

신흥주식시장에서의 변동성반응가설 검정*

김병준**

〈요 약〉

주식시장에서의 수익률과 변동성 간의 역의 상관관계에 대하여는 이미 1980년대 이후부터 선진국 주식시장을 통해 많이 분석되어 왔다. 이는 예기치 않은 수익률의 음(-) 또는 양(+)의 충격이 변동성에 비대칭적으로 영향을 미치고 특히 음(-)의 충격 국면에서 변동성이 급격히 증가되어 과잉반응이 형성된다는 것으로 귀결된다. 그런데 이렇게 증가된 변동성이 거꾸로 수익률에 지속적인 음(-)의 영향력을 나타낸다고 하는 변동성 반응가설(Volatility Feedback Hypothesis)에 대하여는 아직까지 학계에서 일치된 검정결과를 보이지 못하고 있는 실정이다.

본 연구에서는 이제까지 총체적인 연구가 되지 못하였던 14개 신흥국 주식시장을 대상으로 이러한 변동성반응가설 즉, 변동성의 수익률에 대한 지속적인 음(-)의 영향력 효과가 발견되는지에 대하여 세계공통의 위험요인(Global Risk Factors)과 개별국가 고유의 위험요인(Country-specific Risk Factors)으로 설명변수를 구분한 GJR-GARCH in Mean 모형을 사용하여 심층적인 검정을 시도하였다. 그 결과 신흥국 주식시장에서는 개별국가 고유의 위험요인보다는 세계공통의 위험요인이 보다 중요한 체계적인 설명요인으로 작용한다는 것이 입증되었고 나아가 이러한 위험요인들을 통제한 이후의 시변적 변동성도 수익률에 지속적으로 음(-)의 영향력을 미친다는 변동성 반응가설이 대상 14개국 중 12개국에서 지지되는 것으로 밝혀졌다. 즉, 신흥주식시장의 수익률 하락충격에서 형성된 변동성 증가는 투자자들의 위험 프리미엄 증가로 연결되고 이후 지속적인 수익률 하락압력으로 작용한다는 것이 입증되었다.

주제어 : 변동성반응가설, GJR GARCH in Mean 모형, 시변적 변동성, 범세계적 위험요인, 위험 프리미엄

논문접수일 : 2009년 08월 05일 논문최종수정일 : 2009년 10월 08일 게재확정일 : 2009년 10월 22일

* 본 연구는 강남대학교 교내연구비 지원에 의하여 수행되었습니다. 아울러 저자는 세심한 논평을 해 주신 익명의 두 분 심사자들에게 깊은 감사를 표시합니다.

** 교신저자, 강남대학교 실버산업학과 조교수, E-mail : bobbyjoe@kangnam.ac.kr

I. 서 론

자산시장에서의 수익률과 변동성 간의 역(-)의 상관관계는 일찍이 주식시장을 통하여 많이 분석된 바 있다. French, Schwert, and Stambaugh(1987, 이하 FSS로 명명)는 주식수익률의 사전적 위험 프리미엄과 변동성 간에는 정(+)의 상관관계를 갖고 있기 때문에 실현된 주식시장 수익률(Realized or ex-post equity market return)과 변동성 간에는 부(-)의 상관관계가 존재함을 입증하였고 Schwert(1989, 1990)와 Schwert and Seguin(1990)은 미국 주식시장에서 수익률과 변동성 간에 부(-)의 상관관계가 존재하는 이유가 변동성이 시변적 비대칭성(Time-varying asymmetry)을 갖고 있기 때문이라는 점을 밝힌 바 있다. 이러한 자산시장 수익률과 변동성 간의 역의 상관관계는 두 가지 이론적 가설에서 출발하는데 그 하나는 레버리지 가설(Leverage hypothesis)이고 다른 하나는 변동성반응가설(Volatility feedback hypothesis)이라 할 수 있다. 레버리지 가설에 의하면, 기업의 수익성이 악화되었을 경우 주식(자기자본)수익률이 내려가게 되고 이때 부족자본을 충당하기 위해 부채를 많이 사용하게 되어 레버리지가 더 커지게 되는데 이는 자기자본 수익률에 대한 변동성을 더욱 확대시킨다는 것으로 요약될 수 있다. 이를 국가 전체와 결부시켜 보면, 국가의 펀더멘털이 악화되어 주가가 전반적으로 하락하게 되면 그 국가에 속한 전체 주식자산들에 대한 변동성이 커지게 되는 것으로 이해할 수 있다. 변동성 반응가설에 의하면, 자산수익률에 대한 변동성은 시변적 특성을 갖고 있는데 변동성이 증가하는 국면에서는 투자자들이 더 높은 위험 프리미엄을 요구하게 되어 결과적으로 사후적 주식수익률이 감소하게 되고 반대로 변동성이 감소하는 국면에서는 투자자들이 요구하는 위험 프리미엄이 상대적으로 작아져 사후적 주식수익률이 커지게 된다는 것이다. 이와 관련하여 Poterba and Summers(1986)는 자산 수익률의 자기상관이 클수록 수익률과 변동성 간의 역의 상관관계가 더욱 뚜렷하고 하락시장에서의 변동성 증가가 상승시장에서의 변동성 감소보다도 더욱 명확하게 나타난다는 것을 밝힌 바 있다. 그런데 이와 같은 두 가설은 그 원인과 결과라는 측면에서 서로 상반된다. 즉, 레버리지 가설은 수익률의 변화가 원인으로 작용하여 변동성이 변화된다는 것을 가정하고 있는데 반해, 변동성반응가설은 변동성의 변화가 원인으로 작용하여 자산수익률의 변화가 초래한다고 가정하고 있다.

레버리지가설은 Black(1976)에 의하여 최초로 명명되었고 Christie(1982)는 미국의 주식들을 대상으로 이를 보다 체계적으로 입증한 바 있다. 그러나 레버리지가설로는 수익률과 변동성 간의 음의 상관관계를 부분적으로 설명할 수는 있다 해도 그 방법론

상 전체를 다 설명하기는 거의 어렵다는 점을 Christie(1982) 자신은 물론, FSS(1987), Schwert(1990) 등을 포함한 많은 연구에서 지적하고 있다. 변동성반응가설에 대하여는 Pindyck(1984)이 최초로 검증하였는데 투자자들의 평균적 위험회피성향이 Merton(1980)에서와 같이 일정 수준 이상으로만 가정하면¹⁾ 자산가격의 하락은 대부분 자산가격변동성의 확대에 의한 위험 증대에 기인한다는 것을 입증한 바 있다. 이후 서두에 언급된 여러 연구자들을 거쳐 Glosten, Jaganathan and Runkle(1993, 이하 GJR로 명명)에 와서 미국 주식시장의 월별 수익률을 기준으로 변동성반응가설이 비교적 체계적으로 입증된 바 있다. 그러나 이와 같은 수익률과 변동성 간의 역의 상관관계를 밝히고자 한 변동성반응가설에 대한 연구 결과는 학자들에 따라 그 결과가 서로 상이하였고 주로 미국, 일본 등의 선진국 시장에 대하여만 연구가 집중적으로 이루어졌고 신흥국가들에 대하여는 비교적 연구 진척이 잘 진행되지 않았던 것이 사실이다.

본 연구에서는 남미 6개국, 유럽 3개국, 아시아 5개국 등 총 14개 신흥국가의 주식시장을 대상으로 1996년 1월초부터 2009년 5월말까지의 각국 대표적 주가지수의 일별수익률을 기준으로 주식 프리미엄에 대한 세계공통요인과 국가고유요인의 결정요인들을 고려하여 GARCH in Mean(GARCH-M) 모형을 사용하여 변동성반응가설이 성립하는지에 대한 분석을 시행하였다. 그 결과 다음의 주요한 세 가지 결과를 얻었다. 우선 GARCH-M 모형을 통한 주식 프리미엄은 1차 자기회귀 조건부 이분산 항목(ARCH term)과 조건부 이분산에 대한 1차 시차 항목(GARCH term)을 가정한 GARCH(1, 1) 모형상의 변동성인 조건부 표준편차에 대하여는 대부분이 정(+)의 영향력을 받는 것으로 나타나 투자자들이 변동성에 대하여 정(+)의 위험 프리미엄을 요구하고 있다는 사실이 관측되었다. 즉, 이는 Merton(1980)이 지적한 바와 같이 변동성의 주식 프리미엄에 대한 양(+)의 영향력 추정치가 투자자들의 상대적 위험회피(RRA: relative risk aversion)를 측정한 것이라는 의미와 부합하는 결과로 볼 수 있다. 둘째, GJR(1993)이 개발한 모형이라 할 수 있는 GJR GARCH 모형을 통하여서는 14개국 모두에서 주식수익률의 국면별로 그 변동성이 시간에 따라 변하는 비대칭성(Time-varying asymmetry)을 나타낸다는 사실이 유의적으로 관측되었다. 이는 예기치 못한 주식수익률의 하락이 있을 경우에는 변동성이 매우 크게 증가하는 반면, 반대로 예기치 못한 주식수익률의 상승이 있을 경우에는 변동성이 매우 작게 증가하여 국면별로 변동성이 비대칭적임을 나타내는 결과를 의미한다. 마지막으로, 위의 첫째 결과를 토대로 측정한 주식가격결정

1) Pindyck(1984)의 모형에 의하면 투자자들의 위험회피계수를 γ 라 할 때 $\gamma > 2$ 이면 위험(변동성)의 증가가 주식가격 하락의 주된 요인이 됨을 증명하였다.

모형상의 조건부 표준편차를 통제하고 난 이후의 예측되지 않은 변동성은 GARCH-M 모형상의 주식수익률에 14개국 모두에서 부(-)의 영향력을 나타내었고 그 중 12개국에서 통계적으로 유의미하였다. 이는 신흥국 주식시장에서도 선진국과 마찬가지로 변동성의 변화가 사후적 주식수익률에 반대 방향으로 영향력을 미친다는 변동성반응가설이 지지되는 결과로 볼 수 있다. 이 세 가지 결과를 종합하면, 신흥국 주식시장에서는 주식수익률의 하락(상승)이 예측된 변동성(Predicted volatility)의 증가폭을 확대(축소)시키며 이러한 예측된 변동성은 주식의 위험 프리미엄을 정(+)의 방향으로 비례적으로 변화시킴으로써 결과적으로 예측되지 못한 변동성(Unpredicted volatility)은 차기 또는 사후적인 주식수익률을 반대 방향으로 변화시키게 된다는 사실로서 이해할 수 있다.

또한, 본 연구의 차별적 특성은 주식수익률과 변동성간의 관계를 파악함에 있어 단순히 수익률만을 검정대상으로 설정하는 대신, 다요인 가격결정모형을 응용하여 주식프리미엄의 결정요인을 세계공통적 요인과 국내고유요인으로 구분하였고 그 경제적 요인들에 대한 영향력을 통제하고 난 이후의 수익률-변동성간의 관계를 파악하였다는 점에 있다. 이때 세계공통요인으로는 미국의 주식시장 프리미엄과 변동성을, 국내고유요인으로는 90일 만기 단기 금리와 미국의 TB(Treasury Bill) 수익률과의 차이인 신용스프레드와 대미달러환율을 사용하였다. 그 결과 미국 주식시장 프리미엄과 변동성 등 세계공통적 요인들에 대하여는 대부분이 그 부호나 통계적 유의성 측면에서 이론적으로 부합되는 결과를 얻었으나 신용 스프레드, 환율 등 국내고유요인들에 대하여는 상대적으로 그 영향력이 일관되지 못한 결과를 보였다.

한편, 본 연구에서는 2007년 하반기 이후 미국의 Sub-prime Mortgage 사태를 시발로 2008년 9월 Lehman Brothers의 파산으로까지 연결되며 전세계적으로 불어 닥친 금융위기 시점을 특수한 충격요인으로 인식하여 금융위기 시점을 전후하여 시기를 분리하여 모형 검증을 추가적으로 시도하였다. 그 결과 세계 금융위기 시점을 포함하지 않은 시점에서는 전체 표본의 결과와 크게 다르지 않았으나, 2007년 하반기 이후 현재까지의 기간에서는 변동성의 시변적 비대칭성은 지속적으로 유의하게 관측된 반면, 예측된 변동성의 정(+)의 위험 프리미엄 효과가 모든 국가별로 다 동일하게 나타나지는 않았을 뿐만 아니라 예측되지 않은 변동성의 사후적 주식수익률에 대한 음(-)의 영향력도 상대적으로 일관성이 없었다. 이는 금융위기 시점에서 주가의 하락현상이 주로 미국시장을 중심으로 한 체계적 위험요인에 의한 결과이며 이러한 체계적 위험요인을 통제하고 난 이후의 변동성이 특별히 위험 프리미엄으로서 투자자들에게 인식되지 않았음을 반증하는 결과라 할 수 있다. 즉, 표본 전체기간에서의 예기치 않은 주가 하락은

불확실한 새로운 정보로 받아들여져 변동성과 실현된 주식수익률간의 부(-)의 관계를 고착화시켰으나 금융위기 국면에서는 예기치 않은 주가 하락이 더 이상의 새로운 정보로서 기능하지 않았음을 의미한다. 이하 본 연구의 진행은 제 II장에서 선행 연구를 간략히 살펴보고 제 III장에서는 본 연구에서 채택한 자료와 실증분석 모형을 소개하고 제 IV장에서는 추정결과를 분석하고 마지막으로 제 V장에서 결론을 맺기로 한다.

II. 선행 연구

변동성반응가설에 대하여는 이제까지 상당히 많은 연구가 이루어졌다. 서론에서 언급하였듯이 Pindyck(1984)에서 출발한 변동성반응가설에 대한 검증작업은 Poterba and Summers (1986), FSS(1987)에서 주로 변동성과 수익률 간의 정(+)의 상관관계를 변동성의 위험 프리미엄간의 비례적 상관관계로 인식하여 결과적으로 자산가치에 음(-)의 영향력을 행사하는 것으로 해석한 바 있다. Campbell and Hentschel(1992)은 변동성이 차기 주식수익률 또는 기대 위험 프리미엄과 정의 상관관계를 갖게 되며 이때 악재의 영향력이 호재의 영향력보다 더 크게 변동성을 변화시킨다고 보았다. Ghysels et al.(2005)과 Kim and Lee(2008) 또한 측정방식을 약간 달리하여 주식수익률과 변동성 간의 정의 상관관계를 입증하였다. 최근에는 정진호(2009)가 중국주식시장에서 수익률과 변동성 간의 정의 상관관계를 관측함으로써 비록 완전하지는 않지만 변동성반응가설을 입증한 바 있다. 그런데 이들과는 달리, Campbell(1987), Turner et al.(1989), GJR(1993) 그리고 Lettau and Ludvigson(2004)은 같은 변동성반응가설을 검증하였음에도 불구하고 수익률과 변동성 간에 직접적인 음(-)의 관계를 관측하였다. 이들을 종합하여 Bollerslev and Zhou(2006)는 ARCH 모형 등으로 구해지는 내재적 변동성과 수익률과는 정(+)의 상관관계를 나타내고 이는 곧바로 시장에서 실현된 변동성²⁾과 동기간의 해당 수익률과는 부(-)의 상관관계를 나타낸다는 것을 계량모형을 통해 입증한 바 있다. Low(2004)는 하락시장에서의 변동성이 상승시장에서보다 더 커지는 변동성의 비대칭성을 미국의 S&P 100 지수수익률과 변동성의 외생적 지표인 VIX 지표를 통해 입증하였다. 한편, Hibbert et al.(2008)는 자산수익률과 변동성 간의 역의 상관관계를 기존의 레버리지가설이나 변동성반응가설만으로는 설명하기가 어려운 대신 행태재무가설에서 가정하고 있는 과잉반응가설을 응용하여 그 현상을 설명한 바 있다. 즉, 그들은 시장참여자들이 악재

2) 실현된 변동성(Realized volatility)은 일반적으로 한 수익률 측정기간내의 더 세분화된 관측수익률들에 대한 표준편차로 측정된다. 이때 일별수익률의 경우 일중 연속수익률로 구해진다.

(Bad news)에 대하여는 무차별적 외부인용(Extrapolation)이나 편향된 심리(Affect)를 나타냄으로써 변동성이 급증하는 현상을 설명할 수 있다고 주장하였다. 이와 관련하여 Low(2004) 또한 약세국면에서의 변동성과 주가하락의 지속성을 Kahneman and Tversky(1979)의 손실기피(Loss aversion) 가설과 연결시켜 변동성의 비대칭성을 설명한 바 있다.

