

# 다중구조변화와 비대칭성을 고려한 국제주가지수 수익률 및 변동성 전이효과에 관한 연구: 중국시장을 중심으로

양자수 \*

- 국문초록 -

세계경제가 급변하는 가운데 중국시장의 등락은 세계 각국의 관심사로 떠오르고 있다. 특히, 미·중 무역갈등, 코로나-19 팬데믹, 러시아-우크라이나 전쟁 등 사태속에서 중국경제의 안정화 여부가 세계 경제를 뒤흔들고 있다. 이미 세계투자자들이 선호하는 신흥 투자대상 시장이 된 중국시장은 복잡한 국제환경 속에서 시장구조 변화 조건에서의 변동성의 대내외 비대칭 전이효과가 구조변화에 따라서 변화 여부에 대해 재검토할 필요가 있다. 따라서 본 연구는 다중구조변화와 비대칭을 모두 고려하여 Asymmetric VAR-BEKK-GARCH 모형을 적용하여 한국, 중국, 일본, 미국 등의 주식시장 주가지수 수익률과 변동성의 비대칭 전이효과를 분석하고자 한다.

본 연구에서는 Bai and Perron(1998,2003)의 제안한 다중구조단점 검정방법을 적용하여 각 시장이 종속시장인 경우를 고려하여 최대한 구조단점을 찾아내 변동성의 비대칭 전이효과의 구조변화도 같이 살펴본다. 다중구조단점 검정에서 종속시장이 다를 경우 구조단점의 시기가 일치하지 않을 수도 있으므로 변동성의 비대칭 전이효과도 상이할 수 있다. 연구자료는 한·중·일·미 4개 시장의 1994년 1월 5일부터 2022년 3월 18일까지의 일별 자료를 이용하며, Bai and Perron의 다중구조단점 검정법을 통해 총 20개 구조단점을 찾아내고 24개 하위 구간을 구분한다. 전체기간을 포함해서 각 하위 구간의 표본자료를 이용하여 4개 시장 주가지수의 수익률과 변동성의 비대칭 전

이효과를 분석한다. 분석결과에 따르면, 종속시장이 변경되면 구조단점 시기는 근접하지만, 실제 구조단점 시점은 다르다. 또한, 변동성의 비대칭 전이효과가 구조변화에 따라 변화하는 현상도 관측된다. 중국시장을 중심으로 변동성의 비대칭 전이효과를 살펴본 결과에 따르면, 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 2000년 이후 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 증가시킨 것으로 나타났다. 또한, 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 다른 구간에서 한국, 일본, 미국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 증가시킨 결과와 감소시킨 결과를 모두 발견하였다. 중국 시장과 세계 시장의 연동성이 강화되면서 이들의 연관성과 관련 메커니즘도 더욱 복잡해지고 있음을 보여준다.

핵심단어: 비대칭 VAR-BEKK-GARCH, 전이효과, 다중구조변화모형, 중국 주식시장

---

\* 제주연구원 전문연구원, zishuai0525@jri.re.kr

## I 서론

중국 상하이 A주식이 MSCI, FTSE Russell, S&P Dow Jones 등 지수에 포함된 이후 중국 금융시장은 갈수록 세계의 주목을 받고 있다. 미국 경제 매체 블룸버그의 추정에 따르면, 중국 금융시장의 규모가 이미 54조 달러에 달하며, 골드만삭스는 중국 금융시장에 전 세계 자금이 몰려들면서 2030년엔 그 규모가 70조 달러에 달할 것으로 전망하였다. 현재, 중국 금융시장은 이미 세계의 인기투자시장으로 부상하며, 심지어 "바이 차이나(Buy China) 시대가 다시 열린다"는 말까지 나왔다. 중국 금융시장 변동성 전이효과 관련 연구도 많이 진행되었다. 이 중 시장의 호황과 불황에 따른 호·악재 비대칭 충격은 중요한 관측과 연구대상이 되었다.

중국시장의 대외영향은 뉴스에서 흔히 볼 수 있다.<sup>1)2)</sup> 예를 들어, 한국 주식시장은 개장 전 동시호가나 장 초반에 전일 미국 주식시장의 영향을 절대적이지만, 중국 주식시장이 개장하고부터는 중국시장 움직임에 민감하게 반응하고 있다. 또한, 중국 대형 부동산 개발업체恒大(恒大)그룹 파산 위기에 글로벌 금융시장이 요동치었으며, 일본 닛케이225지수, 홍콩 항셍지수, 미국 나스닥 등 지수가 내림세로 보여주었다.<sup>3)</sup> 하지만, 중국 금융시장의 이런 대외영향은 시장의 초기 단계에서 뚜렷하지 않았으며, 중국시장의 클로벌화가 추진되면서 점진적으로 증강하였다.

많은 연구에서 금융시장과 외부시장 간의 연계성에 대한 연구결과가 비슷한 부분이 있지만, 다른 결과로 나타난 것도 존재한다. 이는 연구자의 분석과정에서 사용하는 모형이나 표본 기간이 다르기 때문이라고 해석할 수 있다. 예를 들어, 김경원·최준환(2006) 및 정진호·임준형(2007)의 연구에서 중국 상하이 B주지수 및 한국 종합주가지수 간의 수익률 전이효과에 대한 검증결과가 다르게 나타났다. 김경원·최준환(2006)의 연구에서는 1994~2004년 기간의 자료 및 EGARCH 모형을 사용하여 중국 상하이 B주지수 및 한국 종합주가지수 간 수익률 전이효과가 없으며, 한국주식시장에서 상하이 B주시장으로 변동성 전이효과와 레버리지효과가 존재한다는 것을 주장하였다.

그러나 정진호·임준형(2007)의 연구에서는 1992년 2월 21일부터 2006년 12월 28일 기간, 그리고 외환위기 전후의 2개 기간의 상하이 B주지수 및 한국종합주가지수 종가수익률 자료와 AR(1)-GARCH(1,1) 모형을 적용해 분석하였다. 전체기간에서 중국

1) 커지는 중국 변수...무역분쟁 후 한중 금융시장 동조화 뚜렷, 연합뉴스, 2019.03.13

2) 중국 증시 따라가는 국내 증시...동조화 현상 심화, 서울경제, 2021.03.11

3) 중국판 리먼사태 공포...세계증시 흔들, 매일경제, 2021.09.21

상하이 B주지수 종가수익률은 한국종합주가지수 종가수익률에 유의한 전이효과가 존재하며, 반대로 존재하지 않았다. 외환위기 전후 구분한 결과는 이전 기간에서의 한국시장에서부터 중국시장으로 단방향 수익률 전이효과가 외환위기 이후 양방향으로 존재한 것으로 발견되었다.

한편, 박진우(2010)의 연구에서 한국, 홍콩, 대만 주식시장의 주간수익률이 전일 미국 주가변동과는 반대 방향으로 움직이는 경향이 있다는 것으로 발견되었으며, 박진우(2010)에 따르면, 결과 중 한국시장이 절댓값으로 가장 큰 음(-)의 값을 보임으로써 지청·조담·양채열(2001)의 연구에서 전일 미국 주가변동이 한국 주식시장의 야간 수익률뿐만 아니라 주간수익률에도 지속적으로 영향을 미친다고 보고한 내용과 상반되는 결과를 나타내고 있다. 그들은 이런 상이한 결과를 얻게 된 것은 표본기간의 차이에서 나타난 현상임을 알 수 있다고 하였다. 더불어, 많은 연구에서 금융시장에 구조단점이 존재하고, 구조단점 전후의 전이효과가 다르게 나타난 결과가 흔히 볼 수 있다.

이로써, 본 연구에서는 다중구조단점 검증법과 Asymmetric VAR-BEKK-GARCH 분석법을 사용하여 변동성 전이효과의 구조변화특성을 고려하여 중국 금융시장과 국제시장 간의 변동성 전이효과를 분석하고자 한다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 구조단점과 비대칭 전이효과 관련 선행연구를 검토한다. 제Ⅲ장에서는 다중구조검정법과 연구모형을 소개한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석결과를 설명한다. 제Ⅴ장에서는 연구의 주요결과 및 시사점을 제시한다.

## Ⅱ 선행연구

중국은 정치가 사회주의 체제로 경제가 국가자본주의 및 시장 자유경제 혼합 형태로 하는 이원화 시스템으로 하고 있으며, 금융시장에서도 본국인 거래하는 A주, 외국인 거래하는 B주 등 시장으로 구분하고, 또한 국유기업의 유통주와 비유통주 등 구분하는 이원화 시장이라고 할 수 있다. 2001년 중국의 WTO가입 이후 세계경제의 참여도가 날로 증가하고 있으며, 20여 년간 동안 미국을 이어 세계 2위 국가로 부상

하였다. 이 과정에서 중국의 금융시장도 점진적으로 개방하였으며, 중국 금융시장의 대내외 영향력에 관한 많은 연구가 이뤄졌다. 중국 금융시장 발전 초기 단계 관련 연구에 따르면, 중국시장이 초기에 상대적으로 독립된 시장이며, 글로벌 금융시장과 상호 간의 전이효과가 존재하지 않거나 홍콩시장을 통해서 간접적으로 미미하게 연계하고 있다. 그러나 중국 정부의 외국인 금융시장 투자허가, 주권분치(股权分置, 비유통주를 유통주로 변경) 개혁, 후강통(沪港通), 선강통(深港通) 등 정책 펼치기에 따라 중국시장과 글로벌 시장, 그리고 주변국 시장 간의 연계가 강화되었다.

