	A	B	C	W	A	B	C
	NIKKEI225-CR				NIKKEI225-CR			
δ_0	-0.017 (0.491)	-0.007 (0.861)	-0.161*** (0.007)	0.029 (0.432)	-0.018 (0.454)	-0.002 (0.961)	-0.147** (0.013)	0.023 (0.524)
δ_1 S&P-CR	0.457*** (0.000)	0.332*** (0.000)	0.423*** (0.000)	0.516*** (0.000)	0.461*** (0.000)	0.334*** (0.000)	0.427*** (0.000)	0.510*** (0.000)
δ_2	-0.040** (0.040)	-0.033 (0.292)	-0.058 (0.197)	-0.050 (0.113)	-0.040** (0.038)	-0.028 (0.372)	-0.061 (0.174)	-0.047 (0.128)
α_0	0.033*** (0.000)	0.019** (0.021)	0.160 (0.060)	0.026*** (0.008)	-0.133*** (0.000)	-0.131*** (0.000)	-0.081** (0.016)	-0.141*** (0.000)
α_1	0.055*** (0.000)	0.038*** (0.002)	0.049 (0.100)	0.070*** (0.004)	0.189*** (0.000)	0.178*** (0.000)	0.166*** (0.009)	0.194*** (0.000)
γ_1	0.064*** (0.000)	0.108*** (0.000)	0.078 (0.094)	0.023 (0.318)	-0.042*** (0.000)	-0.061*** (0.000)	-0.057** (0.050)	-0.017 (0.267)
β_1	0.896*** (0.000)	0.904*** (0.000)	0.833*** (0.000)	0.903*** (0.000)	0.969*** (0.000)	0.983*** (0.000)	0.927*** (0.000)	0.964*** (0.000)
Adj R ²	0.114	0.019	0.121	0.182	0.114	0.020	0.122	0.182
Log-L	-3,479.565	-1,161.227	-920.607	-1,380.012	-3,478.494	-1,164.176	-921.468	-1,380.452
No.obs	2,158	733	531	894	2,158	733	531	894
	NIKKEI225-CR				NIKKEI225-CR			
δ_0	-0.017 (0.484)	-0.007 (0.867)	-0.161*** (0.007)	0.028 (0.444)	-0.018 (0.458)	-0.002 (0.965)	-0.147** (0.013)	0.022 (0.546)
δ_1 S&P-DR	0.458*** (0.000)	0.334*** (0.000)	0.423*** (0.000)	0.518*** (0.000)	0.463*** (0.000)	0.337*** (0.000)	0.427*** (0.000)	0.512*** (0.000)

δ_2	-0.040** (0.043)	-0.033 (0.298)	-0.059 (0.194)	-0.049 (0.120)	-0.040** (0.040)	-0.028 (0.382)	-0.061 (0.173)	-0.046 (0.137)
α_0	0.033*** (0.000)	0.019** (0.021)	0.160 (0.059)	0.027*** (0.008)	-0.134*** (0.000)	-0.131*** (0.000)	-0.081** (0.016)	-0.143*** (0.000)
α_1	0.056*** (0.000)	0.038*** (0.002)	0.049 (0.101)	0.074*** (0.003)	0.189*** (0.000)	0.178*** (0.000)	0.164*** (0.009)	0.197*** (0.000)
γ_1	0.064*** (0.000)	0.107*** (0.000)	0.078 (0.093)	0.022 (0.335)	-0.041*** (0.000)	-0.061*** (0.000)	-0.057** (0.048)	-0.017 (0.266)
β_1	0.895*** (0.000)	0.905*** (0.000)	0.833*** (0.000)	0.899*** (0.000)	0.969*** (0.000)	0.983*** (0.000)	0.928*** (0.000)	0.963*** (0.000)
Adj R^2	0.114	0.020	0.122	0.181	0.114	0.020	0.122	0.181
Log-L	-3,479.366	-1,161.096	-920.525	-1,380.053	-3,478.401	-1,164.039	-921.377	-1,380.583
No.obs	2,158	733	531	894	2,158	733	531	894
NIKKEI225-NR				NIKKEI225-NR				
δ_0	0.019*** (0.001)	0.020*** (0.002)	0.013 (0.258)	0.041*** (0.001)	0.019*** (0.000)	0.020*** (0.002)	0.013 (0.256)	0.042*** (0.001)
δ_1 S&P-DR	0.202*** (0.000)	0.144*** (0.000)	0.154*** (0.000)	0.465*** (0.000)	0.204*** (0.000)	0.142*** (0.000)	0.157*** (0.000)	0.464*** (0.000)
δ_2	0.017 (0.314)	-0.014 (0.659)	0.078** (0.033)	0.017 (0.401)	0.016 (0.340)	-0.027 (0.405)	0.077** (0.031)	0.022 (0.257)
α_0	0.000 (0.091)	0.001 (0.214)	0.001 (0.082)	0.012** (0.023)	-0.125*** (0.000)	-5.764*** (0.000)	-0.156*** (0.002)	-0.291*** (0.002)
α_1	0.056*** (0.000)	0.019 (0.402)	0.031 (0.241)	0.074** (0.012)	0.138*** (0.000)	0.031 (0.705)	0.136*** (0.001)	0.173*** (0.000)
γ_1	0.031 (0.054)	0.038 (0.221)	0.080** (0.031)	0.019 (0.659)	-0.018 (0.075)	-0.108** (0.043)	-0.050** (0.029)	-0.014 (0.622)
β_1	0.929*** (0.000)	0.933*** (0.000)	0.916*** (0.000)	0.841*** (0.000)	0.994*** (0.000)	-0.645*** (0.003)	0.981*** (0.000)	0.919*** (0.000)
Adj R^2	0.387	0.199	0.377	0.573	0.389	0.199	0.380	0.573
Log-L	-436.842	246.528	-57.682	-426.674	-440.670	239.453	-61.184	-427.423
No.obs	2,158	733	531	894	2,158	733	531	894
NIKKEI225-DR				NIKKEI225-DR				
δ_0	-0.041 (0.072)	-0.027 (0.492)	-0.173*** (0.002)	-0.011 (0.732)	-0.033 (0.136)	-0.025 (0.526)	-0.165*** (0.003)	-0.009 (0.781)
δ_1 S&P-DR	0.132*** (0.000)	0.190*** (0.001)	0.234*** (0.000)	0.053** (0.042)	0.128*** (0.000)	0.192*** (0.002)	0.242*** (0.000)	0.064** (0.016)
δ_2	-0.076*** (0.000)	-0.048 (0.127)	-0.088 (0.063)	-0.108*** (0.003)	-0.073*** (0.000)	-0.056 (0.079)	-0.085 (0.065)	-0.114*** (0.001)
α_0	0.030*** (0.000)	0.013 (0.050)	0.160 (0.059)	0.025*** (0.002)	-0.131*** (0.000)	-0.128*** (0.000)	-0.086*** (0.008)	-0.151*** (0.000)
α_1	0.051*** (0.000)	0.034*** (0.003)	0.062 (0.079)	0.076*** (0.007)	0.180*** (0.000)	0.171*** (0.000)	0.174*** (0.009)	0.194*** (0.000)
γ_1	0.057*** (0.000)	0.108*** (0.000)	0.054 (0.237)	0.015 (0.600)	-0.041*** (0.000)	-0.062*** (0.000)	-0.043 (0.175)	-0.019 (0.293)
β_1	0.900*** (0.000)	0.912*** (0.000)	0.819*** (0.000)	0.896*** (0.000)	0.970*** (0.000)	0.988*** (0.000)	0.908*** (0.000)	0.962*** (0.000)
Adj R^2	0.021	0.002	0.050	0.012	0.021	0.001	0.049	0.014
Log-L	-3,285.608	-1,128.061	-884.021	-1,249.147	-3,283.217	-1,131.351	-885.231	-1,246.669
No.obs	2,158	733	531	894	2,158	733	531	894