<표 1> 선행 연구들에서의 변동성반응가설 검정결과 비교

연구자	분석대상	분석기간	자료	연구결과 요약
Pindyck(1984)	NYSE Index	1950~1981	월별 수익률	변동성과 위험 프리미엄과의 정(+) 의 상관관계(OLS 모형)
Poterba, Summers (1986)	DJ 산업평균	1930~1984	월별 수익률	변동성과 수익률과의 정(+) 상관관계(ARIMA 모형)
FSS(1987)	S&P500	1928~1984	월별 수익률	변동성과 수익률과의 정(+) 상관관계(ARIMA, GARCH 모형)
Campbell(1987)	CRSP	1959~1983	월별 수익률	변동성과 수익률과의 역(-) 상관관계(Time-varying ICAPM)
Campbell, Hentchel (1992)	CRSP	1926~1988	월별 및 일별	변동성과 위험 프리미엄과의 정(+) 의 상관(QGARCH-M 모형)
Turner et al.(1989)	S&P500	1946~1987	월별 수익률	변동성과 위험 프리미엄과의 역(-) 의 상관(Markov Switching)
GJR(1993)	CRSP	1951~1989	월별 수익률	변동성과 위험 프리미엄과의 역(-) 의 상관(GJR-GARCH-M)
Bekaert, Harvey (1997)	20개 신흥시장	1976~1992	월별 수익률	일관된 상관관계 불분명. (GJR-GARCH(1, 1) 모형)
Lettau, Ludvigson (2004)	CRSP	1952~2004	분기별 수익률	변동성과 위험 프리미엄과의 역(-) 의 상관(EGARCH-M)
Ghysels et al.(2005)	CRSP MIDAS	1928~2000	월별 및 일별	변동성과 위험 프리미엄과의 정(+) 의 상관(GJR-GARCH-M)
Bollerslev, Zhou (2006)	S&P500	1990~2002	월별 수익률	수익률과 내재변동성과는 정(+), 실현변동성과는 역(-)의 상관
Low(2004)	S&P100	1986~1998	일별 수익률	S&P100과 VIX 간의 역(-) 의 상관관계(Kinked Regression)
Kim, Lee(2008)	NYSE AMEX	1926~2001	월별 수익률	변동성과 위험 프리미엄과의 정(+) 의 상관(GJR-GARCH-M)
Hibbert et al.(2008)	S&P500 NASDAQ	1998~2006	일별 및 일중	수익률과 VIX간의 역(-)의 상관 관계(OLS 모형)
정진호(2009)	Shanghai 종합주가	2001~2009	월별 수익률	수익률과 변동성간의 정(+) 의 상관관계(GJR-GARCH-M 모형)

이와 같이 변동성반응가설에 대한 검증은 주로 선진국의 주식시장을 대상으로 행하여졌고 신흥국가의 경우에는 Bekaert and Harvey(1997)가 신흥시장 20개국을 대상으로 월간수익률을 기준으로 변동성의 비대칭성은 확인하였으나 변동성반응가설에 대한 일관된 증거는 밝혀내지 못하였다. 한편, 본 연구에서는 표본기간 및 분석방식을 Bekaert and Harvey(1997)에서 설정한 1976~1992년간의 월간측정치를 기준으로 하지 않고, 신흥시장에서 자본자유화가 비교적 폭넓게 진전된 시점인 1996년 이후 2009년까지의 일간측정치를 분석 기준으로 설정함으로써 그들과는 차별적으로 신흥국가들에서도 변동성반응가설에 대한 증거를 성공적으로 밝혀냈다는데 본 연구의 공헌이 있다고 하겠다. 참고로 <표 1>에서는 선행 연구들에서 행하였던 변동성 반응가설에 대한 연구결과를 비교 종합하였다.

Ⅲ. 자료 및 실증 모형

1. 자료

본 연구에서는 앞서 지적하였다시피 그 표본대상을 이제까지 비교적 변동성반응효과가 제대로 검증되지 않았던 14개국 신흥주식시장으로 설정하였다. 신흥시장 대상국가로는 아르헨티나, 브라질, 칠레, 콜롬비아, 멕시코, 페루 등 남미 6개국을 포함하여 폴란드, 러시아, 터키 등 유럽 3개국, 한국, 중국, 말레이시아, 필리핀, 태국 등 아시아 5개국이며 각각 대표성 있는 자국화폐 기준 표시 주가지수들에 대한 일별수익률을 표본으로 선정하였다. 또한 전술하였다시피 표본기간은 비교적 자본자유화가 폭넓게 진행된 이후의 시점을 기준으로 1996년 1월 초부터 2009년 5월 말까지의 3,500 표본일수를 선택하였고 이론적으로 CAPM이나 APT에서 가정한 가격결정모형을 따르기 위해 검증 대상의 종속변수로서 각국의 대표 주식시장지수수익률에서 무위험수익률을 차감한 일별 주식시장 프리미엄을 산출하였다. 이때 무위험수익률은 자료의 입수가능성과 국별 일관성을 고려하여 대부분 90일 만기 상업은행간 대여수익률(3 month interbank offered rate)³⁾을 사용하였다. 주식시장 프리미엄의 결정요인으로는 서론에서 밝힌 바와 같이

3) 원칙적으로 무위험수익률은 부도위험이 없는 정부증권 수익률을 사용하여야 하나, 표본대상국들에 대한 실효성 있는 단기 정부증권의 자료가 입수 불가능하였고 대안으로 제시될 수 있는 NCD 금리 역시 각국별로 표본기간의 시계열을 취득하기 어려웠던 관계로 본 연구에서는 2차 대안으로 은행간 대여금리를 무위험수익률로 사용하였다는 점을 밝혀 둔. 또한 상업은행간 대여금리도 획득하기 어려웠던 아르헨티나, 브라질, 콜롬비아, 페루 등 4개국은 90일 만기 상업은행 수신금리를, 중국은 90일간 제대여금리를 사용하

자본자유화의 진전효과를 부가적으로 관측하기 위하여 세계공통요인과 국내특수요인으로 나누었다. 세계공통적인 요인으로는 세계주식시장 프리미엄과 시장의 변동성을 선택하였고 국내특수요인으로는 국별 신용스프레드와 자국화폐표시 대미달러환율을 선정하였다. 이때 전세계를 통합한 주가지수는 Morgan Stanley나 JP Morgan Chase 등과 같은 투자은행에서 제공하고는 있으나 세계시장 프리미엄을 산출하기에 적합한 무위험 수익률을 선정하기 어려운 관계로 세계 자본시장 비중이 가장 큰 미국의 S&P 500 주가지수를 대리변수로 선택하였고 이때 무위험수익률은 미국의 3개월 만기 재무성증권(TB) 유통수익률을 사용하였다. 또한 세계주식시장의 변동성에 대한 대리변수로는 잘 알려진 S&P 500에 대한 VXO⁴⁾를 사용하였다. 한편, 국내요인으로 선정한 국별 신용스프레드⁵⁾는 앞서 제시한 국별 무위험수익률에서 미국의 TB 수익률을 차감하여 구하였다. 이상까지 언급된 모든 일별통계량 자료는 Datastream에서 취득하였다.

2. 기초통계량 분석

본 연구에서 사용한 모든 수익률은 다음 식 (1)에서와 같이 전기(일)대비 증감률로 산출하였고 주식시장의 위험 프리미엄은 다음 식 (2)에서와 같이 t 기(일)의 주식시장 수익률에서 동기간 무위험수익률을 차감하여 산출하였다.

$$R_t = \frac{SI_t - SI_{t-1}}{SI_{t-1}}, \quad (SI : \text{국가별 주가지수}) \quad (1)$$

$$RP_t = R_t - R_t^f, \quad (R^f : \text{국가별 무위험수익률}) \quad (2)$$

본 연구에서는 일간수익률을 기본으로 하되 보조적으로 주간 및 월간수익률을 기준으로도 변동성반응가설을 검정하였는데 주간 및 월간수익률에 대한 실현된 변동성(Realized volatility)은 Schwert(1989)에서와 같이 주간 또는 월간 내에 관측된 일간수

였음. 한편 칠레와 한국은 1차 대안인 NCD 금리를, 필리핀은 원칙대로 90일 만기 정부증권수익률을 사용하였음. 이때 칠레, 한국, 필리핀의 경우에는 은행간 대외금리도 사용하였던 바 그 결과에서는 큰 차이가 없었음.

4) VXO는 VIX-Old로서 S&P500 지수에 대한 일별 변동성을 지수화한 것을 의미함.

5) 국가신용스프레드는 JP Morgan Chase에서 EMBIGS(Emerging Market Global Bond Index Spread)라는 자료로 제공되고는 있으나 칠레, 중국, 한국 등 3개국에서 일부 시계열이 집계되지 않는 관계로 전체 시계열이 입수 가능한 단기 무위험수익률 격차를 대리변수로 사용하였음.

익률을 바탕으로 다음 식 (3)과 같이 산출하였다.⁶⁾

$$\sigma_t = \sqrt{\sum_{i=1}^{N_t} R_{t,i}^2 + 2 \sum_{i=1}^{N_t-1} R_{t,i} R_{t,i+1}} \quad (3)$$

이때 σ_t 는 k 번째 국가의 t 기에서의 실현된 변동성이고 $R_{t,i}$ 는 t 기간(주 또는 월)의 i 번째 일에서의 일간수익률이며 N_t 는 t 기간이 포함된 관측일수를 뜻한다.

한편, 주간이나 월간수익률에서의 미예측 변동성(Unpredicted volatility)은 FSS (1987)에서와 같이 식 (3)에서 구한 실현 변동성에서 뒤에 서술될 GARCH-M 모델을 통해 산출한 예측 변동성(Predicted volatility)을 차감하여 다음 식 (4)와 같이 구하였다.

$$\sigma_t^{UP} = \sigma_t - \hat{\sigma}_t \quad (\hat{\sigma}_t : \text{Predicted volatility from GARCH-M}) \quad (4)$$

다음 <표 2>에는 각국 주식시장의 일별수익률에 대한 기초통계량을 수록하였다. <표 2>에서 알 수 있듯이 신흥국의 주식시장은 모두 매우 높은 첨도를 보이고 있고, 폴란드, 중국을 제외하고는 우향 왜도⁷⁾를 나타내어 Jarque-Bera통계량에서도 알 수 있듯이 정규분포 가설을 1% 유의수준 하에서 모두 기각하고 있다. 표본대상기간에서 태국을 제외하고는 모두 주식시장이 평균적으로 양(+의 수치를 기록하고 있다.⁸⁾

한편, <표 3>에서는 주식시장의 일별수익률과 그것에서 무위험수익률을 차감한 일별 위험 프리미엄의 시계열자료들에 대한 자기상관(Autocorrelation) 결과를 측정하였는데 브라질과 중국을 제외한 모든 신흥국가들이 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 위험 프리미엄에 대한 결정요인을 분석하는 평균방정식상의 설명변수로서 AR(1) 등과 같은 자기상관 항목을 추가하여야 하고 GARCH 유형과 같은 조건부 분산에 대한 분포를 위험 프리미엄 결정요인 분석에 적용하여야 한다는 점을 시사하고 있다.

6) 원칙적으로는 t 기간 내의 일간수익률 평균인 \bar{R} 를 각 일간수익률 관측치에서 차감하여 구해주어야 하나 그 값 차이가 거의 나지 않고 Schwert(1989)에서도 이를 사용하였음. 이외에 Pindyck(1984)에서와 같이 월간이나 주간 수익률 표준편차에 단순히 $\sqrt{N_t}$ 를 곱하여 실현변동성을 산출하기도 함. 본 연구에서는 이 세 가지를 다 사용하여 변동성을 계산해 보았으나 그 차이가 크지 않았고 뒤의 GARCH 모형 추정결과에도 큰 차이를 미치지 못하였음.

7) 본 연구에 별도로 보고하진 않았으나 주별수익률(700개 관측치)의 경우 14개국 중 7개국이 음의 왜도를 기록하였고 월별수익률(161개 관측치)에서는 4개국이 음의 왜도를 기록하였음.

8) 일별로 무위험수익률을 차감한 각국의 주식시장 프리미엄의 경우에는 태국뿐만 아니라, 칠레, 멕시코, 폴란드, 필리핀까지 포함된 5개국에서 3,500일 평균이 음(-)의 수치를 기록하였음.

<표 2> 신흥국 주식시장 일별수익률의 기초통계량 분석

신흥국별 주식시장 일별수익률에 대한 기술통계량과 정규성 분포를 위한 Jarque-Bera통계량 검정결과를 제시한다. 수 단위로 표시된 왜도, 첨도를 제외한 나머지 기술통계량 단위는 백분율(%)이며 괄호 안은 J-B 통계량의 p-value를 의미한다.

구 분	평 균	표준편차	최 고	중위수	최 저	왜 도	첨 도	Jarque-Bera
아르헨티나	0.0483	2.187	17.487	0.0009	-13.323	0.0025	9.337	5,857 (0.000)
브라질	0.0976	2.281	33.392	0.0288	-15.827	0.8779	21.153	48,503 (0.000)
칠레	0.0331	1.303	17.443	0.0000	-10.519	0.5526	21.767	51,542 (0.000)
콜롬비아	0.0526	1.093	12.370	0.0000	-9.698	0.0531	19.636	40,364 (0.000)
멕시코	0.0750	1.615	12.923	0.0305	-13.337	0.2709	9.663	6,517 (0.000)
페루	0.0870	1.607	15.881	0.0000	-12.939	0.0754	15.739	23,669 (0.000)
폴란드	0.0502	1.522	8.213	0.0019	-9.775	-0.1839	6.272	1,581 (0.000)
러시아	0.1747	3.049	27.377	0.0859	-26.326	0.1537	14.614	19,684 (0.000)
터어키	0.1657	2.758	19.451	0.0000	-18.109	0.2697	7.980	3,659 (0.000)
한국	0.0338	2.036	11.946	0.0023	-12.019	0.0058	6.845	2,156 (0.000)
중국	0.0606	1.774	9.945	0.0000	-9.920	-0.0078	8.136	3,847 (0.000)
말레이시아	0.0131	1.541	23.143	0.0000	-21.458	1.5891	52.773	362,748 (0.000)
필리핀	0.0010	1.545	17.560	0.0000	-12.268	0.6605	16.291	26,016 (0.000)
태국	-0.0006	2.033	13.416	0.0000	-15.828	0.5162	9.585	6,479 (0.000)

<표 3> 신흥국별 주식시장 일별수익률 및 위험 프리미엄(RP)의 자기상관관계 분석

신흥국별 일별 주식시장 수익률과 그 초과수익률(위험 프리미엄)에 대한 시차 5까지의 자기상관계수를 추정한 결과이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준에서 이들이 유의미함을 의미한다.

구분	국별/시차별	Lag1	Lag2	Lag3	Lag4	Lag5
주 식 시 장	아르헨티나	0.075***	-0.000***	0.010***	0.006***	-0.001***
	브라질	0.013	-0.030	-0.042**	-0.024**	-0.023**
	칠레	-0.128***	-0.036***	0.003***	0.068***	-0.009***
	콜롬비아	0.190***	0.047***	0.019***	0.025***	0.003***
	멕시코	0.093***	-0.047***	-0.016***	0.005***	-0.022***
일 별 수 익 률	페루	0.134***	-0.023***	0.070***	0.071***	0.012***
	폴란드	0.108***	0.009***	0.011***	0.005***	0.004***
	러시아	0.139***	0.019***	0.002***	-0.057***	-0.036***
	터어키	0.029*	0.031**	-0.024**	0.036**	-0.034***
	한국	0.057***	-0.021***	-0.011***	-0.029***	-0.040***

구분	국별/시차별	Lag1	Lag2	Lag3	Lag4	Lag5
	중국	-0.009	-0.014	0.066***	0.041***	-0.004***
	말레이시아	0.055***	0.054***	0.040***	-0.100***	0.051***
	필리핀	0.158***	-0.007***	-0.025***	0.000***	-0.038***
	태국	0.082***	0.056***	0.002***	-0.018***	0.001***
	아르헨티나	0.076***	0.000***	0.010***	0.006***	0.000***
	브라질	0.013	-0.030	-0.042**	-0.024**	-0.023**
	칠레	-0.122***	-0.030***	0.008***	0.073***	-0.003***
	콜롬비아	0.192***	0.049***	0.021***	0.028***	0.005***
위험	멕시코	0.278***	0.154***	0.156***	0.152***	0.111***
	페루	0.134***	-0.022***	0.071***	0.071***	0.012***
프리미엄	폴란드	0.677***	0.640***	0.641***	0.638***	0.637***
	러시아	0.137***	0.017***	0.000***	-0.059***	-0.038***
	터키	0.035**	0.031**	-0.027**	0.034***	-0.038***
	한국	0.058***	-0.021***	-0.011***	-0.029***	-0.040***
	중국	-0.010	-0.014	0.066***	0.041***	-0.004***
	말레이시아	0.055***	0.054***	0.040***	-0.099***	0.052***
	필리핀	0.158***	-0.007***	-0.025***	0.000***	-0.038***
	태국	0.083***	0.056***	0.002***	-0.018***	0.001***

<표 4>에서는 주식시장 위험 프리미엄에 관한 시계열 실증분석에 앞서 일별 주식수익률과 일별 위험 프리미엄에 대한 안정성(Stationarity) 여부를 확인하기 위하여 10개의 시차를 사용한 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정을 실시하였다. 그 결과 모든 국가들에서의 주식수익률과 위험 프리미엄들 대부분이 유의수준 1%에서 단위근(Unit Root)을 갖는다는 귀무가설을 기각시킴으로써 이들이 안정적 시계열임이 입증되었다.

이상과 같은 신흥국 주식수익률 및 위험 프리미엄에 대한 기초통계량 분석 결과는 분석대상 자료에 대한 급침분포(Leptokurtic Distribution), 자기상관관계의 존재 및 시계열 안정성을 보여주고 있어 위험 프리미엄을 설명하는 추정회귀방정식의 잔차항(Residual)이 이분산성(Heteroscedasticity)을 가질 가능성이 높음을 제시하고 있다. 이 같은 분석대상 자료의 특성에 비추어 볼 때 변동성의 군집화(Clustering) 현상 및 시간가변적 특성을 모형화한 GARCH류의 모형을 이용한 분석의 정당성이 입증될 수 있다고 하겠다.

<표 4> 신흥국 주식수익률과 위험 프리미엄(RP)에 대한 ADF 단위근 검정 결과

주식수익률과 위험 프리미엄에 대한 시계열의 안정성(stationarity)을 판별하기 위한 단위근(unit root) 검정을 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 방식으로 행한 결과를 제시한다. 이때 상수항(0)은 추정모형에서 상수항(절편)이 없는 상태, 상수항(1)은 추정모형에서 상수항이 존재하는 상태, 추세항(2)은 상수항과 추세항이 다 포함된 추정모형을 뜻하고 ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 나타낸다.