Johansson, A. C. and C. Ljungwall(2009). 등은 1994년 1월 5일~2005년 12월 31일 기간의 주별 자료를 이용하여 VAR-MVEGARCH 모형을 적용해 중화권(중국·홍콩·대만)의 서로 다른 주식시장 간의 연계 관계를 분석하였다. 분석결과에 따르면, 중국시장은 홍콩 및 대만시장으로서 영향을 받고 있으나 반대로 유출하는 영향이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한, 중국 주식시장에서 비대칭 변동성의 유출 전이효과가 없는 것으로 나타났다. 이에 대해서 그들이 중국 주식시장은 국내의 정보에 더욱 의존한다고 해석하였다. 최근 몇 년의 연구를 살펴보면, 중국시장의 ARCH 및 GARCH효과가 뚜렷하며, 비대칭 변동성 전이효과의 존재도 검증되었다(Lin, Z. (2018)). 한편, 중국과 국제시장 간의 비대칭 연계성도 검증되었으며, 미국 SP500 및 상하이 B주 주가지수 간의 수익률 전이효과는 미국이 중국에 대한 일방적인 유의미한 정(+)의 영향을 미치며, 변동성 전이효과에서는 ARCH 및 GARCH 효과가 양방향 전이하는 모습으로 나타났다(Lee, C.-H. and P.-I. Chou(2020).). 그리고, 중국과 인도의 주식시장 간의 평균 조건부 상관성은 2000년 이후 증가하는 추세를 보인다. 한국, 일본 등은 인도시장과의 평균 조건부 상관성은 중국 및 인도 간의 상관성보다 모두 높은 수준으로 나타났다(Song, Yuegang, et al.(2021)). 중국은 세계 주요 32개 주식시장 정보 전이 네트워크에서 과거의 중개역할에서 건인역할로 변하는 것이 발견되었다(Long, W., Guo, Y., & Wang, Y.(2021).).

중국경제의 급속성장에 따라 중국 금융시장 변동성 전이효과와 비대칭 특성에 관한 연구가 한국 국내에서도 많이 진행되었다. 중국 주식시장의 유형(A주 및 B주)을 고려할 경우, 2006년 이전 중국 선전 B주 시장만 한국 주식시장의 수익률에 영향을 미친다. 그리고, 중국 A주에서 한국으로, 한국에서 중국 B주로 변동성 전이효과도 존재함을 발견하였다(김경원·최준환(2006)). 정진호·임준형(2007) 등의 연구에서는 한국과 미국시장의 수익률이 각각 상대방 시장의 과거 수익률에 영향을 받으며, 반면에

중국시장이 한·미 양국과 주고받는 영향은 미미한 것으로 나타났다. 박진우(2010)의 연구에 따르면, 2002년 9월 2일~2008년 8월 29일 기간 중국, 한국, 홍콩, 대만 주식 시장의 동조화 현상이 심화되고 있다. 특히 중국시장이 다른 아시아 시장과의 동조화 현상이 강화되고 있는 것으로 나타났다. 그의 결과에서는 한국, 홍콩, 대만 주식시장의 주간수익률이 전일 미국 주가변동과는 반대 방향으로 움직이는 경향이 있다는 것을 발견한다. 이는 지청·조담·양채열(2001)의 연구결과와 다르게 나타나며, 이런 결과를 얻게 된 것은 표본 기간의 차이에서 나타난다고 하였다.

김석진·포영영·도영호(2011)은 1999년 1월 4일부터 2008년 3월 31일까지 한국 KOSPI, 중국 SSEC 지수, S&P500 지수 자료를 이용하여 삼변량 GJR-GARCH 모형을 통해 주식시장 간 정보 전이효과를 분석하였다. 또한, 그들의 연구에서는 중국 비유통주의 유통주로 전화하는 개혁 시점을 기준으로 2개 기간을 나누어서 분석하였다. 분석 결과에 따르면, 미국 주식시장에서 한국과 중국 주식시장으로, 한국과 중국 주식시장 간에 수익률 전이효과가 존재하였다. 2005년 이후 기간, 중국 주식시장에 미치는 한국 주식시장의 영향은 사라졌고 미국 주식시장의 영향은 뚜렷하였다고 한다. 한편, 한국과 중국 주식시장은 미국 주식시장에 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 하지만 미국 주식시장은 한국과 중국 주식시장에 양(+)의 영향을 미쳤으며, 중국 주식시장은 한국 주식시장에 음(-)의 영향, 한국 주식시장은 중국 주식시장에 양(+)의 영향을 미친 것으로 발견하였다. 또한, 한국과 중국 주식시장은 모두 비대칭성이 존재하고, 호재보다 악재에 더 민감하게 반응하였다는 것을 발견하였다. 한편, 김석진 등의 연구결과 중 제2기간(2005.1~2008.3)의 중국 주식시장의 비대칭 변동성 전이효과 계수는 유의한 마이너스 부호(-0.065)로 나타났으나, 이에 대해 연구자가 계수의 유의수준과 중국 주식시장 단변량 GARCH모형에서 잔차를 추출후 실시한 양(+)의 규모편의 검정결과를 결합해 한국, 미국주식시장과 같이 양(+)의 값으로 간주하고 변동성의 비대칭이 존재한다고 주장하였다.

하지만, 여기서 변동성 비대칭향의 마이너스(-) 부호가 '역'의 비대칭적 변동성으로 간주되면 더욱 적절한 것이다. 이 마이너스(-) 부호는 류장타오(刘江涛, 2008)의 연구결과와 같게 나타났다. 류장타오는 2005년 6월 7일~2007년 10월 25일 기간 상하이 종합지수 일별자료를 이용하여 단변량 GJR-GARCH 등 모형으로 중국 주식시장 종합주가지수 수익률의 변동성 비대칭의 역전효과를 검증하였다. 이는 2005년 중국 주권분치(股权分置, 비유통주 개혁) 이후 주식시장은 급속 성장함으로 시장의 부정적(-)

충격보다 긍정적(+) 충격에 대해 더욱 민감하게 반응한 것으로 해석한다.

정진호·임재옥·제상영(2012) 등은 한국, 중국, 일본, 미국 4개국 주식시장에 대해 다변량 VAR-EGARCH 모형을 이용하여 미국금융위기 전후 가격과 변동성의 상호 의존성을 분석하였다. 분석결과에 따르면, 미국시장으로부터 다른 세 나라 시장으로의 가격과 변동성 전이효과가 존재하고 그 크기는 일본, 한국, 중국시장 순이며 한·중·일 시장 간에 가격과 변동성 전이효과는 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다. 또한, 주가지수 상승보다 하락 충격이 더 높은 변동성을 유발하는 레버리지효과가 네 시장 모두에서 발견되었고 중국의 경우 금융위기 이후로는 나타나지 않았다고 하였다. 이리나·이재득(2014)은 2006년 1월~2008년 8월 기간의 일별자료를 이용하여 TARCH 및 EGARCH 모형을 적용해 2007년 금융위기 전후 한국, 미국, 중국, 일본 주가지수 변동성의 비대칭성과 레버리지효과를 분석하였다. TARCH 분석결과에 따르면, 한국, 미국, 일본의 주가지수에 레버리지효과와 비대칭성이 나타났으나 중국 주가지수에서는 2006년에도 레버리지 효과와 비대칭성을 가지지 않은 것으로 나타났다. 한편, EGARCH모형 분석결과에 따르면, 한국, 미국, 중국, 일본의 주가지수가 모두 레버리지 효과가 나타났으며, 비대칭적 효과는 한국, 미국, 일본 시장에서만 나타났다.