1-2) S&P500 → HANGSENG

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	W	A	B	C	W	A	B	C
	HANGSENG-CR				HANGSENG-CR			
δ_0	0.024 (0.308)	0.056 (0.180)	-0.037 (0.631)	0.018 (0.567)	0.021 (0.365)	0.048 (0.245)	-0.048 (0.510)	0.019 (0.526)
δ_1 S&P-CR	0.570*** (0.000)	0.674*** (0.000)	0.690*** (0.000)	0.497*** (0.000)	0.580*** (0.000)	0.704*** (0.000)	0.690*** (0.000)	0.500*** (0.000)
δ_2	0.048*** (0.005)	0.087*** (0.006)	0.052 (0.184)	0.019 (0.481)	0.033 (0.052)	0.058 (0.066)	0.046 (0.234)	0.010 (0.707)
α_0	0.020*** (0.000)	0.035*** (0.008)	0.161** (0.020)	0.011 (0.128)	-0.142*** (0.000)	-0.147*** (0.000)	-0.140*** (0.001)	-0.114*** (0.000)
α_1	0.072*** (0.000)	0.083*** (0.000)	0.044 (0.127)	0.067*** (0.001)	0.197*** (0.000)	0.216*** (0.000)	0.276*** (0.000)	0.149*** (0.000)
γ_1	0.042*** (0.002)	0.046 (0.062)	0.126*** (0.001)	0.003 (0.900)	-0.024** (0.013)	-0.028 (0.081)	-0.070** (0.018)	-0.004 (0.798)

β_1	0.902*** (0.000)	0.884*** (0.000)	0.855*** (0.000)	0.924*** (0.000)	0.986*** (0.000)	0.973*** (0.000)	0.943*** (0.000)	0.989*** (0.000)
Adj R^2	0.156	0.098	0.160	0.217	0.158	0.098	0.161	0.218
Log-L	-3,560.291	-1,226.814	-1,091.176	-1,223.962	-3,557.789	-1,224.613	-1,093.207	-1,222.308
No.obs	2,179	756	536	887	2,179	756	536	887
	HANGSENG-CR				HANGSENG-CR			
δ_0	0.023 (0.329)	0.055 (0.188)	-0.036 (0.637)	0.016 (0.599)	0.020 (0.381)	0.047 (0.254)	-0.048 (0.512)	0.019 (0.534)
δ_1 S&P-DR	0.571*** (0.000)	0.677*** (0.000)	0.690*** (0.000)	0.497*** (0.000)	0.581*** (0.000)	0.707*** (0.000)	0.689*** (0.000)	0.500*** (0.000)
δ_2	0.049*** (0.004)	0.089*** (0.005)	0.052 (0.184)	0.020 (0.465)	0.033 (0.051)	0.060 (0.058)	0.046 (0.233)	0.011 (0.696)
α_0	0.020*** (0.000)	0.035*** (0.007)	0.161** (0.020)	0.012 (0.125)	-0.142*** (0.000)	-0.147*** (0.000)	-0.140*** (0.001)	-0.115*** (0.000)
α_1	0.072*** (0.000)	0.083*** (0.000)	0.044 (0.129)	0.067*** (0.001)	0.197*** (0.000)	0.215*** (0.000)	0.275*** (0.000)	0.150*** (0.000)
γ_1	0.042*** (0.002)	0.046 (0.064)	0.126*** (0.001)	0.003 (0.880)	-0.024** (0.014)	-0.028 (0.082)	-0.070** (0.017)	-0.004 (0.806)
β_1	0.902*** (0.000)	0.884*** (0.000)	0.855*** (0.000)	0.923*** (0.000)	0.986*** (0.000)	0.973*** (0.000)	0.943*** (0.000)	0.988*** (0.000)
Adj R^2	0.155	0.099	0.160	0.213	0.157	0.098	0.161	0.214
Log-L	-3,560.804	-1,226.774	-1,091.240	-1,224.403	-3,558.266	-1,224.534	-1,093.306	-1,222.684
No.obs	2,179	756	536	887	2,179	756	536	887
	HANGSENG-NR				HANGSENG-NR			
δ_0	0.007 (0.462)	0.031** (0.033)	0.030 (0.323)	0.005 (0.731)	0.006 (0.431)	0.022 (0.135)	0.036 (0.225)	0.004 (0.754)
δ_1 S&P-DR	0.498*** (0.000)	0.357*** (0.000)	0.537*** (0.000)	0.517*** (0.000)	0.489*** (0.000)	0.359*** (0.000)	0.540*** (0.000)	0.522*** (0.000)
δ_2	0.038*** (0.005)	-0.033 (0.173)	0.017 (0.554)	0.066*** (0.000)	0.046*** (0.000)	-0.037 (0.164)	-0.001 (0.984)	0.068*** (0.000)
α_0	0.008*** (0.000)	0.119*** (0.000)	0.039*** (0.000)	0.004** (0.012)	-0.192*** (0.000)	-1.331*** (0.000)	-0.250*** (0.000)	-0.158*** (0.000)
α_1	0.076*** (0.000)	-0.011*** (0.000)	0.040** (0.017)	0.166*** (0.000)	0.231*** (0.000)	0.318*** (0.000)	0.262*** (0.000)	0.203*** (0.000)
γ_1	0.039*** (0.000)	0.810*** (0.000)	0.161*** (0.000)	-0.078** (0.011)	-0.029*** (0.000)	-0.273*** (0.000)	-0.123*** (0.000)	0.051*** (0.002)
β_1	0.889*** (0.000)	0.160*** (0.000)	0.819*** (0.000)	0.873*** (0.000)	0.976*** (0.000)	0.340*** (0.000)	0.910*** (0.000)	0.994*** (0.000)
Adj R^2	0.460	0.213	0.461	0.558	0.457	0.214	0.465	0.560
Log-L	-1,612.904	-428.211	-572.366	-548.285	-1,594.291	-425.539	-574.136	-546.220
No.obs	2,179	756	536	887	2,179	756	536	887
	HANGSENG-DR				HANGSENG-DR			
δ_0	0.012 (0.559)	0.043 (0.251)	-0.052 (0.424)	-0.005 (0.862)	0.012 (0.550)	0.036 (0.335)	-0.053 (0.411)	-0.003 (0.921)
δ_1 S&P-DR	0.046** (0.012)	0.338*** (0.000)	0.166*** (0.002)	-0.047** (0.039)	0.046** (0.012)	0.367*** (0.000)	0.159*** (0.002)	-0.051** (0.024)
δ_2	-0.016 (0.431)	0.057 (0.114)	-0.037 (0.401)	-0.063** (0.036)	-0.019 (0.337)	0.030 (0.399)	-0.040 (0.378)	-0.053 (0.079)
α_0	0.012*** (0.000)	0.029** (0.024)	0.122** (0.034)	0.008 (0.069)	-0.132*** (0.000)	-0.148*** (0.000)	-0.116*** (0.000)	-0.102*** (0.000)
α_1	0.071*** (0.000)	0.089*** (0.000)	0.044 (0.130)	0.041** (0.013)	0.179*** (0.000)	0.207*** (0.000)	0.204*** (0.000)	0.128*** (0.000)
γ_1	0.024 (0.052)	0.024 (0.235)	0.103*** (0.003)	0.030 (0.210)	-0.010 (0.263)	-0.024 (0.075)	-0.046 (0.090)	-0.009 (0.584)
β_1	0.914*** (0.000)	0.886*** (0.000)	0.866*** (0.000)	0.933*** (0.000)	0.986*** (0.000)	0.972*** (0.000)	0.960*** (0.000)	0.987*** (0.000)
Adj R^2	0.000	0.032	0.000	-0.002	0.000	0.030	-0.001	-0.002
Log-L	-3,248.597	-1,143.382	-1,019.626	-1,046.988	-3,248.984	-1,143.503	-1,025.489	-1,047.372
No.obs	2,179	756	536	887	2,179	756	536	887