구 분	주식수익률			위험 프리미엄		
	상수항(0)	상수항(1)	추세항(2)	상수항(0)	상수항(1)	추세항(2)
아르헨티나	-54.812***	-54.830***	-54.823***	-17.095***	-17.097***	-17.095***
브라질	-58.263***	-58.360***	-58.357***	-18.152***	-18.267***	-18.267***
칠레	-46.758***	-46.807***	-46.832***	-28.281***	-28.778***	-28.947***
콜롬비아	-48.679***	-48.766***	-48.805***	-16.131***	-16.137***	-16.294***
멕시코	-42.050***	-42.164***	-42.158***	-33.439***	-33.434***	-33.507***
페루	-25.809***	-25.948***	-25.975***	-25.836***	-25.924***	-25.966***
폴란드	-52.997***	-53.041***	-53.064***	-2.426**	-3.852***	-8.173***
러시아	-51.270***	-51.411***	-51.451***	-18.986***	-19.113***	-19.137***
터어키	-57.237***	-57.429***	-57.520***	-17.513***	-17.525***	-17.549***
한국	-55.831***	-55.837***	-55.835***	-28.143***	-28.143***	-28.155***
중국	-59.630***	-59.692***	-59.698***	-20.676***	-20.746***	-20.762***
말레이시아	-24.778***	-24.778***	-24.781***	-24.758***	-24.755***	-24.761***
필리핀	-50.444***	-50.439***	-50.442***	-27.089***	-27.091***	-27.119***
태국	-38.108***	-38.103***	-38.122***	-16.097***	-16.116***	-16.176***

3. 실증 모형

본 연구에서는 변동성반응가설을 검증하기 위한 첫째 단계로 우선 다음 식 (5)와 같은 GARCH-M 모형을 설정하여 주식 프리미엄을 설명하고 있는 제반 경제적 요인을 통제된 이후의 변동성의 영향력을 측정하고자 시도하였다.

$$\begin{aligned}
 RP_t &= \alpha + \kappa\sqrt{h_t} + \beta_1 MP_t + \beta_2 VIX_t + \gamma_1 CS_t + \gamma_2 FX_t + \delta RP_{t-1} + u_t \\
 u_t &= \sqrt{h_t} \varepsilon_t, \quad (\varepsilon_t \sim N(0,1)), \quad h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1}
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

식 (5)의 상단에 위치한 추정방정식은 CAPM이나 APT에서의 가격결정모형을 응용

하여 주식 프리미엄인 RP에 대한 결정요인을 세계공통요인으로서 미국의 주식시장 프리미엄을 S&P 500 지수의 수익률에서 TB수익률을 차감한 MP로, 변동성을 VIX로 각각 설정하였고 국내고유요인으로서 신홍국 무위험수익률과 미국 TB수익률 격차를 CS로 그리고 자국화폐표시 대미달러환율을 FX로 설정하였다. 또한 일별수익률의 자기상관을 고려하여 RP의 1차 시차변수를 독립변수에 추가하였다. 이때 추정방정식의 잔차(Residual), u_t 는 조건부 분산 h_t 와 표준정규분포를 곱한 함수로 표시된다. 식 (5)의 단에 위치한 분산방정식은 조건부 분산 h_t 가 1차 자기회귀 조건부 이분산(ARCH: autoregressive conditional heteroscedasticity) 항목과 조건부 이분산의 1차 시차 항목인 h_{t-1} 에 의해 결정된다는 GARCH(1, 1)방정식을 의미한다. 이후 분산방정식을 통하여 결정된 조건부 표준편차 $\sqrt{h_t}$ (조건부 분산의 제곱근)가 다시 순환하여 주식 프리미엄에 미치는 영향력을 측정하는 모형이 바로 GARCH in Mean 또는 GARCH-M 모형이 된다.⁹⁾ 즉, 이는 모형에서 추정되는 내재변동성이라 할 수 있는 조건부 분산이 잔차의 변동과 자기상관계수에 의해 결정되고 이렇게 결정된 변동성이 재차 주식 프리미엄 또는 주식수익률에 어떠한 영향을 미치는가를 측정하기 위한 모형이라 할 수 있다. 이때 식 (5)에서 측정되는 κ 추정량이 수익률에 미치는 변동성의 영향력이라 할 수 있고 이는 앞서 서론에서 밝힌 바와 같이 Merton(1980)이 지적한 상대적 위험회피계수인 RRA와 일치한다고 할 수 있다. 즉, 식 (5)의 GARCH-M 모형을 통하여 경제적 요인을 통제하고 난 이후의 변동성으로 인해 얼마나 큰 위험 프리미엄이 창출될 수 있는가를 측정할 수 있다.

그러나 식 (5)만으로는 조건부 분산으로 표시된 변동성의 비대칭성을 파악하기 어렵다. 이를 보완하기 위해 다음 식 (6)와 식 (7)에서와 같은 GJR-GARCH-M 모형¹⁰⁾을 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 RP_t &= \alpha + \kappa\sqrt{h_t} + \beta_1 MP_t + \beta_2 VIX_t + \gamma_1 CS_t + \gamma_2 FX_t + \delta RP_{t-1} + u_t \\
 h_t &= \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 D_{t-1} \cdot u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} \quad (\text{where, } D_{t-1} = 1 \text{ if } u_{t-1} < 0, \text{ otherwise } D_{t-1} = 0) \quad (6)
 \end{aligned}$$

9) 단순한 GARCH 모형에서 GARCH in Mean 모형으로의 발전에 대하여는 Engel, Lilien, and Robins (1987)와 Nelson(1991)을 참조.

10) 변동성의 비대칭성을 파악하기 위한 연구방법으로는 Markov Switching과 Regime Switching Model도 사용되고 있음. 한편, GJR-GARCH-M 모형은 경계점(Threshold)이 존재한다는 가정하에 GARCH-M 모형을 변형시킨 것이라 하여 Threshold-GARCH(T-GARCH) 모형으로도 불림.

$$RP_t = \alpha + \kappa \sqrt{h_t} + \beta_1 MP_t + \beta_2 VIX_t + \gamma_1 CS_t + \gamma_2 FX_t + \delta RP_{t-1} + u_t$$

$$h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 I_{t-1} \cdot u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} \quad (\text{where, } I_{t-1} = 1 \text{ if } u_{t-1} > 0, \text{ otherwise } I_{t-1} = 0) \quad (7)$$

식 (6), 식 (7)은 잔차가 국면별로 변할 때에 조건부 분산이 어떻게 차별적으로 영향을 받는지를 알아보기 위한 모형이다. 식 (4)에서 예기치 않은 수익률의 하락이 이루어졌을 경우($u_t < 0$), 변동성이 평상시와 어떻게 차별적으로 반응하는가를 λ_1 과 λ_2 의 추정치를 서로 비교하여 봄으로써 알 수 있는데 이때 $\lambda_1 + \lambda_2 > \lambda_1$, 즉 $\lambda_2 > 0$ 이 되면 예기치 않은 수익률의 음(-)의 충격에 대하여 변동성이 확대된다고 볼 수 있다. 마찬가지로 식 (5)에서는 예기치 않은 수익률의 상승이 이루어졌을 경우($u_t > 0$), 변동성이 반응하는 정도를 측정할 수 있다. 이때에는 $\lambda_1 + \lambda_2 < \lambda_1$, 즉 $\lambda_2 < 0$ 가 되면 예기치 않은 수익률의 양(+)의 충격에 대하여는 변동성이 오히려 더 작게 반응하는 것으로 이해할 수 있다. 이러한 변동성의 비대칭성을 파악한 연구는 GJR(1993) 이외에도 Engel and Ng(1993)와 Bekaert and Wu(2000)에 의해서도 이루어졌다. 또한 전술한 대로 Hibbert et al.(2008)은 이러한 변동성의 비대칭 현상을 행태재무가설의 과잉반응가설로 해석한 바 있다. 한편, GJR(1993)에 의하면 식 (6), 식 (7)을 통하여 얻게 되는 GARCH-M 계수인 κ 에 대한 추정량이 식 (5)의 일반적 GARCH-M 모형에서 양(+)의 수치를 기록하였던 것과는 달리 음(-)의 수치를 기록함으로써 미국에서 변동성반응가설이 지지되고 있음을 보인다고 하였다. 그러나 본 연구에서는 이러한 해석에 의문을 제기한다. 이는 국면별로 변동성의 비대칭성을 고려하여 국면별 GARCH-M 모형상의 κ 추정량, 즉 주식 프리미엄에 미치는 조건부 표준편차의 추정량이 달라졌다는 사실은 단지 국면별 효과를 고려한 변동성이 위험 프리미엄에 미치는 영향력이 달라졌다는 결과인 것이지 그 효과가 위험 프리미엄을 전제하지 않은 사후수익률로 직접적인 영향을 미친 결과라고 해석하기에는 논리상 무리가 따를 수 있다고 보기 때문이다.

따라서 본 연구에서는 변동성반응가설에서 가정하고 있는 변동성에 대한 수익률의 음(-)의 영향력 여부를 살펴보기 위해 이전 FSS(1987)에서 가정하였던 논리를 그대로 반영하여 예측된 변동성과 예측되지 못한 변동성으로 구분하여 수익률에 미치는 효과 측정을 시도하였다. 이는 앞 절의 식 (4)를 통해 정의하였던 바와 같이 예측되지 못한 변동성은 실현된 변동성에서 예측된 변동성을 차감하여 계산하는 방식이다. 그런데 신흥 주식시장에서 취득 가능한 자료가 일간 수익률에 국한되므로 이에 대한 검증은 원칙적으로 주간 수익률이나 월간 수익률로 모형을 추정할 때 관측되는 일간 수익률을 사용함으로써 가능해진다. 본 연구에서는 일간 수익률을 주된 분석 기준으로 사용하였

으므로 이와 같은 방식으로는 일간 수익률에 대한 실현된 변동성을 구할 수 없게 된다. 물론 연속적인 일중수익률(Intra-day return)을 취득할 수 있거나 미국의 VIX 지표와 같은 변동성지수를 획득할 수 있을 경우에는 일별로 실현된 변동성을 산출할 수 있지만, 본 연구에서는 취득 가능한 자료의 제약을 고려하여 다음과 같은 방식을 제안하기로 한다. 우선 FSS(1987)에서와 같이, 식 (5)를 통해 추정된 조건부 표준편차를 모형상에서 예측되는 변동성으로 설정하였다. 이후 이 조건부 표준편차를 모형 (6)의 추정방정식상의 독립변수에 포함시킨 후 다음 식 (8)에서와 같이 변형된 GJR-GARCH-M 모형을 재차 추정하는 방식을 선택하였다.

$$RP_t = \alpha + \beta \hat{\sigma}_t + \gamma \sqrt{h_t} + u_t \quad (u_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0,1))$$

$$h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 D_{t-1} u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} \quad (\text{where, } D_{t-1} = 1 \text{ if } u_{t-1} < 0, \text{ otherwise } D_{t-1} = 0) \quad (8)$$

식 (8)에서 $\hat{\sigma}$ 는 식 (5)를 통해 추정된 조건부 표준편차를 의미한다. 즉, 모든 경제적 변수를 다 통제하고 난 이후의 주식 수익률에 대한 변동성을 뜻하는 $\hat{\sigma}$ 는 예측된 변동성이라 할 수 있다. 이후 이 예측된 변동성의 효과인 식 (8)에서의 β 추정량이 지속적으로 정(+)의 값으로 추정된다면 우리는 투자자들의 위험회피성향이 제대로 반영된 결과를 얻을 수 있다고 말할 수 있다. 그런데 우리는 식 (8)을 통하여 이러한 예측된 변동성을 설명변수로 통제하고 난 이후의 새로운 조건부 표준편차에 대한 추정량인 γ 를 얻을 수 있게 된다. 이는 식 (8)에서 연계 되는 새로운 조건부 표준편차가 예측된 변동성을 통제하고 난 이후의 새로운 변동성을 의미한다고 해석할 수 있어 예측되지 못한 변동성에 대한 대리변수로 사용할 수 있다. 물론 식 (8)에서 추정되는 γ 값이 월간 수익률의 변동성을 계산할 때 쓰이던 방식에서 도출된 값과는 일정한 차이가 있게 된다. 본 연구에서는 이를 주별수익률을 사용하여 실현된 변동성을 통해 추정한 γ 값과 식 (8)을 주별수익률에 적용하여 추정한 γ 값을 비교해 보았다. 그 결과 두 γ 의 절대값들은 차이가 났으나 그 부호는 대부분이 일치되는 결과를 얻을 수 있어 식 (8)을 통한 γ 의 추정이 그리 왜곡된 결과를 반영하지는 않는다고 결론지을 수 있었다. 또한 이는 GJR(1993)에서도 예측된 변동성을 조건부 분산과 조건부 표준편차를 동시에 고려하여 추정하였을 경우에 조건부 분산에 대한 추정량은 양(+)의 값을 가졌던 데 반해 조건부 표준편차에 대한 추정량은 그 부호가 바뀐 음(-)의 값으로 도출되었던 결과와도 일맥상통하는 결과로 볼 수 있다. 결론적으로 식 (8)을 통한 β 와 γ 계수의 추정결과를 통해 저자는 변동성반응가설에 대한 지지 여부를 평가할 수 있다고 판단한다.

IV. 추정 결과

1. GARCH 모형 사용에 대한 사전적 LM검정

앞 장에서의 기초통계량 분석을 통하여 본 연구에서의 분석모형으로 채택한 GARCH 모형의 정당성이 간접적으로 확인된 바 있다. 그러나 보다 엄밀한 의미에서 각 신흥국 별로 동일한 GARCH 유형의 모형들을 사용하는데 따른 정당성이 사전적으로 입증될 필요가 있다. 저자는 이를 위해 GARCH(1, 1)-M 모형을 설정한 식 (5)의 평균방정식에서 조건부 표준편차의 변수만을 제외한 5개의 설명변수에 입각한 위험 프리미엄에 대

<표 5> 신흥국별 OLS 잔차항에 대한 LM 검정 결과

GARCH(1, 1) 모형 채택상의 유의미성을 검정하기 위하여 다음의 LM 검정을 실시한다. 첫째, 아래 첫째 식의 다중회귀모형에서 추정된 잔차의 제곱을 이들의 1시차항에 대하여 아래의 둘째 회귀방정식을 추정함으로써 이들 회귀계수가 동시에 유의적임을 검정한다. 이때 둘째 회귀식의 결정계수(R^2)에 관측치수(T)를 곱한 $T \cdot R^2$ 통계량은 $\chi^2(1)$ 분포를 따르는데 이들 통계량이 각 유의수준에서의 임계치를 초과하면 GARCH 효과가 없다고 가정하는 귀무가설을 기각하여 GARCH 모형 채택상의 정당성이 부여된다. ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 표시한다.

$$\begin{aligned}
 RP_t &= \alpha + \beta_1 MP_t + \beta_2 VIX_t + \gamma_1 CS_t + \gamma_2 FX_t + \delta RP_{t-1} + u_t \\
 u_t^2 &= \lambda_1 + \lambda_2 u_{t-1}^2 + \xi_t, \quad T \cdot R^2 \sim \chi^2
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

국 가	λ_2	t 통계량	$T \cdot R^2$	Log likelihood
아르헨티나	0.0476***	(2.818)	7.928***	8,343.05
브라질	0.1813***	(10.899)	114.955***	16,558.16
칠레	0.2961***	(18.330)	306.720***	21,565.90
콜롬비아	0.2692***	(16.532)	253.633***	21,990.85
멕시코	0.2216***	(13.437)	171.788***	20,447.70
페루	0.3525***	(22.173)	434.720***	20,331.42
폴란드	0.1611***	(9.650)	90.759***	22,338.81
러시아	0.2129***	(12.885)	158.580***	15,399.33
터어키	0.3071***	(19.082)	329.978***	17,203.57
한국	0.1871***	(11.261)	122.445***	19,461.40
중국	0.2121***	(12.832)	157.346***	19,902.51
말레이시아	0.4995***	(34.098)	873.052***	17,747.00
필리핀	0.1090***	(6.485)	41.585***	19,729.99
태국	0.0433**	(2.563)	6.560**	-12,861.39

한 OLS 모형¹¹⁾에 의한 회귀분석을 실시하였다. 이후 이 회귀방정식에서 추정된 잔차항들의 제곱을 이용하여 LM(Lagrange Multiplier) 검정을 시도하였다. 즉, 이는 OLS에서 결과된 잔차항의 제곱을 1시차(1st Lag) 잔차항의 제곱에 대하여 두 번째 회귀분석을 실시함으로써 얻어진다. 이때 두 번째 OLS에서의 나타난 결정계수(R^2)와 관측치수(T)를 곱한 $T \cdot R^2$ 통계량이 $\chi^2(1)$ 분포를 따르며 각 유의수준에서의 임계치를 초과하면 GARCH 효과가 없다고 가정한 귀무가설을 기각하게 되어 GARCH 모형 사용에 따른 정당성이 확보될 수 있다. 아래 <표 5>에서 LM 검정을 통한 GARCH 효과는 태국을 제외한 13개국에서 $T \cdot R^2$ 통계량이 1% 유의수준 하에서 통계적으로 유의미하게 나타났고 태국은 5% 유의수준에서 유의미한 것으로 결과되어 GARCH 모형 사용상의 정당성이 입증되었다. 또한 이 같은 결과는 앞 장에서 실시한 기초통계량 분석을 통하여 실시한 자기상관관계의 검정결과와 ADF 단위근 검정결과에서 보여 준 GARCH 유형에 대한 모형 설정의 적절성을 뒷받침해 주는 결과로 볼 수 있다.