옥기울(2018)은 2000년 1월~2017년 12월 기간의 일별자료를 이용하며 또한 금융위기 전후로 하위 표본을 나누어서 GJR-M모형을 적용해 일본, 한국, 싱가포르, 대만, 말레이시아의 주식시장에서의 정보의 호·악재에 따른 주식수익률 변동성의 비대칭성이 존재 여부를 실증적으로 분석하였다. 분석결과에 의하면, 아시아 주식시장 모두 주가지수 수익률의 변동성은 시간에 따라 변한다는 분석결과를 보여주었다. 또한, 한국과 말레이시아 주식시장만이 양의 값을 가짐으로써 변동성이 증가하면 기대수익률도 증가한 것으로 나타났다. GJR-M 분석결과에 의하면, 아시아 주식시장 호재에 비해 악재가 주식수익률의 변동성을 더욱더 크게 증가시키는 결과를 보여주었다. 정진호, 이지선(2021) 등은 2000년 1월 1일~2020년 9월 30일 기간의 일별자료를 이용하여 VAR(1)-DCC-GJR-MGARCH(1,1) Spillover 모형을 적용해 한국과 중국 주식시장 간 통합도를 동태적으로 분석하였다. 분석결과에 따르면, 코로나19 발생 이전에 존재하지 않았던 한국 주식시장에서 중국 주식시장으로의 가격 전이효과가 코로나19 발생 이후 존재하고 있음을 발견하였고, 코로나19 발생 이전 존재하였던 한국 주식시장으로부터 중국 주식시장으로의 변동성 전이효과는 코로나19 발생 이후 존재하지 않는 혼재된 전이효과를 발견하였다.

기준연구를 종합적으로 살펴보면, 중국시장의 중요성이 시간에 따라 증가세를 보이고, 특히, 초기 연구결과와 최근 연구결과와 상대한 상이한 결과를 보여주었다. 중국 시장의 해외시장에 유출 전이효과가 무(無)에서 유(有)로, 약(弱)에서 강(強)으로 변화하는 모습이 확인되었다. 또한, 많은 연구에서 구조단점의 구분은 경험상으로 사태 발생의 대략적인 시기를 기준으로 진행하였다. 하지만, 종속시장의 상황에 따라서 구조단점의 시기가 다를 수도 있다. 이로써, 본 연구에서는 Bai and Perron(1998, 2003)의 다중구조단점 검증법을 이용하여 각 시장이 종속시장일 때 최대 구조단점을 구분한다. 이어서 모든 구조단점 기간을 대상으로 Asymmetric VAR-BEKK-GARCH 모형을 적용하여 4개 시장 주가지수 수익률 및 변동성의 비대칭 전이효과를 분석한다. 이를 통해 투자자와 정책제정자에게 투자 활동 및 시장관리에 시사점을 제공한다.

### III 연구방법 및 분석자료

본 연구는 중국시장과 외부시장 간의 변동성 전이 및 비대칭 변동성 전이효과를 분석하고자 한다. 외부시장의 선정에서는 중국과 무역수준이 높은 상위 3개 국가의 시장데이터를 이용한다. 2020년 기준, 중국의 수출입 규모는 약 32조 1,600억 위안으로 사상 최대치를 기록하였으며, 코로나19 이후 세계 유일한 대외무역 플러스 성장을 달성하였다. 중국의 대외 수출입 무역 규모 상위 3개 국가는 미국, 일본, 한국 등으로 나타났다. 또한, 2021년 상반기 중국 대외무역 총액은 18조 700억 위안으로 전년 동기 대비 약 27.1%를 증가하였으며, 미국, 일본, 한국 등 3개국은 여전히 중국 무역파트너 상위 3위를 자리했다.<sup>4)</sup> 이로써, 본 연구는 미국, 일본, 한국 등 3개 국가의 주식시장 SP500, NIKKEI225, KOSPI 등 지수를 선정하여 1994년 1월 5일부터 2022년 3월 18일 기간 일별 주가지수 자료를 이용한다.

한편, 4개 시장의 휴장일이 다르므로 Hamao, Masulis and Ng(1990)와 같이 동일 실증모델에서 한 주식시장이 휴장일로 거래가 없으면 다른 주식시장의 당일 거래 자료를 제거하여 총 6,108일 자료를 사용하여 분석한다. 또한, 미국과 아시아 시장

---

4) 중국의 3대 무역 파트너 국가 : 미국, 일본, 한국, KOTRA 해외시장뉴스, 2021.07.30



거래시간의 차이를 고려하여 미국 주식시장 자료는 t-1 일로 조정한다. 시계열 분석에서 구조단점이 존재할 수 있으므로 본 연구에서 Bai and Perron(1998, 2003)이 제안한 다중 구조변화를 고려한 회귀분석을 이용하여 변수 간의 관계변화의 최적시점을 확인한다. Bai and Perron(1998, 2003)의 모형은 다음과 같이 설정하며, 시간 T의 선형회귀모형 중 m개 구조단점이 존재하고자 한다.

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_1 + u_t, & t = 1, \dots, T_1 \\ y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_2 + u_t, & t = T_1 + 1, \dots, T_2 \\ &\vdots \\ y_t &= x_t' \beta + z_t' \delta_{m+1} + u_t, & t = T_m + 1, \dots, T \end{aligned} \quad (1)$$

여기서  $y_t$ 는 종속변량,  $x_t$  및  $z_t$ 는 독립변량이며,  $\beta$  및  $\delta_j (j=1, \dots, m+1)$ 는 각 독립변량의 계수이며,  $u_t$ 는 잔차항이고  $T_1, \dots, T_m$ 는 구조변화의 발생 시기를 의미한다. 이 모형에서  $x_t$ 의 계수가 시간에 따라 변화하지 않으면 모형은 부분 구조변화 모형(partial structural change model)으로 간주한다. 한편, 만약에  $x_t$ 는 0이면 모형은 순수 구조변화 모형(pure structural change model)으로 간주한다. 상기 모형은 다음과 형식으로 정리할 수 있다.

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + U \quad (2)$$

여기서  $Y = (y_1, \dots, y_T)'$ ,  $X = (x_1, \dots, x_T)'$ ,  $U = (u_1, \dots, u_T)'$ ,  $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_T)'$ , 그리고  $\bar{Z}$ 는 대각선으로 분할된 행렬이며, 예:  $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1})$ 이며  $Z_i = (z_{T_{i-1}+1}, \dots, z_{T_i})$ 이다. 모형계수  $(\beta, \delta_1, \dots, T_1, \dots, T_m)$  등을 추정하고 m+1개의 시간 구간의 잔차합(SSR, sum of squared residuals)을 최소화시킨다. 즉,

$$S_T = \min(Y - X\beta - \bar{Z}\delta)'(Y - X\beta - \bar{Z}\delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t' \beta - z_t' \delta_j]^2 \quad (3)$$

구체적인 계산은 Fisher(1958) 방법을 적용하여 반복대입하고 해당 구조단점 개수의 각각 최소 잔차합을 얻을 수 있다. 이를 바탕으로 Bai and Perron(1998,2003)는

구조단점 개수 및 시기를 검증하는 방법을 제시하였다. 첫 번째 검증법은 sup Wald Test이며, 귀무가설은 구조단점이 존재하지 않으며( $m=0$ ), 대립가설은  $k$ 개 구조단점이 존재한다( $m=k$ ). 통계량은 다음과 같다.

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \frac{1}{T} \left( \frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \hat{\delta}' R' (R \hat{V}(\hat{\delta}) R')^{-1} R \hat{\delta} \quad (4)$$

이 중  $p$ 와  $q$ 는 독립변량  $x_t$  및  $z_t$ 의 개수를 의미하며,  $\lambda_i = T_i/T$ ,  $(R\delta)' = (\delta_1' - \delta_2', \dots, \delta_k' - \delta_{k+1}')$ ,  $\hat{V}(\hat{\delta})$ 는 잔차항 자기성관성 및 이분산을 고려하여  $\hat{\delta}$ 의 분산-공분산의 건전한 추정값이다. 한편으로 사전 구간단점의 개수  $k$ 를 가정하지 않고 최대의 구조단점  $M$ 개를 허용하는 2가지 검정방법도 있으며, 통계량 구조식은 각각 다음과 같이 나타났다.

$$UDmax F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q) \quad (5)$$

$$WDmax F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, m)} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q) \quad (6)$$

여기서  $\hat{\lambda}_i = \hat{T}_i/T$  ( $i = 1, \dots, m$ ),  $\alpha$ 는 현저 수준이며,  $c(q, \alpha, m)$ 는 해당  $\max_{1 \leq m \leq M} F_T(\hat{\lambda}_1, \dots, \hat{\lambda}_m; q)$ 의 점근적인 분포를 가진 임계치이다. BP검증법을 통해 얻은 구조단점 추정치( $\hat{\tau}_1, \dots, \hat{\tau}_m$ )는 속도  $T$ 로 그의 진실한 값( $\tau_1^0, \dots, \tau_m^0$ )으로 수렴할 것이며, Bai and Perron(1998, 2003)는 이를 바탕으로 시뮬레이션을 통해 임계치를 계산하였다. 또한, 상기 3개의 검정법은 시계열에서 구조단점을 존재 여부를 검정한 것이며, 추가적으로 Bai and Perron는  $sup F_T(\ell+1|\ell)$  통계량을 제시하여 적절한 구조단점 개수를 확인할 수 있다. 여기서  $\ell$ 개 구조단점을 존재하는 귀무가설에서 만약 1개 구조단점을 더 추가하여 표본의 잔차제곱합의 값을 현저하게 감소시킬 수 있으면 귀무가설을 기각할 수 있다. 즉, 원래 존재한  $\ell+1$ 개 시간 구간에서 새로운 구조단점을 추가하여 검정하며, 검정 통계량은 다음과 같이 나타났다. 여기서  $\eta$ 는 반복 추정과정에서 추정결과 효율성을 확보하기 위해 사용하는 표본 간격 비율이며, Bai and Perron의 제시한  $\eta$ 값은 0.05, 0.10, 0.15, 0.20, 0.25 등 있다.