1-3) S&P500 → STRAITS TIMES

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	W	A	B	C	W	A	B	C
	STRAITS TIMES-CR				STRAITS TIMES-CR			
δ_n	0.043**	0.036	0.073	0.039	0.046**	0.049	0.080	0.032

δ_1 S&P-CR	(0.028) 0.298*** (0.000)	(0.221) 0.256*** (0.000)	(0.278) 0.354*** (0.000)	(0.144) 0.357*** (0.000)	(0.011) 0.308*** (0.000)	(0.087) 0.243*** (0.000)	(0.220) 0.338*** (0.000)	(0.208) 0.357*** (0.000)
δ_2	0.031** (0.036)	0.092*** (0.004)	0.153*** (0.000)	-0.025 (0.290)	0.022 (0.122)	0.048 (0.092)	0.152*** (0.000)	-0.031 (0.172)
α_0	0.037*** (0.000)	0.327*** (0.000)	0.347*** (0.004)	0.015** (0.014)	-0.186*** (0.000)	-0.359*** (0.000)	-0.102** (0.010)	-0.166*** (0.000)
α_1	0.109*** (0.000)	0.386*** (0.000)	0.094** (0.015)	0.059*** (0.002)	0.247*** (0.000)	0.359*** (0.000)	0.274*** (0.000)	0.205*** (0.000)
γ_1	0.074*** (0.000)	-0.054 (0.579)	0.104 (0.103)	0.081*** (0.001)	-0.052*** (0.000)	-0.067 (0.092)	-0.063 (0.068)	-0.069*** (0.000)
β_1	0.836*** (0.000)	0.239*** (0.010)	0.726*** (0.000)	0.888*** (0.000)	0.968*** (0.000)	0.760*** (0.000)	0.880*** (0.000)	0.968*** (0.000)
Adj R^2	0.107	0.037	0.130	0.161	0.107	0.040	0.129	0.161
Log-L	-3,087.514	-925.957	-1,001.583	-1,109.088	-3,077.745	-931.266	-1,002.631	-1,106.876
No.obs	2,174	756	539	879	2,174	756	539	879
STRAITS TIMES-CR				STRAITS TIMES-CR				
δ_0	0.043** (0.029)	0.036 (0.220)	0.073 (0.278)	0.039 (0.148)	0.046** (0.012)	0.049 (0.088)	0.080 (0.220)	0.031 (0.219)
δ_1 S&P-DR	0.299*** (0.000)	0.255*** (0.000)	0.354*** (0.000)	0.359*** (0.000)	0.309*** (0.000)	0.242*** (0.000)	0.338*** (0.000)	0.359*** (0.000)
δ_2	0.031** (0.036)	0.092*** (0.004)	0.153*** (0.000)	-0.026 (0.267)	0.022 (0.121)	0.049 (0.090)	0.152*** (0.000)	-0.031 (0.167)
α_0	0.037*** (0.000)	0.324*** (0.000)	0.347*** (0.004)	0.015** (0.014)	-0.186*** (0.000)	-0.357*** (0.000)	-0.102** (0.010)	-0.166*** (0.000)
α_1	0.109*** (0.000)	0.380*** (0.000)	0.094** (0.015)	0.059*** (0.002)	0.247*** (0.000)	0.358*** (0.000)	0.274*** (0.000)	0.206*** (0.000)
γ_1	0.074*** (0.000)	-0.049 (0.609)	0.104 (0.103)	0.082*** (0.001)	-0.052*** (0.000)	-0.068 (0.091)	-0.063 (0.068)	-0.070*** (0.000)
β_1	0.836*** (0.000)	0.245*** (0.008)	0.726*** (0.000)	0.888*** (0.000)	0.968*** (0.000)	0.761*** (0.000)	0.880*** (0.000)	0.967*** (0.000)
Adj R^2	0.107	0.037	0.130	0.162	0.107	0.040	0.129	0.162
Log-L	-3,087.379	-926.079	-1,001.579	-1,108.818	-3,077.616	-931.384	-1,002.627	-1,106.568
No.obs	2,174	756	539	879	2,174	756	539	879
STRAITS TIMES-NR				STRAITS TIMES-NR				
δ_0	0.029*** (0.000)	0.023*** (0.000)	0.073*** (0.000)	0.074*** (0.000)	0.036*** (0.000)	0.027*** (0.000)	0.069*** (0.000)	0.068*** (0.000)
δ_1 S&P-DR	0.198*** (0.000)	0.025*** (0.000)	0.271*** (0.000)	0.439*** (0.000)	0.188*** (0.000)	0.039*** (0.000)	0.261*** (0.000)	0.445*** (0.000)
δ_2	-0.009 (0.446)	0.021 (0.229)	0.073** (0.023)	0.012 (0.396)	-0.008 (0.523)	0.055*** (0.000)	0.072** (0.012)	0.023 (0.130)
α_0	0.002*** (0.000)	0.007*** (0.000)	0.094*** (0.000)	0.005*** (0.000)	-0.212*** (0.000)	-2.587*** (0.000)	-1.059*** (0.000)	-0.122*** (0.000)
α_1	0.175*** (0.000)	0.162*** (0.000)	0.017 (0.469)	0.101*** (0.000)	0.266*** (0.000)	1.106*** (0.000)	0.593*** (0.000)	0.136*** (0.000)
γ_1	-0.030** (0.016)	1.678*** (0.000)	1.255*** (0.000)	-0.044*** (0.006)	-0.005 (0.380)	-0.086*** (0.004)	-0.520*** (0.000)	0.026*** (0.001)
β_1	0.860*** (0.000)	0.317*** (0.000)	0.288*** (0.000)	0.901*** (0.000)	0.981*** (0.000)	0.456*** (0.000)	0.558*** (0.000)	0.986*** (0.000)
Adj R^2	0.301	-0.032	0.392	0.569	0.292	-0.079	0.387	0.571
Log-L	-883.404	335.795	-359.470	-434.629	-864.200	291.706	-354.045	-431.777
No.obs	2,174	756	539	879	2,174	756	539	879
STRAITS TIMES-DR				STRAITS TIMES-DR				
δ_0	0.006 (0.705)	0.016 (0.542)	0.027 (0.681)	-0.032 (0.168)	0.000 (0.999)	0.000 (0.998)	0.003 (0.959)	-0.040 (0.071)
δ_1 S&P-DR	-0.011 (0.569)	0.044 (0.183)	0.009 (0.849)	-0.101*** (0.000)	0.000 (0.993)	0.000 (0.998)	-0.033 (0.460)	-0.096*** (0.000)
δ_2	0.048** (0.014)	0.135*** (0.000)	0.105** (0.024)	-0.022 (0.455)	0.035 (0.078)	0.132*** (0.000)	0.082 (0.056)	-0.024 (0.402)
α_0	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.277*** (0.001)	0.023*** (0.001)	-0.148*** (0.000)	-0.112*** (0.000)	-0.133*** (0.001)	-0.221*** (0.000)
α_1	0.053*** (0.000)	0.052*** (0.000)	0.112*** (0.008)	0.051** (0.013)	0.194*** (0.000)	0.128*** (0.000)	0.301*** (0.000)	0.237*** (0.000)
γ_1	0.048*** (0.000)	0.045** (0.041)	0.058 (0.281)	0.134*** (0.000)	-0.056*** (0.000)	-0.069*** (0.000)	-0.060 (0.086)	-0.115*** (0.000)
β_1	0.927*** (0.000)	0.932*** (0.000)	0.759*** (0.000)	0.851*** (0.000)	0.949*** (0.000)	0.947*** (0.000)	0.893*** (0.000)	0.937*** (0.000)
Adj R^2	0.004	0.026	0.012	0.012	0.003	0.012	0.002	0.012
Log-L	-2,821.802	-819.351	-999.616	-971.648	-2,704.064	-685.456	-998.026	-962.441