2. 변동성과 위험 프리미엄간의 추정 결과(GARCH-M 모형)

식 (5)에 제시된 GARCH-M 모형의 추정결과가 다음의 <표 6>에 나타나 있다. 우선 평균방정식에서의 주식수익률에 미치는 경제변수들의 설명력을 보면, 전반적으로 세계 공통요인들에 대한 설명력은 유의미한 것으로 나타났으나 국내고유요인들의 경우 설명력의 유의성이 다소 떨어졌다. 우선 미국의 S&P 500 지수 수익률을 사용하여 측정한 세계시장 위험프리미엄에 대한 베타계수 추정치는 태국을 제외한 13개국에서 유의미한 양의 값을 기록하여 주식시장 수익률이 체계적 위험에 비례적으로 형성된다는 사실이 비교적 잘 입증되었다. S&P 500 지수를 기초로 도출된 변동성 지수인 VIX에 대하여는 태국을 제외한 13개국에서 유의미한 음(-)의 값을 기록하여 세계 시장의 변동성이 주식수익률에 음(-)의 영향력을 미친다는 사실도 제대로 관측되었다. 스프레드의 경우 일반적으로 대외신용을 의미하므로 스프레드가 확대되면 그 국가의 지불능력이 낮아져서 주식수익률에는 음(-)의 영향력을 미친다고 할 수 있다. 그런데 칠레, 콜롬비아, 멕시코, 폴란드, 터어키, 한국, 중국에서는 유의미한 음(-)의 수치를 나타냈으나 아르헨티나, 브라질, 러시아, 필리핀 등 4개국에서는 오히려 부호가 양(+)의 값을 기록하였고 페루, 말레이시아, 태국 등 3개국은 음(-)의 값을 기록하긴 하였으나 유의미하지 않았다.

11) 여기서 OLS에 대한 각 5가지 설명변수들에 대한 추정량 결과는 생략하기로 한다. 왜냐하면 동 추정량들의 값이 뒤의 <표 6>을 통해 산출되는 GARCH-M 모형상에서의 각 설명변수에 대한 추정량과 거의 비슷하게 나왔고 그 추정부호도 완전히 동일하기 때문이다.

<표 6> 위험 프리미엄에 미치는 변동성의 효과(GARCH-M 모형, 일별 기준)

주식 수익률의 결정요인을 분석하기 위하여 각 신흥국별로 도출된 주식시장 위험 프리미엄에 대한 설명변수로서 전세계 공통적으로 미치는 체계적 위험요인들(systematic risk factors)과 국가고유의 비체계적 요인들(idiosyncratic factors)을 측정한다. 이후 이러한 설명변수들에 의하여 설명되지 못한 수익률 잔차가 시변적(time-varying)인 특성을 보인다는 점을 감안하여 아래와 같은 GARCH(1, 1) in Mean 모형을 설정하여 추정한다. 이때 분석 대상 종속변수인 위험 프리미엄(RP)은 각국별 주식시장 일간수익률에서 무위험수익률을 차감한 위험 프리미엄을 나타낸다. 설명변수로 책정된 체계적 위험요인으로서의 전세계 공통요인 들은 첫째, 세계 시장위험 프리미엄(MP)은, 미국 S&P 500 지수의 수익률을 차감한 위험 프리미엄을 대리변수(proxy variable)로 설정하고, 둘째 세계시장변동성에 대한 대리변수로는 미국의 S&P500 지수에 대한 변동성지수인 VIX를 설정한다. 또한 국가고유의 비체계적 요인들로서 국가 신용스프레드(CS : Country Spread)와 대미달러 기준 환율(FX)을 설정한다. 이때 CS는 각 신흥국의 무위험수익률에서 미국의 TB수익률을 차감한 수치로, FX는 직접법으로 표시되는 각국 화폐 표시기준 대미달러 환율로 설정한다. 아래 GARCH(1, 1)-M 모형상의 첫 번째의 평균방정식에는 이들 2개의 체계적 위험요인들과 2개의 비체계적 설명변수들 이외에 위험 프리미엄의 자기상관을 고려하여 자기상관 1시차 변수를 설명변수로 추가하여 자기상관효과를 측정하며 두 번째 분산방정식으로부터 도출되는 내재적 변동성인 조건부 표준편차를 평균방정식의 설명변수에 추가하여 변동성이 기대수익률에 미치는 파괴인 위험 프리미엄 효과를 측정한다. 아래 두 번째의 분산방정식은 조건부 분산의 결정요인을 추정하며 설명변수로서 자기(-1)의 잔차항 제곱과 조건부 분산에 대한 1시차의 자기상관을 가정한 GARCH(1, 1) 모형을 설정한다. 전체 표본기간은 1996. 1. 1~2009. 5.29까지의 3,500일을 기준으로 하며 괄호 안은 t값을 표시하며, ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의미함을 표시한다. Log-L은 대수우도값, LB²(12)은 잔차제곱항에 대한 12시차의 Ljung-Box통계량을 의미한다.

$$RP_t = \alpha + \kappa \sqrt{h_t} + \beta_1 MP_t + \beta_2 VIX_t + \gamma CS_t + \gamma_2 FX_t + \delta RP_{t-1} + u_t$$

$$u_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t, (\varepsilon_t \sim N(0,1)), h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1}$$

구 가	κ	β_1	$\beta_2 \times 10^3$	γ_1	$\beta_2 \times 10^3$	δ	λ_1	θ_1	Log-L	LB ² (12)
아르헨티나	0.335*** (8.15)	0.421*** (17.94)	-0.297*** (-11.37)	2.090 (1.41)	0.174 (0.80)	0.037** (2.26)	0.116*** (17.15)	0.853*** (105.24)	9,042.04	16.12
브라질	0.207*** (3.45)	0.546*** (22.00)	-0.166*** (-3.74)	7.418* (1.91)	0.116 (0.35)	-0.080*** (-4.48)	0.124*** (16.22)	0.832*** (73.28)	9,026.10	15.25
칠레	0.164** (2.35)	0.309*** (20.99)	-0.087*** (-3.25)	-1.870*** (-6.61)	0.003** (2.17)	-0.063*** (-3.81)	0.090*** (17.20)	0.894*** (241.61)	10,972.34	5.73
콜롬비아	0.127*** (3.59)	0.091*** (10.54)	-0.052*** (-3.31)	-1.867*** (-2.80)	0.001** (2.30)	0.222*** (12.91)	0.290*** (16.60)	0.660*** (46.20)	11,710.97	7.03

국가	κ	β_1	$\beta_2 \times 10^3$	γ_1	$\beta_2 \times 10^3$	δ	λ_1	θ_1	Log-L	LB ² (12)
멕시코	0.240 ^{***} (3.80)	0.445 ^{***} (25.04)	-0.169 ^{***} (-5.33)	-0.985 ^{***} (-31.23)	0.146 ^{***} (2.25)	-0.013 (-0.72)	0.099 ^{***} (19.40)	0.885 ^{***} (152.38)	10,191.52	12.81
페루	0.071 (1.16)	0.255 ^{***} (17.67)	-0.090 ^{***} (-3.54)	-3.274 (-1.15)	0.670 ^{***} (3.90)	0.126 ^{***} (7.19)	0.228 ^{***} (19.71)	0.727 ^{***} (62.21)	10,587.53	7.86
폴란드	0.241 ^{***} (2.97)	0.454 ^{***} (31.52)	-0.153 ^{***} (-5.35)	-0.942 ^{***} (-44.82)	0.448 ^{***} (2.13)	0.089 ^{***} (5.64)	0.064 ^{***} (10.04)	0.915 ^{***} (107.19)	10,325.83	8.75
러시아	-0.004 (-0.07)	0.599 ^{***} (21.80)	-0.127 ^{***} (-2.75)	2.333 [*] (1.80)	0.131 ^{***} (4.16)	0.082 (4.87)	0.120 ^{***} (17.40)	0.850 ^{***} (109.35)	8,374.12	9.85
터어키	0.222 ^{***} (4.43)	0.598 ^{***} (27.22)	-0.107 ^{***} (-2.75)	-1.875 ^{***} (-4.43)	-0.236 (-0.42)	0.028 [*] (1.69)	0.092 ^{***} (12.79)	0.863 ^{***} (80.39)	8,199.76	12.72
한국	0.118 [*] (1.83)	0.439 ^{***} (20.85)	-0.148 ^{***} (-3.70)	-8.988 ^{***} (-2.66)	0.002 (2.68)	0.048 ^{***} (2.71)	0.071 ^{***} (11.82)	0.927 ^{***} (157.84)	9,372.52	7.75
중국	0.174 ^{***} (3.57)	0.026 (1.28)	-0.047 [*] (-1.76)	-11.494 ^{***} (-2.74)	-0.084 (-0.85)	-0.009 (-0.54)	0.082 ^{***} (22.07)	0.903 ^{***} (246.84)	9,590.87	7.95
말레이시아	0.119 ^{***} (2.94)	0.170 ^{***} (16.97)	-0.060 ^{***} (-3.56)	-0.487 (-0.15)	0.141 (1.27)	0.155 ^{***} (9.02)	0.108 ^{***} (20.43)	0.889 ^{***} (230.13)	11,177.94	8.42
필리핀	0.056 (0.84)	0.199 ^{***} (11.62)	-0.098 ^{***} (-3.61)	2.532 (0.84)	0.025 [*] (1.68)	0.155 ^{***} (8.33)	0.132 ^{***} (15.27)	0.799 ^{***} (54.64)	10,099.64	1.60
태국	-0.056 (-0.79)	0.332 ^{***} (16.03)	-0.054 (-1.45)	-2.506 (-0.38)	0.065 ^{***} (2.89)	0.083 ^{***} (4.78)	0.096 ^{***} (11.21)	0.846 ^{***} (72.48)	9,263.57	5.06

율의 경우 일반적으로 자국 경제의 건전성을 의미하므로 직접법 표시 환율이 오르면 (자국화폐의 가치가 떨어지면) 주식수익률에는 음(-)의 영향력을 보인다고 할 수 있다. 결과에서 보면, 부호가 예상과 반대로 양(+의 영향력을 보이거나 음(-)의 값을 보인다고 해도 유의미하지 않았다.¹²⁾ 이렇듯 국내고유요인들에 대한 설명력은 세계공통적인 체계적 위험요인들의 설명력보다는 일관된 설명력을 보여주지 못하는 것으로 나타났다. 또한, 시계열적 자기상관의 특성을 고려하여 설정한 주식 프리미엄의 1차 시차변수에 대하여는 12개국에서 설명력이 유의미하게 나와 일별 주식 프리미엄에 대한 자기상관이 존재하고 있음이 재차 확인되었다.

한편, 분산방정식에서 GARCH(1, 1) 모형에 대한 약 안정성(Weak Stationarity)을 담보하는 비조건부 분산에 대한 비음(-)조건인 $\lambda_1 + \theta_1 < 1$ 은 14개국 모두에서 만족되었으며 ARCH 항목의 추정량(λ_1)은 대부분이 0.1정도의 자기상관을 나타내었고 조건부 분산의 자기상관 추정량(θ_1)은 0.8 내외를 기록하였다. 또한 Ljung-Box 통계량으로 측정한 추정모형의 잔차제곱에 대한 자기상관관계의 검정은 12시차를 기준으로 모두 유의수준 10%에서의 귀무가설을 기각시키지 못하여 자기상관이 12시차까지 거의 소멸되는 것으로 나타나 GARCH(1, 1)-M 모형 채택상의 적합성이 부여되었다. 이렇게 결정된 조건부 표준편차는 추정방정식을 통해 제반 경제적 설명요인들을 통제하고 난 이후의 내재적 변동성이라 할 수 있다. 이러한 내재적 변동성, 즉 조건부 표준편차의 위험 프리미엄에 대한 영향력을 나타내는 평균방정식상의 GARCH-M 계수(κ)는 러시아와 태국¹³⁾을 제외하고는 모든 국가에서 양(+의 수치)을 기록하였고 그 중 10개국에서 유의미한 것으로 나타났다. 따라서 본 저자는 이러한 결과를 통하여 투자자들이 높은 위험에 대하여 높은 위험 프리미엄을 요구한다는 위험회피가설이 성립한다는 사실이 비교적 잘 입증되었다고 판단한다.

3. 비대칭적 변동성의 추정 결과(GJR-GARCH-M 모형)

전술하였듯이 GARCH-M 모형으로는 시변적으로 변하는 변동성을 가정하고 있기는

12) 이는 표본대상기간의 일부 구간에서 아르헨티나, 러시아, 중국, 말레이시아 등 일부 국가들이 고정환율제를 채택하였던 것이 원인으로 지적될 수 있음. 일반적으로 환율의 영향은 자국의 통화 가치가 상승하면 경제가 좋아진다는 신호로 받아들일 수 있으나, 한국 등과 같이 대외무역의존도가 높은 나라들의 경우 거꾸로 자국화폐의 가치 하락이 J-curve효과 등으로 수출에 좋은 영향력을 주기 때문에 추가에도 양(+의 영향력이 나온다고 해석될 여지는 있음.

13) 태국은 앞서 본 연구의 제 III장 제 1절의 기초통계량에서도 보아 알 수 있듯이 평균적인 위험 프리미엄 자체가 음(-)의 값을 기록하였다는 사실을 감안해야 할 듯.

하나국면별로 차별화되는 변동성의 비대칭성(Asymmetry) 현상을 파악할 수 없다. 변동성의 비대칭성에 대한 검정은 다음의 두 가지 가설로 설명될 수 있다.

가설 1 : 예기치 않은 수익률의 하락충격(Bad news)이 있을 경우 투자자들은 이를 불확실한 새로운 정보로 인식하여 변동성(위험 프리미엄) 증가폭이 확대되는 과잉반응이 유발된다.

가설 2 : 예기치 않은 수익률의 상승충격(Good news)이 있을 경우 투자자들은 이를 충분히 새롭게 인식하지 않아 변동성(위험 프리미엄) 증가폭이 감소되어 과잉반응이 생기지 않는다

이러한 가설들에 대한 검정을 위하여 GJR(1993)에서와 같이 경계점에서의 조건부 분산의 차별적 반응을 관측하기 위한 GJR-GARCH-M 모형에 대한 추정결과를 다음 <표 7>과 <표 8>에 실었다. <표 7>에서는 예기치 않은 수익률의 하락이 있을 경우의 조건부 분산에 미치는 효과(위험프리미엄 증가폭 확대의 과잉반응)를 볼 수 있고 <표 8>에서는 반대로 수익률 상승 시 변동성(위험 프리미엄)의 증가폭이 축소됨을 알 수 있다. 이때 국내고유요인 중 환율에 대한 효과는 그 유의성이 가장 작았던 관계로 두 표들의 결과 제시에서는 생략하였다. 두 표들에서 알 수 있듯이 하락충격과 상승충격에서의 변동성은 차별적으로 반응하였다. 즉, 각 표들에서의 λ_2 추정량은 하락충격에서는 유의적인 양(+)의 값으로 상승충격에서는 유의적인 음(-)의 값으로 일관되게 나타났다. 이는 투자자들이 악재(Bad news)에 대하여는 그 자체를 새로운 정보로 받아들여 민감하게 반응한 결과 그들의 위험 프리미엄을 충분히 증가시키게 되고($(\lambda_1 + \lambda_2)$ 의 증가폭 확대), 반대로 호재(Good news)에 대하여는 그 자체를 충분히 새롭게 인식하지 않아 그들의 위험 프리미엄이 소폭 증가에 그친다는 사실($(\lambda_1 + \lambda_2)$ 의 증가폭 축소)을 잘 나타낸다고 할 수 있으므로 위의 (가설 1)과 (가설 2)가 성공적으로 검증되었음을 의미한다. 한편, GJR-GARCH(1, 1) 모형의 약형 안정성 조건이라 할 수 있는 비음(-) 조건인 $\lambda_1 + (1/2)\lambda_2 + \theta_1 < 1$ 은 14개국 모두에서 만족시키고 있고 GJR-GARCH(1, 1)-M 모형상의 추정잔차에 대한 제곱항에 대한 자기상관의 검증결과도 위의 GARCH-M 모형에서와 같이 12시차에 대한 Ljung-Box 통계량을 기준으로 10% 유의수준에서도 모두 자기상관이 없다는 귀무가설을 기각시키지 못하여 모형선택의 적합성이 잘 입증되었다.