$$sup F_T(\ell+1|\ell) = \{S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_\ell) - \min_{1 \leq i \leq \ell+1} \sup_{\tau \in A_{i,\eta}} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \tau, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_\ell)\} / \hat{\sigma}^2 \quad (7)$$

$$A_{i,\eta} = \{\tau, \hat{T}_{i+1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq \tau \leq \hat{T}_i - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta\} \quad (8)$$

상기 BP 다중 구조단점검정법을 적용하여 중국시장의 최대한 구조단점을 확인하고 전체시간과 각 구조단점 구간별의 변동성 전이 및 비대칭 변동성 전이효과를 분석한다. 이를 위해 우선 VAR 모형을 설정한 후 Asymmetry-BEKK-MGARCH 모형을 적용한다. VAR 모형은 경제 문제의 주요 변수를 내생 변수로 내재화하고 모든 내생 변수의 과거역사의 값을 사용하여 모형을 구성함으로써 일변량 자기 회귀(AR)를 벡터 자기 회귀(VAR)로 확장한 것이다. VAR 모델의 기본적인 수학 표현식은 다음과 같다.

$$Y_t = A + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_k Y_{t-k} + e_t \quad (9)$$

$$e_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (10)$$

여기서  $Y_t$ 는 시간 $t$ 에서의 내생변수 벡터값이며,  $A$ 는 상수 벡터, 행렬 $B$ 는 추정계수이며, 잔차 벡터  $e_t$ 는 0의 평균과 일정한 분산의 분포로 가장한다.  $k$ 는 시차값이며,  $t-1$ 시점에 이용 가능한 정보는  $I_{t-1}$ 로 정의하며, 최종 시차가 AIC(Akaike Information Criterion) 및 SBC(Schwarz Bayesian Criterion) 기준으로 결정된다.

VAR 비대칭 BEKK-GARCH 모형을 사용하여 변동성 유출 효과와 그 비대칭 효과를 검토하여 중국, 한국, 일본 및 미국시장 간의 변동성 유출이 어떤 종류의 충격(긍정적 또는 부정적인)에 더 민감한지 파악할 수 있다. 본 연구는 창구이동(Windows Rolling) 분석법을 통해 4개 시장 간의 변동성 유출 효과와 그 비대칭 효과의 변화가 존재여부를 확인하고자 한다.

이 방법은 Ling and McAleer (2003)가 제안한 VAR-GARCH에서 확장한 것이며, Chan et al. (2005), Hammoudeh et al. (2009) and Arouri et al. (2011)등 여러 연구자가 그 이후에 적용하였다. 조건부 수익률과 조건부 변동성에 대한 검사는

이 접근방식을 통해 유의미한 추정 매개변수와 계산 복잡성이 적은 방법으로 수행될 수 있다. 또한, BEKK-GARCH(Engle and Kroner, 1995)의 구별되는 장점은 유지될 수 있다. 이는 분산-공분산 행렬의 양의 정의이며 추정을 위한 매개변수의 감소 효율성이다. VAR 모형과 비대칭 BEKK-GARCH 모형이라는 두 부분으로 구성된 이 방법은 서로 다른 금융시장 간의 조건부 수익과 변동성 유출의 공동 진화를 탐구하는 데 사용된다.

Bollerslev, Engle, and Wooldridge(1988)는 시간가변상관관계를 모형화하기 위하여 단일시계열 GARCH모형을 확장한 다변량 GARCH 모형을 제시하였다. 이 모형은 조건부분산과 공분산과정을 각각 GARCH(1,1)과정을 따르는 것으로 가정하였다. Engle and Kroner(1995)는 다변량 GARCH모형의 양정부호(Positive definite)와 안정성조건을 보완하기 위해 조건부공분산 방정식의 상수항은 하방삼각행렬(Low Triangular Matrix)이고, 조건부분산과 공분산 계수 행렬은 N제곱개의 원소를 갖는 제곱행렬을 제약가해서 BEKK모형을 제안하였다. Korner and Engle(1998)는 GARCH-BEKK 모형을 기초에 비대칭항을 추가하여 다변량 GJR-GARCH-BEKK 모형을 제안하였다. 다변량 GARCH모형의 가장 일반적인 적용은 여러 금융시장 간의 변동성 전이현상을 고찰한 것이다. (Bauwens et al., 2006). MGARCH 모형 중 BEKK(Baba, Engle, Kraft, Kroner)와 DCC(동적 조건부 상관관계)모형은 시장 간 변동성 유출효과에 대한 연구에 광범위하게 적용된다. 특히 주식, 외환 시장이나 원유 에너지 시장의 변동성 전이 연구에 흔히 사용하고 있다. 예를 들어, 김경수·허익구(2012)는 Asymmetric BEKK-MGARCH모형을 이용하여 선진주식수익률의 변동성을 분석하였다.

BEKK(p,q)-GARCH 모형(Engle and Kroner, 1995)은 모수에 대한 제약 없이 분산-공분산 행렬이 항상 양(+)의 확정임을 보장할 수 있다는 하나의 구별되는 장점 때문에 널리 사용되고 있다. 이 모형은 추정된 모수의 수를 줄이고 더욱 편리하게 추정할 수 있는 장점을 지닌다. 추정된 모수의 수가 증가하는 것을 방지하기 위해 모형의 순서는 일반적으로 1로 선택된다( $p = q = 1$ ).

$$e_{i,t} = v_{i,t}h_{i,t}, \quad v_{i,t} \sim N(0,1) \quad (11)$$

$$h_{i,t} = c_i + \alpha_i e_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1} \quad (12)$$

$$H_t = C^T C + A^T e_{t-1} e_{t-1}^T A + B^T H_{t-1} B \quad (13)$$

방정식(11)은 잔차항  $e$ 와 조건부 분산  $h_{i,t}$  간의 관계식이며.  $v_{i,t}$ 는 표준 정규 분포를 가진 잔차항이다.  $\alpha, \beta$ 는 계수이며,  $H_{i,t}$ 는 조건부 분산-공분산 행렬이다.  $C$ 는 하방삼각행렬이고,  $A$  및  $B$ 는 각각 제곱행렬이다.

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} & h_{14,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} & h_{24,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} & h_{34,t} \\ h_{41,t} & h_{42,t} & h_{43,t} & h_{44,t} \end{pmatrix} \quad C = \begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & 0 \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} \end{pmatrix} \quad (14)$$

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{pmatrix} \quad B_t = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} \end{pmatrix}$$

여기서  $h_{11}, h_{22}, h_{33}, h_{44}$ 는 각 변량의 분산이며,  $h_{ij}$ 는  $i$  변량 및  $j$  변량 간의 공분산을 의미한다. 행렬  $A$ 는 ARCH 효과를 측정한 것이며,  $a_{11}, a_{22}, a_{33}, a_{44}$ 는 자신의 변동으로 인해 나타난 ARCH효과이며, 비대각선 원소  $a_{ij}$ 는 타 변량으로 인해 나타난 ARCH효과를 의미한다. 행렬  $B$ 는 GARCH 효과를 측정한 것이며, 대각선 원소는 자 변량의 변동성이며, 비대각선 원소는 기타 변량으로부터 받은 변동성 충격이다. ARCH 계수와 GARCH 계수의 합이 1에 가까울수록 변동성 유출 효과가 더 오래 지속될 것이다. 비대칭 효과를 고려하여 비대칭 BEKK(1,1)를 다음과 같다.

$$H_t = C_0^T C_0 + A_1^T (e_{t-1} e_{t-1}^T) A_1 + B_1^T H_{t-1} B_1 + D_1^T (z_{t-1} z_{t-1}^T) D_1 \quad \pi \quad (15)$$

$$D_t = \begin{pmatrix} d_{11,t} & d_{12,t} & d_{13,t} & d_{14,t} \\ d_{21,t} & d_{22,t} & d_{23,t} & d_{24,t} \\ d_{31,t} & d_{32,t} & d_{33,t} & d_{34,t} \\ d_{41,t} & d_{42,t} & d_{43,t} & d_{44,t} \end{pmatrix} \quad (16)$$

행렬  $D$ 는 변동성의 비대칭충격을 측정한 것이며,  $z_{t-1}$ 는  $k$ 차원인 열벡터이다.  $e_{t-1} \leq 0$ 이면 부정적인 충격(나쁜 뉴스)이 도래한 것으로 의미한다. 이때  $z_{t-1} = e_{t-1}$ ,

아니면  $z_{t-1} = 0$ 이다. 행렬 D의 대각선 원소는 변량 자신의 비대칭 충격 효과를 의미하며, 비대각선 원소는 기타 변량으로부터 유입된 비대칭 충격을 의미한다. 다음 장에서는 상기 모형을 적용하여 분석된 결과를 제시한다.