No.obs 2,174 756 539 879 2,174 756 539 879

1-4) S&P500 → KOSPI

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	W	A	B	C	W	A	B	C
	KOSPI-CR				KOSPI-CR			
δ_0	0.029 (0.256)	0.007 (0.829)	-0.041 (0.677)	0.106** (0.015)	0.021 (0.415)	-0.001 (0.967)	-0.048 (0.611)	0.097** (0.028)
δ_1 S&P-CR	0.377*** (0.000)	0.067 (0.190)	0.542*** (0.000)	0.556*** (0.000)	0.378*** (0.000)	0.063 (0.233)	0.510*** (0.000)	0.554*** (0.000)
δ_2	0.076*** (0.000)	0.129*** (0.000)	0.061 (0.152)	0.016 (0.654)	0.077*** (0.000)	0.126*** (0.000)	0.079 (0.065)	0.021 (0.543)
α_0	0.026*** (0.000)	0.063*** (0.002)	0.155** (0.019)	0.051** (0.037)	-0.129*** (0.000)	-0.129*** (0.000)	-0.006 (0.866)	-0.133*** (0.000)
α_1	0.061*** (0.000)	0.050** (0.011)	0.053*** (0.010)	0.082*** (0.001)	0.179*** (0.000)	0.176*** (0.000)	0.156*** (0.000)	0.197*** (0.000)
γ_1	0.042*** (0.002)	0.079*** (0.008)	0.014 (0.611)	0.020 (0.501)	-0.027*** (0.002)	-0.051*** (0.005)	-0.002 (0.943)	-0.016 (0.440)
β_1	0.909*** (0.000)	0.862*** (0.000)	0.917*** (0.000)	0.883*** (0.000)	0.988*** (0.000)	0.952*** (0.000)	0.937*** (0.000)	0.961*** (0.000)
Adj R^2	0.073	0.013	0.084	0.124	0.073	0.012	0.082	0.124
Log-L	-4,212.540	-1,404.987	-1,317.228	-1,444.068	-4,220.878	-1,406.886	-1,313.341	-1,444.158
No.obs	2,368	939	575	854	2,368	939	575	854
	KOSPI-CR				KOSPI-CR			
δ_0	0.029 (0.263)	0.007 (0.829)	-0.040 (0.680)	0.106** (0.016)	0.020 (0.434)	-0.001 (0.967)	-0.048 (0.612)	0.096** (0.029)
δ_1 S&P-DR	0.379*** (0.000)	0.067 (0.192)	0.542*** (0.000)	0.560*** (0.000)	0.380*** (0.000)	0.063 (0.234)	0.511*** (0.000)	0.558*** (0.000)
δ_2	0.076*** (0.000)	0.129*** (0.000)	0.061 (0.152)	0.016 (0.643)	0.076*** (0.000)	0.126*** (0.000)	0.079 (0.066)	0.022 (0.532)
α_0	0.026*** (0.000)	0.063*** (0.002)	0.155** (0.019)	0.050** (0.039)	-0.129*** (0.000)	-0.129*** (0.000)	-0.006 (0.863)	-0.134*** (0.000)
α_1	0.061*** (0.000)	0.050** (0.011)	0.053*** (0.010)	0.084*** (0.001)	0.179*** (0.000)	0.176*** (0.000)	0.156*** (0.000)	0.198*** (0.000)
γ_1	0.042*** (0.002)	0.079*** (0.008)	0.014 (0.606)	0.018 (0.538)	-0.027*** (0.002)	-0.051*** (0.005)	-0.002 (0.937)	-0.015 (0.468)
β_1	0.909*** (0.000)	0.862*** (0.000)	0.917*** (0.000)	0.883*** (0.000)	0.988*** (0.000)	0.952*** (0.000)	0.938*** (0.000)	0.962*** (0.000)
Adj R^2	0.073	0.013	0.084	0.124	0.073	0.012	0.082	0.124
Log-L	-4,212.326	-1,404.992	-1,317.155	-1,443.910	-4,220.614	-1,406.887	-1,313.280	-1,444.005
No.obs	2,368	939	575	854	2,368	939	575	854
	KOSPI-NR				KOSPI-NR			
δ_0	0.000 (0.927)	0.009** (0.028)	-0.014 (0.701)	0.084*** (0.000)	0.002 (0.659)	0.009** (0.027)	-0.019 (0.583)	0.079*** (0.000)
δ_1 S&P-DR	0.081*** (0.000)	-0.007 (0.101)	0.368*** (0.000)	0.794*** (0.000)	0.062*** (0.000)	-0.006 (0.143)	0.318*** (0.000)	0.790*** (0.000)
δ_2	0.099*** (0.000)	0.363*** (0.000)	0.027 (0.417)	-0.024 (0.212)	0.102*** (0.000)	0.313*** (0.000)	0.051 (0.148)	-0.016 (0.387)
α_0	0.000*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.007*** (0.001)	0.002*** (0.000)	-0.222*** (0.000)	-0.316*** (0.000)	-0.090*** (0.000)	-0.098*** (0.000)
α_1	0.148*** (0.000)	0.361*** (0.000)	-0.025*** (0.000)	0.043*** (0.000)	0.297*** (0.000)	0.373*** (0.000)	0.125*** (0.000)	0.092*** (0.000)
γ_1	0.059*** (0.000)	0.426*** (0.000)	0.096*** (0.000)	-0.051*** (0.000)	-0.036*** (0.000)	-0.059*** (0.000)	-0.070*** (0.000)	0.040*** (0.001)
β_1	0.864*** (0.000)	0.671*** (0.000)	0.974*** (0.000)	0.973*** (0.000)	0.987*** (0.000)	0.972*** (0.000)	0.980*** (0.000)	0.981*** (0.000)
Adj R^2	0.088	0.110	0.291	0.694	0.064	0.102	0.271	0.694
Log-L	-1,978.502	-43.083	-731.643	-613.320	-1,946.430	-29.611	-734.070	-611.802
No.obs	2,368	939	575	854	2,368	939	575	854
	KOSPI-NR				KOSPI-NR			
δ_0	-0.033 (0.160)	-0.083** (0.011)	-0.037 (0.656)	0.031 (0.427)	-0.034 (0.135)	-0.082** (0.012)	-0.049 (0.560)	0.021 (0.581)
δ_1 S&P-DR	-0.099*** (0.000)	0.059 (0.231)	0.062 (0.334)	-0.237*** (0.000)	-0.100*** (0.000)	0.050 (0.321)	0.082 (0.194)	-0.241*** (0.000)
δ_2	0.025	0.073**	-0.028	0.019	0.028	0.077**	-0.026	0.017