<표 7> 하락충격이 변동성에 미치는 효과(GJR-GARCH-M 모형, 일별 기준)

시변적 변동성의 비대칭성 정도를 파악하기 위하여 아래와 같이 GJR-GARCH-M 모형을 설정하여 추정한다. 평균방정식의 설명변수는 세계시장 프리 미엄(MP)과 세계주식 변동성의 대리지표인 VIX의 두 가지 체계적 위험요인과 국가스프레드(CS), 대미달러 환율(FX)의 두 가지 국내고유요인을 설정하며 주식프리미엄의 자기상관을 고려하여 1차 시차를 추가한다. 또한 조건부 분산방정식으로부터 도출되는 내재변동성인 조건부 표준편차도 평균방정식의 설명변수로 추가하여 위험 프리미엄에 대한 영향력을 추정한다. 아래 두 번째 방정식은 조건부 분산방정식은 기존의 GARCH(1, 1) 모형에서 예기치 않은 수익률의 하락(음의 잔차 충격)이 존재할 경우의 잔기(t-1)의 잔차제곱에 대한 영향력을 측정하기 위하여 더미변수(D)를 추가한 GJR-GARCH 모형을 설정한 모형을 의미한다. 전체 표본기간은 1996. 1. 1~2009. 5. 29까지의 3,500일을 기준으로 하며 괄호 안은 t값을 표시하며, ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의미함을 표시한다. Log-L은 대수우도값, LB²(12)은 잔차제곱항에 대한 12시차의 Ljung-Box통계량을 의미한다.

$$RP_t = \alpha + \kappa\sqrt{h_t} + \beta_1 MP_t + \beta_2 VIX_t + \gamma CS_t + \gamma_2 FX_t + \delta RP_{t-1} + u_t,$$

$$h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 D_{t-1} \cdot u_{t-1}^2 + \theta h_{t-1} \quad (D_{t-1} = 1 \text{ if } u_{t-1} < 0, \text{ otherwise } D_{t-1} = 0)$$

국가	κ	β_1	$\beta_2 \times 10^3$	γ_1	δ	λ_1	λ_2	θ_1	Log-L	LB ² (12)
아르헨티나	0.249*** (5.53)	0.412*** (16.57)	-0.233*** (-7.83)	1.673 (1.12)	0.056*** (3.80)	0.063*** (9.76)	0.074*** (8.61)	0.866*** (112.2)	9,056.42	17.39
브라질	0.044 (0.86)	0.550*** (24.24)	-0.156 (0.32)	5.452 (1.49)	-0.059*** (-3.21)	0.011 (1.22)	0.188*** (12.43)	0.835*** (63.0)	9,076.26	16.18
칠레	0.108 (1.55)	0.307*** (20.91)	-0.082*** (-3.35)	-1.770*** (-6.53)	-0.055*** (-3.25)	0.053*** (9.84)	0.057*** (6.37)	0.903*** (242.6)	10,984.38	6.81
콜롬비아	0.112*** (2.95)	0.091*** (10.58)	-0.051*** (-3.24)	-1.730*** (-2.60)	0.225*** (13.05)	0.265*** (13.61)	0.053*** (2.32)	0.655*** (44.7)	11,712.26	7.50
멕시코	0.100** (2.01)	0.429*** (24.68)	-0.001*** (-3.05)	-0.969*** (-31.18)	0.006 (0.36)	0.027*** (4.02)	0.134*** (13.38)	0.891*** (126.8)	10,239.86	13.15
페루	0.041 (0.92)	0.256*** (17.73)	-0.088*** (-3.56)	-2.654 (-0.94)	0.131*** (7.47)	0.179*** (11.66)	0.094*** (4.78)	0.728*** (59.9)	10,594.31	6.86

국가	κ	β_1	$\beta_2 \times 10^3$	γ_1	δ	λ_1	λ_2	θ_1	Log-L	LB2(12)
폴란드	0.222*** (2.78)	0.450*** (31.54)	-0.140*** (-4.95)	-0.940*** (-44.94)	0.090*** (5.73)	0.056*** (6.45)	0.016* (1.70)	0.915*** (103.3)	10,326.75	8.62
러시아	-0.042 (-0.72)	0.598*** (21.74)	-0.109** (-2.44)	2.680** (2.01)	0.085*** (5.01)	0.077*** (8.02)	0.079*** (6.57)	0.845*** (95.7)	8,385.30	10.37
터어키	0.166*** (3.25)	0.593*** (28.50)	-0.057 (-1.50)	-1.838*** (-3.82)	0.036** (2.06)	0.069*** (9.56)	0.058*** (4.79)	0.848*** (69.4)	8,207.20	12.57
한국	0.040 (0.67)	0.432*** (20.57)	-0.103*** (-2.73)	-8.819*** (-2.65)	0.052*** (2.94)	0.042*** (5.89)	0.057*** (6.37)	0.927*** (151.8)	9,385.16	7.79
중국	0.154*** (3.13)	0.026 (1.28)	-0.054** (-2.13)	-11.437*** (-2.78)	-0.001 (-0.04)	0.058*** (11.62)	0.044*** (5.86)	0.905*** (242.9)	9,599.38	8.61
말레이시아	0.074* (1.87)	0.168*** (17.05)	-0.044*** (-2.85)	-1.560 (-0.57)	0.159*** (9.33)	0.060*** (9.95)	0.084*** (9.71)	0.890*** (208.0)	11,199.53	6.74
필리핀	0.001 (0.01)	0.201*** (11.53)	-0.060** (-2.38)	0.255 (0.09)	0.155*** (8.94)	0.053*** (7.94)	0.110*** (10.05)	0.843*** (77.7)	10,121.42	1.65
태국	-0.074 (-1.10)	0.329*** (15.81)	-0.049 (-1.35)	-2.382 (-0.37)	0.081*** (4.63)	0.073*** (8.90)	0.057*** (4.53)	0.844*** (71.0)	9,270.69	4.02

<표 8> 상승충격이 변동성에 미치는 효과(GJR-GARCH-M 모형, 일별 기준)

시변적 변동성의 비대칭성 정도를 파악하기 위하여 아래와 같이 GJR-GARCH-M 모형을 설정하여 추정한다. 평균방정식 상의 설명변수는 세계시장 프리 미엄(MP)과 세계주식 변동성의 대리지표인 VIX의 두 가지 체계적 위험요인과 국가스프레드(CS), 대미달러 환율(FX)의 두 가지 국내고유요인을 설정하며 주식프리미엄의 자기상관을 고려하여 1차 시차를 추가한다. 또한 조건부 분산방정식으로부터 도출되는 내재변동성인 조건부 표준편차도 평균방정식의 설명변수로 추가하여 위험 프리미엄에 대한 영향력을 추정한다. 아래 두 번째 방정식은 조건부 분산방정식은 기존의 GARCH(1, 1) 모형에서 예기치 않은 수익률의 상승(양의 잔차 충격)이 존재할 경우의 전기(t-1)의 잔차제곱에 대한 영향력을 측정하기 위하여 더미변수(I_t)를 추가한 GJR-GARCH 모형을 설정한 모형을 의미한다. 전체 표본기간은 1996. 1. 1~2009. 5. 29까지의 3,500일을 기준으로 하며 괄호 안은 t값을 표시하며, *, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의미함을 표시한다. Log-L은 대수우도값, $LB^2(12)$ 은 잔차제곱항에 대한 12 시차의 Ljung-Box통계량을 의미한다.

$$RP_t = \alpha + \kappa \sqrt{h_t} + \beta_1 MP_t + \beta_2 VIX_t + \gamma_1 CS_t + \gamma_2 FX_t + \delta RP_{t-1} + u_t,$$

$$h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 I_{t-1} \cdot u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} \quad (I_{t-1} = 1 \text{ if } u_{t-1} > 0, \text{ otherwise } I_{t-1} = 0)$$

국가	κ	β_1	$\beta_2 \times 10^3$	γ_1	δ	λ_1	λ_2	θ_1	Log-L	$LB^2(12)$
아르헨티나	0.249 (5.54)	0.412*** (16.57)	-0.233*** (-7.85)	1.671 (1.12)	0.056*** (3.80)	0.138*** (16.51)	-0.075*** (-8.63)	0.866*** (111.72)	9,056.53	17.35
브라질	0.044 (0.86)	0.550*** (23.25)	-0.015 (-0.48)	5.338 (1.46)	-0.059*** (-3.20)	0.201*** (13.93)	-0.190*** (-12.40)	0.834*** (62.53)	9,076.79	16.45
칠레	0.109 (1.56)	0.307*** (20.91)	-0.082*** (-3.35)	-1.771*** (-6.53)	-0.055*** (-3.25)	0.110*** (13.28)	-0.057*** (-6.33)	0.903*** (242.57)	10,984.22	6.80
콜롬비아	0.112*** (2.96)	0.091*** (10.58)	-0.051*** (-3.24)	-1.735*** (-2.61)	0.226*** (13.05)	0.318*** (14.11)	-0.052*** (-2.26)	0.655*** (44.71)	11,712.20	7.49
멕시코	0.102** (2.03)	0.429*** (24.67)	-0.001*** (-3.05)	-0.972*** (-31.94)	0.007 (0.37)	0.161*** (17.35)	-0.134*** (-13.40)	0.890*** (126.64)	10,240.21	13.15
페루	0.040 (0.92)	0.256*** (17.74)	-0.088*** (-3.56)	-2.657 (0.94)	0.131*** (7.47)	0.274*** (17.28)	-0.095*** (-4.85)	0.727*** (59.82)	10,594.53	6.81

국가	κ	β_1	$\beta_2 \times 10^3$	γ_1	δ	λ_1	λ_2	θ_1	Log-L	LB ² (12)
폴란드	0.222 ^{***} (2.78)	0.450 ^{***} (31.56)	-0.140 ^{***} (-4.94)	-0.939 ^{***} (-44.96)	0.090 ^{***} (5.73)	0.072 ^{***} (9.63)	-0.016 [*] (-1.76)	0.915 ^{***} (103.26)	10,326.82	8.62
러시아	-0.042 (-0.72)	0.598 ^{***} (21.74)	-0.109 ^{**} (-2.44)	2.687 ^{**} (2.02)	0.085 ^{***} (5.01)	0.156 ^{***} (15.94)	-0.078 ^{***} (-6.54)	0.845 ^{***} (95.74)	8,385.19	10.37
터어키	0.166 ^{***} (3.25)	0.593 ^{***} (28.49)	-0.057 (-1.50)	-1.837 ^{***} (-3.82)	0.036 ^{**} (2.06)	0.127 ^{***} (10.49)	-0.058 ^{***} (-4.79)	0.848 ^{***} (69.49)	8,207.21	12.57
한국	0.041 (0.68)	0.432 ^{***} (20.58)	-0.103 ^{***} (-2.73)	-8.820 ^{***} (-2.65)	0.052 ^{***} (2.94)	0.099 ^{***} (12.28)	-0.056 ^{***} (-6.30)	0.927 ^{***} (157.36)	9,384.89	7.76
중국	0.154 ^{***} (3.12)	0.025 (1.28)	-0.054 ^{**} (-2.13)	-11.425 ^{***} (-2.77)	-0.001 (-0.04)	0.102 ^{***} (18.07)	-0.044 ^{***} (-5.88)	0.905 ^{***} (242.97)	9,599.42	8.61
말레이시아	0.074 [*] (1.87)	0.168 ^{***} (17.05)	-0.043 ^{***} (-2.85)	-1.571 (-0.58)	0.159 ^{***} (9.33)	0.144 ^{***} (18.57)	-0.084 ^{***} (-9.72)	0.890 ^{***} (207.78)	11,199.53	6.72
필리핀	0.001 (0.02)	0.201 ^{***} (11.53)	-0.060 ^{**} (-2.38)	0.023 (0.08)	0.155 ^{***} (8.94)	0.162 ^{***} (16.89)	-0.109 ^{***} (-10.03)	0.842 ^{***} (77.59)	10,121.37	1.65
태국	-0.074 (-1.10)	0.329 ^{***} (15.81)	-0.049 (-1.34)	-2.426 (-0.37)	0.081 ^{***} (4.63)	0.130 ^{***} (9.72)	-0.057 ^{***} (-4.52)	0.844 ^{***} (70.90)	9,270.64	4.02

한편, 앞서 본 장 제 2절에서 살펴 본 정(+)¹의 위험 프리미엄 효과에 대한 검정은 다음의 두 가지 가설로서 표현될 수 있다.

가설 3 : 수익률의 하락충격 국면에서 투자자들은 대폭적으로 증가된 변동성을 기대 수익률에 반영함으로써 과잉반응이 지속되는 정(+)¹의 위험 프리미엄 효과가 나타난다.

가설 4 : 수익률의 상승충격 국면에서 투자자들은 소폭 증가된 변동성만큼만 기대수익률에 반영함으로써 과잉반응이 없는 정(+)¹의 위험 프리미엄 효과가 지속적으로 유지된다.

이는 국면별로 차등화된 변동성이 재차 주식의 위험 프리미엄에 미치는 영향을 측정할 κ 추정량의 부호를 통해서 검증될 수 있다. 검증 결과, 대부분의 경우에서 이들 추정량들이 유의적인 정(+)¹의 수치를 기록하여 예기치 않는 수익률의 변동이 있었다 하더라도 변동성과 위험 프리미엄 간에는 일정한 정비례를 형성한다는 위의 두 가지 가설들이 완전하지는 않지만 비교적 성공적으로 입증되었다. 즉, 위험회피계수라 할 수 있는 κ 추정량들은 <표 7>의 하락충격 국면에서는 러시아, 태국을 제외한 12개국에서 정(+)¹의 수치를 나타내었고 7개국에서 통계적으로 유의미하였고 <표 8>의 상승충격 국면에서도 일치된 결과를 보여주고 있다. 그런데, 이러한 결과는 앞 장에 서술한 바 있듯이 기존의 GJR(1993)의 결과와는 상이하다. GJR(1993)은 앞의 <표 6>에서와는 달리 κ 계수에 대한 부호가 음(-)으로 결과된 것을 미국 주식시장에서의 주식수익률과 변동성 간의 역의 상관관계가 입증된 증거로 해석하고 있다. 그러나 이들의 결과는 Low (2004)가 지적하였듯이 오히려 Kahneman and Tversky(1979)가 제창한 손실기피 현상과 보다 더 유사한 결과라 할 수 있다고 저자는 판단한다. 이는 투자자들이 손실을 시현하고 있을 경우에는 그들은 위험회피자로서보다는 위험추구자(Risk Seeker)로서 오히려 그들의 위험 프리미엄을 오히려 반대방향으로 축소시킴으로써 결과적으로 하락과정의 지속성이 출현한다고 볼 수 있다. 즉, 본 연구와 GJR(1993)의 결과의 차이점은 예기치 않은 주가의 하락이 변동성을 증대시키는 것까지는 동일한데 본 연구에서는 하락이나 상승을 불문하고 지속적으로 투자자들이 위험회피자로서 기능하고 있는 반면에 GJR(1993)의 결과에 의하면 하락(상승)충격을 통해 변동성(위험)이 증가(감소)하였는데도 불구하고 투자자들이 그들의 위험 프리미엄을 축소(증가)시키는 위험추구자로서 기능한다고 해석할 수 있는 것이다. 물론 이에 대한 해석은 사실상 투자자가 손실에 직면

하고 있다는 가정 하에서만 적용 가능하다는 점에서 일반화될 수 있는 특성이 아닌 것은 분명하므로 해석에 주의를 기울여야 한다는 점은 주지의 사실이다.

한편, GJR-GARCH-M 모형에서건 GARCH-M 모형에서건 경제적 설명변수들에 대한 영향력은 표들의 결과를 통하여 알 수 있듯이 일관성 있게 유지되었다. 특기할만한 사실은 GJR-GARCH-M 모형을 통하여는 세계공통적 요인들에 의한 설명력은 매우 근소하게나마 축소되었고 오히려 스프레드로 측정된 국내고유요인에 의한 설명력이 소폭이나마 확대되었다는 점을 들 수 있다.

이제까지는 GARCH 모형을 통하여 투자자들이 상황에 따라 그들의 위험에 대한 태도를 조정한다는 시간가변적 변동성과 변동성의 국면에 따라 과잉반응이 유발되는 비대칭성이 존재한다는 사실을 입증하였다고 볼 수 있다. 그런데 과연 신흥시장에서도 선진국 등에서 흔히 관찰되어 왔던 변동성과 수익률 간의 역의 상관관계에 대한 현상이 과연 가능할까라는 의문이 제기된다. 이는 물론 실제로 그러한 역의 상관관계가 존재 여부에 대한 검정과 존재할 경우라면 그 원인이 인과관계에 따라 레버리지 가설에 의한 것인지 아니면 변동성반응가설에 의한 것인지에 대한 검정을 실시하여야 한다. 전술한 대로 FSS(1987)는 미국시장을 통하여 위험 프리미엄과 변동성 간에 GARCH 모형 등을 통해 관측되는 유의미한 정(+)의 상관관계가 투자자들이 위험프리미엄의 증가를 미래 주가에 대한 현재가치 할인률의 증가로 연결시킴으로써 사후적인 주식수익률에 부의 영향을 끼친다는 변동성반응가설에 대한 지지 입장을 밝힌 바 있다. 그들은 이러한 증거를 관찰하기 위하여 변동성을 두 가지로 구분하였는데 그 하나는 ARIMA 모형이나 GARCH 모형 등을 통하여 예측될 수 있는 변동성이고 다른 하나는 모형을 통해 관측될 수 없는 미예측 변동성(Unpredicted volatility)이다. 이들은 앞서 3장의 식 (4)에서 지적하였듯이 미예측된 변동성이란 사후적으로 실현된 변동성에서 예측 가능한 변동성을 차감한 것이라 하였다. 본 연구에서는 기본적으로 그들의 견해를 따라 미예측된 변동성과 수익률 간의 관계를 살펴봄으로써 결과적으로 역(-)의 상관관계가 존재하고 있음을 밝혔을 뿐만 아니라(<부록>의 [그림 A] 참조) 그 원인을 변동성반응가설에서 찾을 수 있었음을 다음 절에서 입증하기로 한다.

4. 변동성반응가설의 추정 결과(Adjusted GJR-GARCH-M 모형)

전술하였듯이 FSS(1987)에서와 같은 방법을 적용하려면 우리는 실현된 수익률의 변동성을 계측할 수 있어야 한다. 그런데 본 연구에서 채택한 기준이 각 신흥국가에서의 일별수익률이므로 실현된 수익률의 변동성은 일중수익률(Intraday return) 자료를 취득

할 수 있어야 가능해진다. 그러나 앞서 지적하였듯이 저자는 <표 6>에서의 GARCH-M 모형 추정을 통해 얻은 조건부 표준편차를 독립적인 설명변수로 추출하여 새롭게 GJR-GARCH-M 모형을 추정하는 것으로서 수익률에 대한 미예측 변동성의 효과를 대리변수의 개념을 사용하여 측정해 보기로 한다. 이러한 미예측변동성에 대한 효과는 다음의 변동성 반응가설로 표현될 수 있다.

가설 5 : 사전에 예측된 변동성은 투자자들의 위험 프리미엄을 증가시켜 기대(요구) 수익률을 증가시키나 사전에 예측되지 않은 변동성은 사후적으로 수익률을 하락시킨다.