## IV 실증분석결과

### 1. 기본통계량 및 단위근 검증

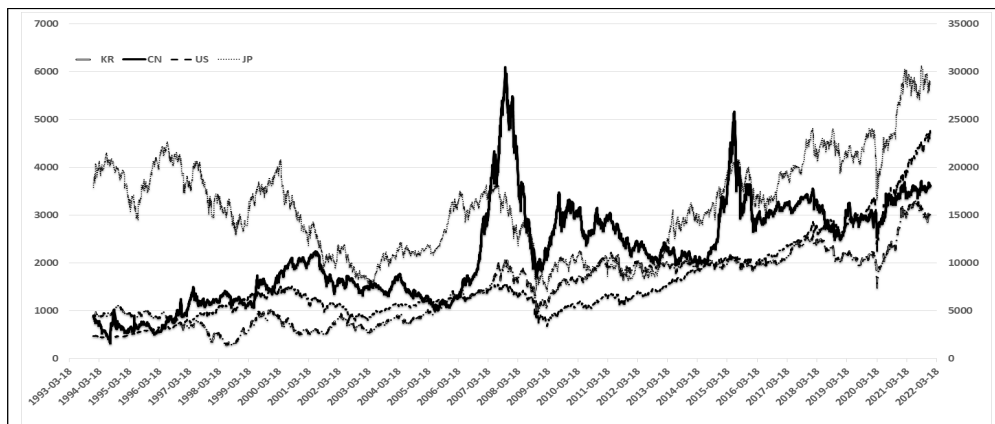
<그림-1>에서 한국, 중국, 일본, 미국 4개 시장의 주가지수 추이를 살펴볼 수 있다. 2000년 이전 중국 및 미국시장의 주가지수가 모두 상승세를 보이며, 한국과 일본시장은 1997년 외환위기로 인해 하락하다가 다시 상승하는 모습으로 나타났다. 2000년 이후 4개국 시장의 주가지수동조화가 강화된 것으로 확인될 수 있으며, 특히, 닷컴-버블 기간 4개 시장은 모두 하락세를 보였다. 이런 공동 하락추세가 2008년 세계 금융위기, 2012년 유럽재정위기, 2020년 코로나-19 팬데믹 등 시기에서도 확인될 수 있다. <그림-2>에서 4개 시장 주가지수 수익률 추이를 제시하였으며, 분석 편의를 모두 수익률은 100을 곱한 것으로 사용한다. 수익률 변동은 시장 불안정 시기에 모이는 현상이 확인될 수 있으며, 이런 수익률 변동 군집화 특성이 모형분석 시 GARCH 적용함에 적합하다는 증거로 볼 수 있다.

4개 시장 주가지수 수익률의 기본통계량은 <표-1>에서 확인할 수 있다. 4개 시장의 주가지수 수익률 평균치는 모두 양(+)의 값으로 나타났다. 평균치를 비교해보면 미국시장은 0.037%로 4개시장에서 가장 높으며, 중국시장 0.022%로 2위, 한국시장 0.0183%로 3위, 일본시장 0.007%로 4위의 순위로 나타났다. 왜도(Skewness) 통계량을 살펴보면, 중국시장의 양(+)의 값을 제외 한국, 일본, 미국 등 시장의 왜도는 모두 음(-)의 값으로 나타났다. 즉, 중국시장 주가지수 수익률의 분포는 꼬리가 오른

쪽으로 길어지며, 한국, 일본, 미국 등 시장의 주가지수 수익률 분포는 꼬리가 왼쪽으로 길어진다. 또한, 4개 시장의 주가지수 수익률 첨도(Kurtosis) 값은 모두 양(+)의 값으로 나타나 분포가 정규분포보다 뾰족한 모습으로 확인될 수 있다. Jarque-Bera 통계량은 모두 3보다 크고, 4개 시장 주가지수 수익률의 분포는 모두 비정규분포 형태로 확인할 수 있다.

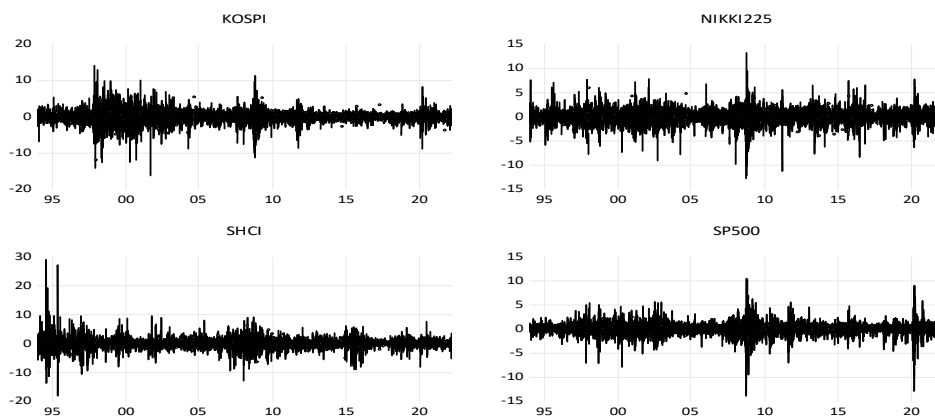
시계열 분석에서 자료의 안정성 테스트가 매우 중요하며, 불안정적 시계열은 가상회귀 문제를 야기할 수 있다. 이로써, 분석을 들어가기 전에 우선 4개 시장 주가지수 수익률의 안정성 검증을 진행한다. <표-1> Panel B에서 ADF 및 PP 검증 적용하여 산출된 단위근 검증결과를 살펴보면, 4개 시장 주가지수 수익률 자료는 모두 1% 미만에서 단위근을 가진 가설을 기각함으로써 안정적 시계열을 확인할 수 있다.

<그림-1> 한·중·일·미 주가지수 추이



자료: CEIC DATABASE

<그림-2> 한·중·일·미 주가지수 수익률



<표-1> 한·중·일·미 주가지수 수익률 기본통계량 및 단위근 검증

Panel A: General Statistic				
	LOGCN	LOGJP	LOGKR	LOGUS
Mean	0.022021	0.006731	0.018268	0.036771
Median	0.034747	0.039398	0.062644	0.074692
Maximum	28.86587	13.23458	14.10937	10.42356
Minimum	-17.90469	-12.71543	-16.11538	-13.77742
Std. Dev.	1.976778	1.55851	1.779282	1.265645
Skewness	1.125003	-0.351432	-0.318597	-0.579178
Kurtosis	26.09919	9.182429	11.46839	14.84802
Jarque-Bera	137082.6	9853.334	18354.44	36067.05
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	6108	6108	6108	6108
Panel B: Unit Root Test				
ADF	-52.2063***	-81.0653***	-75.4248***	-85.5284***
PP	-78.1905***	-81.2406***	-75.3874***	-84.9399***

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

## 2. Bai and Perron 다중 구조단점 검정

한·중·일·미 4개 시장 주가지수 수익률의 시계열 구조단점을 존재 여부를 검정하기 위해 BP 검정법을 적용한다. 본 연구에서는 가능한 최대 구조단점 개수가 5개로 설정하며( $M=5$ ), 표본 간격 비율은 0.15로 설정한다( $\eta=5$ ). 4개 주식시장을 각각 종속 변수로 설정하여 모형을 개별로 구축하고, 순수한 구조단점 검증모형을 사용하고 구조단점의 존재 가능성과 개수를 검증한다.