	(0.220)	(0.018)	(0.522)	(0.596)	(0.168)	(0.011)	(0.540)	(0.629)
α_0	0.019***	0.065***	0.078	0.088***	-0.111***	-0.092***	-0.028	-0.125***
	(0.000)	(0.006)	(0.061)	(0.008)	(0.000)	(0.000)	(0.424)	(0.000)
α_1	0.057***	0.040**	0.056***	0.061**	0.151***	0.116***	0.122***	0.189***
	(0.000)	(0.018)	(0.006)	(0.021)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
γ_1	0.022	0.053	0.001	0.058**	-0.011	-0.039**	0.003	-0.046**
	(0.059)	(0.053)	(0.978)	(0.048)	(0.175)	(0.024)	(0.880)	(0.013)
β_1	0.923***	0.871***	0.930***	0.849***	0.991***	0.951***	0.960***	0.934***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Adj R^2	-0.003	-0.003	-0.007	0.036	-0.003	-0.003	-0.006	0.036
Log-L	-3,959.970	-1,336.387	-1,247.698	-1,343.971	-3,966.610	-1,335.917	-1,246.096	-1,344.132
No.obs	2,368	939	575	854	2,368	939	575	854

2. 아시아 국가 주식시장에서 미국 주식시장으로의 주가정보 전이효과

분석모형 2

GJR-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } USR_t = \delta_o + \delta_1 AsiaR_t + \delta_2 USR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

E-GARCH

$$\text{조건부 평균 방정식: } USR_t = \delta_o + \delta_1 AsiaR_t + \delta_2 USR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{조건부 분산 방정식: } \log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \log(\sigma_{t-1}^2)$$

2-1)부터 2-4)까지의 분석결과는 분석모형 2를 이용하여 아시아 국가별 주식시장에서 미국 주식시장으로의 주가정보 전이효과를 위의 GJR-GARCH와 E-GARCH의 조건부 평균방정식과 조건부 분산방정식을 통해 나타내고 있다. 여기서 AsiaR은 아시아 국가의 CR과 DR을 나타내며 USR은 S&P500의 CR과 DR을 나타낸다. 표에서 주가수익률과 주가변동성 전이효과는 GJR-GARCH와 E-GARCH의 δ_1 와 β_1 의 계수값을 통해 확인하며, 주가변동성의 비대칭 변동성 전이효과는 γ_1 의 계수값을 통해 확인하는데 GJR-GARCH의 경우 $\gamma_1 > 0$ 때 비대칭 변동성의 레버리지 효과가 존재하는 것으로 해석하며 E-GARCH의 경우 $\gamma_1 < 0$ 때 비대칭 변동성의 레버리지 효과가 존재하는 것으로 해석한다. W는 전체기간으로 1992.1.3~2008.2.15일이며, A는 외환위기 이전인 1992.1.3~1997.7.2까지, B는 외환위기 직후인 1997.7.3~2001.6.30까지, C는 최근 기간인 2001.7.1~2008.2.15까지의 기간을 나타낸다. 표의 ()의 값은 계수의 p-값이며 *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적인 유의수준을 나타낸다.

2-1) NIKKEI225 → S&P500

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	W	A	B	C	W	A	B	C
	S&P500-CR				S&P500-CR			
δ_0	0.013 (0.380)	0.036** (0.067)	0.000 (1.000)	-0.019 (0.415)	0.011 (0.463)	0.033** (0.093)	-0.005 (0.914)	-0.016 (0.485)
δ_1 NIK-CR	0.057*** (0.000)	0.029** (0.052)	0.065** (0.031)	0.124*** (0.000)	0.057*** (0.000)	0.027** (0.068)	0.057** (0.052)	0.121*** (0.000)
δ_2	-0.034** (0.051)	0.038** (0.259)	-0.009 (0.796)	-0.119*** (0.000)	-0.039** (0.036)	0.029 (0.389)	-0.010 (0.800)	-0.125*** (0.000)
α_0	0.012*** (0.000)	0.011*** (0.005)	0.136*** (0.000)	0.015*** (0.000)	-0.114*** (0.000)	-0.098*** (0.000)	-0.074** (0.018)	-0.094*** (0.000)
α_1	0.018** (0.025)	0.023** (0.106)	-0.038** (0.029)	-0.004 (0.702)	0.139*** (0.000)	0.094*** (0.000)	0.140*** (0.001)	0.111*** (0.000)
γ_1	0.094*** (0.000)	0.035** (0.045)	0.283*** (0.000)	0.126*** (0.000)	-0.079*** (0.000)	-0.030** (0.040)	-0.189*** (0.000)	-0.115*** (0.000)
β_1	0.922***	0.933***	0.819***	0.923***	0.978***	0.971***	0.896***	0.974***

