

아시아 금융위기와 미국과 아시아 신흥공업국 주식시장 간의 관계변화*

이충열** · 이경창***

한국, 대만, 홍콩, 싱가포르 등 아시아 신흥개발도상국의 주식시장과 미국 주식시장 간의 관계를 주식수익률에 대한 GARCH모형에 근거하여 표본기간을 아시아 금융위기 발생 이전인 제1기, 아시아 금융시장 불안이 크게 확대되었던 제2기, 아시아 금융시장이 안정세에 진입한 제3기로 구분한 후 살펴보았다. 이를 위해 각 기간별 각국의 주식수익률과 미국 주식수익률 간 시차상관계수를 추정하고, 그레인저 인과관계를 검정한 후, 2변수 VAR모형을 설정하고 충격반응함수를 추정하며, 예측오차 분산분해를 실시하였다. 분석결과 전반적으로 미국 주식수익률이 아시아 국가의 주식수익률에 미치는 효과는 아시아 금융위기를 거치면서 증가하였으며, 아시아 금융위기가 크게 증폭되었던 제2기에는 아시아 국가의 주식수익률이 미국 주식수익률에 영향을 준 것으로 나타났다. 개별국가별로는 미국 주식시장이 아시아 각국 주식시장에 미치는 효과는 금융위기를 거치면서 한국 주식시장에서 가장 크게 증가한 것으로 나타났다. 마지막으로 이상의 분석결과는 아시아 신흥개발도상국과 미국뿐만 아니라 일본을 포함한 분석에서도 다르지 않게 나타났다.

핵심주제어: 주식시장 연계성, GARCH모형, VAR, 인과관계 검정, 아시아 금융위기
경제학문헌목록 주제분류: F3, G1

I. 서 론

1997년 7월 2일 태국 바트화의 평가절하를 계기로 촉발된 동아시아 금융위기는 남미 및 러시아로 이어지면서 세계경제에 심각한 충격을 주었다. 위기발생국인 태국·인도네시아·한국은 위기의 신속한 해결을 위하여 국제통화기금에

* 이 논문은 2002년도 고려대학교 교내 특별연구비 지원에 의하여 수행되었습니다.

** 고려대학교 경상대학 경제학과 부교수(제1저자), 전화: (041) 860-1519, E-mail: cllee@korea.ac.kr

*** 한국개발연구원 연구원(공동저자), 전화: (02) 958-4129, E-mail: edward3@kdi.re.kr
논문투고일: 2003. 1. 5 수정일: 2003. 2. 12 게재확정일: 2003. 2. 24

유동성자금의 지원을 요청하였고, 국제통화기금은 자금지원과 함께 각국의 구조조정정책에 깊숙이 개입하였다. 이후 한국은 긴급한 외환유출을 억제하기 위하여 신속하고 강력한 자본시장 자유화를 추진하였고, 금융제도에 대한 전반적인 제도개혁을 추진하였다.

본 연구는 아시아 외환위기 발생을 중심으로 한국·홍콩·대만·싱가포르 등 아시아 4개 신흥공업국 주식시장과 미국 주식시장의 관계를 살펴본다. 아시아 금융위기를 겪으면서 이 국가들의 금융시장이 더욱 개방되고 자유화되는 등 전반적인 제도개혁이 이루어졌다는 점과 국제금융시장에서 미국 금융시장의 역할이 막대하다는 점을 고려할 때, 이 국가들의 금융시장과 미국 금융시장 간의 관계는 변화할 수 있기 때문이다.

국가 간 자본거래와 주식시장의 연계성에 대한 연구는 국제금융론에서 매우 고전적인 연구과제이다. 일찍이 Grubel(1968), Granger and Morgenstern(1970), Replry(1973), Lessard(1974, 1976), Panton, Lessig, and Joy(1976) 및 Hilliard(1979)은 국제주식시장에서 각국 주식수익률은 동시상관관계가 매우 낮고, 주식수익률 변화가 국내변수에 의해 압도적으로 설명된다는 점을 밝혀 국제 포트폴리오의 다각화가 투자행위에 있어 중요한 기준이라고 주장하였다.¹⁾

그러나 1970년대 브레턴우즈체제의 붕괴에 따른 변동환율제도의 확산과 그에 따른 세계경제의 연관성 증대로 국제금융시장의 상호연관성이 강조되기 시작하였고, 이후 1987년 10월 미국의 블랙먼데이 이후 선진 각국의 주가가 미국 주가와 함께 크게 하락하면서 이에 대한 연구가 활발하게 이루어졌다.²⁾

1) Eun and Shim(1989).

2) Eun and Shim(1989)은 세계 주요 9개국 주식시장의 일별 주식수익률 시계열의 VAR모형 분석을 통해 미국 주식시장의 선도하에 다른 주요 선진국 주식시장들이 미국 주식시장과 같이 움직인다는 증거 및 미국으로부터의 충격에 대한 유럽 및 아시아 시장이 1~2일의 시차 내에서 신속히 반응한 후 소멸된다는 결과를 토대로 시장 간 정보파급의 신속성을 통한 정보측면에서의 시장효율성을 제시했다. Jeon and Von Furstenberg(1989, 1990)은 미국, 영국, 독일, 일본을 대상으로 한 VAR분석에서 블랙먼데이 이후부터 대상국가 간 주식시장의 연계성이 높아졌고 특히 미국의 영향력 감소와 동시에 일본 시장이 다른 시장에 대하여 영향력이 증가하고 있음을 제시하고 있다. Becker, Finnerty, and Gupta(1990)는 1985년부터 1988년까지의 일별 데이터를 사용한 회귀분석과 상관관계 분석을 통해 미국과 일본 주식시장의 관계를 분석하였다. 그 결과 1987년 블랙먼데이 이후 미국 증시가 동경증시의 움직임에 더욱 강력한 영향을 미치고 있음을 제시했다. Hamao, Masulis, and Ng(1990)는 GARCH모형을 이용한 각 국가의 일별 추가변동성의 미국으로부터 일본 및 영국으로, 영국으로부터 일본으로의 파급효과(spillover effect)를 발견하였다. 또한 이들은 1990년의 연구에서 다양한 사전정보를 가지고 있는 투자자들은 경제적인 충격에 직면한 후 투자자 상호간에 존재하는 정보에 대한 이견을 해소해 나가는 과정에서 수익률이나 분산의 파급효과가 발생할 수 있다고 주장했다. Arshanapalli and Doukas(1993)는 공적분을 사용한

아시아 경제나 한국 경제에서 국내외 주식시장의 연계성에 대한 연구는 1990년대 아시아의 금융시장 개방이 진행되면서 시작되었다. Cheung and Mak(1992)은 미국 시장이 아시아 자본시장을 주도한다는 증거를 제시하였으며, Chowdhury(1994)는 아시아 신흥공업국들에 대한 VAR분석에서 개방수준이 높은 싱가포르와 홍콩이 그렇지 못한 대만과 한국에 비해 미국 및 일본 시장과의 연계성이 높다는 결과를 제시하였다. Liu and Pan(1997)은 1984년부터 1991년까지 7년간의 자료에 근거하여 미국과 일본 주식시장으로부터 홍콩·싱가포르·대만·태국 등 아시아 4개국 주식시장에 대한 전이효과가 1987년 블랙먼데이 이후 더욱 커졌으며 일본보다는 미국의 영향력이 더 크다는 결과를 보였다. Wu and Su(1998)도 세계주식시장 간의 동조화 현상은 1987년 주가대폭락 이후 더욱 두드러지게 나타나고 있으며 최근 들어 그 정도가 더욱 심화되고 있다고 주장하였다. 그들은 규모가 큰 주식시장의 수익률이 규모가 작은 주식시장의 수익률을 선도하며, 미국 주식시장의 영향력을 제거할 경우 일본 주식시장의 영향력이 상당히 크다는 실증분석 결과를 제시하였다.

국내연구에서는 유태우·김춘호(1997)는 1996년 말 OECD 가입을 앞둔 한국 주식시장과 미국 및 일본 주식시장의 연관성에 있어서 이들 간에 유의성은 약하지만 장·단기적 관계가 존재한다는 결과를 제시하였으며, 홍성희(1998)는 미국·일본·한국의 주식시장에 대한 VAR분석을 통한 삼국 간의 영향력 분석에서 미국의 나머지 두 국가에 대한 상대적 영향력의 크기가 크며, 특히 한국보다는 일본에 대하여 더 큰 영향을 주고 있음을 제시하였다.

차백인·오세경(1998)과 Cha and Oh(2000)는 한국·홍콩·대만·싱가포르 등 아시아 신흥공업국 4개국 각국의 주별 주식수익률과 미국·일본의 주별 주식수익률을 사용한 VAR모형을 설정하고, 외환위기 이후 미국과 일본의 아시아 신흥공업국에 대한 영향력이 증가하였으며, 외환위기를 직접 경험하지 않은 대만에 대한 영향이 다른 3개국에 비해 훨씬 높다는 결론을 제시하였다. 또한 김인무·김찬웅(2000)은 한국·일본·미국의 비거래소 주식시장인 KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ 주가 간 연관관계를 살펴보았는데, 이들은 미국 NASDAQ 주가가 KOSDAQ 주가와 JASDAQ 주가에 영향을 주며, 이들 간의 관계가 아시아 외환위기 기간중에 변화했다는 점을 밝혔다.

실증분석에서 국제주식시장 간의 상호연관성이 1987년 주가대폭락 이후 높아졌음을 보고하였다. 그러나 일본의 경우는 예외로서 다른 선진 주식시장과의 연계성이 보이지 않음을 제시하였다.

본 연구는 이상의 연구결과에 기초하여 한국·대만·홍콩·싱가포르 등 아시아 4개국의 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 연계성을 분석한다. 이 때 분석자료는 일별 주식수익률을 사용하고 표본기간을 아시아 금융위기 발생 이전, 금융시장 불안 증폭기간, 금융위기 이후의 세 기간으로 구분한다.

본 연구는 4절으로 구성된다. 제I절은 서론이고, 제II절은 연구방법 및 자료에 대한 설명이다. 제III절은 본 연구의 핵심내용인 아시아 각국과 미국 주식수익률 간의 관계추정 및 검정결과이고, 제IV절은 본 논문의 결론이다.

II. 연구의 방법 및 자료

본 연구는 1997년 아시아 금융위기와 연관하여 한국, 대만, 홍콩, 싱가포르 등 아시아 신흥공업국의 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 관계를 살펴본다. 이를 위해 주식수익률 간의 교차탄력성 추정, 인과관계 검정 및 VAR 분석방법을 사용한다.^{3) 4)}

본 연구의 분석대상은 한국증권거래소(Korea Stock Exchange: KSE), 대만증권거래소(Taiwanese Stock Exchange: TSE), 홍콩증권거래소(Stock Exchange of Hong Kong: SEHK), 싱가포르 증권거래소(Stock Exchange of Singapore: SES) 등 아시아 4개 신흥공업국의 증권거래소시장과 뉴욕증권거래소(New York Stock Exchange: NYSE) 간의 연관성이다. 이들 아시아의 4대 증권시장은 2000년 말 현재 미 달러화로 환산한 시가총액기준으로 일본과 호주를 제외하고 아시아에서 가장 큰 규모이다.

실증분석에서 사용된 각 주식시장의 주가지수는 1994년 1월 3일부터 2000년

3) 그레인저 인과관계, VAR 분석방법은 일반적인 방법이므로 이에 대한 설명은 생략한다. 또한 주식수익률은 단위근을 갖지 않은 것으로 판명되었기 때문에 이들 간의 관계를 분석할 때 공적분을 사용할 필요는 없다.

4) 그레인저 인과관계는 만일 원래의 예측식에 있는 다른 적절한 정보와 더불어 X 의 시차값들이 가지고 있는 정보를 포함함으로써 Y 의 현재값에 대한 예측이 개선된다면 변수 X 는 변수 Y 에 대해 인과관계에 있다고 정의된다. 즉, 다음의 모형에서 b_j 가 0이 아니면 Y_t 는 X_t 를 Granger-cause하고, c_j 가 0이 아니면, X_t 는 Y_t 를 Granger-cause한다.

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, E(\eta_t, \eta_s) = 0$$

10월 30일까지의 일별 KSE의 종합주가지수, TSE의 가중지수(the Weighted Index), SEHK의恒生주가지수(the Hang Seng Index), SES의 Straits Times지수, NYSE의 다우존스지수이다.^{5) 6)}

한편, 각 국가의 국경일 및 주중 주식시장 운영일자 등의 차이에 의해 국가 간 데이터의 불일치문제가 존재하므로 이를 해결하기 위해 주중 시장운영일은 한국을 제외한 다른 4개국이 채택하고 있는 주 5일(월요일~금요일)로 정했고, 모든 국가별 데이터에서 주중에 국경일이나 휴업 등에 의해 발생된 결여데이터는 전일 데이터로 연장하여 사용하였다.⁷⁾ 한편, 본 연구에서 사용한 주식수익률은 미 달러화 표시 각국의 주식수익률을 사용하였다. 각국별로 환율의 변동이 다를 경우 국제투자자의 입장에서는 이를 고려하여 투자결정을 하기 때문이다.⁸⁾

표본기간을 아시아 금융위기 발생 이전과 금융불안 폭등기, 금융위기 이후기 등으로 구분하기 위하여 각국 주식시장의 위험을 추정하고 위험의 변화를 살펴 보았다. 이 때 위험을 측정하기 위하여 각 주식수익률에 대한 GARCH모형을 설정하였다. GARCH(generalized ARCH)모형은 수익률의 변동성을 분산 또는 표준편차로 측정할 때 이 변동성이 시간의 흐름에 따라 변화하는(time-variant) 경우를 반영하여 조건부 분산을 추정하고 이를 금융시장 불확실성 지표로 간주한다.⁹⁾

5) 부록에서 실시한 분석을 위하여 일본의 경우 동경주식시장(Tokyo Stock Exchange)의 니케이 225지수(Nikkei 225 Index)를 사용하였다.

6) 네트워크산업과 컴퓨터기술이 발달한 현재 각국의 주식시장 정보는 당일로 다른 국가에 전파되기 때문에 본 연구와 같은 국내외 주식시장 간의 연계성 분석에서는 주별 수익률보다는 일별 수익률을 통한 분석이 필요하다. 한편, 차백인·오세경(2000)의 연구에서도 아시아 각국과 미국 주식수익률 간의 관계분석에서 이 주식들 간의 인과성은 1주일 내에 발생하였다.

7) 대부분의 기존 연구들은 국가 간 자료의 불일치문제를 이 방식으로 해결하고 있다. 그러나 일부 연구(Jeong, 1999)에서는 개장시간이 중복되는 overlapping 자료, 즉 일일 개장시간 중 국가시장 간 개장시간이 중복되는 시간대의 분별 데이터를 사용하여 자료의 불일치문제를 해결하기도 한다.

8) 각 지수에 대한 t 시점에서의 수익률 또는 변화율은 다음과 같이 정의된다.

$$r_t = 100 \times (\ln S_t - \ln S_{t-1})$$

이 때 S_t 는 t 시점의 주가지수, r_t 는 수익률(%)을 각각 나타낸다.

9) GARCH(p, q) 모형은 금융자산 수익률의 확률분포가 정규분포로부터 크게 이탈하지 않는다는 가정하에서 수익률 추정식 오차의 분산을 다음과 같은 식으로 설정한 것이다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=0}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

이 때 Bollerslev *et al.*(1992)의 연구에 따르면 경험적으로 GARCH모형이 ARCH모형에 비해 뛰어나며, 대부분의 경우 GARCH(1, 1)이 탁월한 것으로 나타났다. 이 식에서 보듯

이 자료들은 한국금융연구원, Yahoo Finance 및 Bloomberg사의 데이터베이스에서 추출하였다. 그리고 환율변동효과를 반영하기 위하여 지수에 대응하는 미국 달러화를 기준으로 한 각국의 대미환율 데이터를 사용하였고, 각국의 일별 주가지수를 대미 달러환율로 나누어 미국 달러화기준 주가지수로 환산하였고 이를 다시 수익률로 전환하였다.¹⁰⁾¹¹⁾

III. 실증분석

1. 주가지수와 주식수익률 추이

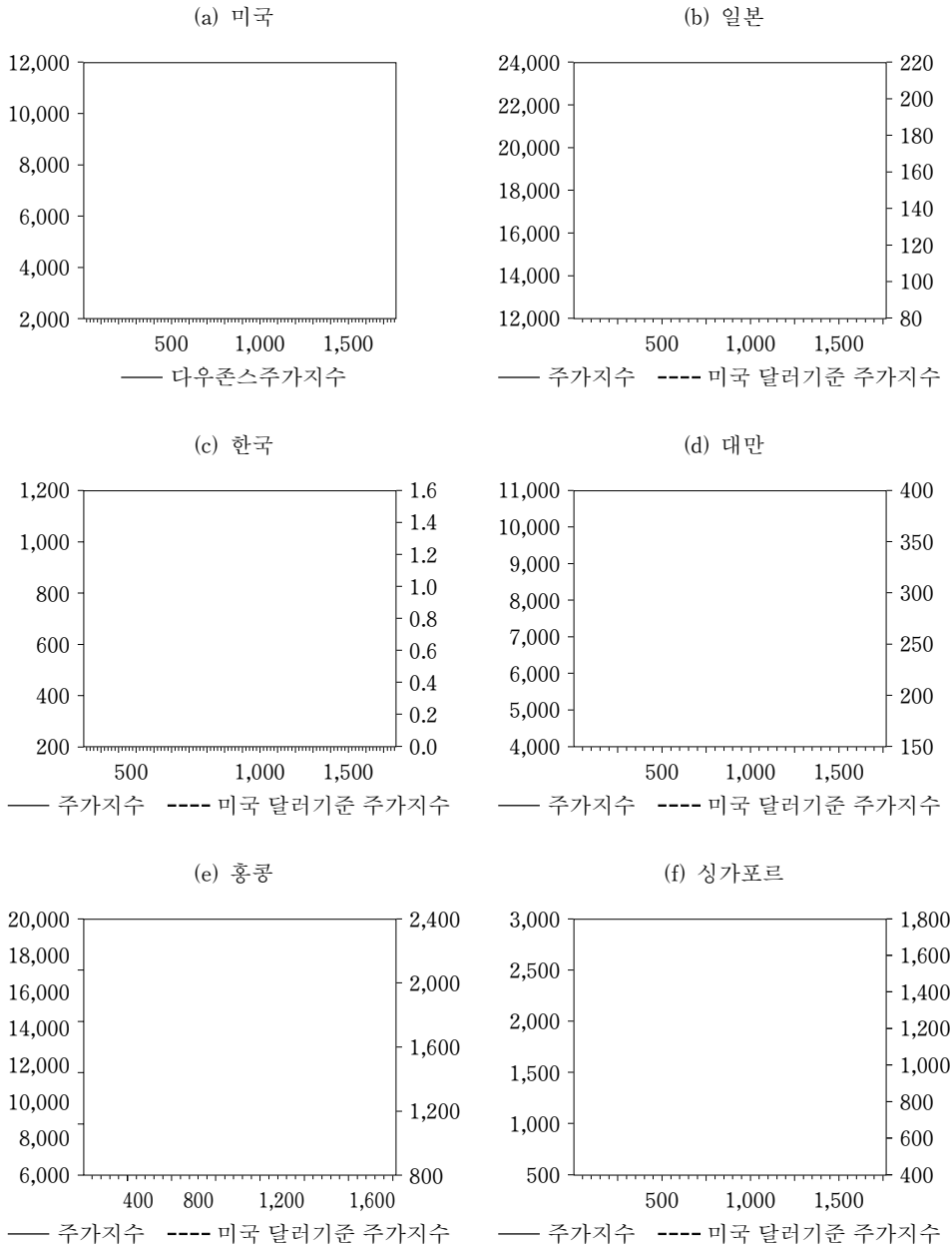
<그림 1>과 <그림 2>는 1994년 1월부터 2000년 10월 말까지 아시아 각 국가별 주식시장의 주가지수, 미국 달러기준 주가지수 및 주식수익률 추이이다. 그림과 같이 미국을 제외한 아시아 각 국가들의 주가지수는 1997년 하반기에 접어들면서부터 지속적으로 하락한 후, 1998년 하반기를 기점으로 다시 상승세로 반전하여 2000년 3월 말까지 지속적인 상승세를 보이는 V자 형태의 추세를 보였다. 이후 아시아 주가는 다시 하향국면으로 진입하였는데, 특히 홍콩과 싱가포르를 제외한 일본, 한국, 대만의 주가는 매우 빠르게 하락하였다. 한편, 미국 달러기준 주가지수의 추세 또한 개별통화 주가지수 추세와 큰 차이를 보이고 있지 않다.