<표-2> 한·중·일·미 주가지수 수익률 회귀모형의 Bai and Perron 다중 구조단점 검정

Part-A:							
Equation	$Y_t = c + \bar{Z}_{t-1}\delta + U$ , [Y=China, $\bar{Z}_{t-1}$ =(Korea, Japan, USA)]						
BP-Test	$SupF_T(1)$	$SupF_T(2)$	$SupF_T(3)$	$SupF_T(4)$	$SupF_T(5)$	$UD_{\max}$	$WD_{\max}$
Scaled-F	44.56**	27.19**	20.8**	17.01**	14.58**	44.56**	-
Weighted-F	44.56**	31.97**	27.67**	25.52**	25.97**	-	44.56**
$SupF_T(1 0)$	44.56**						
Number of breaks selected	Sequential	Significant	LWZ	BIC	$UD_{\max}$	$WD_{\max}$	
	5	5	0	1	1	1	
1	3/08/2006						
5	6/25/1999, 10/31/2003, 1/16/2008, 9/06/2012, 3/02/2017						
Part-B:							
Equation	$Y_t = c + \bar{Z}_{t-1}\delta + U$ , [Y=Korea, $\bar{Z}_{t-1}$ =(China, Japan, USA)]						
BP-Test	$SupF_T(1)$	$SupF_T(2)$	$SupF_T(3)$	$SupF_T(4)$	$SupF_T(5)$	$UD_{\max}$	$WD_{\max}$
Scaled-F	24.46**	17.52**	16.92**	15.26**	12.74**	24.46**	-
Weighted-F	24.46**	20.6**	22.5**	22.9**	22.68**	-	24.46**



$SupF_T(1 0)$	24.46**						
Number of breaks selected	Sequential	Significant	LWZ	BIC	$UD_{\max}$	$WD_{\max}$	
	5	5	0	0	1	1	
1	6/18/1998						
5	6/18/1998, 4/24/2003, 10/29/2008, 3/08/2013, 12/04/2017						
Part-C:							
Equation	$Y_t = c + \bar{Z}_{t-1}\delta + U$ , [Y=Japan, $\bar{Z}_{t-1}$ =(Korea, China, USA)]						
BP-Test	$SupF_T(1)$	$SupF_T(2)$	$SupF_T(3)$	$SupF_T(4)$	$SupF_T(5)$	$UD_{\max}$	$WD_{\max}$
Scaled-F	59.08**	36.57**	29.22**	27.53**	23.54**	59.08**	-
Weighted-F	59.08**	43**	38.87**	41.32**	41.93**	-	59.08**
$SupF_T(1 0)$	58.74**						
Number of breaks selected	Sequential	Significant	LWZ	BIC	$UD_{\max}$	$WD_{\max}$	
	5	5	0	1	1	1	
1	3/08/2006						
5	9/24/1998, 5/10/2004, 10/15/2008, 1/04/2013, 4/17/2017						
Part-D:							
Equation	$Y_t = c + \bar{Z}_{t-1}\delta + U$ , [Y=USA, $\bar{Z}_{t-1}$ =(Korea, Japan, China)]						
BP-Test	$SupF_T(1)$	$SupF_T(2)$	$SupF_T(3)$	$SupF_T(4)$	$SupF_T(5)$	$UD_{\max}$	$WD_{\max}$
Scaled-F	25.11**	27.29**	22.11**	19.88**	16.44**	27.29**	-
Weighted-F	25.11**	32.09**	29.41**	29.83**	29.28**	-	32.09**
$SupF_T(1 0)$	25.11**						
$SupF_T(2 1)$	29.37**						
Number of breaks selected	Sequential	Significant	LWZ	BIC	$UD_{\max}$	$WD_{\max}$	
	5	5	0	0	2	2	
2	10/10/2008, 2/26/2013						
5	12/14/1998, 4/23/2003, 10/10/2008, 2/26/2013, 6/29/2017						
** Significant at the 0.05 level.							

<표-2> 중 Part-A~D는 4개 시장이 각각 종속시장으로 간주할 경우 회귀모형 중 다중 구조단점에 대한 검정결과를 제시하였다. 검정결과에 따르면, 여기서 1~5개 구조단점이 존재 여부를 검정하는  $SupF_T(K)$  통계량은 모두 유의한 것으로 나타나며, 즉, 모형 중 구조단점은 최소 1개가 존재한다.  $SupF_T(1|0)$  통계량은 중국 44.56, 한국 24.46, 일본 58.74, 미국 25.11로 높은 수치로 모두 유의하게 나타났다. 더불어 미국의  $SupF_T(2|1)$  통계량은 29.37로 역시 유의한 것으로 알 수 있다.

구조단점 개수의 선정에서는 Bai and Perron(2003)에 따르면, 한·중·일은 종속시장으로의 경우  $UD_{\max}$  및  $WD_{\max}$  통계량에 따라서 구조단점이 모두 1개를 존재한다. 미국은 종속시장으로의 경우 구조단점이 2개를 존재한다. 한편,  $SupF_T(\ell+1|\ell)$ 의 통계량 중 한·중·일은 종속시장으로의 경우 구조단점이 모두 1개를 존재한다. 미국은 종속시장으로의 경우 구조단점이 2개를 존재한다. 하지만, BIC 기준에 따르면, 중국 및 일본은

종속시장으로의 경우 구조단점이 1개를 존재하며, 한국과 미국시장은 종속시장으로의 경우 구조단점이 존재하지 않은 것으로 나타났다. LWZ 통계량 기준에서 4개 시장은 각각 종속시장으로의 경우 구조단점이 모두 존재하지 않는 것으로 나타났다.

Bai and Perron(2003)는 BIC 및 LWZ 검정의 엄격성에 따른 나쁜 평가결과 등 단점을 지적하면서 '순차적 절차(sequential procedure)'를 추천하였다. 본 연구는 순차적 다중 구조단점 검정량  $SupF_T(K)$  기준으로 구조단점을 선정한다. 4개 시장을 모두 고려할 경우 구조단점 시기는 <표-3>과 같이 총 20개로 나타났다. 이로써 본 연구는 Asymmetric VAR-BEKK-GARCH 모델을 구축에서 <표-4>와 같이 전체기간 및 구조단점 기준으로 구분한 하위 기간을 모두 고려하여 진행한다.

<표-3> Bai and Perron 다중구조변화 시점

China	Korea		Break Year	Shock
1999-06-25	1998-06-18		1998	■ 1998년 한국 IMF 위기
2003-10-31	2003-04-24		1999	■ 1999년 닷컴 버블
2008-01-16	2008-10-29		2003	■ 2003년 사스 전염병 해소, '바이 아시아(Buy Asia)' 열풍
2012-09-06	2013-03-08	⇒	2004	■ 2004년 차이나 쇼크 증시폭락
2017-03-02	2017-12-04		2008	■ 2008년 미국발 서브프라임 모기지 사태
Japan	USA		2012	■ 2012년 유럽 재정위기
1998-09-24	1998-12-14		2013	■ 2013년 미국의 통화정책 정상화 우려(Taper Tantrum)
2004-05-10	2003-04-23		2017	■ 2017년 미국 연준은 기준금리 인상
2008-10-15	2008-10-10			
2013-01-04	2013-03-26			
2017-04-17	2017-06-29			

<표-4> Bai and Perron 다중구조변화 시점으로 구분된 하위 구간

하위 구간			
China	Korea	Japan	USA
1~1194(1194일) 1994.01.16~1999.06.25	1~970(970일) 1994.01.06~1998.06.18	1~1034(1034일) 1994.01.06~1998.09.24	1~1085(1085일) 1994.01.06~1998.12.14
1195~2129(935일) 1999.06.28~2003.10.31	971~2009(1039일) 1998.06.19~2003.04.24	1035~2225(1191일) 1998.09.25~2004.05.10	1086~2008(923일) 1998.12.15~2003.04.23
2130~3037(928일) 2003.11.04~2008.01.16	2010~3210(1201일) 2003.04.25~2008.10.29	2226~3200(975일) 2004.05.11~2008.10.15	2009~3198(1190일) 2003.04.24~2008.10.10
3038~4056(1019일) 2008.01.17~2012.09.06	3211~4159(949일) 2008.10.30~2013.03.08	3201~4123(923일) 2008.10.16~2013.01.04	3199~4170(972일) 2008.10.14~2013.03.26
4057~5014(958일) 2012.09.07~2017.03.02	4160~5185(1026일) 2013.03.11~2017.12.04	4124~5042(919일) 2013.01.07~2017.04.17	4171~5087(917일) 2013.03.27~2017.06.29
5015~6108(1094일) 2017.03.03~2022.03.18	5186~6108(923일) 2017.12.05~2022.03.18	5043~6108(1066일) 2017.04.18~2022.03.18	5088~6108(1021일) 2017.06.30~2022.03.18

### 3. 전체기간의 Asymmetric VAR-BEKK-GARCH 분석

본 연구는 중국 상하이 종합지수, 미국 SP500, 일본 NIKKEI225, 한국 KOSPI 지수 간의 비대칭 변동성 전이효과를 분석한다. 4개시장 주가지수 수익률 VAR 모형을 구축하여 최적시차는 SBC 및 HQ 통계량 기준으로 lag 1시차를 선정한다. 금융 시계열자료 분포의 특성을 고려하여 t-분포를 가진 Asymmetry VAR(1)-BEKK-GARCH 모형을 이용하여 분석한다.