	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Adj R^2	0.008	0.000	-0.004	0.023	0.008	-0.001	-0.004	0.023
Log-L	-3,538.986	-914.289	-1,106.864	-1,478.032	-3,535.465	-911.970	-1,108.187	-1,478.965
No.obs	2,824	966	698	1,160	2,824	966	698	1,160
	S&P500-CR				S&P500-CR			
δ_0	0.014 (0.331)	0.039** (0.063)	-0.002 (0.970)	-0.013 (0.590)	0.012 (0.388)	0.033** (0.086)	-0.008 (0.861)	-0.009 (0.714)
δ_1 NIK-DR	0.059*** (0.000)	0.037** (0.020)	0.044** (0.163)	0.138*** (0.000)	0.061*** (0.000)	0.030** (0.050)	0.037** (0.244)	0.136*** (0.000)
δ_2	-0.016 (0.330)	0.030 (0.313)	0.009 (0.800)	-0.056** (0.068)	-0.022** (0.225)	0.033 (0.331)	0.007 (0.840)	-0.064** (0.036)
α_0	0.012*** (0.000)	0.801*** (0.000)	0.135*** (0.000)	0.014*** (0.000)	-0.114*** (0.000)	-0.098*** (0.000)	-0.075** (0.018)	-0.092*** (0.000)
α_1	0.018** (0.026)	-0.009 (0.390)	-0.035** (0.046)	-0.005 (0.630)	0.139*** (0.000)	0.094*** (0.000)	0.141*** (0.001)	0.108*** (0.000)
γ_1	0.094*** (0.000)	0.015** (0.206)	0.280*** (0.000)	0.126*** (0.000)	-0.079*** (0.000)	-0.030** (0.043)	-0.189*** (0.000)	-0.118*** (0.000)
β_1	0.922*** (0.000)	-0.961*** (0.000)	0.819*** (0.000)	0.924*** (0.000)	0.978*** (0.000)	0.971*** (0.000)	0.895*** (0.000)	0.974*** (0.000)
Adj R^2	0.006	0.000	-0.007	0.020	0.006	0.000	-0.007	0.020
Log-L	-3,539.854	-937.627	-1,108.164	-1,479.097	-3,536.149	-911.591	-1,109.242	-1,479.603
No.obs	2,824	966	698	1,160	2,824	966	698	1,160
	S&P500-DR				S&P500-DR			
δ_0	0.015** (0.298)	0.037** (0.062)	-0.002 (0.962)	-0.010 (0.662)	0.015 (0.307)	0.034** (0.082)	-0.010 (0.818)	-0.003 (0.897)
δ_1 NIK-DR	0.057*** (0.000)	0.031** (0.047)	0.045** (0.159)	0.135*** (0.000)	0.058*** (0.000)	0.030** (0.055)	0.036** (0.258)	0.133*** (0.000)
δ_2	-0.016 (0.347)	0.041** (0.220)	0.009 (0.799)	-0.054** (0.077)	-0.023** (0.206)	0.033 (0.331)	0.008 (0.831)	-0.069** (0.023)
α_0	0.011*** (0.000)	0.011*** (0.004)	0.134*** (0.000)	0.015*** (0.000)	-0.113*** (0.000)	-0.096*** (0.000)	-0.075** (0.017)	-0.094*** (0.000)
α_1	0.017** (0.029)	0.021** (0.121)	-0.035** (0.048)	-0.004 (0.701)	0.138*** (0.000)	0.094*** (0.000)	0.142*** (0.001)	0.110*** (0.000)
γ_1	0.094*** (0.000)	0.038** (0.031)	0.280*** (0.000)	0.123*** (0.000)	-0.079*** (0.000)	-0.030** (0.041)	-0.189*** (0.000)	-0.116*** (0.000)
β_1	0.923*** (0.000)	0.934*** (0.000)	0.819*** (0.000)	0.924*** (0.000)	0.979*** (0.000)	0.973*** (0.000)	0.895*** (0.000)	0.973*** (0.000)
Adj R^2	0.006	0.000	-0.007	0.018	0.006	0.000	-0.007	0.018
Log-L	-3,532.761	-909.880	-1,108.181	-1,477.079	-3,529.136	-907.624	-1,109.252	-1,477.147
No.obs	2,824	966	698	1,160	2,824	966	698	1,160

2-2) HANGSENG → S&P500

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	W	A	B	C	W	A	B	C
	S&P500-CR				S&P500-CR			
δ_0	0.003 (0.815)	0.027** (0.171)	-0.041 (0.359)	-0.020 (0.400)	0.003 (0.846)	0.027** (0.156)	-0.054** (0.222)	-0.015 (0.517)
δ_1 HAN-CR	0.050*** (0.000)	0.021** (0.148)	0.065*** (0.003)	0.102*** (0.000)	0.053*** (0.000)	0.021** (0.146)	0.068*** (0.003)	0.109*** (0.000)
δ_2	-0.044** (0.017)	0.035 (0.313)	-0.071** (0.076)	-0.100*** (0.002)	-0.052*** (0.007)	0.028 (0.429)	-0.065** (0.124)	-0.116*** (0.000)
α_0	0.011*** (0.000)	0.012*** (0.004)	0.124*** (0.000)	0.011*** (0.000)	-0.106*** (0.000)	-0.093*** (0.000)	-0.069** (0.037)	-0.089*** (0.000)
α_1	0.015** (0.074)	0.023** (0.119)	-0.025** (0.137)	-0.012** (0.229)	0.131*** (0.000)	0.091*** (0.000)	0.135*** (0.001)	0.107*** (0.000)
γ_1	0.092*** (0.000)	0.038** (0.047)	0.248*** (0.000)	0.109*** (0.000)	-0.070*** (0.000)	-0.030** (0.050)	-0.152*** (0.000)	-0.099*** (0.000)
β_1	0.927*** (0.000)	0.928*** (0.000)	0.837*** (0.000)	0.943*** (0.000)	0.981*** (0.000)	0.973*** (0.000)	0.918*** (0.000)	0.977*** (0.000)
Adj R^2	0.007	-0.002	0.002	0.012	0.007	-0.002	0.002	0.012
Log-L	-3,658.148	-952.342	-1,163.865	-1,508.883	-3,655.615	-950.218	-1,164.430	-1,512.763
No.obs	2,908	1004	715	1,189	2,908	1004	715	1,189
	S&P500-CR				S&P500-CR			
δ_0	0.003 (0.819)	0.027** (0.168)	-0.042 (0.352)	-0.017 (0.481)	0.002 (0.863)	0.027** (0.158)	-0.054** (0.231)	-0.013 (0.590)