아시아의 주식시장들이 대체로 외환위기의 초기발생 시점인 1997년 하반기를 기준으로 침체국면으로 진입한 후 외환위기가 지속되던 1년여의 기간 동안 부진한 모습을 보였으나, 1998년 하반기부터 상승국면으로 전환되어 2000년 상반기에는 1997년 외환위기 이전의 수준으로 회복하였다. 이는 분석대상이 되는 각 국가들의 주식시장 움직임이 외환위기의 전개상황과 매우 밀접히 연관되어 왔음을 보여 준다.

이 조건부 분산 σ_t^2 는 시간의 흐름에 따라 변화하는데, 여기서는 상수항 $\alpha_0 w$ 를 포함한 q 기 전까지의 조건부 분산 $\sigma_{t-i}^2(h_{t-i})$ 와 p 기 전까지의 오차항 제곱 (ε_{t-i}^2)의 선형함수로 표시된다. 이에 대한 자세한 설명은 Pena(2001), Tsay(2002)를 참조하시오.

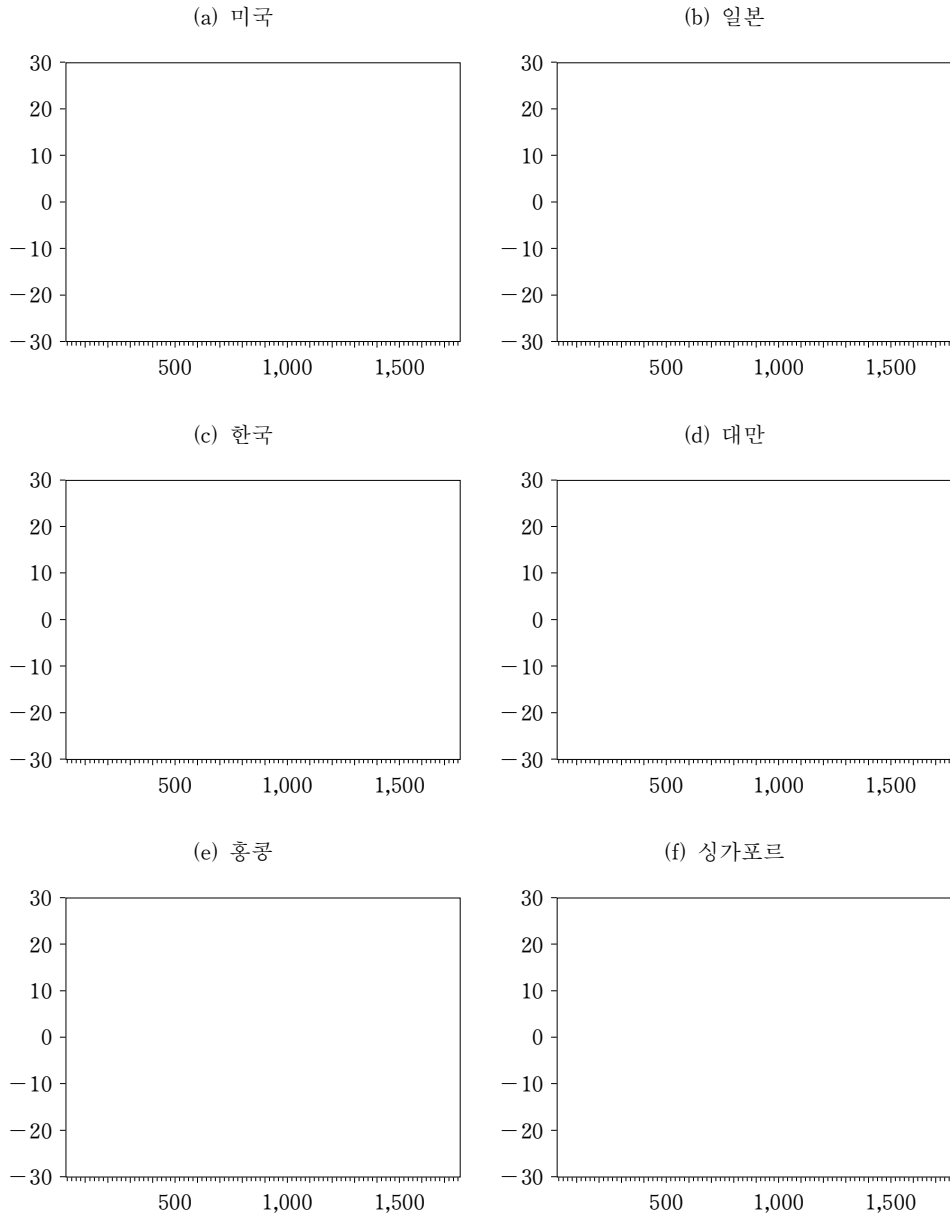
10) 각국의 대미환율 데이터는 <http://www.bog.frb.fed.us>, <http://www.econ-datalinks.org> 등에서 구하였다.

11) 홍성희(1998), Ramchand and Susmel(1998) 등이 이 방식을 사용하였다.



주: 1) X축상의 수치에 해당하는 날짜는 500(1995년 12월 1일), 1,000(1997년 11월 4일), 1,500(1999년 10월 11일)이며, 기간구분의 기준시점인 1997년 10월 14일, 1998년 3월 24일은 각각 958일과 1,067번째이다.

<그림 1> 각국 주가지수 및 미국 달러기준 주가지수¹⁾



주: 1) X축상의 수치에 해당하는 날짜는 500(1995년 12월 1일), 1,000(1997년 11월 4일), 1,500(1999년 10월 11일)이며, 기간구분의 기준시점인 1997년 10월 14일, 1998년 3월 24일은 각각 958일과 1,067번째이다.

<그림 2> 각 국가별 환율조정 주식수익률¹⁾

2. 주식시장 변동성 추이

본 연구의 목적과 관련하여 아시아 금융시장의 불안은 하나의 비교기준 시점으로 보고 표본기간을 아시아 금융시장의 불안이 확대되기 이전인 제1기, 금융시장 불안이 크게 증폭되었던 제2기, 금융시장이 뚜렷한 안정세로 전환된 제3기로 구분했다.

먼저 표본대상인 아시아 금융시장의 불안정성 추이를 살펴보기 위하여 각 주가지수의 조건부 분산을 추정하였다. 이를 위하여 개별 주식수익률에 대한 자기회귀조정모형(AR(p)모형)을 설정하고 예측불가능한 수익률을 추정한 후, 이에 대한 GARCH(1, 1) 모형을 추정하였다. 이 때 개별수익률의 자기회귀모형의 시차는 AIC기준에 의해 선정하였고, 오차항이 시차상관을 갖는가를 검정하기 위하여 Ljung-Box(12) Q통계량(잔차)를 사용하였으며, 조건부 분산식의 적합성을 살펴보기 위해 ARCH-LM 검정을 실시하였다.¹²⁾

개별 수익률변수에 대한 자기회귀방정식 및 예측불가능 수익률에 대한 GARCH(1, 1) 모형 추정결과는 <표 1>에 제시하였다. 이 때 추정결과에서 평균방정식의 오차항은 계열상관이 없는 것으로 나타났고, 각 국가의 GARCH 방정식에서 모든 계수가 1% 수준에서 유의하게 나타났다. 또한 모형에 잔존하는 ARCH효과를 검정하는 ARCH-LM 검정결과 표준화된 잔차항($\varepsilon_t | \psi_{t-1}$) 계급 간의 계열상관이 없는 것으로 나타나, 분산식 모형이 비교적 적합함을 알 수 있다.

<그림 3>은 각 국가들의 해당 표본기간에서 GARCH모형을 추정하여 얻은 주식수익률의 조건부 이분산, 즉 주식수익률의 변동성을 보여 준다. 이를 보면 다음의 사실을 알 수 있다.¹³⁾

첫째, 한국을 비롯한 홍콩, 싱가포르의 주식수익률 변동성은 1997년 10월부터 12월 말까지 1차적으로 급격히 상승한 후 하락하였고, 1998년중에는 높은 수준을 유지한 후 1999년부터 하락하였다. 태국 외환위기가 1997년 7월 2일부터 발생하였고, 인도네시아 정부가 변동환율제를 도입한 것이 8월 15일이었음에도 불구하고, 이 국가들과 이웃인 싱가포르 주식수익률의 조건부 분산은 10월까지

12) 본 분석에서 사용한 GARCH(1, 1) 모형의 평균방정식과 조건부 분산방정식은 다음과 같다.

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_n y_{t-n} + \sigma_t \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, 1)$$

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

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

13) 한편, 뉴스에 대한 비대칭성을 고려하기 위하여 EGARCH모형을 추정하고 조건부 분산을 조사하였으나, 그 결과는 GARCH모형과 크게 차이가 없었다.

크게 변화하지 않았고, 홍콩과 한국에서 위기가 발생한 이후에야 크게 상승하였다.

〈표 1〉 각국 주식수익률의 GARCH(1,1) 모형 추정결과
(a) 평균방정식

	미국	일본	한국	대만	홍콩	싱가포르
a0	0.065 (0.024)**	-0.016 (0.037)	-0.038 (-0.063)	-0.017 (-0.040)	0.017 (0.046)	-0.010 (-0.039)
a1	0.022 (0.024)	-0.047 (0.024)*	0.012 (0.024)**	0.029 (0.024)	0.013 (0.024)	0.179 (0.024)**
a2	-0.030 (0.024)	-0.030 (0.024)	-0.032 (0.024)	0.034 (0.024)	-0.035 (0.024)	-0.016 (0.024)
a3	-0.053 (0.024)*	-0.019 (0.024)	-0.078 (0.024)**	0.014 (0.024)	0.097 (0.024)**	0.005 (0.024)
a4	-0.008 (0.024)	0.001 (0.024)	0.003 (0.024)	-0.061 (0.024)**	-0.050 (0.024)*	-0.059 (0.024)*
a5	0.016 (0.024)	-0.047 (0.024)*	-0.066 (0.024)**	0.013 (0.024)	-0.015 (0.024)	-0.031 (0.024)
a6	-0.025 (0.024)	-0.056 (0.024)*	0.012 (0.024)	-	-0.023 (0.024)	0.010 (0.024)
a7	0.046 (0.024)	-0.015 (0.024)	0.051 (0.024)*	-	-0.037 (0.024)	0.012 (0.024)
a8	-	0.042 (0.024)	0.040 (0.024)	-	-0.013 (0.024)	-0.008 (0.024)
a9	-	0.061 (0.024)*	0.098 (0.024)**	-	0.021 (0.024)	0.042 (0.024)
a10	-	-	-	-	0.049 (0.024)*	0.067 (0.024)**
Ljung-Box(12) Q통계량(잔차)	7.462 [0.826]	2.394 [0.999]	2.339 [0.999]	10.315 [0.588]	1.541 [1.000]	3.533 [0.990]
F통계량	1.877 [0.069]	2.722 [0.004]	9.132 [0.000]	2.085 [0.065]	3.215 [0.000]	8.520 [0.000]
D-W 통계량	2.000	2.000	2.005	1.996	2.001	1.993

주: 1) 자기회귀의 적정시차(p)는 AIC기준에 의거해 국가별로 시차 5에서 10 사이에서 정하였고, ()는 표준오차이고, []는 확률값(P-value)을 표시함.

2) 추정방정식은 $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_n y_{t-n} + \xi_t$ 임.

(b) GARCH(1, 1) 모형 추정

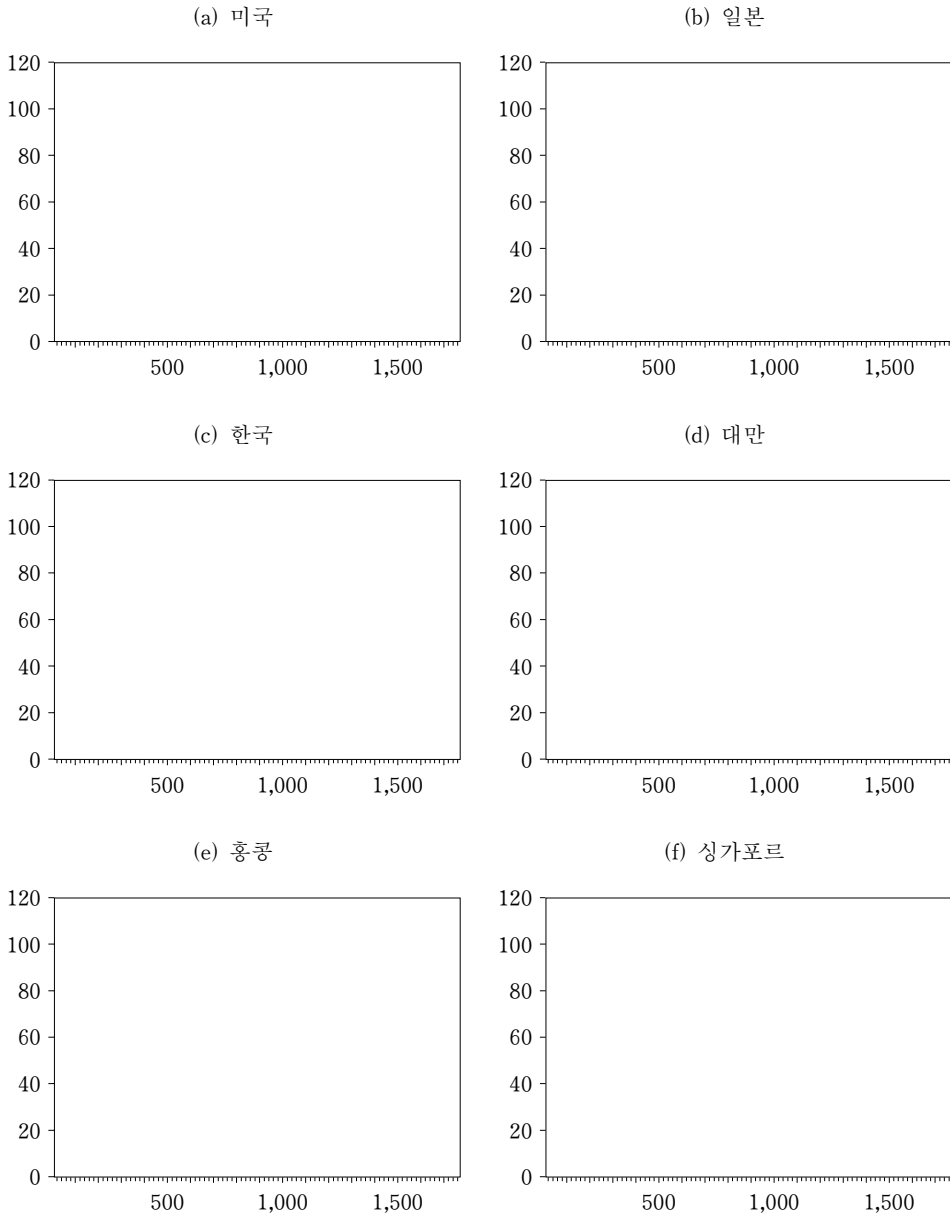
국 가	상수(ω)	α	β	logL	LM 검정통계량
미 국	0.013(0.003)**	0.071(0.007)**	0.919(0.009)**	-3775.27	0.619[0.80]
일 본	0.032(0.006)**	0.071(0.009)**	0.918(0.010)**	-3746.77	0.785[0.64]
한 국	0.013(0.005)*	0.074(0.008)**	0.928(0.007)**	-3529.38	1.470[0.14]
대 만	0.135(0.024)**	0.087(0.008)**	0.868(0.013)**	-3739.50	1.095[0.36]
홍 콩	0.037(0.007)**	0.081(0.009)**	0.910(0.009)**	-3796.57	0.237[0.99]
싱가포르	0.028(0.006)**	0.148(0.014)**	0.852(0.011)**	-3724.38	0.651[0.77]

주: 추정방정식은 $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ 이고, () 안은 표준오차, [] 안은 확률값(P-value)을 표시하며, *, **은 각각 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄. logL은 최대 대수우도함수의 값을 표시.

둘째, 한국·대만·홍콩·싱가포르의 주식수익률 변동성은 1997년 10월부터 2000년까지 위기를 겪으면서 크게 변화한 것으로 나타났다. <그림 3>에서 보듯이 한국·대만·홍콩·싱가포르 주식수익률의 조건부 분산은 1997년 10월부터 급격히 상승한 후 연말부터 다시 급격한 하락세를 보인 후, 1998년중에는 1997년 이전보다 높은 수준을 유지하였고, 1999년부터 다시 낮은 수준을 유지하였다.

이상의 분석결과를 기초로 표본기간을 제1기: 1994년~1997년 10월, 제2기: 1997년 10월~1998년 3월 말, 제3기: 1998년 4월 이후~2000년 10월까지로 구분하고 각 표본기간중 변동성의 평균과 표준편차를 조사하였다. <표 2>와 같이 아시아 각국 주식수익률의 조건부 분산의 평균은 아시아 금융위기를 전후하여 크게 차이를 보이고 있다. 한국 주식수익률의 조건부 분산의 평균은 제1기에 1.685에 불과하였으나 제2기에는 46.641로 크게 상승하였고, 제3기에는 9.766으로 다시 크게 하락하였다. 홍콩이나 싱가포르 역시 제1기에는 조건부 분산의 평균이 각각 2.442과 1.097에서 제2기에는 14.654와 15.605로 각각 크게 상승하였고, 제3기에는 4.201과 3.658로 하락하였다. 이들 3국은 모두 조건부 분산의 평균이 아시아 금융위기를 겪으면서 더욱 커진 것으로 나타났다. 반면, 대만은 조건부 분산의 평균이 제1기에는 2.410이었고, 제2기에는 4.944로 상승하였으나 제3기에는 3.219로 하락하여 위기 이전과 큰 차이를 보이지 않고 있다.

<표 3>과 같이 각 국가별로 기간별 주식수익률의 조건부 분산이 같은가를 검정한 결과, 조건부 분산의 평균이 같다는 귀무가설이 한국, 대만, 홍콩, 싱가포르에서 모두 기각되었고, 또한 제1기와 제3기 주식수익률의 조건부 분산이 같다는 귀무가설 역시 기각되어 기간별로 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 또한 조건부 분산의 분산을 비교한 결과도 같은 결론을 제시하고 있다.



주: 1) X축상의 수치에 해당하는 날짜는 500(1995년 12월 1일), 1,000(1997년 11월 4일), 1,500(1999년 10월 11일)이며, 기간구분의 기준시점인 1997년 10월 14일, 1998년 3월 24일은 각각 958일과 1,067번째이다.

<그림 3> 각 국별 주식수익률의 변동성¹⁾

〈표 2〉 각국 주식수익률 변동성의 평균과 표준편차

기간 ¹⁾		미국	한국	대만	홍콩	싱가포르
전체	평균	0.995	7.618	2.879	3.888	2.995
	표준편차	0.801	13.256	1.658	4.560	6.324
제1기	평균	0.648	1.685	2.410	2.442	1.097
	표준편차	0.305	0.809	1.118	1.626	0.961
제2기	평균	1.674	46.641	4.944	14.654	15.605
	표준편차	1.293	28.306	2.887	11.125	19.405
제3기	평균	1.391	9.766	3.219	4.201	3.658
	표준편차	0.932	3.970	1.693	2.304	2.954

주: 1) 제1기는 1994년 1월 4일부터 1997년 10월 14일, 제2기는 1997년 10월 15일부터 1998년 3월 24일, 제3기는 1998년 3월 25일부터 2000년 10월 30일까지이다.