<표-5> 상단에서는 전체기간 비대칭 다변량 BEKK-GARCH모형의 평균방정식 추정 결과를 제시하였다. 이는 4개 시장 주가지수 수익률은 자체시장을 포함해 4개 시장의 전기 수익률로 받은 조건부 평균 전이효과 영향을 가리킨다. 전체기간 분석결과를 살펴보면, 첫 번째, 중국시장을 제외 한국, 일본 및 미국시장 주가지수 수익률은 자체시장의 전기 수익률로부터 유의한 조건부 평균 전이효과(0.0187\*, -0.0561\*\*\*, -0.1037\*\*\*)를 받고 있다.

두 번째, 중국 주가지수 수익률이 기타 3개 시장으로부터 받은 조건부 평균 전이효과가 모두 유의하지 않는 것으로 나타났다. 한국 주가지수 수익률이 중국 (-0.0112\*\*), 일본(-0.0282\*\*\*), 미국(0.054\*\*\*)의 전기 수익률로부터 받은 조건부 평균 전이효과가 모두 유의한다. 일본 주가지수 수익률이 미국(0.0296\*\*\*) 시장의 전기 수익률로부터 받은 조건부 평균 전이효과가 유의한 것으로 나타났다. 미국 주가지수 수익률이 한국(0.0875\*\*\*), 중국(0.0114\*\*), 일본(0.0968\*\*\*) 등 3개 시장의 주가지수 전기 수익률로부터 받은 조건부 평균 전이효과가 모두 유의한 것으로 나타났다.

세 번째, 한국 주가지수 수익률은 중국, 일본 주가지수 전기 수익률로부터 유의한 부(-)의 조건부 평균 전이효과를 유입한 것으로 나타났으며, 미국시장 주가지수 전기 수익률과 유의한 정(+)의 조건부 평균 전이효과를 확인하였다. 일본시장 주가지수 수익률은 자체시장 전기 수익률과 유의한 부(-)의 조건부 평균 전이효과로 나타났으며, 미국시장 전기 수익률로부터 정(+)의 조건부 평균 전이효과로 받았다. 미국시장은 자체 시장의 전기 수익률로부터 부(-)의 조건부 평균 전이효과를 받으며, 한국, 일본시장의 전기 수익률로부터 정(+)의 조건부 평균 전이효과를 받았다.

<표-5> 전체기간의 비대칭 다변량 BEKK-GARCH 주요 추정결과(1994.01.06.~2022.03.18.)

	LOGKR	LOGCN	LOGJP	LOGUS
LOGKR{1}	0.0187*	0.0119	0.0089	0.0875***
LOGCN{1}	-0.0112**	0.0009	-0.0081	0.0114**
LOGJP{1}	-0.0282***	-0.0022	-0.0561***	0.0968***
LOGUS{1}	0.054***	0.0084	0.0296**	-0.1037***

$a_{11}$	0.1961***	$b_{11}$	0.9778***	$d_{11}$	0.0946***
$a_{12}$	-0.0021	$b_{12}$	0.0013	$d_{12}$	-0.0281**
$a_{13}$	0.0025	$b_{13}$	0.0005	$d_{13}$	-0.0268
$a_{14}$	0.0081	$b_{14}$	-0.0033	$d_{14}$	0.0874***
$a_{21}$	-0.0015	$b_{21}$	0.0001	$d_{21}$	-0.0205**
$a_{22}$	0.2529***	$b_{22}$	0.9614***	$d_{22}$	0.0735**
$a_{23}$	-0.0003	$b_{23}$	-0.001	$d_{23}$	0.0033
$a_{24}$	-0.011***	$b_{24}$	0.0009	$d_{24}$	0.026***
$a_{31}$	-0.0074	$b_{31}$	-0.0068***	$d_{31}$	0.0495***
$a_{32}$	-0.0167	$b_{32}$	-0.0019	$d_{32}$	0.0347**
$a_{33}$	0.1865***	$b_{33}$	0.9626***	$d_{33}$	0.2083***
$a_{34}$	-0.0368***	$b_{34}$	0.0073***	$d_{34}$	0.0259**
$a_{41}$	-0.0008	$b_{41}$	-0.0007	$d_{41}$	0.0357
$a_{42}$	0.0039	$b_{42}$	-0.0012	$d_{42}$	0.0234
$a_{43}$	0.02	$b_{43}$	-0.0001	$d_{43}$	0.0412
$a_{44}$	0.041***	$b_{44}$	0.9406***	$d_{44}$	0.3412***
Shape(t degrees)			6.7735***		

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

<표-5> 하단에서는 전체기간의 조건부 이분산 분석결과를 제시하였다.  $a_{ij}$ 는 식(15)에서 추정된  $i$ 시장에서의 전기( $t-1$ ) 잔차제공의 영향력이  $j$ 시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 대하여 미치는 충격 전이효과를 나타내며, 즉 ARCH효과를 의미한다. 한국 시장에서의 전기( $t-1$ ) 잔차제공의 영향력(ARCH)은 1% 수준에서 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $a_{11}$ (0.1961)만큼 증가시킨다. 반면에 한국시장에서의 전기( $t-1$ ) 잔차 제공의 영향력은 중국 및 일본 사장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향이 유의하지 않은 것으로 나타났다.

중국시장에서의 전기( $t-1$ ) 잔차제공의 영향력은 1% 유의수준에서 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $a_{22}$ (0.2529)만큼을 증가시켰으나 미국시장의 당기( $t$ ) 조건부

변동성을  $a_{24}(-0.011)$ 만큼 감소시킨다. 한편, 중국시장에서의 전기( $t-1$ ) 잔차제곱의 영향력은 한국 및 일본시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향이 유의하지 않았다. 일본시장에서의 전기( $t-1$ ) 잔차제곱의 영향력은 1% 유의수준에서 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $a_{33}(0.1865)$ 만큼 증가시키며, 반면에 그 영향력은 1% 유의수준에서 미국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $a_{34}(-0.0368)$ 만큼 감소시킨다. 일본시장에서의 전기( $t-1$ ) 잔차제곱의 영향력은 한국 및 중국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 대한 미친 영향력이 유의하지 않았다. 미국시장에서의 전기( $t-1$ ) 잔차제곱의 영향력은 1%수준에서 자체시장 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $a_{44}(0.041)$ 만큼 증가시키며, 반대로 한국, 중국, 일본시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향이 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다.

$b_{ij}$ 는 식(15)에서 추정된  $i$ 시장에서의 전기( $t-1$ ) 조건부 변동성이  $j$ 시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미치는 영향력을 나타내며, 즉 GARCH효과를 가리킨다. 분석 결과에 따르면, 한국, 중국, 일본, 미국 등 4개 시장에서의 전기( $t-1$ ) 조건부 변동성이 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 모두 1% 수준에서 유의하게 영향을 미치며, 각각 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $b_{11}(0.9778)$ ,  $b_{22}(0.9614)$ ,  $b_{33}(0.9626)$ ,  $b_{44}(0.9406)$ 만큼을 증가시킨다.

한편, 한국시장에서의 전기( $t-1$ ) 조건부 변동성은 중국, 일본 및 미국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 대한 영향이 모두 유의하지 않았다. 중국시장에서의 전기( $t-1$ ) 조건부 변동성은 자체시장을 제외한 한국, 일본 및 미국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향이 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 일본시장에서의 전기( $t-1$ ) 조건부 변동성은 1% 유의수준에서 한국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $b_{31}(-0.0068)$ 만큼 감소시킨 것으로 나타났으나 미국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $b_{34}(0.0073)$ 만큼 증가시킨다. 그리고 중국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 미친 영향이 유의하지 않았다. 미국시장에서의 전기( $t-1$ ) 조건부 변동성은 한국, 중국, 일본시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향이 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다.

$d_{ij}$ 는  $i$ 시장에서의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락을 시키는 충격(부정적 충격)이  $j$ 시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 추가적인 미치는 영향을 나타내며, 즉 비대칭 변동성 충격이 존재 여부를 검증한 것이다. 분석결과에 따르면, 한국시장에서의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 1%~5% 유의수준에서 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $d_{11}(0.0946^{***})$ 만큼, 미국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $d_{14}(0.0634^{***})$ 만큼 증가시키는 반면 중국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을  $d_{12}$

(-0.0281\*\*)만큼을 감소시킨다. 그리고 한국시장에서의 전기(t-1) 예기치 않은 수익률 하락충격은 일본시장의 당기(t) 조건부 변동성에 미친 영향이 유의하지 않았다.

중국시장에서의 전기(t-1) 예기치 않은 수익률 하락충격은 일본시장의 당기(t) 조건부 변동성에 미친 영향이 유의하지 않았으나, 1%~5%유의수준에서 한국시장의 당기(t) 조건부 변동성을  $d_{21}(-0.0205)$  만큼 감소시킨다. 또한, 중국시장에서의 전기(t-1) 예기치 않은 수익률 하락충격은 1% 유의수준에서 미국시장의 당기(t) 조건부 변동성을  $d_{24}(0.026)$ 만큼 증가시킨다. 일본시장에서의 전기(t-1) 예기치 않은 수익률 하락충격은 1%~5% 유의수준에서 한국, 중국, 자체시장 및 미국시장의 당기(t) 조건부 변동성을 각각  $d_{31}(0.0495***)$ ,  $d_{32}(0.0347**)$ ,  $d_{33}(0.2083***)$ ,  $d_{34}(0.0259**)$  만큼 증가시킨다.