δ_1 HAN-DR	0.056*** (0.000)	0.021** (0.218)	0.078*** (0.006)	0.116*** (0.000)	0.057*** (0.000)	0.022** (0.185)	0.077*** (0.007)	0.132*** (0.000)
δ_2	-0.017** (0.301)	0.042** (0.215)	-0.019 (0.561)	-0.040** (0.192)	-0.023** (0.196)	0.035 (0.312)	-0.016 (0.652)	-0.059** (0.050)
α_0	0.011*** (0.000)	0.012*** (0.004)	0.125*** (0.000)	0.011*** (0.000)	-0.105*** (0.000)	-0.093*** (0.000)	-0.070** (0.041)	-0.089*** (0.000)
α_1	0.015** (0.074)	0.023** (0.120)	-0.025** (0.115)	-0.011** (0.300)	0.130*** (0.000)	0.091*** (0.000)	0.136*** (0.001)	0.107*** (0.000)
γ_1	0.092*** (0.000)	0.038** (0.050)	0.249*** (0.000)	0.111*** (0.000)	-0.069*** (0.000)	-0.030** (0.051)	-0.152*** (0.000)	-0.098*** (0.000)
β_1	0.927*** (0.000)	0.929*** (0.000)	0.836*** (0.000)	0.941*** (0.000)	0.981*** (0.000)	0.973*** (0.000)	0.916*** (0.000)	0.977*** (0.000)
Adj R^2	0.006	-0.003	0.001	0.012	0.006	-0.003	0.001	0.012
Log-L	-3,658.815	-952.608	-1,164.041	-1,510.080	-3,656.458	-950.363	-1,164.853	-1,513.559
No.obs	2,908	1,004	715	1,189	2,908	1,004	715	1,189
	S&P500-DR				S&P500-DR			
δ_0	0.004 (0.758)	0.027** (0.162)	-0.042 (0.346)	-0.014 (0.554)	0.005 (0.727)	0.028** (0.138)	-0.054** (0.230)	-0.010 (0.680)
δ_1 HAN-DR	0.055*** (0.000)	0.020** (0.229)	0.078*** (0.006)	0.113*** (0.000)	0.058*** (0.000)	0.021** (0.200)	0.077*** (0.007)	0.126*** (0.000)
δ_2	-0.017 (0.311)	0.041** (0.219)	-0.019 (0.565)	-0.039** (0.202)	-0.025** (0.163)	0.037** (0.283)	-0.016 (0.656)	-0.061** (0.046)
α_0	0.010*** (0.000)	0.012*** (0.003)	0.125*** (0.000)	0.012*** (0.000)	-0.106*** (0.000)	-0.093*** (0.000)	-0.070** (0.041)	-0.091*** (0.000)
α_1	0.014** (0.085)	0.021** (0.145)	-0.025** (0.116)	-0.010 (0.361)	0.131*** (0.000)	0.091*** (0.000)	0.136*** (0.001)	0.109*** (0.000)
γ_1	0.093*** (0.000)	0.042** (0.030)	0.249*** (0.000)	0.110*** (0.000)	-0.069*** (0.000)	-0.031** (0.040)	-0.152*** (0.000)	-0.098*** (0.000)
β_1	0.927*** (0.000)	0.929*** (0.000)	0.836*** (0.000)	0.939*** (0.000)	0.981*** (0.000)	0.974*** (0.000)	0.916*** (0.000)	0.976*** (0.000)
Adj R^2	0.006	-0.003	0.001	0.010	0.006	-0.003	0.001	0.010
Log-L	-3,650.933	-948.498	-1,164.037	-1,507.151	-3,647.989	-946.481	-1,164.880	-1,509.552
No.obs	2,908	1,004	715	1,189	2,908	1,004	715	1,189

2-3) STRAITS TIMES → S&P500

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	W	A	B	C	W	A	B	C
	S&P500-CR				S&P500-CR			
δ_0	0.012 (0.374)	0.031** (0.113)	-0.032 (0.425)	-0.006 (0.775)	0.015** (0.258)	0.032** (0.097)	-0.026 (0.544)	-0.010 (0.648)
δ_1 STR-CR	0.073*** (0.000)	0.026** (0.195)	0.080*** (0.000)	0.143*** (0.000)	0.072*** (0.000)	0.020 (0.324)	0.095*** (0.000)	0.146*** (0.000)
δ_2	-0.047*** (0.006)	0.051** (0.113)	-0.078** (0.012)	-0.116*** (0.000)	-0.052*** (0.004)	0.050** (0.129)	-0.068** (0.094)	-0.121*** (0.000)
α_0	0.010*** (0.000)	0.013*** (0.006)	0.116*** (0.000)	0.007*** (0.000)	-0.087*** (0.000)	-0.099*** (0.000)	-0.035** (0.277)	-0.053*** (0.000)
α_1	0.004 (0.585)	0.015 (0.313)	-0.057*** (0.000)	-0.022*** (0.001)	0.106*** (0.000)	0.091*** (0.001)	0.084** (0.055)	0.061*** (0.001)
γ_1	0.095*** (0.000)	0.049** (0.012)	0.254*** (0.000)	0.105*** (0.000)	-0.075*** (0.000)	-0.040*** (0.009)	-0.162*** (0.000)	-0.117*** (0.000)
β_1	0.937*** (0.000)	0.927*** (0.000)	0.867*** (0.000)	0.959*** (0.000)	0.983*** (0.000)	0.967*** (0.000)	0.921*** (0.000)	0.982*** (0.000)
Adj R^2	0.012	-0.001	0.010	0.020	0.012	-0.001	0.011	0.020
Log-L	-3,906.807	-950.470	-1,178.799	-1,730.625	-3,904.630	-948.609	-1,180.931	-1,729.269
No.obs	3,147	1,006	733	1,408	3,147	1,006	733	1,408
	S&P500-CR				S&P500-CR			
δ_0	0.016** (0.252)	0.032** (0.103)	-0.024 (0.551)	0.008 (0.707)	0.017** (0.215)	0.033** (0.088)	-0.015 (0.724)	0.005 (0.803)
δ_1 STR-DR	0.077*** (0.000)	0.010 (0.686)	0.088*** (0.000)	0.161*** (0.000)	0.076*** (0.000)	0.001 (0.973)	0.106*** (0.000)	0.167*** (0.000)
δ_2	-0.026** (0.122)	0.056** (0.082)	-0.066** (0.019)	-0.044** (0.123)	-0.032** (0.066)	0.053** (0.104)	-0.043** (0.254)	-0.048** (0.096)
α_0	0.010*** (0.000)	0.014*** (0.005)	0.115*** (0.000)	0.008*** (0.000)	-0.087*** (0.000)	-0.100*** (0.000)	-0.033 (0.318)	-0.059*** (0.000)

α_1	0.003 (0.619)	0.015 (0.328)	-0.053*** (0.000)	-0.020** (0.010)	0.106*** (0.000)	0.092*** (0.001)	0.079** (0.073)	0.068*** (0.001)
γ_1	0.094*** (0.000)	0.050** (0.010)	0.244*** (0.000)	0.107*** (0.000)	-0.076*** (0.000)	-0.042*** (0.007)	-0.158*** (0.000)	-0.115*** (0.000)
β_1	0.938*** (0.000)	0.927*** (0.000)	0.867*** (0.000)	0.954*** (0.000)	0.983*** (0.000)	0.967*** (0.000)	0.924*** (0.000)	0.980*** (0.000)
Adj R^2	0.013	-0.003	0.012	0.023	0.013	-0.003	0.013	0.023
Log-L	-3,907.325	-951.141	-1,177.617	-1,732.727	-3,905.155	-949.058	-1,179.471	-1,731.712
No.obs	3,147	1,006	733	1,408	3,147	1,006	733	1,408
	S&P500-DR				S&P500-DR			
δ_0	0.016** (0.232)	0.032** (0.100)	-0.024 (0.553)	0.009 (0.671)	0.017** (0.195)	0.032** (0.096)	-0.016 (0.722)	0.008 (0.690)
δ_1 STR-DR	0.075*** (0.000)	0.008 (0.730)	0.088*** (0.000)	0.158*** (0.000)	0.075*** (0.000)	0.000 (0.992)	0.106*** (0.000)	0.165*** (0.000)
δ_2	-0.025** (0.127)	0.056** (0.081)	-0.062** (0.038)	-0.044** (0.122)	-0.033** (0.059)	0.053** (0.104)	-0.043** (0.256)	-0.048** (0.090)
α_0	0.009*** (0.000)	0.013*** (0.005)	0.114*** (0.000)	0.008*** (0.000)	-0.086*** (0.000)	-0.098*** (0.000)	-0.033 (0.317)	-0.059*** (0.000)
α_1	0.002 (0.727)	0.013 (0.382)	-0.052*** (0.000)	-0.020** (0.011)	0.105*** (0.000)	0.092*** (0.001)	0.079** (0.073)	0.067*** (0.001)
γ_1	0.094*** (0.000)	0.053*** (0.007)	0.243*** (0.000)	0.107*** (0.000)	-0.076*** (0.000)	-0.042*** (0.006)	-0.158*** (0.000)	-0.114*** (0.000)
β_1	0.939*** (0.000)	0.929*** (0.000)	0.867*** (0.000)	0.954*** (0.000)	0.983*** (0.000)	0.969*** (0.000)	0.924*** (0.000)	0.980*** (0.000)
Adj R^2	0.013	-0.003	0.012	0.022	0.013	-0.003	0.013	0.022
Log-L	-3,898.079	-946.873	-1,177.602	-1,728.450	-3,895.642	-944.964	-1,179.425	-1,726.916
No.obs	3,147	1,006	733	1,408	3,147	1,006	733	1,408