〈표 3〉 각국 주식수익률 변동성의 평균과 표준편차의 동일성 검정

귀무가설 ¹⁾²⁾	F-검정값			
	한국	대만	홍콩	싱가포르
I. 각 기간 ³⁾ 의 평균이 모두 같다	1237.97***	113.37***	420.62***	264.91***
II. 각 기간의 분산이 모두 같다	756.58***	48.12***	165.13***	186.51***
III. 제1기와 제3기의 평균이 같다	3851.68***	136.93***	265.26***	640.59***
IV. 제1기와 제3기의 분산이 같다	1019.62***	53.24***	11.08***	324.74***

주: 1) 귀무가설 I과 귀무가설 II의 F 값 자유도는 (3, 1766)이고, 귀무가설 III과 귀무가설 IV의 F 값 자유도는 (1, 1655)이다.

2) 귀무가설 II와 귀무가설 IV의 분산동일성 검정은 Eview 4.0(QMS, 1998)에 있는 Brown-Forsythe의 modified levene test를 실시하였다.

3) 각 기간의 구분은 〈표 2〉의 주 1)을 참조할 것.

셋째, 한국, 홍콩, 싱가포르, 대만의 주식수익률 변동성을 살펴볼 때 한국 주식시장의 변동성이 가장 높은 것으로 나타났다. 4개국 중 직접적으로 금융위기를 겪은 곳이 한국이었다는 점을 고려할 때, 한국 주식수익률의 조건부 분산이 높은 것은 당연한 것이라 할 수 있겠다. 한편, 나머지 아시아 국가들의 경우 홍콩과 싱가포르 주식수익률의 조건부 분산이 매우 컸음을 알 수 있다. 그러나 대만의 시장위험은 다른 국가들과 비교해 매우 낮은 것으로 나타났다.

3. 주식수익률 간 인과관계 검증

(1) 시차상관계수

아시아 금융시장 불안증폭기를 전후하여 아시아 신흥공업국의 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 관계를 살펴보기 위하여 한국과 미국, 대만과 미국, 홍콩과 미국, 싱가포르와 t 일 이후 미국 주식수익률 간의 시차상관계수를 <그림 4>에 제시하였다. 이들의 특징을 살펴보면 다음과 같다.

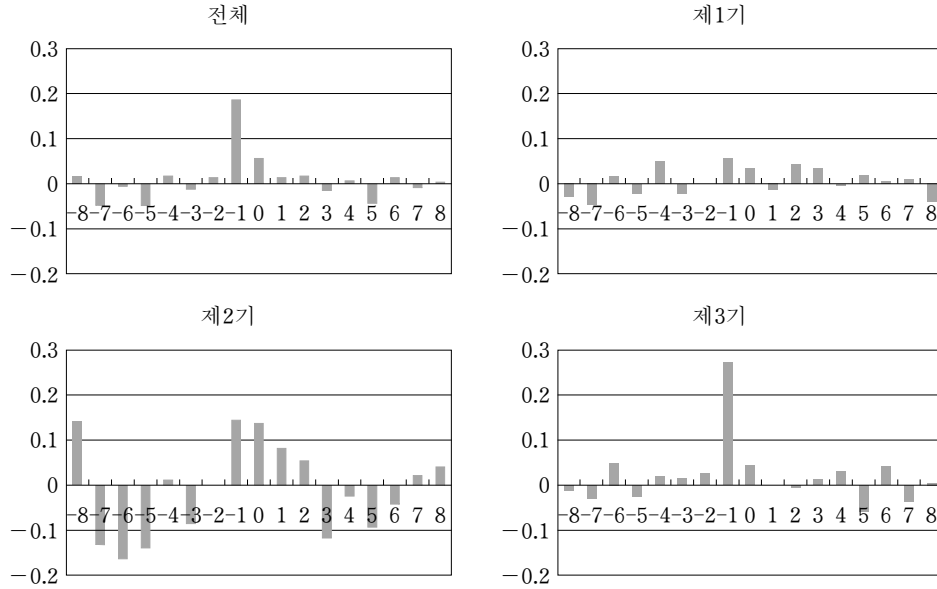
첫째, 한국·대만·홍콩·싱가포르 등 4개국에서 모든 기간에 걸쳐 개별국가의 당일 주식수익률과 전날 미국 주식수익률 간의 상관계수— -1 일 시차상관계수—가 가장 높은 것으로 나타났다. 아시아 주식시장이 폐장한 이후에 미국 주식시장이 개장한다는 점을 고려할 때 이는 미국 주식수익률이 한국 주식수익률에 영향을 주는 것을 의미한다.

둘째, 한국의 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 -1 일 시차상관계수는 외환위기를 겪으면서 크게 상승하였고, 대만·싱가포르·홍콩의 개별 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 -1 일 시차상관계수 역시 전반적으로 상승하였다. 한국 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 -1 일 시차상관계수는 금융시장 불안이 증폭되기 이전인 제1기에는 0.06에 그쳤으나, 금융시장 불안이 크게 확대된 제2기에는 0.15로 크게 상승하였고, 금융시장이 안정세로 전환한 제3기에는 0.28로 더욱 크게 상승하였다. 대만의 -1 일 시차상관계수는 제1기에는 0.09에 그쳤으나, 제2기에는 0.37까지 상승하였고, 제3기에는 다시 0.2로 하락하였다. 홍콩도 -1 일 시차상관계수가 제1기에는 0.39이었으나, 제2기에는 0.43으로 소폭 상승하였고, 제3기에는 0.38로 소폭 하락하였다. 싱가포르 역시 모든 기간에 걸쳐 싱가포르의 당일 주식수익률과 전날 미국 주식수익률 간의 상관계수(-1 일 시차상관계수)가 각각 0.26, 0.29, 0.34로 점차 상승하였다.

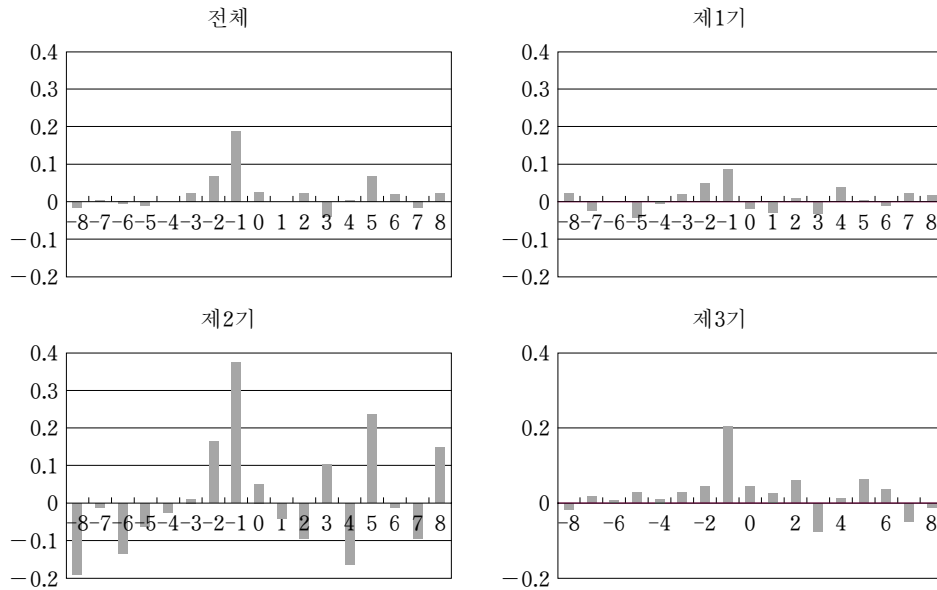
셋째, 한국·홍콩·싱가포르의 주식수익률과 당일 미국 주식수익률 간의 상관계수—당일 상관계수—는 아시아 금융시장 불안이 증폭되었던 제2기에 매우 크게 상승하였다. 한국 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 당일 상관계수는 제1기 0.05에서 제2기에는 0.13으로 상승하였고, 홍콩 주식수익률, 싱가포르 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 당일 상관계수 역시 각각 제1기 0.07, 0.08에서 제2기 0.25, 0.12로 상승하였다.

넷째, 한국·홍콩·싱가포르·미국의 예측불가능한 주식수익률을 추정하고, 이들의 시차상관계수를 추정한 결과 역시 위의 결과와 크게 다르지 않았다. 즉,

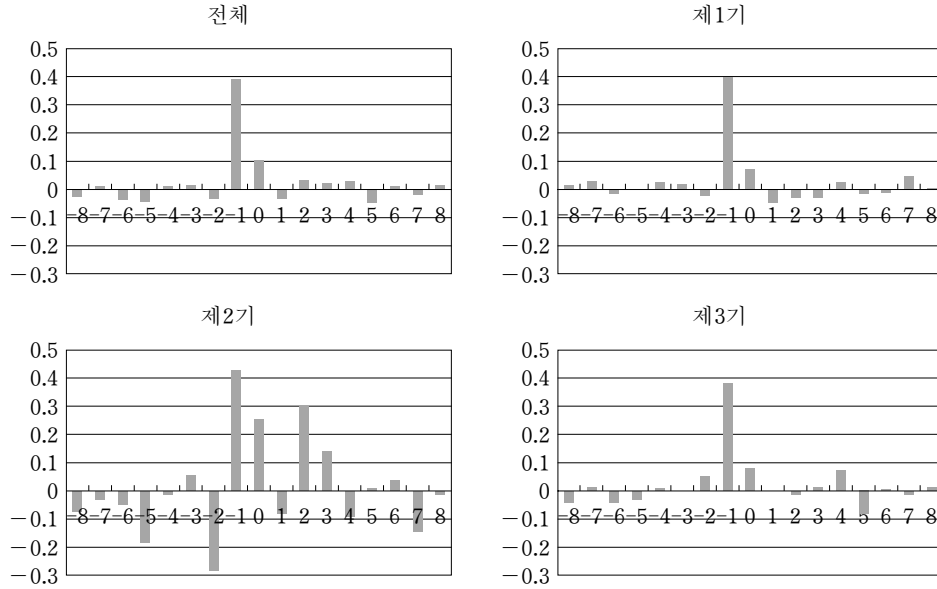
(a) 한국과 미국 주식수익률의 시차상관계수



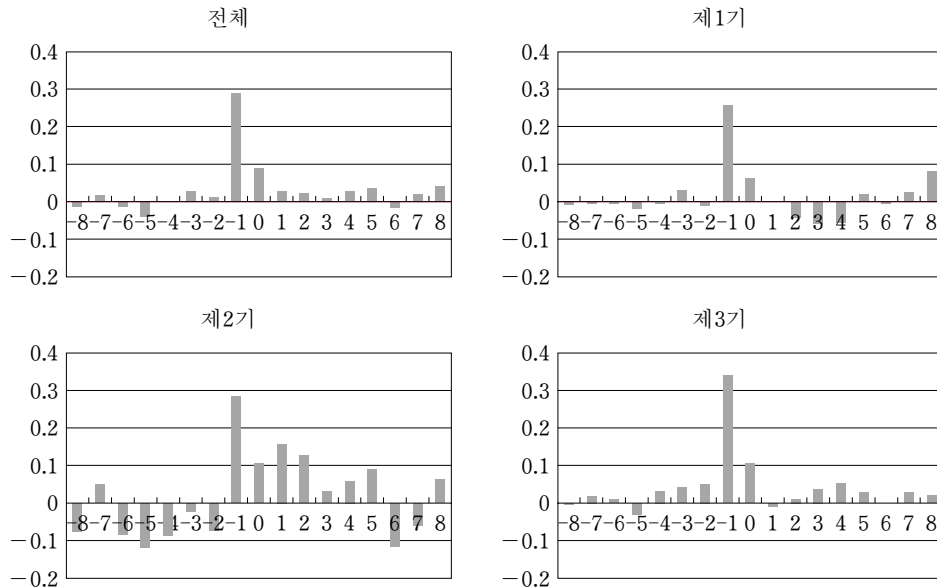
(b) 대만과 미국 주식수익률의 시차상관계수



(c) 홍콩과 미국 주식수익률의 시차상관계수



(d) 싱가포르와 미국 주식수익률의 시차상관계수



주: 1) 각 기간의 구분은 <표 2>의 주 1)을 참조할 것.
 2) 각 그림은 당일 각 국가 주식수익률과 t 일 이후 미국 주식수익률 간의 상관계수를 의미함.

<그림 4> 아시아 주식수익률과 미국 주식수익률의 시차상관계수¹⁾

〈부록 1〉에 제시된 바와 같이 예측불가능한 주식수익률 간의 시차상관계수는 〈그림 4〉와 상당히 유사하였다. 이 때 예측불가능한 주식수익률은 앞의 GARCH 모형에서 평균방정식의 잔차항을 고려하였다.

(2) 그레인저 인과관계 검정

아시아 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 인과관계를 보다 엄밀하게 살펴 보기 위하여 신흥공업국 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 그레인저 인과관계 검정을 실시하고 〈표 4〉에 검정결과를 제시하였다. 이 때 그레인저 인과관계 검정에서 시차문제를 해결하기 위하여 시차 2부터 5까지 모두 사용하였다.¹⁴⁾

첫째, 미국 주식수익률이 한국 주식수익률에 영향을 주지 않았다는 귀무가설은 제1기와 제2기에는 기각되지 않았으나, 제3기에는 1% 유의수준에서 기각되었다. 반면, 한국 주식수익률이 미국 주식수익률에 영향을 주지 않는다는 귀무가설은 모든 기간에 기각되지 않았다. 이는 외환위기를 지나는 과정에서 미국 주식시장의 한국 주식시장에 대한 영향력이 보다 강화되었음을 의미하는 것으로 해석된다.

둘째, 미국 주식수익률이 대만·홍콩·싱가포르 주식수익률에 영향을 주지 않는다는 귀무가설은 모든 기간에 걸쳐 기각되었다. 이는 외환위기 이전에도 이 국가들의 주식수익률은 미국의 주식수익률에 영향을 받았었고, 위기 이후에도 이 관계가 지속된 것을 의미한다.

셋째, 홍콩·싱가포르 주식수익률이 미국 주식수익률에 영향을 주지 않는다는 귀무가설은 아시아 금융시장의 불안이 증폭된 제2기에 홍콩과 싱가포르에서 기각되었다. 홍콩이나 싱가포르는 미국에 비하여 소규모 국가에 불과하고 금융시장의 규모도 작기 때문에 이들 주식수익률이 미국 주식수익률에 미치는 영향은 크지 않다고 볼 수 있다. 따라서 이는 1997년 당시 아시아 금융위기는 전세계 금융시장에 커다란 영향을 주었고, 당시 상대적으로 금융시장 개방폭이 컸었던 홍콩이나 싱가포르의 주식수익률이 아시아 금융시장의 불안을 대변하였기 때문인 것으로 해석된다.

14) 그레인저 인과관계 검정에서는 VAR 설정에서 시차를 2부터 5까지 모두 사용하였다. 이는 각기 다른 시차를 사용하는 것보다 일관성을 유지하기 위해서이다. 한편, 각 방정식에서 AIC나 Schwarz IC 등의 방법을 사용하여 시차를 추정하는 방식이 있는데 이는 모두 표에서 제시한 내용에 포함되어 있었고, 검정결과는 시차에 따라 변하지 않았다.

〈표 4〉 신흥공업국 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 그레인저 인과관계 검정

귀무가설	기 간	시 차			
		2	3	4	5
미국 → 한국	제1기	1.55	1.10	1.57	1.45
	제2기	0.90	0.78	0.59	0.88
	제3기	27.33***	18.44***	13.92***	11.26***
한국 → 미국	제1기	1.10	1.26	0.97	0.90
	제2기	0.81	1.13	0.85	0.71
	제3기	0.03	0.07	0.20	0.70
미국 → 대만	제1기	5.32***	3.67**	2.76**	2.42**
	제2기	14.20***	9.46***	7.20***	5.63***
	제3기	14.05***	9.78***	7.19***	6.02***
대만 → 미국	제1기	0.48	0.73	0.83	0.61
	제2기	0.48	0.53	1.34	2.83
	제3기	1.77	2.87**	2.32*	2.44*
미국 → 홍콩	제1기	88.34***	61.72***	47.30***	37.71***
	제2기	16.93***	8.64***	6.57***	5.66***
	제3기	55.78***	37.40***	28.08***	23.34***
홍콩 → 미국	제1기	1.57	1.07	0.83	0.66
	제2기	6.14***	9.39***	7.03***	6.08***
	제3기	0.10	0.14	0.99	1.70
미국 → 싱가포르	제1기	34.69***	23.54***	17.41***	13.94***
	제2기	5.09***	3.41**	2.66**	2.18*
	제3기	39.88***	27.28***	20.56***	17.09***
싱가포르 → 미국	제1기	1.02	1.08	1.45	1.33
	제2기	2.94*	2.07	1.76	2.24*
	제3기	0.04	0.45	0.65	0.37

주: *는 10%에서, **는 5%에서, ***는 1%에서 그레인저 인과성이 없다는 귀무가설이 기각되는 것을 의미하고, 각 기간구분은 〈표 2〉의 주 1)을 참조할 것.

(3) 충격반응곡선

신흥공업국 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 관계변화를 살펴보기 위하여 수익률 간의 2변수 VAR모형을 설정하고, 충격반응함수를 추정하여 〈그림 5〉에 제시하였다.¹⁵⁾ VAR모형의 충격반응함수 추정에서 각 변수의 순서(ordering)는

15) 일반적으로 주가지수는 단위근을 갖는다. 이 경우 VAR모형을 사용할 때 차분한 변수를 사용하거나 공적분 검정을 실시하여 VECM(vector error-correction model)모형을 사용한

미국, 개별국가의 순서로 정하였다. 미국은 국제금융시장에서 대국이기 때문에 소규모 개방국가인 아시아 신흥국 개별국의 영향을 적게 받을 것으로 예상되고, 또한 앞의 인과관계 검증에서 살펴보았듯이 대부분 미국 주식수익률이 아시아 신흥공업국 주식수익률에 외생성을 갖는 것으로 나타났기 때문이다.

충격반응함수를 추정한 결과를 살펴보면 다음의 사실을 알 수 있다. 첫째, <그림 5>의 (a)와 같이 전체 기간에 걸쳐서 한국의 주식수익률에 대한 충격은 미국의 주식수익률에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 충격반응함수 값에 대한 95% 신뢰구간에 0을 포함하고 있기 때문이다. 반면, 미국의 주식수익률이 다음 기의 한국 주식수익률에 미치는 영향은 제1기와 제2기에는 통계적으로 유의하지 않았으나 제3기에는 유의하였다. 따라서 미국 주식시장의 충격이 국내 주식수익률에 미치는 효과는 제3기에 뚜렷하게 나타났다.

둘째, 대만의 경우 미국 주식수익률이 대만 주식수익률에 미치는 효과는 지속적으로 작동한 것으로 나타났다. <그림 5>의 (b)와 같이 미국 주식수익률 충격이 충격발생 다음 기에 대만 주식수익률에 미치는 반응이 제1기, 제2기, 제3기에 걸쳐 모두 유의한 것으로 나타났기 때문이다.

셋째, 미국 주식수익률이 홍콩 주식수익률에 미친 효과는 아시아 금융위기 발생과 관계 없이 항상 유의한 것으로 나타났다. <그림 5>의 (c)와 같이 미국 주식수익률의 충격이 즉시 홍콩의 주식수익률에 미친 효과가 유의하였다. 한편, 아시아 금융시장 불안이 크게 확대되었던 제2기에는 홍콩 주식수익률 충격이 미국 주식수익률에 미친 효과가 유의한 것으로 나타났다.