다음 <표 9>에서는 (가설 5)를 검정하기 위하여 전술하였던 방식으로 모형에서 예측된 변동성과 이를 통제하고 난 이후의 변동성을 미예측 변동성의 대리변수로 사용하여 추정한 결과를 보고하고 있다. 이러한 조정후 GJR-GARCH-M 모형의 결과는 하락 충격을 통하여 변동성이 더 확대되었을 경우에서도 β 로 표시된 예측된 변동성에 대한 영향력(위험회피계수의 추정량)이 예전의 결과에서와 마찬가지로 대부분이 유의미한 정(+)의 수치를 나타내었고 반대로 미예측 변동성에 대한 대리변수로 선정된 예측된 변동성을 조정후 GJR-GARCH-M 모형을 통하여 통제한 이후의 변동성의 영향력을 표시한 γ 계수의 추정량은 수익률에 부(-)의 영향력을 보임으로써 (가설 5)가 지지되고 있음을 나타내고 있다. <표 9>에서의 β 와 <표 6>에서의 κ 의 경제적 의미는 기본적으로 동일하다. 따라서 그 계수추정량들에 대한 차이도 표들에서 알 수 있듯이 부호나 크기에 있어 현격한 차이를 보이지 않고 있다. <표 9>에서 이러한 정(+)의 위험회피 영향력을 통제하고 난 이후의 미예측변동성에 대한 영향력인 γ 계수의 추정량들은 14개국 모두에서 모두 음(-)의 부호를 나타내었고 통계적으로도 한국과 중국을 제외한 12개국에서 유의미한 결과가 도출되었다. 즉, 이는 미예측 변동성이 사후적 주식수익률에 음(-)의 영향력을 나타내고 있다는 증거로 볼 수 있다. 이 같은 추정결과를 통해 저자는 신흥시장에서도 변동성반응가설이 전반적으로 지지될 수 있음이 간접적으로 확인되었다고 판단된다. 참고로 <표 9>에서의 조정된 GJR-GARCH-M 모형에서도 약형 안정성 조건인 $\lambda_1 + (1/2)\lambda_2 + \theta_1 < 1$ 은 14개국 모두에서 성립하였고 잔차제곱에 대한 자기상관을 검정한 LB통계량도 12시차에서까지 자기상관이 없다는 귀무가설을 유의수준 10% 수준에서까지 기각하지 못하여 모형설정의 적합성이 앞의 추정결과들에서와 마찬가지로 유지되었다.

한편, 비록 그 결과가 완전히 만족스럽게 도출되지는 않았지만 본 연구에서는 부가적으로 월별수익률을 통해 측정된 미예측변동성에 대한 효과도 아울러 게재하기로 한다.¹⁴⁾ 이는 물론 저자가 <표 9>에서 일별 주식수익률을 통한 GJR-GARCH-M 모형상의 대리변수를 사용하여 추출하였던 미예측변동성에 대한 효과측정 방식을 간접적으로 확인해 보고자 하는 의도에서 비롯되었다. 즉, 이러한 검증방식에 대한 설득력이 얼마나 있는가를 점검해 볼 필요성이 있다. 이를 위해 일별수익률을 통해 얻어지는 주간의 실현된 변동성을 사용하여 추출한 주간 미예측변동성과 <표 9>에서와 같이 대리변수를 사용하여 추출한 주간 미예측 변동성을 <표 10>에서 비교해 보았다.¹⁵⁾ 참고로 주별수익률에서는 일별에서처럼 변동성과 일관된 부(-)의 상관관계를 얻지는 못하였다.

<표 10>에서의 위험회피계수인 β 와 미예측 변동성에 대한 영향력을 나타내는 γ 에 대한 모형별 추정 결과는 비록 그 절대값과 통계적 유의성에서는 다소간의 차이가 있기는 하지만 부호와 인접한 계수의 추정량과의 관계에서 상당히 유사한 형태를 갖고 있다는 것을 독자들은 발견할 수 있다. 표에서 모형 I은 앞의 <표 9>에서와 같이 새롭게 재구성한 GJR-GARCH-M 모형상에서의 조건부 표준편차를 미예측 변동성에 대한 대리변수로 사용하여 추정한 결과를 나타내고 모형 II는 주간에 포함된 일별수익률을 사용하여 앞 장에서 서술한 식 (3)에서와 같이 실현된 변동성(Realized volatility)을 산출한 후 <표 6>의 GARCH-M 모형을 통해 산출한 조건부 표준편차(예측된 변동성)를 이렇게 구한 실현 변동성에서 차감한 값을 미예측 변동성으로 구하여 이를 설명변수로 채택하여 추정한 결과를 나타낸다. 따라서 기본적으로 위험회피계수라 할 수 있는 예측된 변동성에 대한 영향력 측정계수인 β 는 양 모형이 동일하다고 할 수 있다. 따라서 우리의 관심의 초점은 바로 이렇게 상이한 방식으로 추정한 미예측 변동성에 대한 추정량인 γ 값이 서로 동일인가에 달려 있다고 할 수 있다. 두 모형 상의 γ 값들은 표본 14개국들 중 그 부호가 11개국에서 일치하고 있고 그 절대값도 그리 큰 차이를 보이지 않고 있다. 그리고 6개국에서는 통계적 유의성 측면에서도 완벽히 일치하는 결과를 나타내고 있다. 이러한 결과를 종합하여 볼 때 비록 완전하지는 않다 할지라도 저자는 미예측 변동성을 <표 9>에서와 같이 조정된 GJR-GARCH-M 모형을 통한 대리변수로

14) 본 연구에 별도로 기록하지는 않았으나 월별수익률을 기준으로도 이를 분석해 보았다. 그러나 월별수익률의 경우 우선적으로 GARCH(1, 1) 모형상의 ARCH 계수 추정량의 통계적 유의성이 거의 없었고 GJR-GARCH(1, 1) 모형상의 비대칭적 변동성의 효과도 거의 관측되지 않아 수익률-변동성에 관한 그 어떠한 설명의 정당성도 부여하기 어려웠다는 것을 밝혀 둔다.

15) 주별수익률에 대한 검정을 행한 <표 10>에서도 GARCH 모형에 대한 안정성 및 적합성 조건은 완벽하게 충족되었으나 표의 크기를 고려하여 Ljung-Box 통계량 기술은 생략하였다.

<표 9> 미예측 변동성의 효과(Adjusted GJR-GARCH-M 모형, 일별 기준)

미예측 변동성이 주식프리미엄(RP)에 미치는 효과를 검증한다. 우선 미예측 변동성을, 이전 <표 6>의 GARCH-M 모형을 통해 추정된 예측된 변동성($\hat{\sigma}$)이 주식프리미엄에 미쳤던 영향력을 통제하고 난 이후의 변동성으로 정의하여 아래와 같이 새로운 GJR-GARCH-M 모형을 설정한다. 이때 조건부 분산방정식에 의해 새롭게 도출되는 조건부 표준편차(\sqrt{h})는 미예측 변동성에 대한 대리변수로 설정하여 평균방정식 상의 설명변수에 추가한다. 조건부 분산방정식은 하락충격에서만 과잉반응이 유발된다는 점을 감안하여 하락충격의 더미변수(D)만을 고려한다. 전체 표본기간은 1996. 1. 1~2009. 5. 29까지의 3,500일을 기준으로 하며 괄호 안은 t값이고 ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서의 유의미함을 표시하고 Log-L은 대수 우도값, LB²(12)는 12시차의 Ljung-Box통계량을 의미한다.

$$RP_t = \alpha + \beta \hat{\sigma}_t + \gamma \sqrt{h_t} + u_t \quad (u_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0,1))$$

$$h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 D_{t-1} \cdot u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} \quad (\text{where, } D_{t-1} = 1 \text{ if } u_{t-1} < 0, \text{ otherwise } D_{t-1} = 0)$$

국 가	β	γ	λ_1	λ_2	θ_1	Log-L	LB ² (12)
아르헨티나	0.732*** (5.02)	-0.695*** (-4.76)	0.039*** (7.76)	0.093*** (10.60)	0.888*** (218.22)	8,398.61	14.28
브라질	0.229** (2.17)	-0.180* (-1.71)	0.001 (0.13)	0.180*** (13.19)	0.864*** (83.74)	8,905.16	15.20
칠레	0.353** (2.32)	-0.431*** (-2.96)	0.049*** (6.60)	0.098*** (7.97)	0.876*** (174.87)	10,764.43	10.89
콜롬비아	1.252*** (6.68)	-1.162*** (-6.34)	0.218*** (19.73)	0.152*** (7.04)	0.650*** (49.34)	11,599.42	6.16
멕시코	0.552*** (5.47)	-0.500*** (-5.02)	0.013 (1.50)	0.204*** (14.30)	0.856*** (90.04)	9,963.77	11.06
페루	1.158*** (6.98)	-1.032*** (-6.34)	0.172*** (12.65)	0.135*** (7.30)	0.722*** (62.19)	10,426.93	3.74
폴란드	4.909*** (21.65)	-5.968*** (-28.41)	0.016*** (10.20)	0.040*** (14.15)	0.929*** (268.16)	9,744.63	13.22
러시아	0.744*** (4.04)	-0.641*** (-3.58)	0.086*** (8.60)	0.087*** (6.75)	0.837*** (104.58)	8,192.25	11.45
터어키	0.480*** (2.69)	-0.439** (-2.56)	0.069*** (9.07)	0.074*** (5.66)	0.845*** (74.33)	8,045.50	8.98
한국	0.186 (1.14)	-0.163 (-1.03)	0.035*** (5.79)	0.066*** (8.39)	0.928*** (165.91)	9,225.48	9.82
중국	0.218 (0.63)	-0.198 (-0.57)	0.054*** (11.65)	0.040*** (5.51)	0.912*** (278.41)	9,591.20	9.54
말레이시아	0.667*** (4.52)	-0.626*** (-4.26)	0.061*** (9.11)	0.093*** (10.28)	0.891*** (196.85)	11,085.35	7.51
필리핀	0.401** (2.16)	-0.405** (-2.19)	0.063*** (8.54)	0.118*** (9.90)	0.813*** (63.04)	10,033.15	1.73
태국	0.947*** (3.84)	-0.925*** (-3.83)	0.064*** (8.78)	0.054*** (4.81)	0.856*** (78.61)	9,162.53	3.16

<표 10> 두 가지 미예측 변동성의 효과 비교(GJR-GARCH-M 모형, 주별 기준)

주별 주식시장 위험프리미엄(RP)에 대한 두 가지 미예측 변동성이 미치는 영향력을 비교 추정한다. 모형 I에서는 미예측 변동성을 식 (5)의 GARCH-M 모형을 통해 추정된 예측된 변동성에 대한 효과를 새로운 GJR-GARCH-M 모형 추정을 통하여 통제하고 난 이후의 조건부 표준편차로 설정하고 모형 II에서는 일별수익률을 통하여 사후적으로 계산된 주별 실현 변동성에서 예전의 식 (5)에서 추정된 예측된 변동성을 차감한 나머지를 미예측 변동성으로 설정한다. 이때 RP는 각국의 주별 주식시장수익률에서 주별 무위험수익률을 차감하여 구하고 $\hat{\sigma}$ 은 예측된 변동성, σ^{UP} 은 미예측 변동성을 의미하며 표본기간은 1996. 1. 5~2009. 5. 29까지의 700주를 기준으로 설정하며 괄호 안은 t값을 표시. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의미함을 표시한다.

$$RP_t = \alpha + \beta\sigma_t + \gamma\sigma_t^{UP} + u_t \quad (u_t = \sqrt{h_t}\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0,1))$$

$$h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 D_{t-1} \cdot u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} \quad (\text{where, } D_{t-1} = 1 \text{ if } u_{t-1} < 0, \text{ otherwise } D_{t-1} = 0)$$

모형 구분	(I) $\sigma_t^{UP} = \sqrt{h_t}$ (GARCH-M 모형을 통합)				(II) $\sigma_t^{UP} = \sigma_t - \hat{\sigma}_t$ (σ_t : 실현 변동성)			
	β	γ	λ_1	λ_2	β	γ	λ_1	λ_2
아르헨티나	0.235 (1.02)	-0.197 (-0.89)	0.078*** (3.46)	0.131*** (3.73)	0.009 (0.17)	-0.101** (-1.98)	0.078*** (3.75)	0.151*** (3.91)
브라질	0.314** (1.97)	-0.160 (-1.18)	0.012 (0.34)	0.217*** (4.66)	0.115** (2.15)	-0.137*** (-3.58)	0.022 (0.81)	0.185*** (4.27)
칠레	1.097*** (3.82)	-1.256*** (-4.80)	0.039 (1.55)	0.129*** (3.86)	-0.025 (-0.75)	-0.342*** (-6.12)	0.037 (1.28)	0.165*** (4.21)
콜롬비아	-1.724*** (-4.67)	1.604*** (4.46)	0.307*** (4.90)	-0.099 (-1.63)	0.082* (1.67)	0.153*** (4.78)	0.187** (2.47)	0.223** (2.29)
멕시코	0.194 (-0.85)	-0.191 (1.06)	0.025 (1.15)	0.140*** (4.13)	0.055 (0.86)	-0.037 (-0.86)	0.026 (1.27)	0.153*** (4.37)
페루	1.168*** (3.52)	-0.967*** (-3.05)	0.330*** (9.71)	0.068 (1.45)	0.253*** (4.78)	0.365*** (9.60)	0.028*** (5.81)	-0.024 (-0.45)
폴란드	1.050*** (2.68)	-0.879** (-2.54)	0.055** (2.14)	0.100*** (3.13)	0.019 (0.33)	-0.012 (-0.29)	0.042* (1.86)	0.100*** (3.09)
러시아	1.023*** (2.86)	-0.854** (-2.50)	0.152*** (2.85)	0.324*** (2.98)	0.160*** (3.31)	-0.178*** (4.38)	0.196*** (5.92)	0.018 (0.49)
터어키	-0.664** (-2.16)	0.570** (2.13)	0.032 (1.10)	0.067* (1.68)	0.051 (1.10)	0.298*** (10.33)	0.115*** (4.86)	-0.032 (-1.35)
한국	-0.715** (-2.20)	0.641** (2.22)	0.123*** (4.14)	0.089*** (2.67)	-0.018 (-0.35)	-0.157*** (-3.93)	0.078*** (3.86)	0.142*** (3.89)
중국	0.976 (1.22)	-0.907 (-1.13)	0.163*** (5.33)	0.004 (0.09)	0.104** (2.07)	0.187*** (4.67)	0.174*** (5.04)	-0.047 (-1.32)
말레이시아	0.270 (0.95)	-0.241 (-0.88)	0.059*** (3.64)	0.048*** (2.74)	-0.082*** (-2.60)	-0.001 (-0.03)	0.053*** (4.13)	0.062*** (3.80)
필리핀	-0.557*** (-4.41)	0.469*** (3.84)	-0.036*** (-8.86)	0.072*** (9.87)	-0.059* (-1.73)	-0.059 (-1.15)	-0.030*** (-7.91)	0.070*** (9.36)
태국	0.352 (1.56)	-0.333 (-1.54)	0.045** (2.14)	0.050*** (2.81)	-0.038 (-0.73)	-0.122*** (-3.05)	0.059*** (2.99)	0.100*** (3.55)

서 측정된 결과에 대한 정당성이 부여될 수 있다고 판단한다.¹⁶⁾

이상과 같은 추정 결과를 종합하여 볼 때 신흥시장에서도 변동성의 증가는 비례적인 위험 프리미엄의 증가로 귀결되어 위험회피가설에 합당한 결과를 얻었고 투자자들의 시장 상황에 따른 위험반응 정도가 서로 차별화된 변동성의 비대칭성을 확인할 수 있었을 뿐만 아니라 이렇게 차별화된 변동성이 결과적으로 차기의 주식 수익률에 반대 방향의 영향력을 행사한다는 변동성반응가설에 대한 검증이 비교적 효과적으로 입증되었다고 결론지을 수 있다. 다음 절에서는 부가적으로 이러한 미예측 변동성과 수익률 간의 역(-)의 상관관계가 그 원인적 측면에서 레버리지 가설을 적용할 수 있는가에 대한 검증을 실시해 보기로 한다.

5. 레버리지 가설의 검정 결과

변동성과 수익률 간의 역의 상관관계에 대한 분석은 전술한 바와 같이 레버리지 가설을 통하여도 검증 가능하다. 그런데 레버리지 가설은 수익률의 변화가 결과적으로 주식의 변동성을 변화시킨다는 전제이므로 저자는 Christie(1982)와 FSS(1987)에서의 방법론을 따라 다음 식 (9)에서와 같이 변동성에 대한 시차를 한 시점 늦춘 형태로 추정하였다.

$$\ln(\hat{\sigma}_{t+1}/\hat{\sigma}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(1 + SR_t) + \varepsilon_t \quad (9)$$

식 (9)에서 SR은 각 신흥국에서의 일별 주식시장수익률을 의미하고 $\hat{\sigma}$ 은 식 (8)과 <표 9>를 통하여 산출한 조정된 GJR-GARCH-M 모형상의 조건부 표준편차를 이용하였다.

<표 11>에서 확인될 수 있듯이, 레버리지 가설로는 신흥국가에서 나타난 변동성과 수익률 간의 역의 상관관계를 충분히 설명해주지 못하는 것으로 밝혀졌다. 이는 Christie (1982)가 이론적으로 입증하였다시피 주식의 경우 부채비율이 최하로 0%임을 감안하여 레버리지 계수인 α_1 추정량은 0에서 -1 사이에서 형성되어야 함에도 불구하고 이를 충족한 국가가 한국을 위시하여 8개국에 불과하다는 사실에서도 알 수 있다.