2-4) KOSPI → S&P500

	GJR-GARCH				E-GARCH			
	W	A	B	C	W	A	B	C
	S&P500-CR				S&P500-CR			
δ_0	0.015** (0.294)	0.035** (0.074)	-0.008 (0.860)	-0.012 (0.607)	0.016** (0.268)	0.034** (0.083)	-0.001 (0.977)	-0.004 (0.854)
δ_1 KOS-CR	0.034*** (0.000)	-0.001 (0.944)	0.031** (0.065)	0.103*** (0.000)	0.035*** (0.000)	-0.004 (0.786)	0.036** (0.032)	0.116*** (0.000)
δ_2	-0.024** (0.161)	0.055** (0.097)	-0.029 (0.406)	-0.103*** (0.002)	-0.028** (0.125)	0.053** (0.116)	-0.026 (0.475)	-0.114*** (0.000)
α_0	0.012*** (0.000)	0.014*** (0.009)	0.094*** (0.002)	0.014*** (0.000)	-0.110*** (0.000)	-0.099*** (0.001)	-0.083** (0.020)	-0.121*** (0.000)
α_1	0.019** (0.040)	0.022** (0.181)	-0.025** (0.149)	0.006 (0.646)	0.136*** (0.000)	0.091*** (0.001)	0.134*** (0.004)	0.146*** (0.000)
γ_1	0.094*** (0.000)	0.039** (0.050)	0.228*** (0.000)	0.116*** (0.000)	-0.067*** (0.000)	-0.035** (0.028)	-0.134*** (0.000)	-0.096*** (0.000)
β_1	0.921*** (0.000)	0.923*** (0.000)	0.860*** (0.000)	0.919*** (0.000)	0.980*** (0.000)	0.968*** (0.000)	0.936*** (0.000)	0.973*** (0.000)
Adj R^2	0.004	-0.003	-0.003	0.014	0.005	-0.004	-0.002	0.013
Log-L	-3,538.032	-907.229	-1,120.239	-1,473.859	-3,536.752	-904.190	-1,121.915	-1,477.327
No.obs.	2,821	969	699	1,153	2,821	969	699	1,153
	S&P500-CR				S&P500-CR			
δ_0	0.018** (0.209)	0.036** (0.068)	-0.008 (0.856)	-0.007 (0.776)	0.019** (0.190)	0.034** (0.077)	-0.003 (0.947)	0.003 (0.902)
δ_1 KOS-DR	0.049*** (0.000)	0.009 (0.604)	0.036** (0.058)	0.125*** (0.000)	0.050*** (0.000)	0.005 (0.769)	0.042** (0.028)	0.137*** (0.000)
δ_2	-0.008 (0.636)	0.054** (0.100)	-0.016 (0.634)	-0.016 (0.617)	-0.010 (0.555)	0.053** (0.117)	-0.011 (0.751)	-0.021 (0.497)
α_0	0.012*** (0.000)	0.015*** (0.009)	0.094*** (0.002)	0.014*** (0.000)	-0.111*** (0.000)	-0.099*** (0.001)	-0.086** (0.018)	-0.125*** (0.000)
α_1	0.017** (0.055)	0.021** (0.211)	-0.024** (0.155)	0.007 (0.630)	0.137*** (0.000)	0.090*** (0.001)	0.138*** (0.004)	0.151*** (0.000)
γ_1	0.097*** (0.000)	0.041** (0.039)	0.231*** (0.000)	0.120*** (0.000)	-0.070*** (0.000)	-0.036** (0.025)	-0.135*** (0.000)	-0.096*** (0.000)
β_1	0.921*** (0.000)	0.922*** (0.000)	0.858*** (0.000)	0.917*** (0.000)	0.979*** (0.000)	0.968*** (0.000)	0.936*** (0.000)	0.974*** (0.000)
Adj R^2	0.005	-0.002	-0.004	0.012	0.005	-0.003	-0.004	0.012

Log-L	-3,534.248	-907.116	-1,120.141	-1,471.773	-3,532.715	-904.175	-1,121.736	-1,475.430
No.obs	2,821	969	699	1,153	2,821	969	699	1,153
	S&P500-DR				S&P500-DR			
δ_0	0.019** (0.182)	0.036** (0.065)	-0.008 (0.850)	-0.004 (0.861)	0.021** (0.146)	0.035** (0.075)	-0.003 (0.941)	0.007 (0.773)
δ_1 KOS-DR	0.049*** (0.000)	0.010 (0.583)	0.036** (0.058)	0.123*** (0.000)	0.050*** (0.000)	0.006 (0.727)	0.042** (0.028)	0.133*** (0.000)
δ_2	-0.007 (0.652)	0.054** (0.104)	-0.016 (0.638)	-0.015 (0.639)	-0.011 (0.509)	0.052** (0.118)	-0.011 (0.754)	-0.021 (0.499)
α_0	0.012*** (0.000)	0.014*** (0.007)	0.094*** (0.002)	0.014*** (0.000)	-0.111*** (0.000)	-0.098*** (0.001)	-0.087** (0.017)	-0.124*** (0.000)
α_1	0.016** (0.064)	0.018** (0.265)	-0.024** (0.156)	0.008 (0.570)	0.136*** (0.000)	0.090*** (0.001)	0.139*** (0.004)	0.149*** (0.000)
γ_1	0.098*** (0.000)	0.048** (0.021)	0.232*** (0.000)	0.116*** (0.000)	-0.070*** (0.000)	-0.038** (0.017)	-0.136*** (0.000)	-0.093*** (0.000)
β_1	0.922*** (0.000)	0.921*** (0.000)	0.858*** (0.000)	0.918*** (0.000)	0.980*** (0.000)	0.968*** (0.000)	0.936*** (0.000)	0.973*** (0.000)
Adj R^2	0.004	-0.002	-0.004	0.011	0.005	-0.003	-0.004	0.010
Log-L	-3,526.446	-903.088	-1,120.186	-1,469.067	-3,524.683	-900.327	-1,121.798	-1,472.261
No. obs.	2,821	969	699	1,153	2,821	969	699	1,153