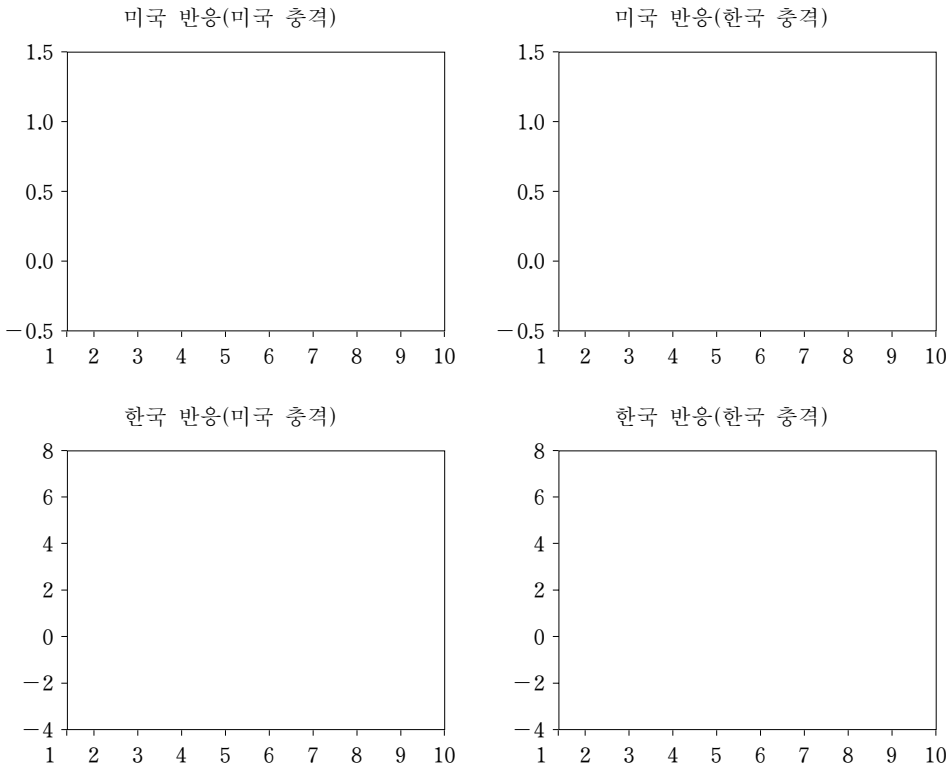
넷째, 미국 주식수익률이 싱가포르 주식수익률에 미친 효과는 금융시장 불안 확대 이전인 제1기와 안정화 이후인 제3기에는 유의하게 나타났으나, 불안확대 기간인 제2기에는 유의하지 않았다. 한편, 홍콩의 경우와 같이 제2기에는 싱가포르의 주식수익률 충격이 미국 주식수익률에 미친 효과는 유의한 것으로 나타났다.

한편, 아시아에서 미국 이외에 일본의 중요성을 포함하기 위하여 일본을 포함한 3국 VAR모형을 설정하여 충격반응함수를 추정하였다. 함수 추정결과를 <부록 2>에 첨부하고 살펴본 결과, 위에서 제시한 2국 VAR모형 추정결과와 일치하였다.

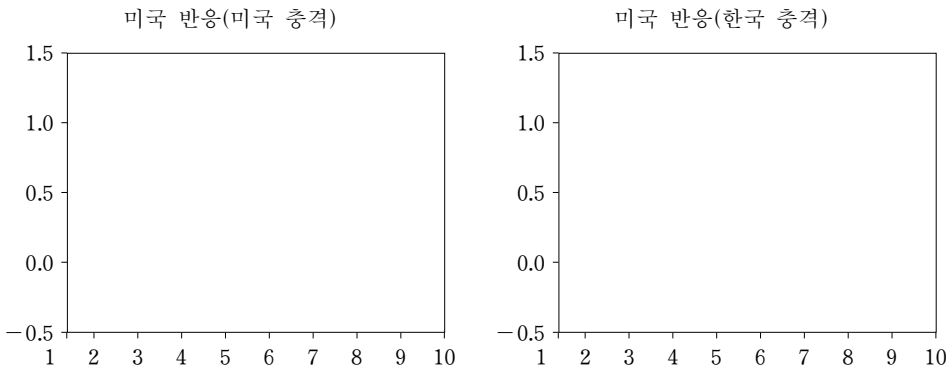
다. 본 연구에서 사용한 주식수익률은 주가지수에 대수를 취한 후 차분한 것이므로 이 문제가 해결된다고 할 수 있다.

(a) 한국과 미국의 주식수익률

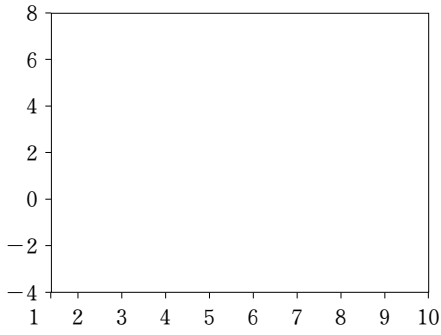
<제1기>



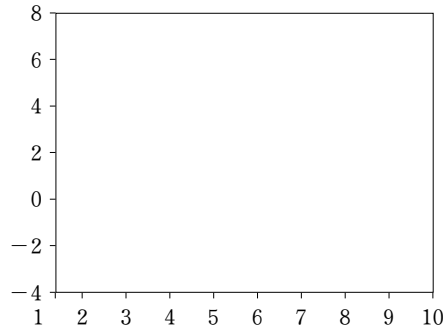
<제2기>



한국 반응(미국 충격)

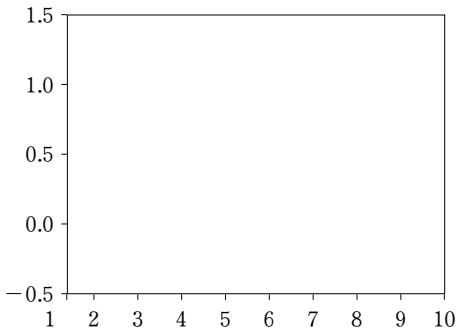


한국 반응(한국 충격)

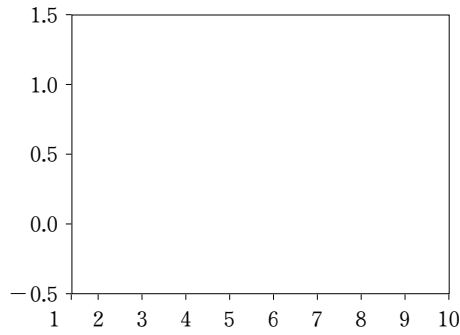


<제3기>

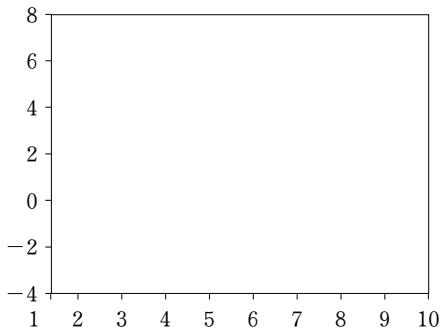
미국 반응(미국 충격)



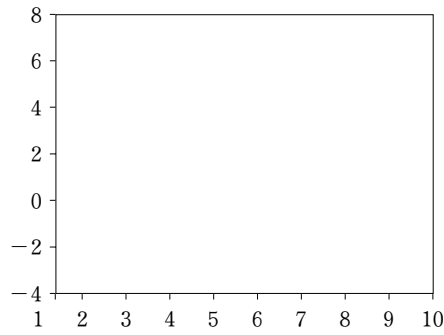
미국 반응(한국 충격)



한국 반응(미국 충격)

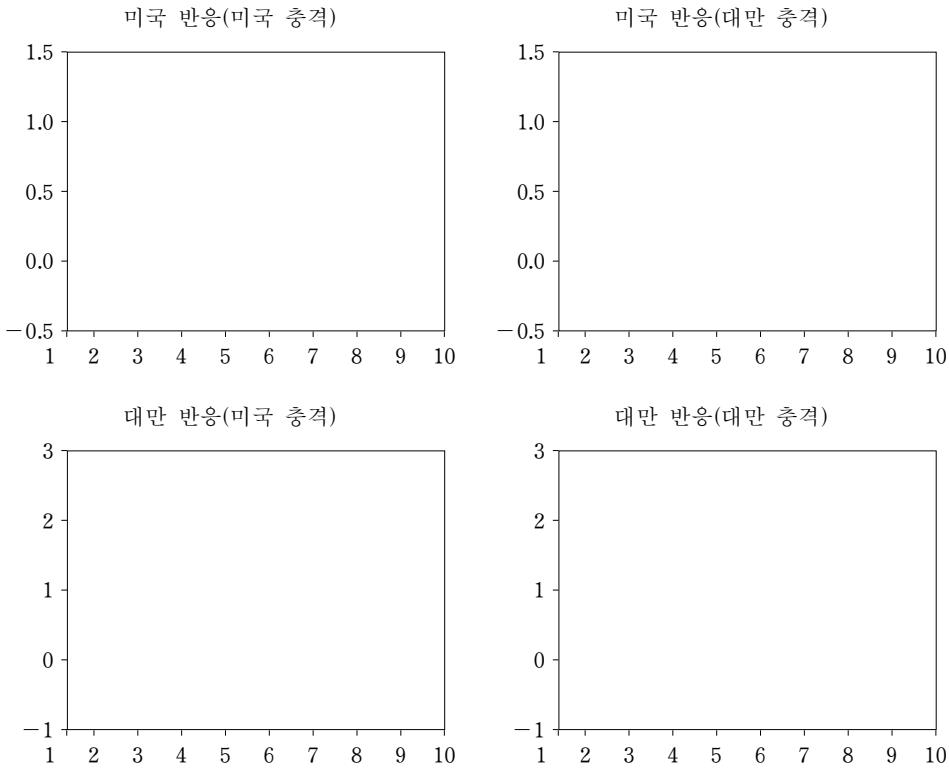


한국 반응(한국 충격)

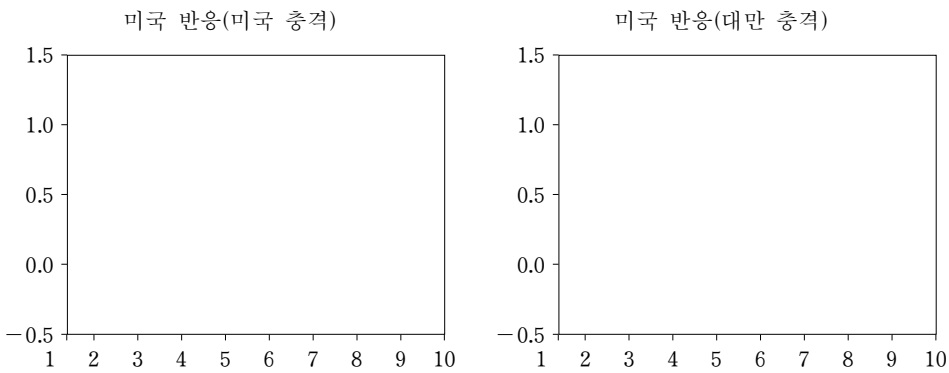


(b) 대만과 미국의 주식수익률

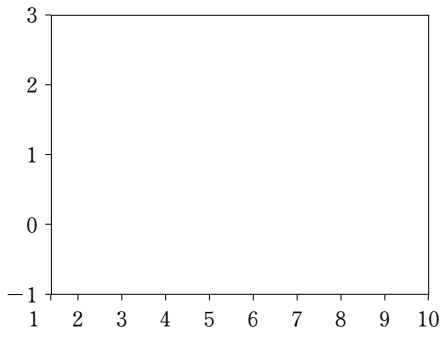
<제1기>



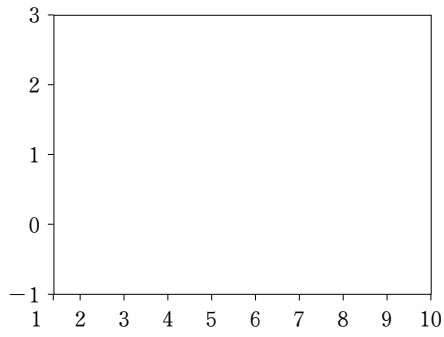
<제2기>



대만 반응(미국 충격)

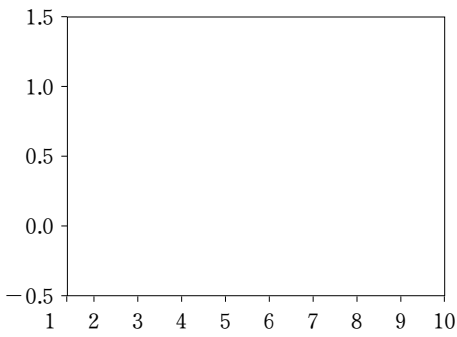


대만 반응(대만 충격)

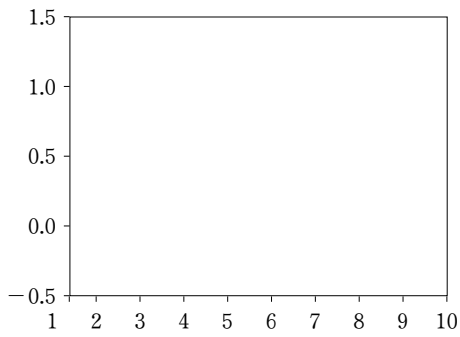


<제3기>

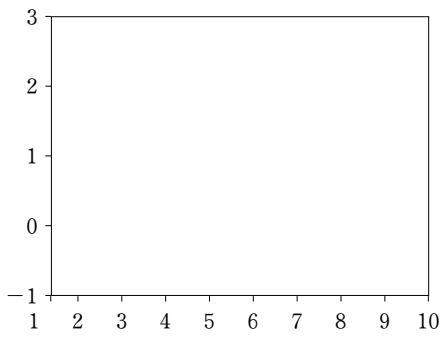
미국 반응(미국 충격)



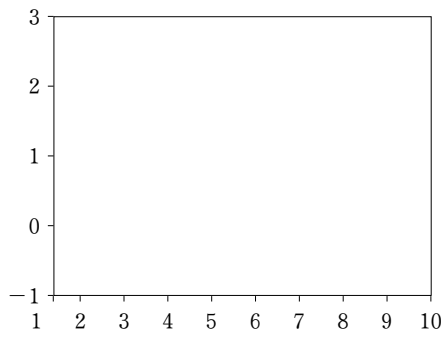
미국 반응(대만 충격)



대만 반응(미국 충격)

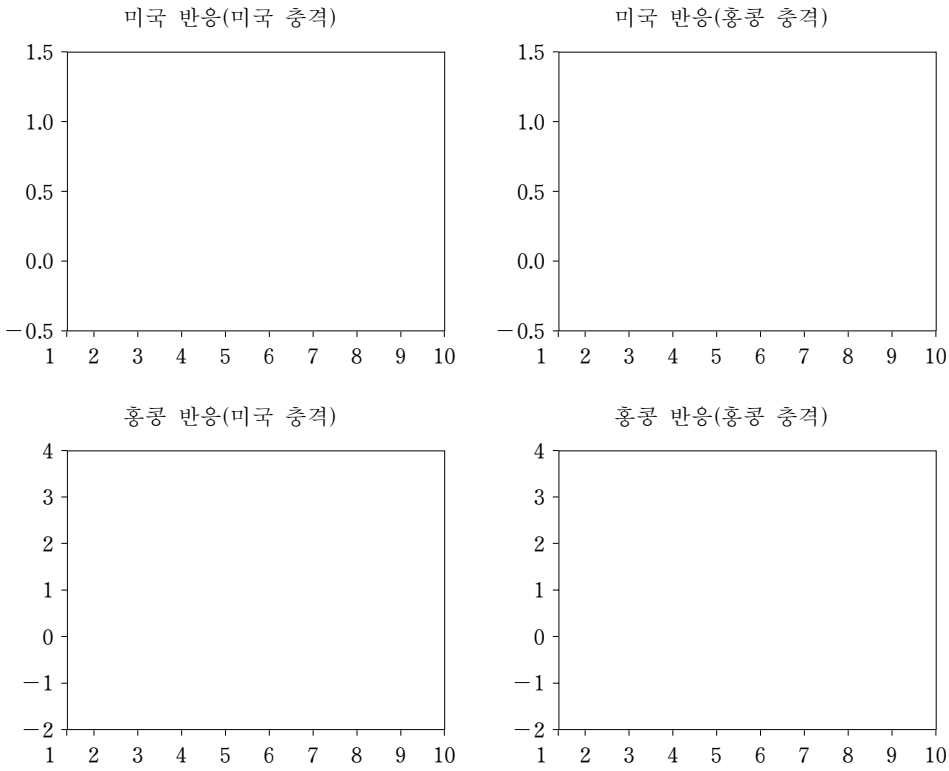


대만 반응(대만 충격)

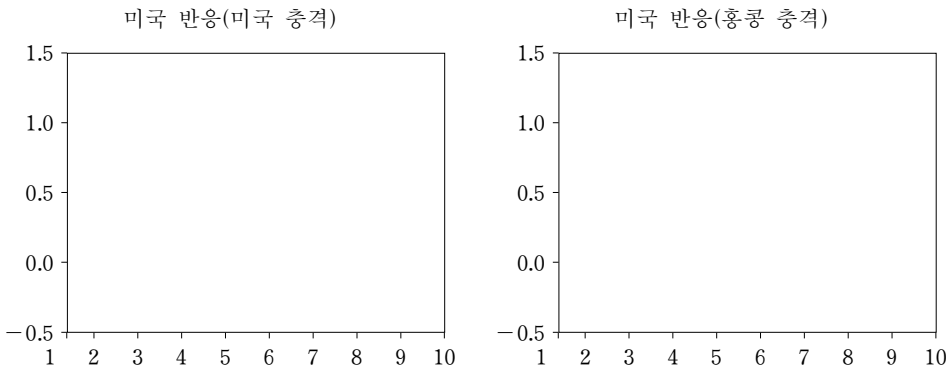


(c) 홍콩과 미국의 주식수익률

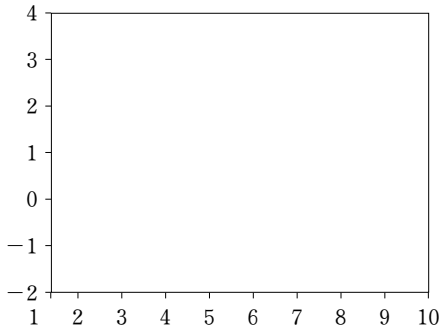
<제1기>



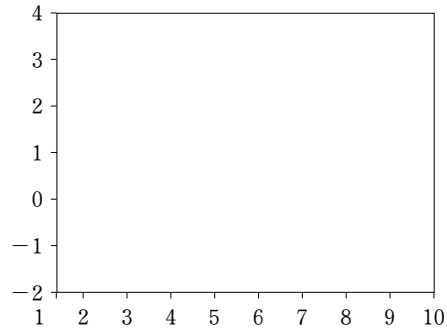
<제2기>



홍콩 반응(미국 충격)

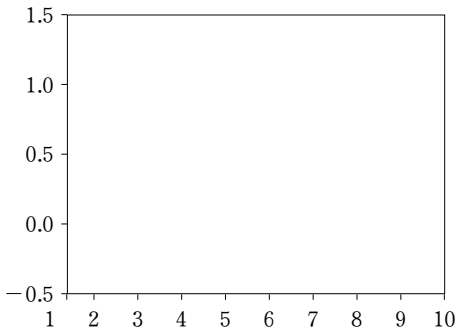


홍콩 반응(홍콩 충격)

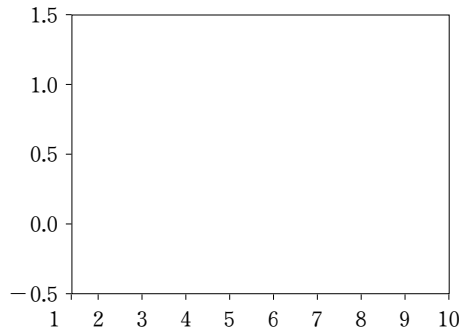


<제3기>

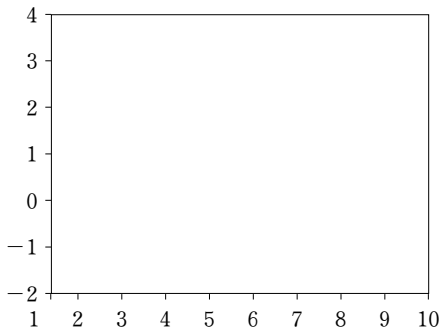
미국 반응(미국 충격)