16) 이는 엄밀한 의미에서 통계적 정당성을 확보하였다고 말하기는 어렵다. 그러나 적어도 자료의 입수가 제한된 상태에서 이 같은 방식이 검증상의 설득력을 얻을 수는 있다고 저자는 판단한다. 부가적으로 3장에서도 서술된 바와 같이 GJR(1993)이 그 모형을 추정함에 있어 조건부 분산과 조건부 표준편차를 동시에 고려하여 동 모형을 추정하였을 경우에 이 두 가지에 대한 추정량 부호가 서로 반대방향으로 도출되었고 GJR(1993) 또한 이를 변동성반응가설이 성립하는 증거로 제시한 바 있음을 고려할 때 저자의 방식은 적어도 그 논리적 정당성을 획득할 수는 있다고 판단한다.

<표 11> 신흥국별 레버리지 효과 추정 결과 (일별 기준)

주식수익률의 변화가 차기의 변동성에 부(-)의 영향력을 행사하는지에 대한 레버리지 가설에 대한 검정을 다음 식에서와 같이 실시한다. SR은 각국에서의 일별로 측정된 주식수익률을 의미하고 $\hat{\sigma}$ 은 조정된 GJR-GARCH-M 모형을 통해 도출된 조건부 표준편차를 의미한다. ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 표시한다.

$$\ln(\hat{\sigma}_{t+1}/\hat{\sigma}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(1 + SR_t) + \varepsilon_t$$

국 가	α_1	t 통계량	Adjusted R ²
아르헨티나	-1.6367***	(-31.319)	0.219
브라질	-2.6377***	(-55.430)	0.468
칠레	-2.5553***	(-27.991)	0.183
콜롬비아	-1.1830***	(-7.800)	0.017
멕시코	-0.2923**	(-1.976)	0.001
페루	-0.3083***	(-8.988)	0.022
폴란드	-1.1368***	(-10.892)	0.033
러시아	-0.3477***	(-7.993)	0.018
터어키	-0.2230***	(-6.366)	0.011
한국	-0.1794***	(-3.397)	0.003
중국	-0.2818***	(-3.523)	0.003
말레이시아	-0.7195***	(-7.137)	0.014
필리핀	-0.2160***	(-2.869)	0.002
태국	0.0130	(0.042)	0.000

6. 금융위기 시점을 구분한 추정 결과

이제까지는 1996년 1월~2009년 5월까지의 13년 5개월 간에 걸친 표본 전기간에 대한 변동성반응효과가 비교적 성공적으로 검증된 결과를 보고하였다. 그러나 2007년 하반기 이후 미국의 Sub-prime Mortgage 사태를 시발로 2008년 9월 Lehman Brothers의 파산으로까지 연결되며 전세계적으로 불어 닥친 금융위기는 그 효과가 전세계적으로 전파되며 모든 나라의 자산시장을 급락시킨 경험이 있다. 본 연구에서는 이와 같이 이례적으로 나타난 충격요인 시기를 전후하여 이제까지 입증하였던 변동성반응효과가 어떻게 차별적으로 나타나는지에 대하여 검토하였다. 이러한 시기별 검증은 기존의 GARCH-M 모형과 GJR-GARCH-M 모형에서의 결과가 분리된 두 시기들에서도 표본 전체기간에서와 거의 동일하게 나타났다는 점을 감안하여 <표 9>에서 제시된 것과 같은 일별 시장 프리미엄을 기준으로 측정된 미예측 변동성의 효과에 대하여만 그 결과

를 제시하기로 한다.¹⁷⁾

<표 12>에는 표본기간을 금융위기를 기준으로 둘로 나누어 하나는 1996년 1월~2007년 6월까지의 3,000일 표본, 다른 하나는 2007년 7월~2009년 5월까지의 500일 표본으로 구분한 결과를 보고하고 있다. 여기서 재미있는 사실은 금융위기 이전의 기간에서는 전체 표본기간에서의 결과와 거의 유사한 결과를 얻었던 반면에 최근의 금융위기 국면에서는 오히려 미예측 변동성이 수익률에 미친 부(-)의 효과가 거의 유의미하게 발견되지 않았다는 점이다. 이 같은 사실은 금융위기 기간의 주가 하락이 체계적 위험요인을 통제하고 난 이후 남게 된 미예측 변동성에 의한 결과가 아니라 주로 미국 주식하락 등과 같은 세계공통적인 체계적인 위험요인에 의하여 주로 기인된 결과라는 사실을 의미한다고 할 수 있다. 즉, 전체 국면과 금융위기 이전국면을 통하여서는 체계적 위험요인에 의하여 설명되지 않은 예기치 않은 하락충격에 대한 투자자들의 과잉반응이 지속되는 과정을 보여 주었으나 금융위기 국면에서는 오히려 미국을 위시한 체계적 위험요인에 의한 충격요인이 크게 영향을 미쳤던 관계로 체계적 위험요인에 영향을 받지 않는 여타의 국지적 하락충격에 대하여는 투자자들이 그리 민감한 반응을 보이지 않았던 결과라고 해석될 수 있다. <표 12>에서 위험회피계수 추정치라 할 수 있는 β 계수의 추정량은 금융위기 이전에서는 한국을 제외한 13개국에서 유의미한 정(+)의 값을 보였던 데 반하여 금융위기 국면에서는 폴란드, 터키, 중국 등 3개국에서만 유의미한 정(+)의 값을 나타내었고 오히려 아르헨티나를 포함한 남미 4개국에서는 음(-)의 수치를 보였으며 그 중 브라질, 칠레에서는 통계적으로도 유의미한 음(-)의 수치를 기록하였다. 또한 미예측 변동성에 대한 효과를 측정한 γ 계수도 금융위기 이전에는 13개국에서 유의미한 부(-)의 값을 보였던 데 반해 금융위기 기간에서는 마찬가지로 3개국에서만 유의하였다. 단, λ_2 계수로 측정된 하락충격에서의 변동성은 금융위기국면에 관계없이 유의미한 정(+)의 수치를 기록하였는데 이는 급격한 하락 충격에서 투자자들이 느낄 수 있는 위험은 이에 상응하게 증가한다는 사실을 보여주고 있다.

이상을 종합하면, 금융위기 국면에서의 주가 하락은, 모든 체계적 위험요인들(Fundamentals)을 통제한 이후의 변동성에 대하여 투자자들이 충분히 새로운 정보로 인식한

17) 사실 이러한 외생적 충격은 비단 최근에만 국한된 것은 아니고 1997년 말을 전후 한 아시아 지역의 외환위기, 1998년 중반의 러시아 모라토리엄 사태, 그리고 2002년 초의 아르헨티나 통화위기 등 국지적 충격은 본 연구의 표본기간 중에 발생한 바 있다. 그러나 이들 충격은 최근의 금융위기와 비교해서는 비교적 전염효과가 그리 크지 않았고 1998년을 전후로 한 기간을 구분하였을 경우에도 그 결과가 크게 다르지 않았다(이는 부록의 <부표 A>를 참조). 또한 <표 12>에서 GARCH 모형의 적합성은 다 성립하였음(LB통계량 생략).

<표 12> 금융위기를 전후한 미예측 변동성의 효과 비교(GJR-GARCH-M 모형, 일별)

최근의 전세계 금융위기 기간을 별도로 분리하여 미예측 변동성이 주식수익률에 미치는 효과를 검증한다. Panel 1은 금융위기 이전기간으로 1996년 1월부터 2007년 6월까지의 3,000일 표본, Panel 2는 금융위기 기간인 2007년 7월부터 2009년 5월까지의 500일 표본이며 미예측 변동성은 <표 9>에서와 같이 기존의 GARCH-M 모형을 통해 추정된 예측된 변동성을 새롭게 설정한 GJR-GARCH-M 모형상에서 통제하고 난 이후의 조건부 표준편차로 설정한다. 괄호 안은 t통계량, ***, **, *은 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 유의미함을 의미한다.

$$RP_t = \alpha + \beta \bar{\sigma}_t + \gamma \sqrt{h_t} + u_t \quad (u_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0,1))$$

$$h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 D_{t-1} \cdot u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} \quad (\text{where, } D_{t-1} = 1 \text{ if } u_{t-1} < 0, \text{ otherwise } D_{t-1} = 0)$$

시기 구분	1. 금융위기 이전(1996. 1~2007. 6)				2. 금융위기 기간(2007. 7~2009. 5)			
	β	γ	λ_1	λ_2	β	γ	λ_1	λ_2
아르헨티나	0.825*** (4.30)	-0.780*** (-4.05)	0.049*** (6.95)	0.092*** (9.02)	-0.262 (-1.25)	0.171 (0.83)	-0.024*** (-2.59)	0.143*** (6.27)
브라질	0.298*** (2.79)	-0.245** (-2.27)	-0.003 (-0.36)	0.199*** (12.51)	-0.742** (-2.20)	0.665** (2.20)	0.011 (0.46)	0.153*** (3.71)
칠레	0.644*** (3.34)	-0.713*** (-3.82)	0.034*** (4.59)	0.083*** (7.55)	-0.435* (-1.71)	0.288 (1.26)	0.057 (1.57)	0.225*** (3.31)
콜롬비아	1.897*** (10.88)	-1.766*** (-10.33)	0.192*** (20.86)	0.167*** (7.75)	-0.159 (-0.70)	0.180 (0.84)	0.166*** (4.46)	0.243*** (3.90)
멕시코	0.540*** (5.05)	-0.479*** (-4.48)	0.019* (1.84)	0.236*** (13.57)	0.175 (0.70)	-0.212 (-0.92)	0.000 (0.03)	0.130*** (5.51)
페루	1.480*** (7.19)	-1.323*** (-6.55)	0.182*** (11.93)	0.121*** (6.26)	0.110 (0.61)	-0.138 (-0.79)	0.141*** (3.86)	0.188*** (3.41)
폴란드	-8.526*** (-66.86)	4.675*** (37.84)	0.111*** (25.02)	-0.076*** (-16.62)	3.643*** (6.24)	-3.602*** (-7.44)	0.020 (1.57)	0.027* (1.89)
러시아	0.977*** (4.03)	-0.862*** (-3.62)	0.096*** (8.70)	0.073*** (5.33)	0.311 (1.50)	-0.291 (-1.53)	-0.014 (-0.62)	0.265*** (4.89)
터어키	0.715*** (2.58)	-0.672** (-2.46)	0.074*** (8.55)	0.065*** (4.36)	0.801*** (2.83)	-0.691*** (-2.90)	0.001 (0.04)	0.190*** (4.15)
한국	-0.012 (-0.06)	0.032 (0.16)	0.033*** (5.25)	0.047*** (6.55)	0.074 (0.40)	-0.109 (-0.61)	-0.053*** (-2.88)	0.237*** (6.36)
중국	-3.703*** (-5.98)	3.726*** (5.98)	0.093*** (24.34)	0.013** (2.17)	1.047*** (3.43)	-1.083*** (-3.50)	-0.002 (-0.13)	0.082*** (2.62)
말레이시아	0.833*** (4.13)	-0.788*** (-3.91)	0.052*** (8.23)	0.075*** (8.19)	0.115 (0.61)	-0.144 (-0.77)	-0.025 (-1.17)	0.336*** (4.18)
필리핀	1.035*** (4.00)	-1.013*** (-3.94)	0.103*** (7.90)	0.121*** (7.21)	0.206 (1.14)	-0.247 (-1.32)	-0.035 (-1.50)	0.275*** (4.35)
태국	1.428*** (4.07)	-1.400*** (-4.06)	0.069*** (8.06)	0.041*** (3.35)	-0.516* (-1.87)	0.449* (1.67)	-0.007 (-0.44)	0.125*** (5.00)

상태에서 그들의 위험 프리미엄을 증가시킴으로써 이루어졌다기 보다는 단지 체계적 요인인 세계적 위험요인들을 반영한 결과이며 이후의 변동성은 투자자들에게 더 이상의 새로운 정보로 인식되지 않는다는 것을 의미한다. 즉, 신흥주식시장에서의 투자자들은 이미 미국을 위시한 세계적 위험요인들을 충분히 체계적 위험요인으로 인식하였기 때문에 추가적으로 발생하는 예측되지 못한 하락충격에 의한 변동성은 수익률에 더 이상 큰 영향을 미치지 못한다는 사실로서 요약된다. .

V. 결 론

주식가격 또는 실현된 주식수익률과 변동성 간의 역의 상관관계에 대하여는 이미 오래 전부터 많은 연구들이 진척되어 왔다. 그러나 이 현상을 관측하고 해석하는 데는 현재까지도 많은 논란이 지속되고 있을 뿐만 아니라 연구대상 또한 주로 선진국에 국한되었다.

본 연구에서는 이렇게 논란이 많은 수익률과 변동성 간의 역의 상관관계 현상을 이제까지 거의 심층적으로 연구가 행해지지 않았던 신흥 14개국을 대상으로 주로 GJR-GARCH-M 모형에 입각하여 비교적 다양한 기간 구분 및 모형을 사용하고 다양한 표본을 구성함으로써 변동성이 수익률에 미치는 효과를 분석하였다. 그 결과 신흥국 주식시장에서도 변동성반응가설이 지지되고 있다는 증거를 발견하였고 레버리지 가설에 대하여는 명확한 성립 증거를 발견하지 못하였다. 본 연구에서 발견한 주요 시사점은 다음과 같다.

우선 GARCH-M 모형의 추정을 통해 측정된 예측된 변동성은 주식의 위험 프리미엄에 정비례하는 결과를 얻어 기존의 가격결정모형에서 규정하였던 정의 위험회피계수에 대한 존재를 확인하였다. 둘째, 시장의 국면별로 차등화되어 나타나는 비대칭적 변동성의 존재 현상이 비교적 명확하게 입증됨으로써 투자자들의 위험반응이 차별적으로 이루어진다는 사실이 확인되었다. 셋째, 이렇게 차별적으로 이루어진 위험반응에 따라 결과적으로 변동성이 사후적인 주식수익률에 부(-)의 영향력을 행사한다는 사실을 입증함으로써 신흥 주식시장에서도 변동성반응가설이 비교적 광범위하게 지지되고 있다는 증거를 이끌어내는데 성공하였다.

한편, 본 연구에서 행한 금융위기 국면에서는 비록 국면별 변동성의 비대칭적 현상은 지속적으로 유의미한 것으로 나타났으나 변동성반응효과에 대하여는 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 않았다. 이는 금융위기 국면에서 신흥시장에서의 주가 하락이

본 연구의 모형에서 체계적 위험요인으로 설정한 세계공통적인 요인들에 의해 주로 형성되었다는 것이지 이러한 체계적 위험요인들을 통제하고 난 이후의 특히 하락충격 국면에서 추가적으로 형성된 미예측 변동성의 효과가 크게 작용하지 않았다는 것을 입증해 주고 있다. 즉, 투자자들은 금융위기 이전이나 표본 전체 기간을 통하여서는 체계적 위험요인에서 설명되지 못하였던 추가적 하락충격 국면에서 그들의 위험 프리미엄을 상승시키는 과잉반응을 지속하였으나 미국 주식속락 등과 같은 체계적 위험요인을 통제하고 난 이후의 추가적인 하락충격 국면에서의 변동성에 대하여는 평상시와 같이 과잉반응을 하지 않았다는 것으로 해석될 수 있다. 향후 이와 관련하여서는 Markov 체 전환 모형에 이용한 분석이나 수익률이나 변동성의 Spillover 효과분석¹⁸⁾ 또는 비대칭적 위험선호를 반영한 손실기피(Loss aversion)선호에 입각한 추가적인 분석이 뒤따라야 할 것으로 판단된다.

18) Spillover 효과는 본 논문의 익명의 심사자 한 분이 지적해 주신 것으로서 지역별로 권역을 나누어 Bi-variate GARCH 모형이나 Multi-variate GARCH 모형을 적용하여 수익률이나 변동성의 외부누출 효과를 살펴본다는 의미에서 행하여질 수 있는데 본 연구에서는 이미 Univariate GARCH 모형상의 평균방정식에 이 같은 효과를 개괄적으로 다룬 바 있고 본 연구에서 대상표본인 14개국 모두의 Spillover 효과를 분석한다는 것이 독립적인 주제로 다루어져야 할 정도로 방대한 작업이 이루어져야 하는 관계로 이에 대한 연구는 차기 연구과제로 남겨 둔다.