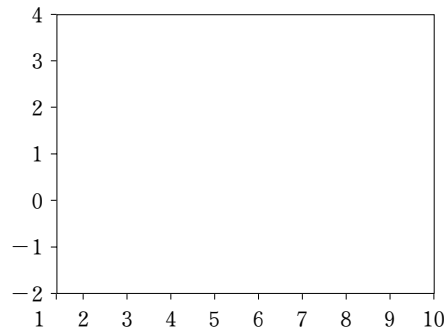
미국 반응(홍콩 충격)



홍콩 반응(미국 충격)

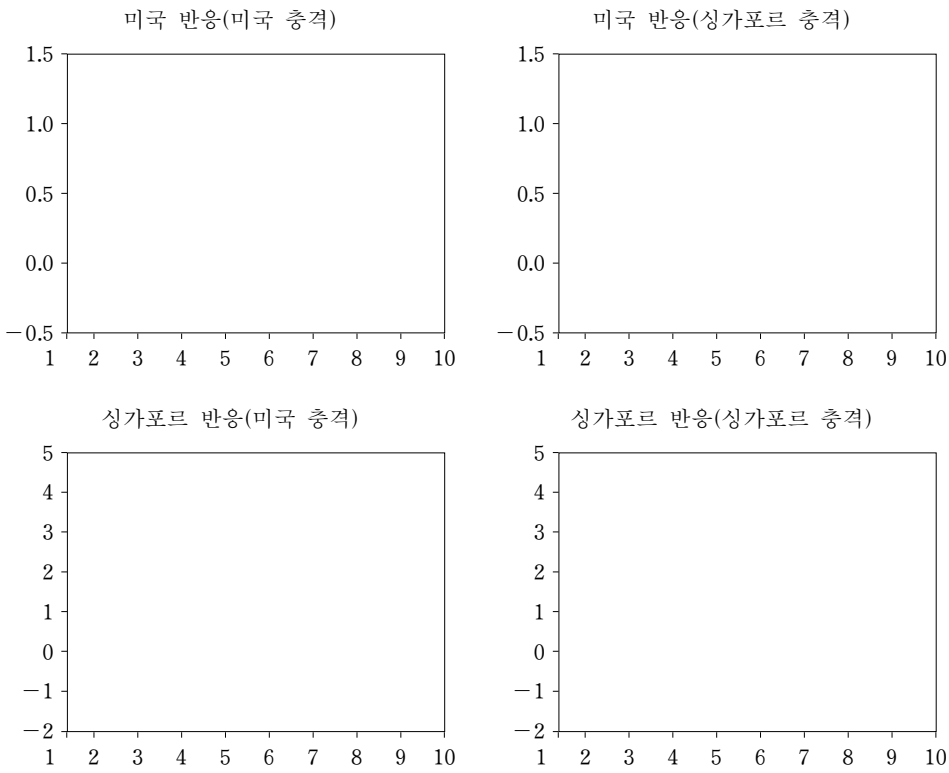


홍콩 반응(홍콩 충격)

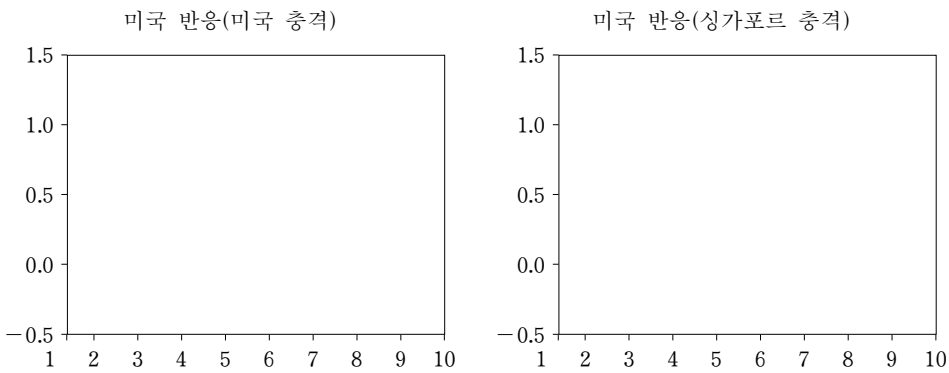


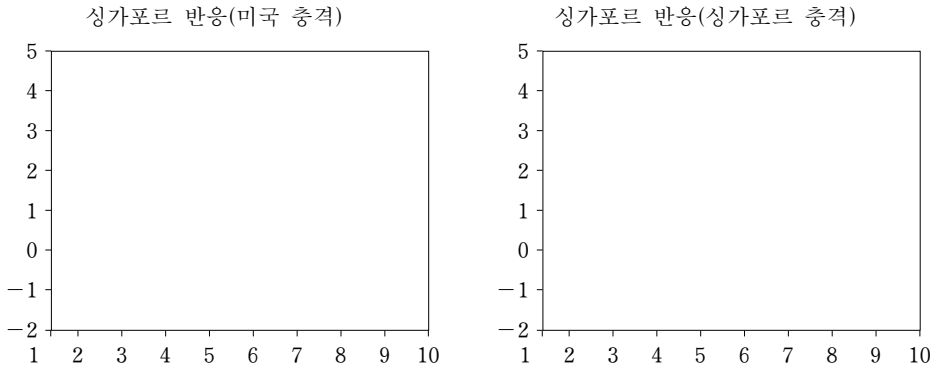
(d) 싱가포르와 미국의 주식수익률

<제1기>

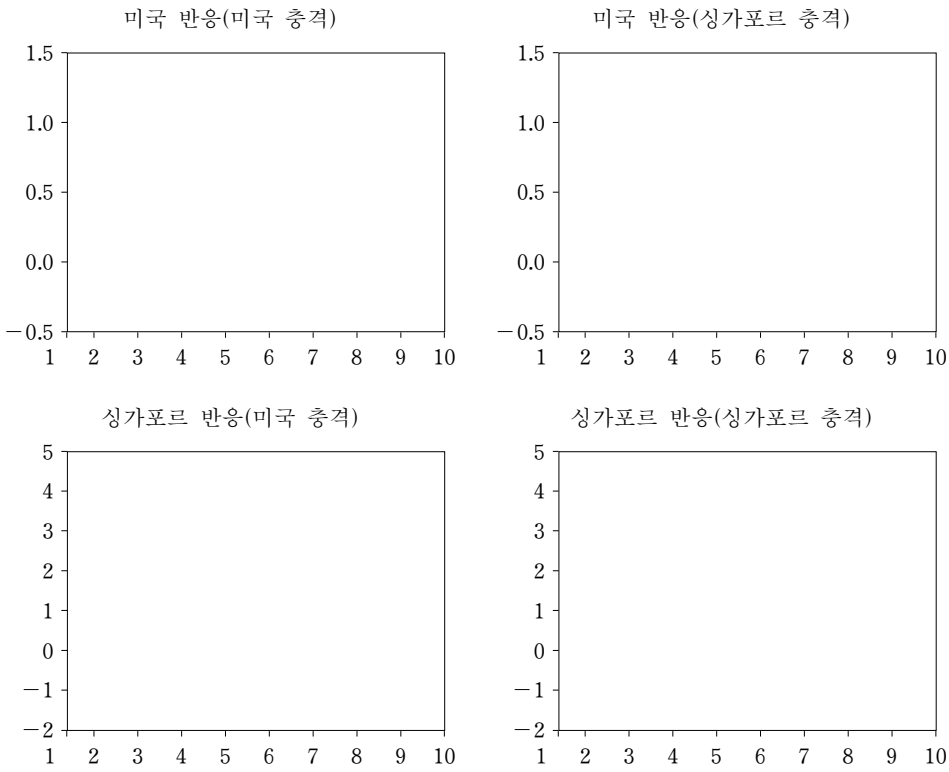


<제2기>





<제3기>



주: 1) 각 기간의 구분은 <표 2>의 주 1)을 참조할 것. 충격반응함수는 Eview 4.0의 VAR 추정방법을 사용하였고, 점선은 asymptotic distribution에 기초하여 구한 것이다.

<그림 5> 아시아 각국과 미국 주식수익률 간의 충격반응함수¹⁾

(4) 예측오차 분산분해

아시아 4개국 각 국가의 주식수익률과 미국 주식수익률을 사용하여 2변수 VAR을 선정하고 각 모형에서 아시아 각국 주식수익률 예측오차 분산분해 추정결과를 <표 5>에 제시하며 미국 주식수익률 예측오차 분산분해 추정결과를 <표 6>에 제시하였다. 이를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 한국 주식수익률에 대하여 미국 주식수익률이 미치는 효과는 아시아 금융위기를 겪으면서 점차 커진 것으로 나타났다. 제1기에는 한국의 예측오차 분산분해에서 미국이 차지하는 비율이 충격발생 14일 후 1%에 불과하였으나, 제2기와 제3기에는 8%대로 증가하였다.

둘째, 대만에서 아시아 금융위기 기간중 미국이 미치는 효과가 크게 나타났다. 대만 주식수익률의 예측오차 분산분해에서 미국 주식수익률 충격이 차지하는 비율이 제1기에는 충격발생 14일 후 1.28%에 불과하였으나, 제2기에는 23.97%

<표 5> 아시아 각국 주식수익률 예측오차의 분산분해¹⁾

국가	기간 ²⁾	전체 표본기간		제1기		제2기		제3기	
		자국	미국	자국	미국	자국	미국	자국	미국
한국	1	99.71	0.29	99.81	0.19	98.87	1.13	99.83	0.17
	2	96.04	3.96	99.43	0.57	97.23	2.77	92.07	7.93
	4	96.04	3.96	99.41	0.59	96.84	3.16	91.97	8.03
	10	95.80	4.20	99.03	0.97	91.92	8.08	91.76	8.24
대만	1	99.95	0.05	99.94	0.05	99.19	0.80	99.78	0.21
	2	96.54	3.46	99.18	0.81	81.05	18.94	95.80	4.19
	4	95.98	4.02	98.89	1.10	77.94	22.05	95.32	4.67
	10	95.98	4.02	98.71	1.28	76.02	23.97	95.21	4.78
홍콩	1	98.83	1.17	99.53	0.46	89.52	10.47	99.51	0.48
	2	84.00	16.00	83.13	16.86	78.95	21.04	84.11	15.88
	4	84.11	15.89	83.12	16.87	74.81	25.18	83.93	16.06
	10	83.88	16.12	83.09	16.90	74.23	25.76	83.76	16.23
싱가포르	1	99.26	0.74	99.77	0.22	98.73	1.26	98.75	1.24
	2	90.45	9.54	92.63	7.36	91.17	8.82	87.12	12.87
	4	90.39	9.61	92.55	7.44	90.81	9.18	86.77	13.22
	10	90.22	9.78	92.52	7.47	88.69	11.30	86.63	13.36

주: 1) 미국과 아시아 각국 간의 2변수 VAR을 설정하고, 예측오차분산에서 모형 내 개별 설명변수의 변동에 기인하는 부분이 차지하는 비율을 백분율로 나타낸 것임.
 2) 각 기간의 구분은 <표 2>의 주 1)을 참조할 것.

〈표 6〉 미국 주식수익률 예측오차의 분산분해

국가	기간 ¹⁾	전체 표본기간		제1기		제2기		제3기	
		자국	미국	자국	미국	자국	미국	자국	미국
한국	1	100.00	0.00	100.00	0.18	100.00	0.00	100.00	0.00
	2	99.97	0.03	99.94	0.56	99.02	0.97	99.97	0.02
	4	99.88	0.12	99.59	0.59	96.93	3.06	99.96	0.03
	10	99.62	0.38	99.54	0.96	96.31	3.68	99.43	0.56
대만	1	100.00	0.00	100.00	0.00	100.00	0.00	100.00	0.00
	2	99.98	0.18	99.96	0.03	99.99	0.00	99.85	0.14
	4	99.69	0.31	99.83	0.16	97.76	2.23	98.61	1.38
	10	99.10	0.91	99.68	0.31	89.41	10.58	97.73	2.26
홍콩	1	100.00	0.00	100.00	0.00	100.00	0.00	100.00	0.00
	2	99.95	0.05	99.78	0.21	99.96	0.03	99.97	0.02
	4	99.31	0.69	99.73	0.26	79.05	20.94	99.94	0.05
	10	99.08	0.93	99.66	0.33	79.31	20.68	99.04	0.95
싱가포르	1	100.00	0.00	100.00	0.00	100.00	0.00	100.00	0.00
	2	99.91	0.09	99.99	0.00	96.23	3.76	99.99	0.00
	4	99.77	0.23	99.75	0.24	93.96	6.03	99.77	0.22
	10	99.51	0.49	99.26	0.73	91.11	8.88	99.51	0.48

주: 1) 각 기간의 구분은 〈표 2〉의 주 1)을 참조할 것.

로 급격히 상승한 후, 제3기에는 4.78%로 하락하였다. 금융시장 불안이 확대되었던 기간에 미국의 영향이 크게 나타났으나, 이후 안정세에 접어들면서 다시 줄어들었다.

셋째, 홍콩 역시 대만과 같이 금융시장 불안이 크게 확대되었던 제2기에 미국의 영향이 크게 증가하였다. 홍콩 주식시장 예측오차 분산분해에서 미국이 차지하는 비율이 충격발생 14일 후 제1기에는 16.90%이었으나, 제2기에는 25.76%로 상승한 후, 제3기에는 16.23%로서 위기 이전의 수준으로 하락하였다.

넷째, 싱가포르는 아시아 금융위기가 발생하면서 미국의 영향이 보다 커진 것으로 나타났다. 싱가포르 주식수익률 예측오차 분산분해에서 충격발생 14일 후 미국이 차지하는 비율이 제1기에는 7.47%이었으나 제2기에는 11.30%로, 제3기에는 13.36%로 상승하였다.

다섯째, 미국 주식수익률에 대한 아시아 각국 주식수익률의 영향은 전반적으로 크지 않았으나 아시아 금융시장 불안이 크게 증폭되었던 제2기에는 매우 크게 증가하였다. 〈표 6〉과 같이 미국 주식수익률의 예측오차 분산분해에서 대만

주식수익률 충격이 차지하는 비율이 제1기에는 충격발생 14일 후 0.31%에 불과하였으나 제2기에는 10.58%로 급격히 상승하였고, 홍콩과 싱가포르 주식수익률 충격이 차지하는 비율 역시 제1기에는 14일 후 0.33%와 0.73%에 불과하였으나 제2기에는 20.68%와 8.88%로 급격히 상승하였다. 한편, 미국 주식수익률에 대한 아시아 각국 주식수익률의 영향은 위기가 진정되었던 제3기에는 다시 위기 이전의 수준으로 회복하였다.

IV. 결 론

본 연구는 아시아 금융위기에 따른 아시아 신흥개발도상국의 주식시장과 미국 주식시장 간의 관계변화를 살펴보기 위하여 한국·대만·홍콩·싱가포르 주식수익률에 대한 GARCH모형을 설정하고, 주식수익률의 조건부 분산의 추이변화에 근거하여 표본기간을 아시아 금융위기 발생 이전인 제1기, 아시아 금융시장 불안이 크게 확대된 기간인 제2기, 아시아 금융시장이 안정세에 진입한 제3기로 구분하고, 한국·대만·홍콩·싱가포르 등 아시아 신흥공업국의 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 관계를 살펴보았다.

이 때 분석방법으로 각 기간별 각국의 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 시차상관계수를 추정하고 그레인저 인과관계를 검정한 후, 2변수 VAR모형을 설정하여 충격반응함수를 추정하고 예측오차 분산분해를 실시하였다. 본 논문의 분석결과 다음과 같은 결과가 도출되었다.

첫째, 전반적으로 미국 주식수익률이 동아시아 4개국의 주식수익률에 미치는 효과는 아시아 금융위기를 겪으면서 커진 것으로 나타났다. 각국 주식수익률과 미국 주식수익률 간의 시차상관계수를 살펴본 결과, 전일 미국의 주식수익률과 당일 아시아 국가의 주식수익률의 상관계수가 위기를 겪으면서 높아졌으며, 그레인저 인과관계 검정과 충격반응함수 추정결과도 이 사실을 지지하고 있다. 이는 위기를 겪으면서 각국의 구조조정 실시와 국내경제 개방이 더욱 확대된 결과로 해석된다. 특히 위기 발원국가인 한국은 선진국 투자자금 유치를 위하여 국내금융 및 실물시장 개방을 확대하고 구조조정을 통하여 시장자유화 및 국제화를 추진함에 따라 국내시장과 해외시장 간의 관계가 보다 강화되었기 때문이다.

둘째, 아시아 금융위기가 크게 증폭되었던 제2기에는 아시아 국가의 주식수익률이 미국 주식수익률에 영향을 준 것으로 나타났다. 그레인저 인과검정을

살펴볼 때 제2기에는 홍콩이나 싱가포르 주식수익률이 미국 주식수익률에 영향을 주지 않는다는 귀무가설을 기각시켰고, 충격반응함수 추정결과 홍콩이나 싱가포르 주식수익률이 미국 주식수익률에 미치는 효과가 유의하게 나타났으며, 분산분해 분석에서도 미국에 대해서 아시아 국가들이 차지하는 비율이 제2기에 매우 높아졌기 때문이다. 당시 금융위기를 겪었던 아시아지역의 규모와 정도 그리고 이것이 세계경제에 미친 효과를 고려할 때 이는 충분히 예상가능한 것이다.

셋째, 금융위기를 거치면서 미국 주식시장이 아시아 각국 주식시장에 미치는 효과의 변화는 한국 주식시장에서 가장 뚜렷하게 나타났다. 제1기와 제3기를 비교할 때 당일 시차상관계수의 차이가 한국에서 가장 크게 나타났다. 또한 그레인저 인과검정에서 한국은 제1기와 제2기에는 미국 주식수익률이 한국 주식수익률에 미치지 않는다는 귀무가설이 기각되지 않았으나 제3기에는 기각되었고, 나머지 국가들은 제1기나 제3기 모두 귀무가설을 기각하였기 때문이다. 한편, 분산분해나 충격반응함수 추정결과도 이를 지지하고 있다.

넷째, 마지막으로 이상의 분석결과는 추정모형에 일본을 포함하여도 변하지 않는 것으로 나타났다. <부록 2>과 <부록 3>에 제시한 바와 같이 3국 VAR모형을 설정하고 충격반응함수와 분산분해를 실시한 결과, 위의 결론은 바뀌지 않았다.

이상의 분석결과는 기존의 주별 자료에 근거한 차백인·오세경(2000)에 비하여 진보한 것으로 볼 수 있다. 일별 자료를 사용하여 분석하여 변수 간의 동적 관계를 보다 엄밀하게 살펴보았기 때문이다. 또한 유태우·김춘호(1997), 김인무·김찬웅(2000) 등과 같이 표본기간을 위기 이전과 이후로 구분한 것과는 달리 GARCH모형을 사용하여 각 주식시장의 조건부 분산을 추정하고, 이에 근거하여 위기 이전과 금융시장 불안이 증폭되었던 위기기간 및 안정화 기간으로 구분하고 분석한 것 역시 본 연구의 새로운 시도라고 할 수 있다. 그리고 유태우·김춘호(1997), 김인무·김찬웅(2000), 홍성희(1998), Cha and Oh(2000) 등이 모두 한국이나 아시아 주식시장에 대한 미국의 영향력을 살펴본 것에 집중하였으나, 본 연구에서는 위기 증폭기간 동안 미국 주식시장에 대한 아시아 주식시장의 영향력을 조사하고, 그에 따른 의미 있는 결과를 도출하였는데, 이것이 본 연구의 중요한 결실이라고 할 수 있다.

참 고 문 헌

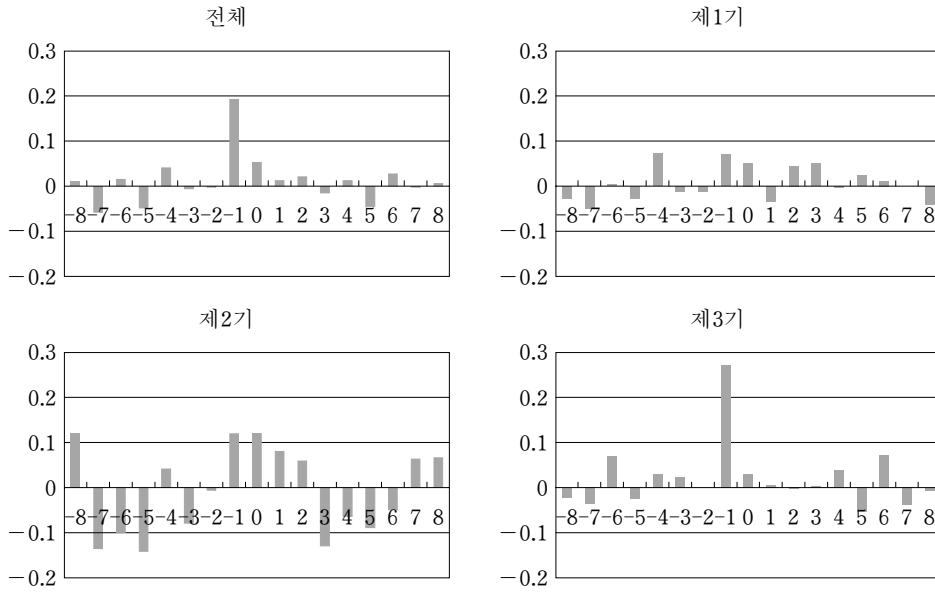
- 김인무·김찬웅, 「한국·일본·미국 주식시장의 정보전달 메커니즘: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ를 중심으로」, 2000년 겨울 재무학회 발표논문, 2000.
- 노상만, 「아시아 금융위기의 국제금융시장에 대한 파급효과: 연계성 분석 및 시사점」, 『대외경제정책연구』, 1998, 49~73.
- 민재훈, 「경제위기와 주식시장 동조화 현상에 관한 연구」, 『재무관리연구』, 1998, 117~138.
- 유태우·김춘호, 「미·일 주가의 한국 주가에 미치는 영향에 대한 실증분석」, 『증권·금융연구』, 1997.
- 차백인·오세경, 「미국 및 일본 주식시장의 아시아 신흥주식시장에 대한 영향력 분석」, 『금융연구』, 1999.
- 홍성희, 「각국 주식시장의 공통요인과 통합 및 상호연계」, 『주식』, 1998.
- 한국은행 국제부, 『1997년도 외환통계연보』, 1998.
- Aliber, R. Z., "The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation," *Journal of Political Economy*, 1973, 1451~1459.
- Arshanapalli, B. and J. Doukas, "International Stock Market Linkages: Evidence from the Pre-and Post 1987 Period," *Journal of Banking and Finance*, 1993, 193~208.
- Bailey, W., "US Money Supply Announcements and Pacific Rim Stock Markets: Evidence and Implications," *Journal of International Money and Finance*, 1990, 344~356.
- Becker, K. G., J. E. Finnerty, and M. Gupta, "The Intertemporal Relation between the U.S. and Japanese Stock Markets," *The Journal of Finance*, September 1990, 1297~1306.
- Bodart, V. and P. Reding, "Exchange Rate Regime, Volatility and International Correlations on Bond and Stock Markets," *Journal of International Money and Finance* 18, 1999, 133~151.
- Campbell, J. Y. and Y. Hamao, "Predictable Stock Returns in the U.S. and Japan: A Study of Long-term Capital Market Integration," *The Journal of*

- Finance*, 1992, 43~69.
- Cha, B. I. and S. K. Oh, "The Relationship between Developed Equity Markets and the Pacific Basin's Emerging Equity Markets," *International Review of Economics and Finance* 9, 2000, 299~322.
- Cheung, Y. L. and S. C. Mak, "The International Transmission of Stock Market Fluctuation between the Developed Markets and the Asian-Pacific Markets," *Applied Financial Economics*, 1992, 43~47.
- Chowdhury, A. R., "Stock Market Interdependencies: Evidence from the Asian NIEs," *Journal of Macroeconomics* 16, Fall 1994, 629~651.
- Daniel, W., W. Cheung, and Bill Wan-Sing Hung, "The International Transmission of US, Eurodollar and Asian Dollar Interest Rates: Some Empirical Evidence," *Pacific-Basin Finance Journal* 6, 1998, 77~86.
- Elyasiani, E., P. Perera, and T. N. Puri, "Interdependence and Dynamic Linkages between Stock Markets of Sri Lanka and Its Trading Partners," *Journal of Multinational Financial Management* 8, 1998, 89~101.
- Eun, C. S. and S. Shim, "International Transmission of Stock Market Movement," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, No. 2, June 1989, 241~256.
- Frankel, J. A., "Quantifying International Capital Mobility in the 1980s," NBER Working Paper No. 2856, Feb. 1989.
- Granger, H., "Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows," *American Economic Review* 58, 1968, 1299~1314.
- Grubel, H. and K. Fander, "The Interdependence of International Equity Markets," *Journal of Finance* 26, 1971, 89~94.
- Hamao, Y., R. Masulis, and V. Ng, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *The Review of Financial Studies*, Vol. 3, No. 2, 1990, 281~307.
- Hilliard, J., "The Relationship between Equity Indices on World Exchanges," *Journal of Finance* 34, 1979, 103~114.
- Janakiraman, S. and A. S. Lamba, "An Empirical Examination of Linkages between Pacific-Basin Stock Markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 8, 1998, 155~173.

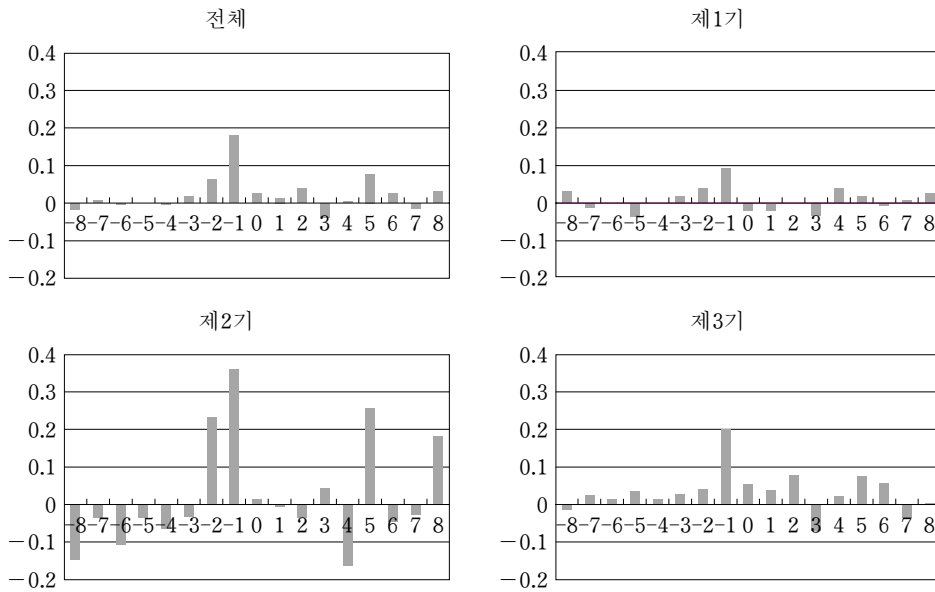
- Jeon, B. N. and G. M. Von Furstenberg, "Growing International Co-movement in Stock Price Indexes," *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 30, No. 3, 1990, 15~30.
- Jeong, J. G., "Cross-Border Transmission of Stock Price Volatility: Evidence from the Overlapping Trading Hours," *Global Finance Journal* 10(1), 1999, 53~70.
- Kenjiro, H. and Y. Tsutsui, "Threshold Effect in International Linkages of Stock Prices," *Japan and the World Economy* 10, 1998, 441~453.
- Lessard, D., "World, Country Relationships in Equity Returns: Implications for Risk Reduction through International Diversification," *Financial Analysis Journal* 32, 1976, 2~8.
- Liu, Y. and M. Pan, "Mean and Volatility Spillover Effects in the U.S. and Pacific-Basin Stock Markets," *Multinational Finance Journal* 31, 1997, 47~62.
- Panton, D., V. Lessig, and O. Joy, "Comovements of International Equity Markets: A Taxonomic Approach," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 11, 1976, 415~432.
- Pena, Daniel, George C. Tiao, and Ruey S. Tsay, *A Course in Time Series Analysis*, John Wiley and Sons, Inc., 2001.
- QMS, Eview 4.0 User's Guide, 2000.
- Ramchand, L. and R. Susmel, "Volatility and Cross Correlation across Major Stock Markets," *Journal of Empirical Finance* 5, 1998, 397~416.
- Rogers, J. H., "Entry Barriers and Price Movements between Major and Emerging Stock Markets," *Journal of Macroeconomics* 16, Spring 1994, 221~241.
- Tsay, Ruey S., *Analysis of Financial Series*, John Wiley and Sons, Inc., 2002.
- Wu, C. and Y. Su, "Dynamic Relations among International Stock Markets," *International Review of Economics and Finance* 7, 1998, 63~84.