참 고 문 헌

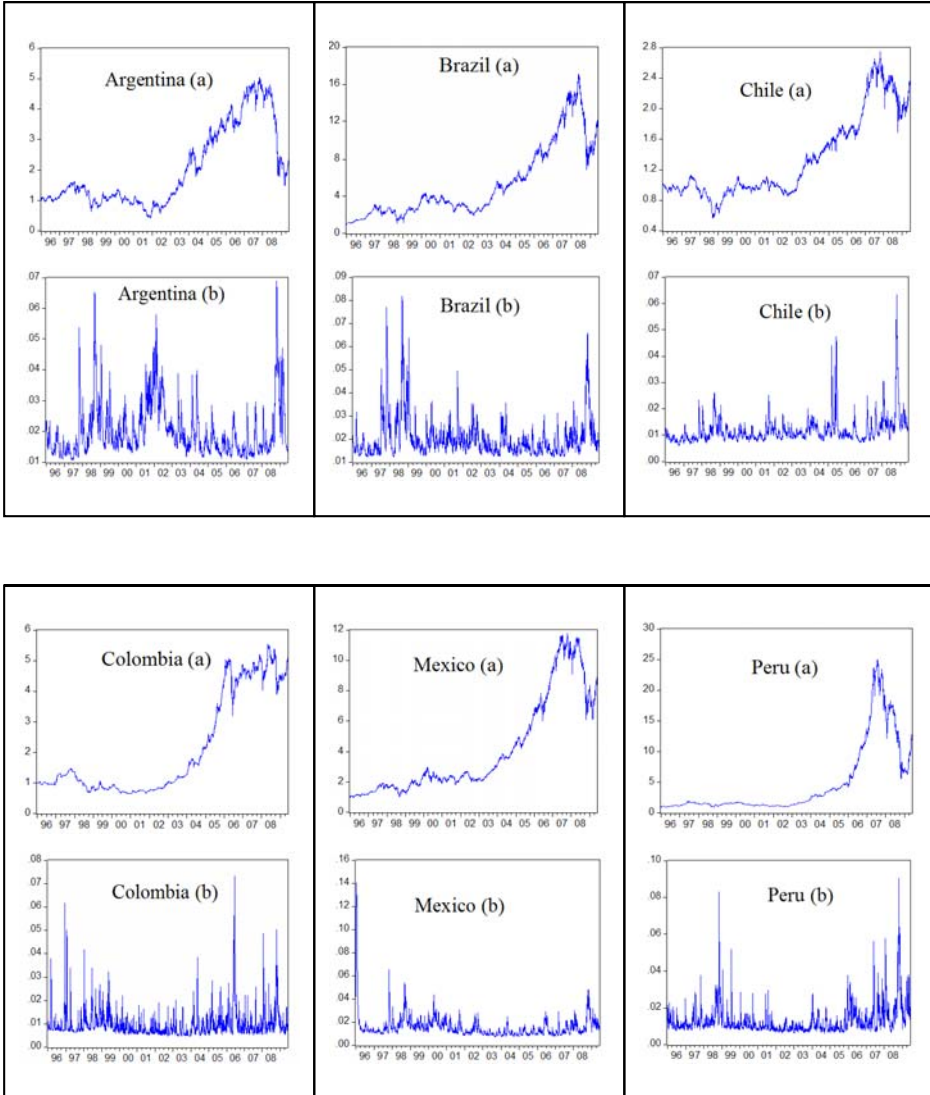
- 정진호, “중국주식시장의 비대칭적 변동성에 관한 연구”, 2009년 5개 재무관련학회 공동학술발표회, (2009),
- Bekaert, Geert and Guojun Wu, “Asymmetric volatility and risk in equity markets,” *Review of Financial Studies*, 13, (2000), 1-42.
- Bekaert, Geert and Campbell R. Harvey, “Emerging equity market volatility,” *Journal of Financial Economics*, 43, (1997), 29-77.
- Black, Fischer, “Studies of stock market volatility changes,” Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, (1976), 177-181.
- Bollerslev, Tim, Ray Y. Chou and Kenneth F. Kroner, “ARCH modeling in finance : A review of the theory and empirical evidence,” *Journal of Econometrics*, 52, (1992), 5-59.
- Bollerslev, Tim, and Hao Zhou, “Volatility puzzles : A simple framework for gauging return-volatility regressions,” *Journal of Econometrics*, 131, (2006), 123-150.
- Campbell, John Y., “Stock returns and the term structure,” *Journal of Financial Economics*, 18, (1987), 373-399.
- Campbell, John Y. and Ludger Hentschel, “No news is good news : An asymmetric model of changing volatility in stock returns,” *Journal of Financial Economics*, 31, (1992), 281-318.
- Christie, Andrew A., “The stochastic behavior of common stock variances : Value, leverage and interest rate effects,” *Journal of Financial Economics*, 10, (1982), 407-432.
- Engel, Robert F., David M. Lilien, and Russell P. Robins, “Estimating time-varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model,” *Econometrica*, 55, (1987), 391-407.
- Engel, Robert F. and Victor K. Ng, “Measuring and testing the impact of news on volatility,” *Journal of Finance*, 48, (1993), 1749-1778.
- French, Kenneth R., G. William Schwert, and Robert F. Stambaugh, “Expected stock returns and volatility,” *Journal of Financial Economics*, 19, (1987), 3-29.
- Ghysels, Eric, Pedro Santa-Clara, and Rosen Valkanov, “There is a risk-return trade-off

- after all,” *Journal of Financial Economics*, 76, (2005), 509-548.
- Glosten, Lawrence R., Ravi Jaganathan, and David E. Runkle, “On the relation between the expected value and the volatility of nominal excess return on stocks,” *Journal of Finance*, 48, (1993), 1779-1801.
- Hibbert, Ann Marie, Robert T. Daigler, and Brice Dupoyet, “A behavioral explanations for the negative asymmetric return-volatility relation,” *Journal of Banking and Finance*, 32, (2008), 2254-2266.
- Kahneman, Daniel and Amos Tversky, “Prospect theory: An analysis of decision under risk,” *Econometrica*, 47, (1979), 263-292.
- Kim, Sei-wan and Bong-soo Lee, “Stock returns, asymmetric volatility, risk aversion, and business cycle : Some new evidence,” *Economic Inquiry*, 46, (2008), 131-148.
- Lettau, Martin and Sidney Ludvigson, “Measuring and modeling variation in the risk-return trade-off,” NBER working paper, 3105, (2001).
- Low, Cheekiat, “The fear and exuberance from implied volatility of S&P 100 index options,” *Journal of Business*, 77, (2004), 527-546.
- Merton, Robert C., “On estimating the expected return on the market : An exploratory investigation,” *Journal of Financial Economics*, 8, (1980), 323-361.
- Nelson, Daniel B., “Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach,” *Econometrica*, 59, (1991), 347-370.
- Pagan, Adrian R. and William G. Schwert, “Alternative models for conditional stock volatility,” *Journal of Econometrics*, 14, (1990), 267-290.
- Pindyck, Robert S., “Risk, inflation and the stock market,” *American Economic Review*, 74, (1984), 335-351.
- Poterba, James M. and Lawrence H. Summers, “The persistency of volatility and stock market fluctuations,” *American Economic Review*, 76, (1986), 1142-1151.
- Schwert, G. William, “Why does stock market volatility change over time?” *Journal of Finance*, 44, (1989), 1115-1153.
- Schwert, G. William, “Stock volatility and crash of '87,” *Review of Economic Studies*, 3, (1990), 77-102.
- Schwert, G. William and Paul J. Seguin, “Heteroskedasticity in stock returns,” *Journal of Finance*, 45, (1990), 1237-1257.

Turner, Christopher M., Richard Startz, and Charles R. Nelson, "A Markov model of heteroskedasticity, risk, and learning in the stock market," *Journal of Financial Economics*, 25, (1989), 3-22.

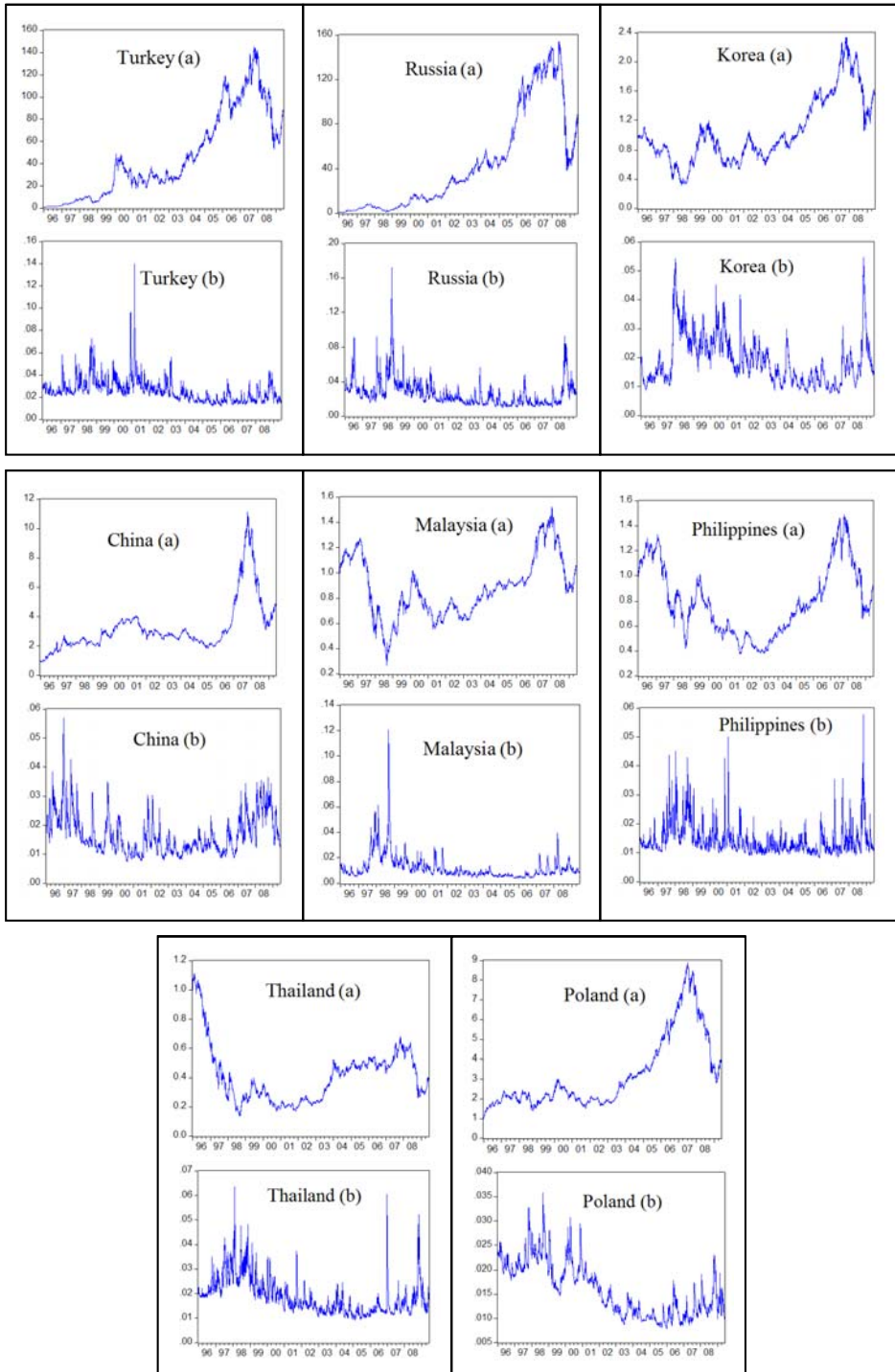
<부 록>

<그림 A> 신홍주식시장에서의 국가별 일간누적수익률¹⁹⁾과 일별변동성²⁰⁾ 추이



19) 그림에서 누적수익률은 (a)로 일별변동성은 (b)로 표시됨.

20) 여기서의 변동성은 본문 식 (8)과 <표 9>를 통해 추출된 GARCH-M 모형상의 조건부 표준편차를 의미함.



<표 A> 지역별 외환위기를 전후한 미예측 변동성의 효과 비교

(Adjusted GJR-GARCH-M 모형, 일별수익률 기준)

지역별 외환위기시점을 고려하여 미예측 변동성의 주식수익률에 미치는 효과를 검증한다. Panel 1은 신흥 시장에서의 지역별 외환위기 시점을 표본으로 선정하고 Panel 2에서는 이들 기간을 제외한 전세계 금융위기 이전까지의 기간을 표본으로 선정한다. 이때 아르헨티나, 브라질, 칠레 등의 3개국은 아르헨티나 통화위기(2002)의 전염효과를 고려하여 위기기간을 2001년 7월~2003년 6월까지로 설정하고 러시아와 폴란드 2개국은 러시아 모라토리엄 사태기간을 고려하여 위기기간을 1998년 1월~1999년 12월까지로 설정하며 나머지 9개국은 아시아 통화위기 기간(1997. 7~1999. 6)대로 설정한다. 따라서 총 관측치수는 Panel 1의 외환위기 기간이 522일(남미 3개국 521일)이고 Panel 2의 외환위기 제외기간이 2,478일(남미 3개국 2,479일)이 된다. 아래 방정식에서 채택한 GJR-GARCH-M 추정모형은 <표 12>에서와 완전히 동일하며 괄호 안은 t값. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의미함을 표시하며 두 Panel 기간의 모든 추정모형은 추정계수 합이 1보다 작다는 비음조건을 충족시키고 잔차에 대한 Ljung-Box 통계량 검증 결과 잔차제곱에 대한 자기상관관계가 없는 것으로 나타나 모형적합성이 충족됨을 밝혀둔다.

$$RP_t = \alpha + \beta \sigma_t + \gamma \sqrt{h_t} + u_t \quad (u_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0,1))$$

$$h_t = \lambda_0 + \lambda_1 u_{t-1}^2 + \lambda_2 D_{t-1} \cdot u_{t-1}^2 + \theta_1 h_{t-1} \quad (\text{where, } D_{t-1} = 1 \text{ if } u_{t-1} < 0, \text{ otherwise } D_{t-1} = 0)$$

시기구분	1. 외환위기 기간(1997. 7~1999. 6)				2. 외환위기 제외기간 (2007. 6까지)			
	β	γ	λ_1	λ_2	β	γ	λ_1	λ_2
아르헨티나	1.143* (1.75)	-1.098* (-1.67)	0.052*** (4.87)	-0.001 (-0.08)	0.683*** (6.19)	-0.645*** (-5.58)	0.016* (1.85)	0.177*** (10.84)
브라질	0.239 (0.90)	-0.240 (-0.89)	-0.048*** (-7.65)	0.058*** (126.3)	0.277** (2.64)	-0.209** (-1.96)	-0.004 (-0.41)***	0.226*** (11.28)
칠레	0.378 (1.01)	-0.417 (-1.16)	0.209** (2.13)	-0.108 (-0.97)	0.605*** (3.26)	-0.682*** (-3.77)	0.024*** (3.33)	0.088*** (8.00)
콜롬비아	1.821*** (5.91)	-1.825*** (-5.88)	0.114*** (4.89)	0.379*** (5.18)	1.684*** (8.63)	-1.570*** (-8.13)	0.211*** (19.54)	0.098*** (4.58)
멕시코	0.231 (1.21)	-0.242 (-1.21)	-0.006 (-0.27)	0.370*** (7.10)	0.617*** (4.75)	-0.535*** (-4.18)	0.015 (1.43)	0.201*** (10.24)
페루	0.994*** (4.18)	-1.007*** (-4.30)	0.239*** (3.22)	0.398*** (3.94)	1.568*** (5.95)	-1.385*** (-5.36)	0.167*** (10.87)	0.070 (3.37)
폴란드	4.550*** (17.0)	-6.105*** (-24.8)	0.024*** (8.75)	0.924*** (213.2)	3.236*** (4.00)	-5.481*** (-7.01)	0.026** (2.52)	0.025** (2.24)
러시아	0.260 (1.04)	-0.216 (-0.86)	0.094*** (4.67)	0.029 (0.94)	0.531** (2.29)	-0.426* (-1.86)	0.105*** (7.26)	0.070*** (4.19)
터어키	2.384*** (3.72)	-2.290*** (-3.60)	0.106*** (4.29)	0.018 (0.69)	-0.025 (-0.17)	0.051 (0.34)	0.085*** (9.42)	0.054*** (3.35)
한국	-1.939*** (-2.93)	1.903*** (2.91)	0.070*** (5.59)	0.027 (1.46)	0.150 (0.72)	-0.119 (-0.58)	0.030*** (3.83)	0.072*** (7.09)
중국	0.959* (1.77)	-0.936* (-1.68)	0.125*** (3.38)	0.198*** (2.95)	-0.403** (-2.34)	0.434** (2.46)	0.063*** (10.54)	0.033*** (3.68)
말레이시아	0.199 (1.30)	-0.218 (-1.25)	0.065*** (3.33)	0.104*** (3.25)	0.814*** (3.44)	-0.753*** (-3.20)	0.041*** (6.56)	0.057*** (6.64)
필리핀	0.826** (2.16)	-0.829** (-2.18)	0.174*** (3.97)	0.111** (2.10)	0.343** (1.99)	-0.337* (-1.92)	0.075*** (5.06)	0.149*** (7.47)
태국	-3.878*** (-6.90)	3.879*** (6.69)	0.291*** (8.46)	-0.146*** (-4.07)	0.830*** (3.42)	-0.827*** (-3.41)	0.055*** (5.50)	0.080*** (4.40)

A Test on the Volatility Feedback Hypothesis in the Emerging Stock Market

Byoung Joon Kim*

〈abstract〉

This study examined on the volatility feedback hypothesis through the use of threshold GARCH-in-Mean (GJR-GARCH-M) model developed by Glosten, Jagannathan, and Runkle (1993) in the stock markets of 14 emerging countries during the period of January, 1996 to May, 2009. On this study, I found successful evidences which can support the volatility feedback hypothesis through the following three estimation procedures.

First, I found relatively strong positive relationship between the expected market risk premiums and their conditional standard deviations from the GARCH-M model in the basis of daily return on each representative stock market index, which is appropriate to investors' risk-averse preferences. Second, I can also identify the significant asymmetric time-varying volatility originated from the investors' differentiated reactions toward the unexpected market shocks by applying the GJR-GARCH-M model and further find the lasting positive risk aversion coefficient estimators. Third, I derived the negative signs of the regression coefficient of unpredicted volatility on the stock market return by re-applying the GJR-GARCH-M model after I controlled the positive effect of predicted volatility through including the conditional standard deviations from the previous GARCH-M model estimation as an independent explanatory variable in the re-applied new GJR-GARCH-M model.

With these consecutive results, the volatility feedback effect was successfully tested to be effective also in the various emerging stock markets, although the leverage hypothesis turned out to be insufficient to be applied to another source of explaining the negative relationship between the unexpected volatility and the ex-post stock market return in the emerging countries in general.

Keywords : GARCH in Mean Model Volatility Feedback Hypothesis Time-varying Asymmetry, Risk Aversion, Risk Premium

* Assistant Professor, Department of Silver Industry, Kangnam University