부록 1: 아시아 주식수익률과 미국 주식수익률의 시차상관계수

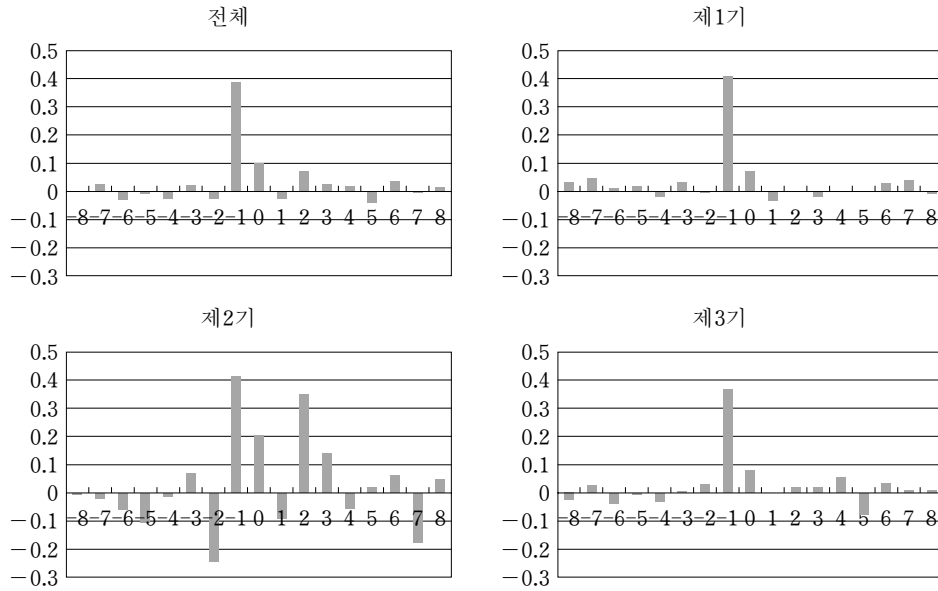
(a) 한국과 미국 주식수익률의 시차상관계수



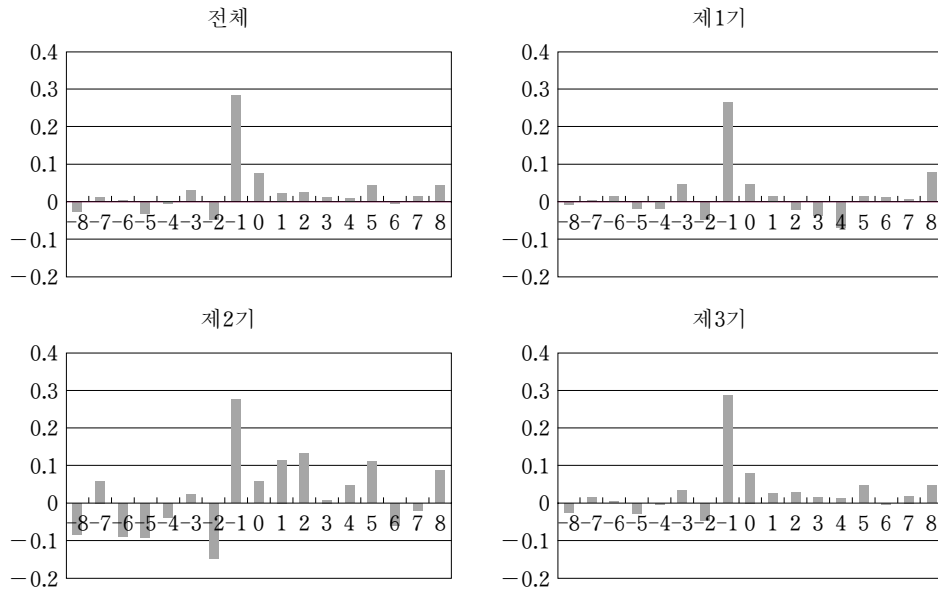
(b) 대만과 미국 주식수익률의 시차상관계수



(c) 홍콩과 미국 주식수익률의 시차상관계수



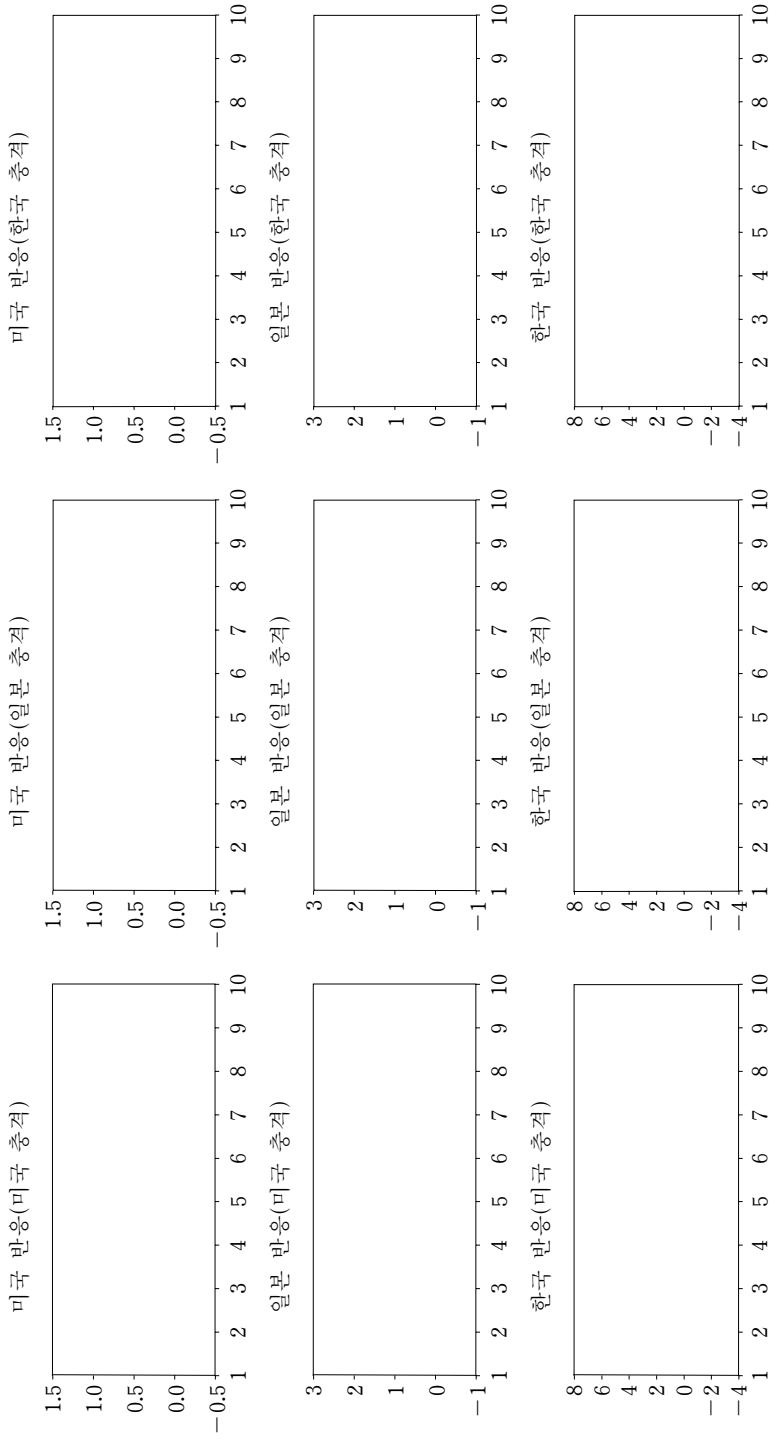
(d) 싱가포르와 미국 주식수익률의 시차상관계수



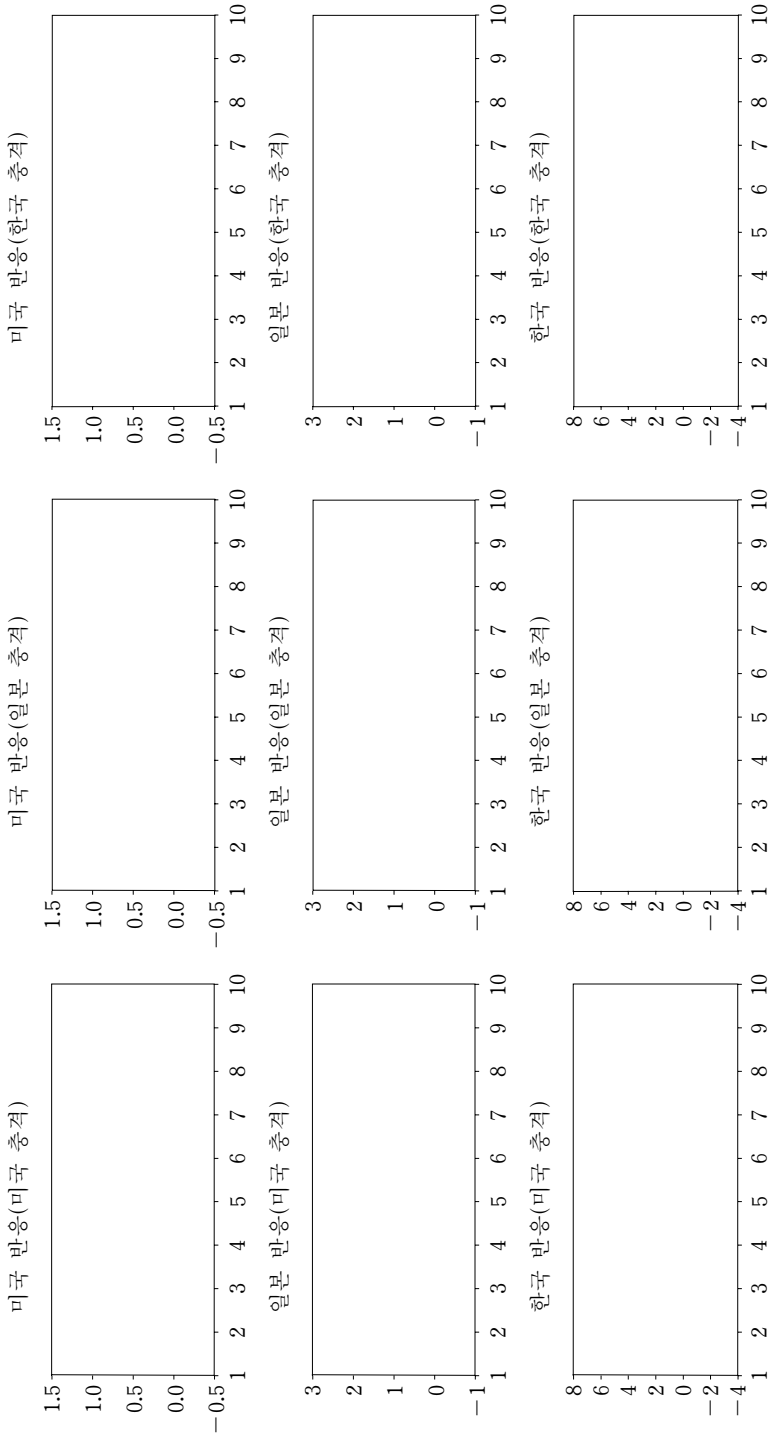
부록 2: 아시아 국가, 미국, 일본 주식수익률의 충격반응함수

(a) 한국, 일본, 미국

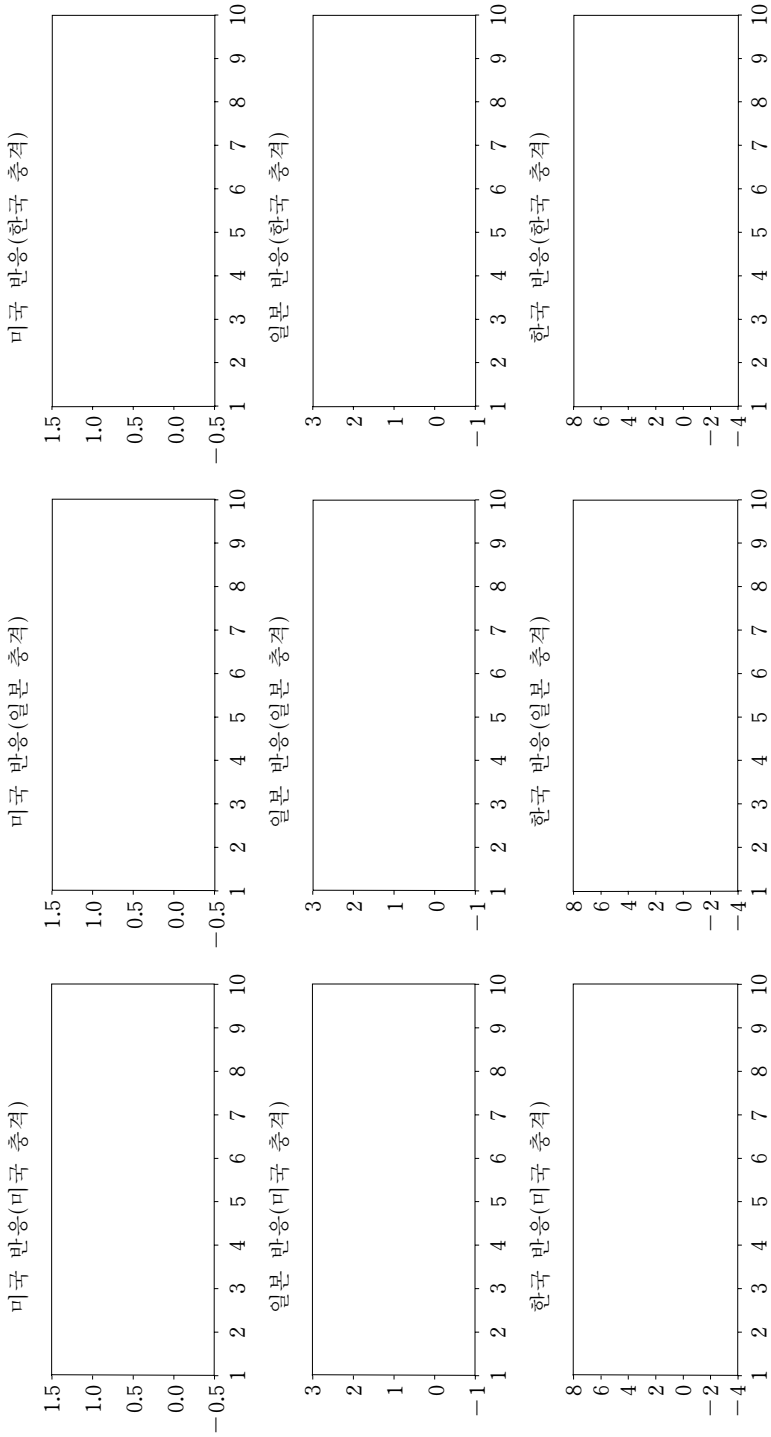
〈제1기〉



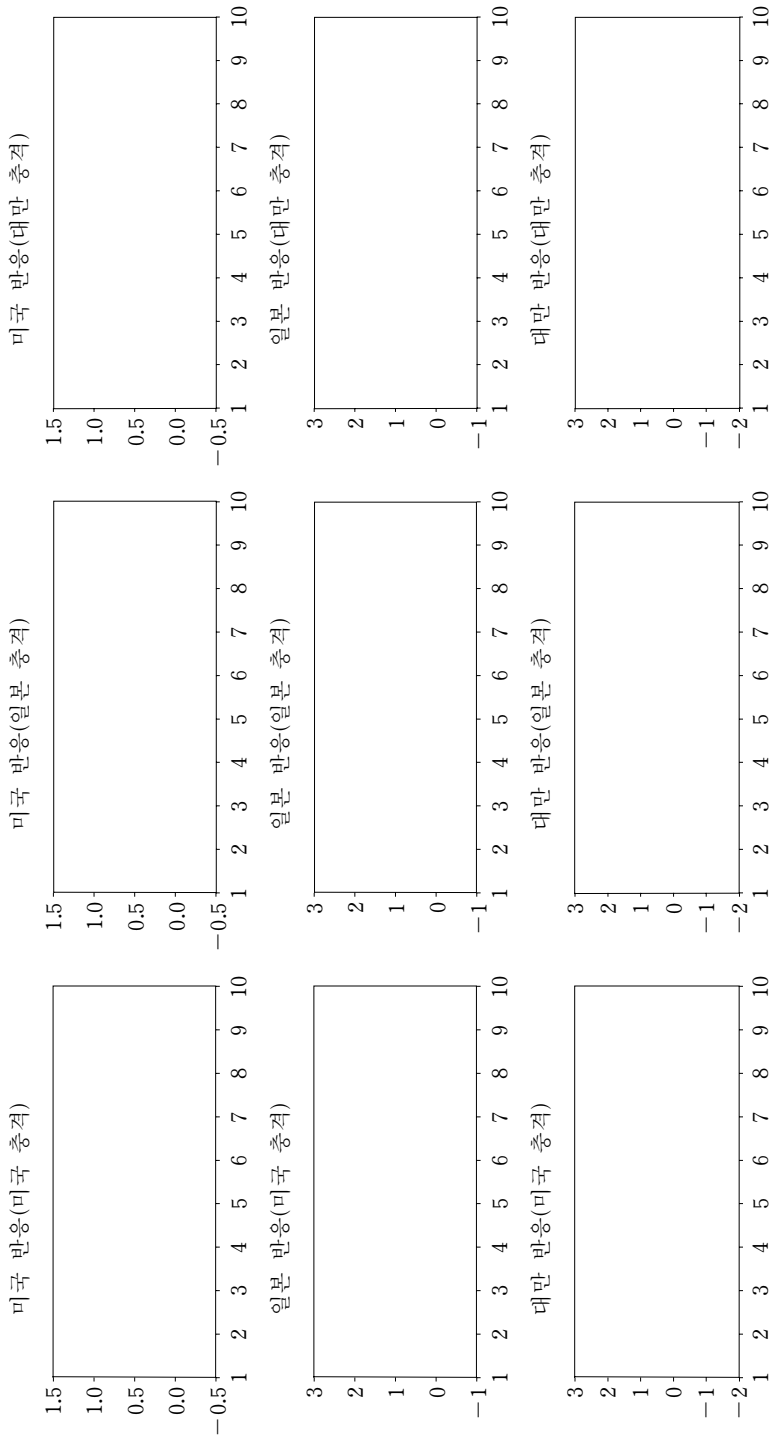
<제27기>



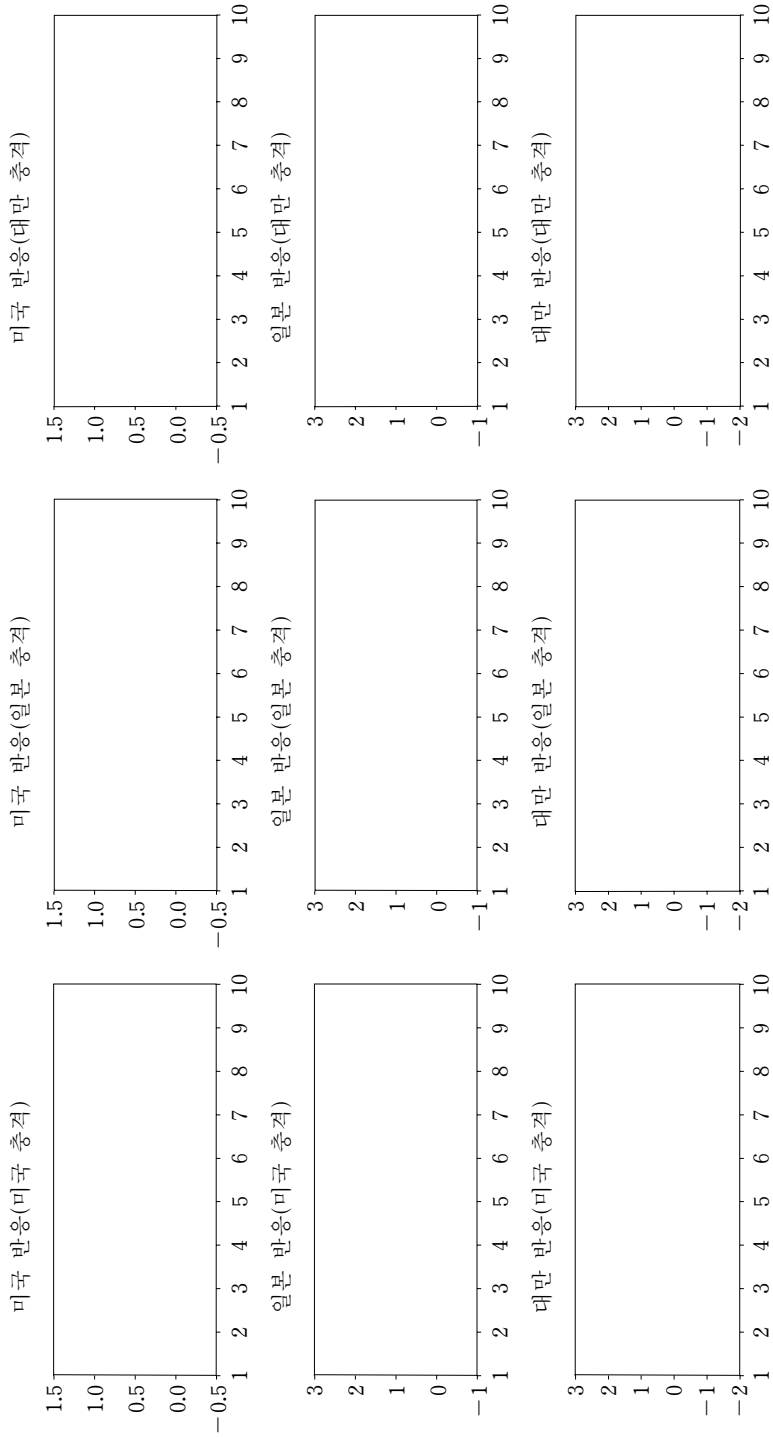
<제3기>



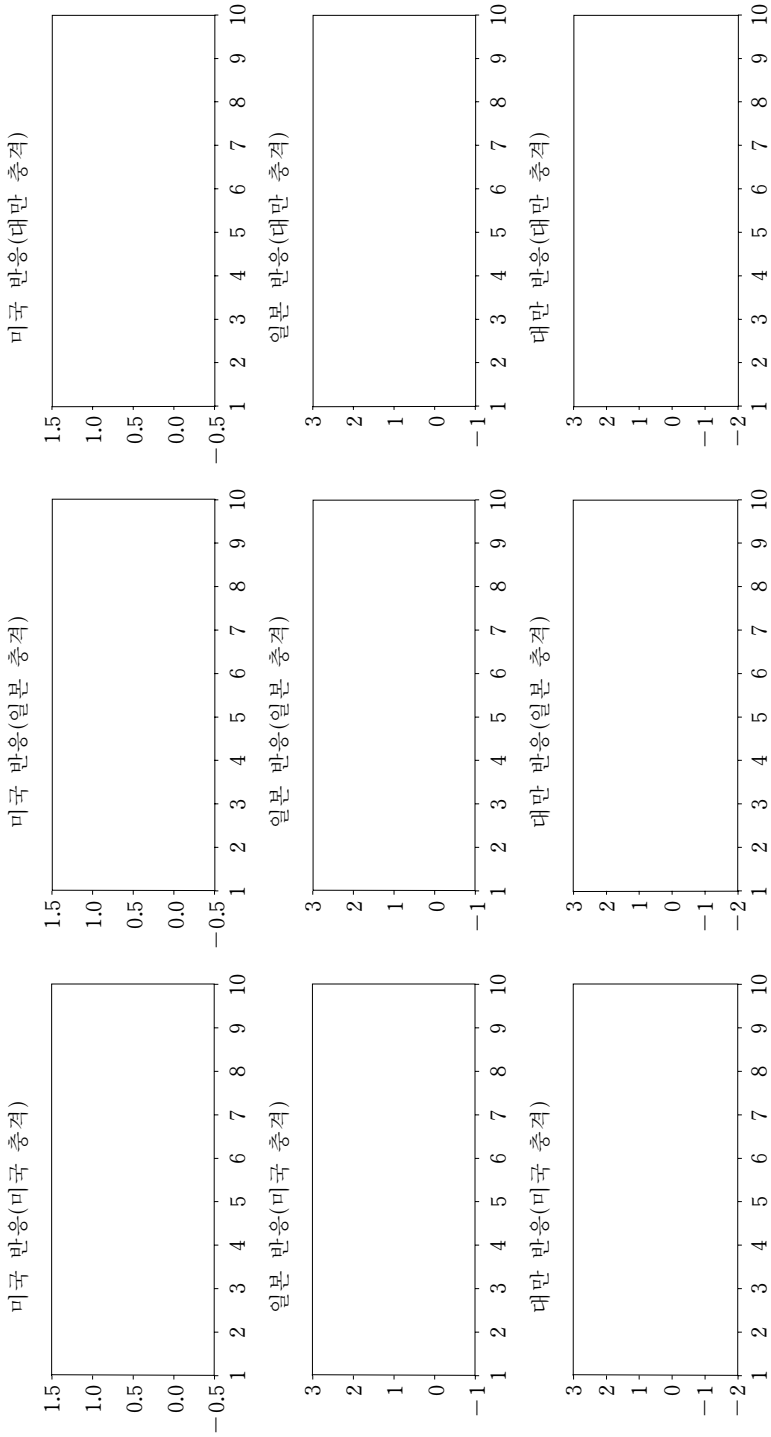
(b) 대만, 일본, 미국
 <제1기>



<제27기>

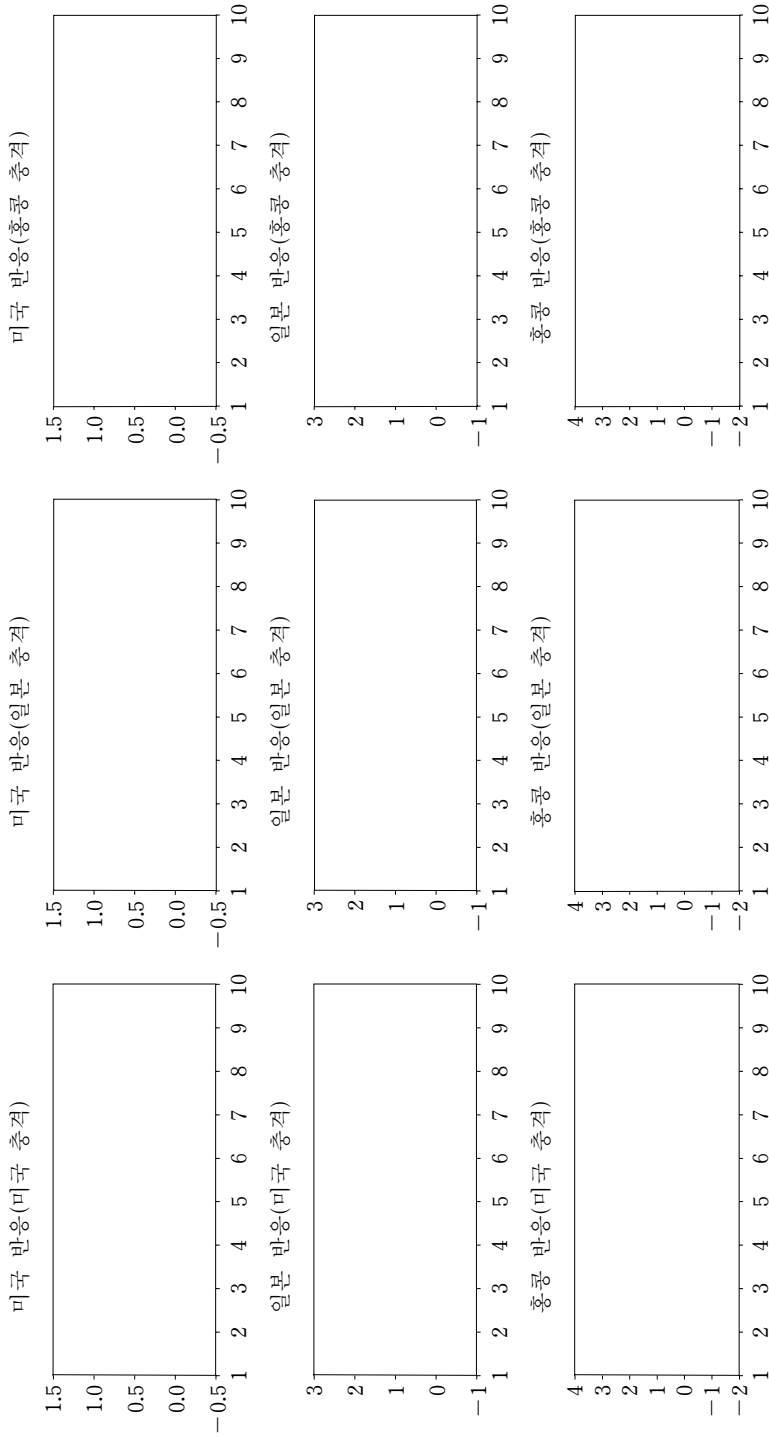


<제3기>

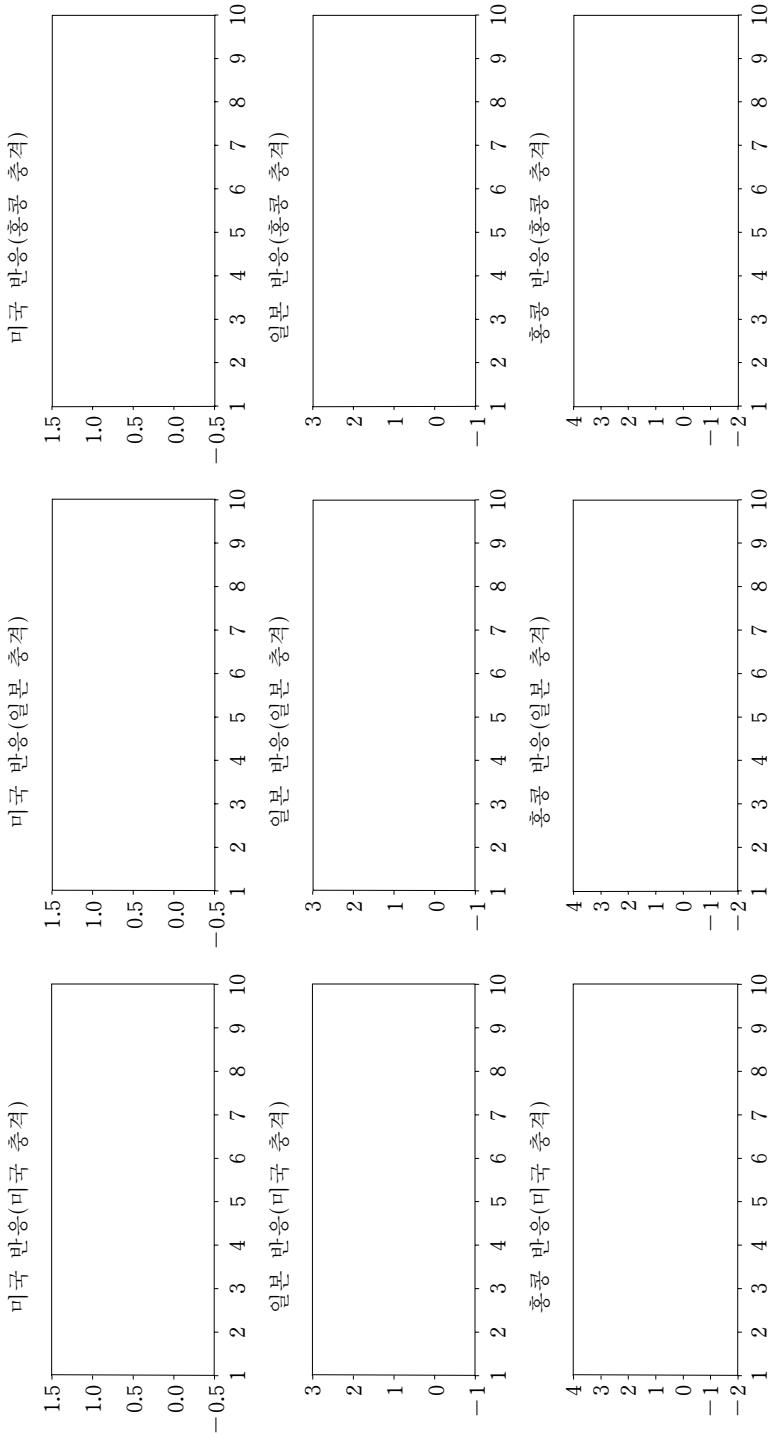


(c) 홍콩, 일본, 미국

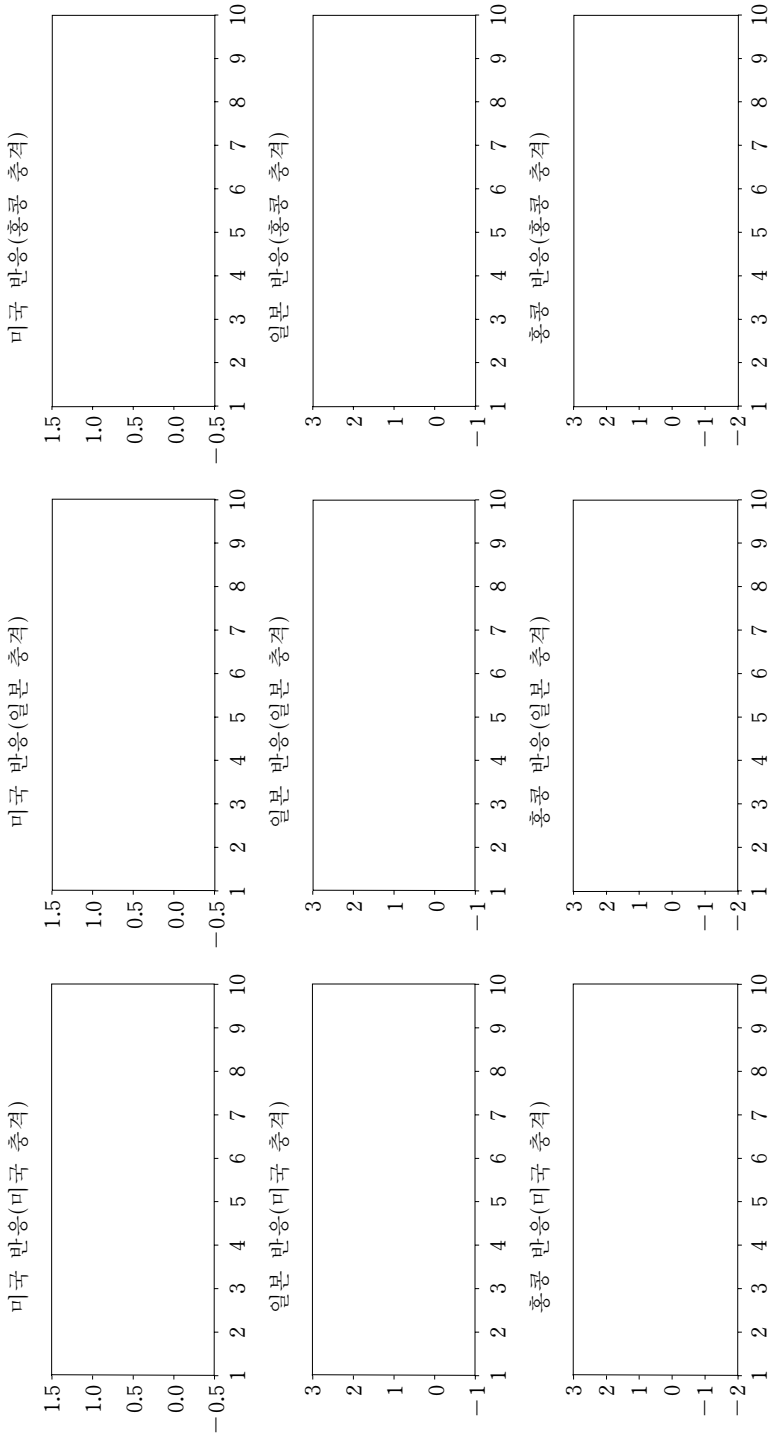
<제1기>



<제27기>

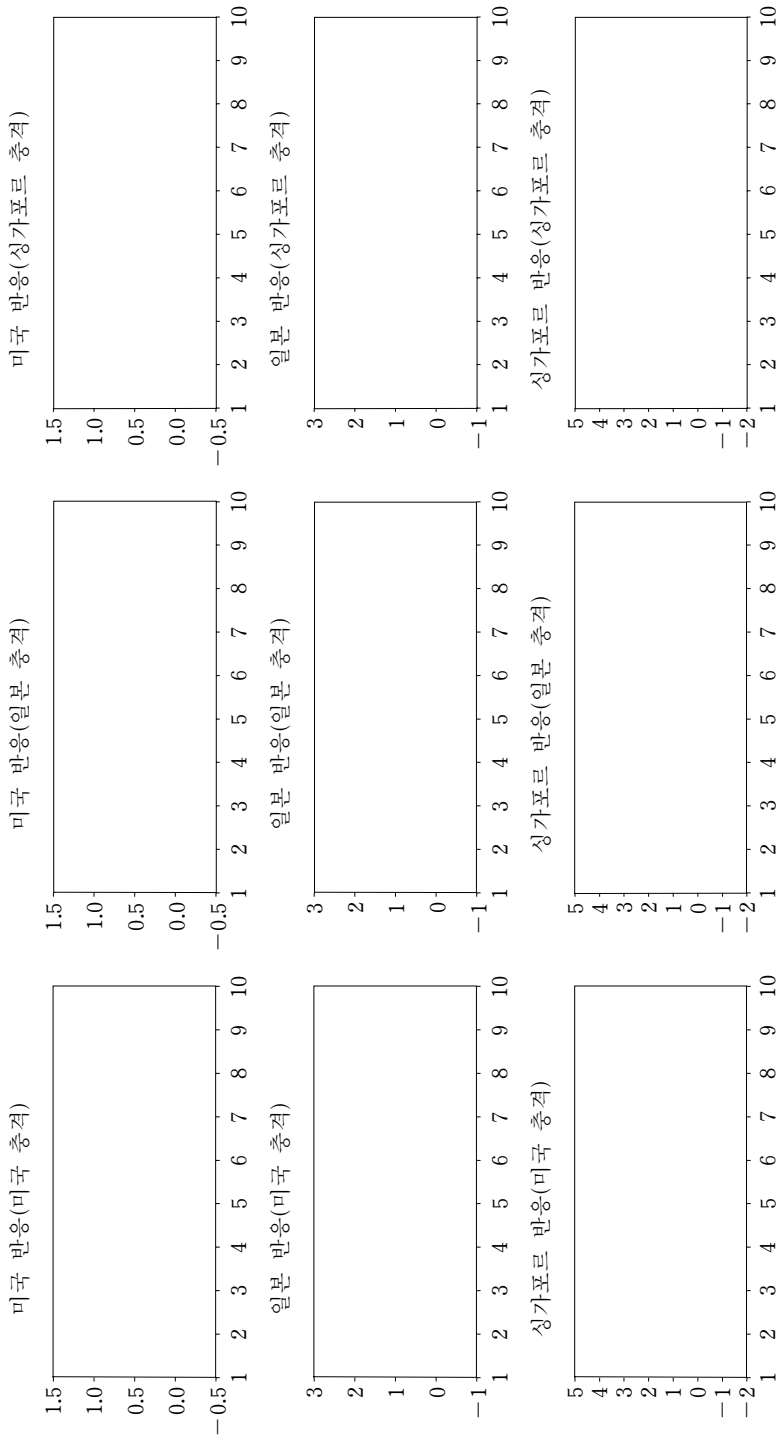


<제3기>

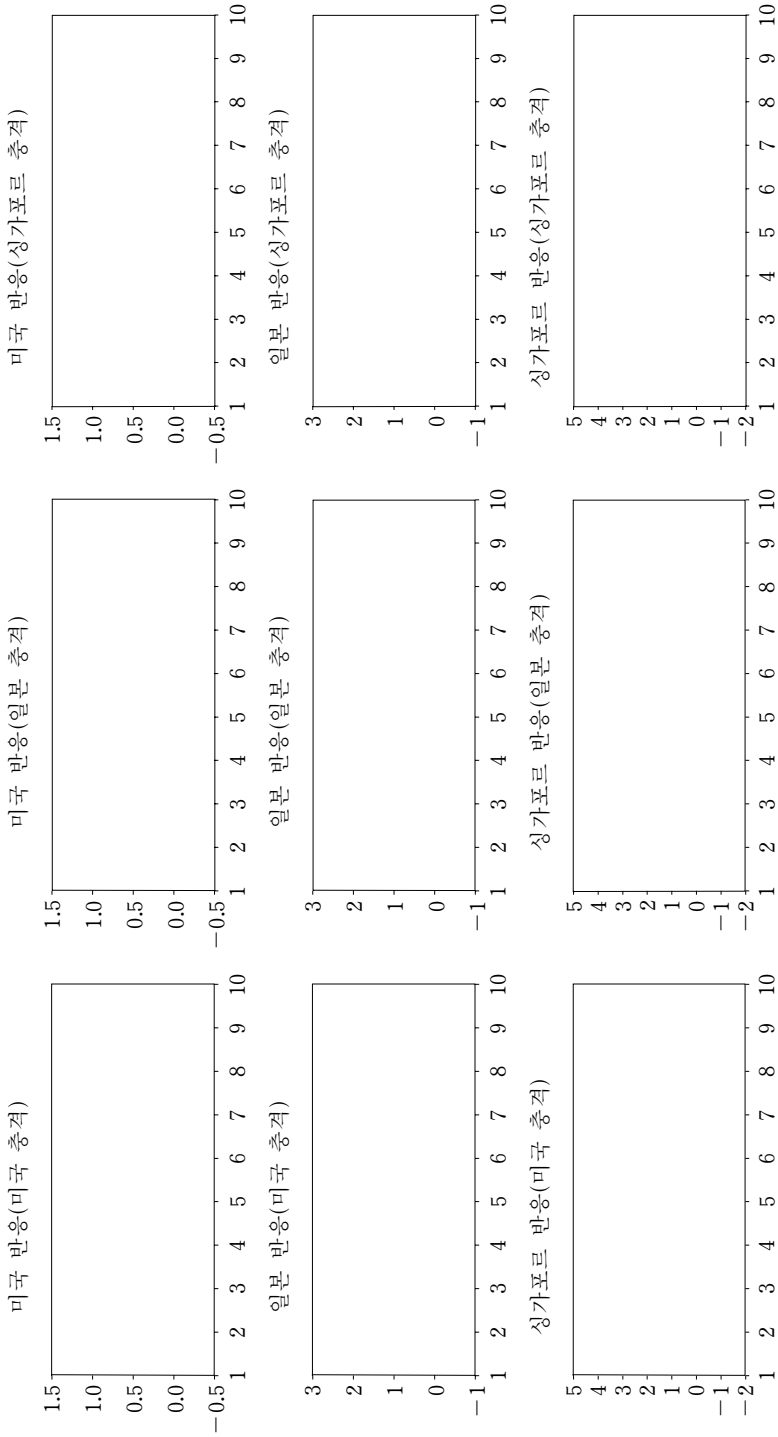


(d) 싱가포르, 일본, 미국

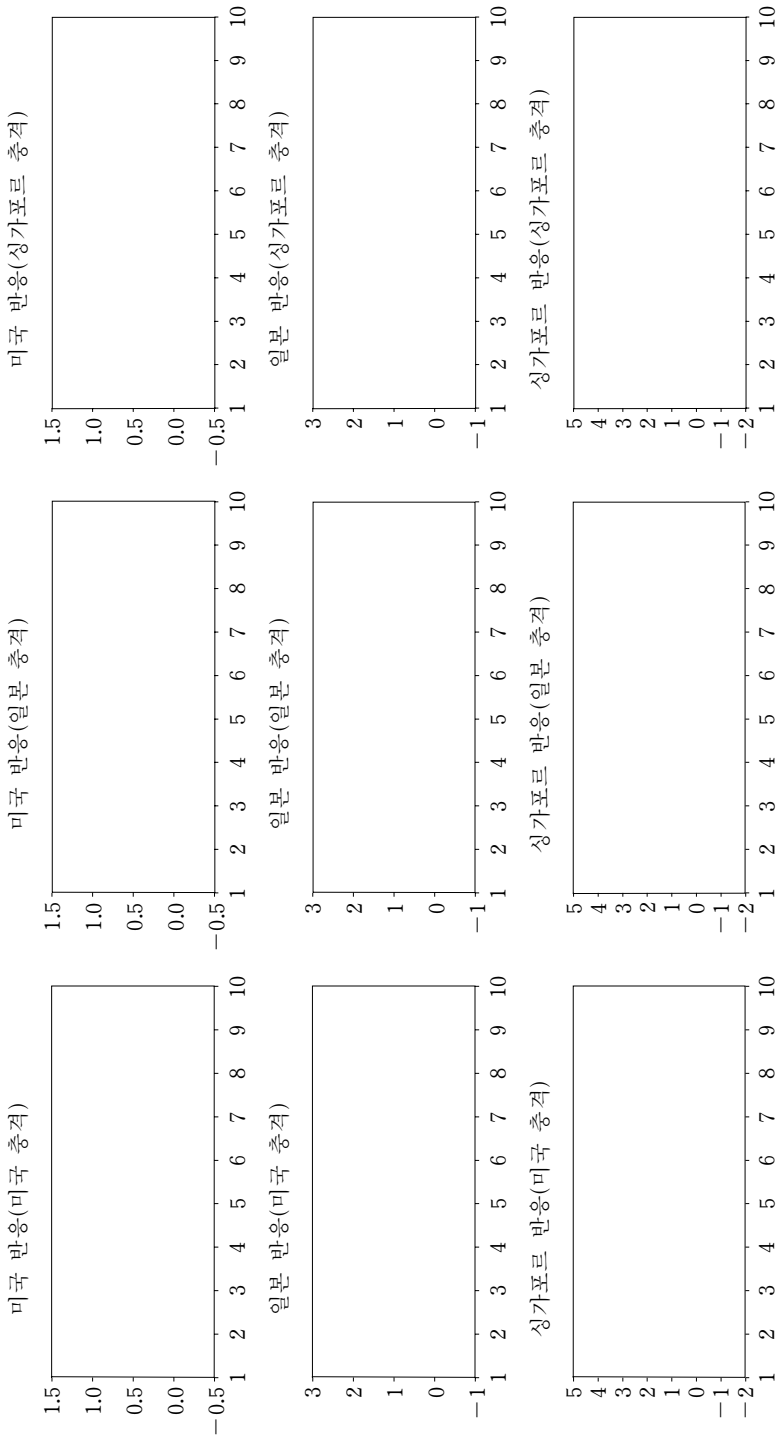
<제1기>



<제2기>



<제3기>



부록 3: 주식수익률 예측오차의 분산분해¹⁾

국가	기간	전체 표본기간			제1기			제2기			제3기		
		자국	미국	일본	자국	미국	일본	자국	미국	일본	자국	미국	일본
한국	1	98.49	0.26	1.23	99.81	0.17	0.01	96.00	3.36	0.62	92.37	0.14	7.48
	2	93.23	3.93	2.82	99.11	0.54	0.34	88.67	5.05	6.27	84.10	7.99	7.89
	4	93.19	3.94	2.86	99.08	0.57	0.34	88.10	5.30	6.59	83.67	8.04	8.27
	10	92.66	4.17	3.16	98.35	0.97	0.66	82.01	10.29	7.68	83.43	8.23	8.33
대만	1	98.77	0.05	1.17	99.81	0.06	0.12	98.43	1.09	0.46	97.57	0.22	2.19
	2	94.67	3.41	1.90	98.84	0.81	0.33	83.00	16.18	0.80	91.43	4.05	4.51
	4	93.88	3.97	2.14	98.55	1.09	0.35	72.75	18.18	9.06	90.75	4.57	4.66
	10	93.82	3.97	2.19	98.28	1.28	0.42	70.12	19.79	10.08	90.47	4.69	4.83
홍콩	1	91.95	1.19	6.84	97.86	0.48	1.64	84.09	9.73	6.17	88.32	0.57	11.09
	2	78.21	15.85	5.92	81.52	16.77	1.69	72.41	19.80	7.77	74.79	15.57	9.62
	4	78.39	15.74	5.85	81.47	16.77	1.74	68.25	24.24	7.50	74.56	15.76	9.67
	10	78.09	15.93	5.97	81.30	16.77	1.92	67.20	24.97	7.81	73.97	15.82	10.20
싱가포르	1	93.21	0.75	6.03	96.32	0.21	3.45	97.19	1.75	1.05	86.53	1.27	12.19
	2	84.64	9.41	5.94	89.25	7.26	3.47	89.23	9.12	1.64	76.39	12.61	10.98
	4	84.56	9.47	5.95	89.13	7.33	3.52	88.70	9.62	1.66	76.00	12.99	11.00
	10	84.33	9.62	6.04	89.03	7.37	3.59	86.18	11.06	2.75	75.50	13.06	11.42

주: 1) 예측오차분산에서 모형 내 개별 설명변수의 변동에 기인하는 부분이 차지하는 비율을 백분율로 나타냄.

[Abstract]

Asian Financial Crisis and the Linkages between US and Asian Stock Markets

Choong Lyul Lee · Kyong Chang Lee

We examine the relationship between average daily stock rate of returns of Asian emerging markets such as Korea, Taiwan, Hongkong and Singapore and that of New York stock exchange market. We estimate a market risk Asian stock markets applying GARCH model and we divide the sample period of January 3, 1994 to October 30, 2000 into three different periods based on estimated market risks. The first period is the one before the Asian financial crisis occurred in October, 1997, and the second one is the crisis period when several Asian currency markets and stock markets collapse. The last one is when its financial markets is somewhat stabilized and restored. In each sub-period, we examine the relationship between daily stock rate of returns of each Asian emerging market and that of New York stock exchange market. We estimate their cross correlations and we test their Granger-causality relationships. Finally, we build 2 variable VAR model of stock rate of return of each Asian market and that of New York market and we estimate the impulse response function and build up its variance decomposition table. With these empirical examinations, we find several interesting facts. First, it is shown that rate of return of US stock make more influence upon those of Asian countries after the Asian financial crisis. Second, surprisingly, during the crisis period, rate of return of US stock is influenced upon by those of Asian countries. Third, Korea is the country which the influence of US stock rate of return upon increase the most among these four countries. The above results do not change even when we apply three variable VAR models which include the average rate of return of Japanese stock.

Keywords: linkages between stock markets, GARCH, VAR, causality test, Asian financial crisis

JEL Classification: F3, G1