미국시장에서의 전기(t-1) 예기치 않은 수익률 하락충격은 한국, 중국 및 일본시장의 당기(t) 조건부 변동성에 미친 영향이 유의하지 않았다. 반면에, 자체시장의 당기(t) 조건부 변동성을  $d_{44}(0.3412***)$ 만큼 증가시킨다.

<표-6> 비대칭 다변량 BEKK-GARCH 충격전이효과 추정결과 진단검정

log-likelihood:	-38232.2991
Multivariate Q Test: Q(20)	200.56[0.140]
Multivariate Q Test: Q(40)	382.65[0.197]
F-Test for BEKK Cross Effects : <sup>5)</sup>	6.44[0.000]***
F-Test for BEKK Asymmetric Effects : <sup>6)</sup>	45.72[0.000]***

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

<표-6>에서는 전체기간 비대칭 다변량 BEKK-GARCH 모형의 진단검정결과를 제시하였다. 우선 비대칭 다변량 BEKK-GARCH모형의 log-likelihood값은 -38232.2991로 나타냈다. 다음 Multivariate Q(20) 및 Multivariate Q(40)의 통계량은 각각 200.56 및 382.65로 나타내어 모형 표준 잔차제곱의 상관성이 없다는 귀무가설을 기각하지 못해서 GARCH 모형의 적용은 적합한 것으로 확인된다.

한편, 비대칭 다변량 BEKK-GARCH 모형에서 자체시장의 ARCH, GARCH, Asymmetry GARCH계수를 제외한 각 변량 간의 교차 ARCH계수와 교차 GARCH계수, 교차 Asymmetry GARCH계수가 모두 0인지를 검증하였다. F-Test 결과는 1% 유의

5)  $H_0 : a_{12} = \dots = a_{ij} = b_{11} = \dots = b_{ij} = d_{11} = \dots = d_{ij} = 0, i = 1, \dots, 4; j = 1, \dots, 4; i \neq j$

6)  $H_0 : d_{11} = \dots = d_{ij} = 0, i = 1, \dots, 4; j = 1, \dots, 4$

수준에서 BEKK 교차계수가 모두 0이라는 귀무가설을 기각하였으며, 즉 모형에서 BEKK Cross Effect가 존재한 것으로 판단할 수 있다. 또한, 모형에서 비대칭 GARCH계수가 모두 0이라는 귀무가설에 대한 F-Test를 행사하였으며, F값은 45.72 이므로 1% 유의수준에서 BEKK Asymmetry Effects가 존재하지 않다는 귀무가설을 기각하였다.

한국, 중국, 일본, 미국시장 간 변동성의 전이효과 및 예기치 않은 수익률 하락충격 전이현상은 분석과정에서 샘플의 선정에 따라서 결과가 다르게 나타나 기존 선행연구의 결과와 상이할 수도 있다. 이는 금융시장에서 정보의 급격변화와 시장 구조전환 등 원인으로 야기된 문제이다. 다음 절에서는 Bai and Perron의 다중 구조단점 검증된 시간 구간별 분석을 통해 시장구조 변화에 따른 한국, 중국, 일본, 미국시장 간의 변동성 및 비대칭 변동성의 전이효과 변화추이를 파악하고자 한다.

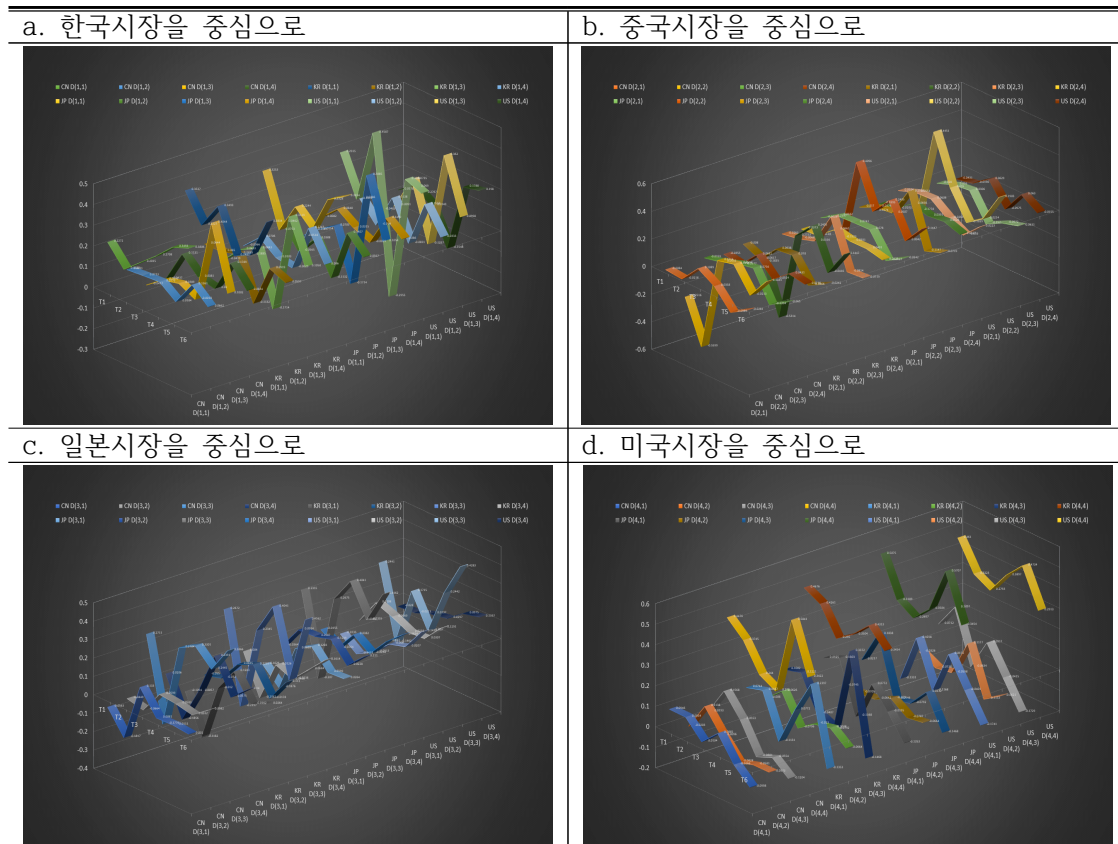
#### 4. 다중구조변화를 고려한 Asymmetric VAR-BEKK-GARCH 분석

앞 절 <표-4>에서는 각 시장이 종속시장으로의 경우에서 구분된 최대한 구조단점 시점과 구간을 제시하였다. 본 절에서 <표-4>에서 제시된 구조단점 구간의 자료를 각각 Asymmetric VAR-BEKK-GARCH 모형을 적용한다. 전체의 분석결과는 부록 표에서 확인할 수 있으며, 여기서 각 시장 및 상호 간의 비대칭 변동성을 중심으로 설명한다.

각 시장이 종속시장으로의 경우 구조단점으로 구분된 하위 구간의 비대칭 변동성의 전이효과는 <그림-3>과 같이 제시한다. <그림-3> 중 a~d 그림은 각각 5개 구조단점으로 구분된 6개 구간의 각 시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장 및 기타시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향크기를 제시한 것이다. 부록 표 및 <그림-3 a~b>와 같이 구조변화 구간 내의 ARCH, GARCH, 그리고 각 시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장 및 기타시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향이 변화하는 모습으로 나타났다. 이런 변화는 김석진·포영영·도영호(2011), 정진호·임재옥·제상영(2012), 이리나·이재득(2014), 옥기울(2018) 등의 연구에서도 확인될 수 있다. 하지만, 본 연구

의 결과는 기존연구와 달리 최대의 구조단점을 확인하고 각 시장이 종속시장일 때 각 구간을 구분해서 분석하였다.

<그림-3> 주가지수 비대칭 변동성의 구조변화 추세



분석결과에 따르면, 시장구조단점의 판단은 연구자의 경험상 판단시점 및 단일시장의 다중구조단점으로 기준하여 주가지수 변동성의 전이효과를 분석할 경우 상호 다른 결과를 얻을 수도 있다. 비대칭 변동성 전이효과의 경우에는 자체시장에 대한 충격 영향이 4개 시장이 종속시장으로의 기준으로 구조단점 구분에서 충격의 방향 및 크기가 대동소이이지만, 상호 간의 교차적 비대칭 변동성 전이효과가 다르게 나타난 현상이 발견된다.

예를 들어, 한국 및 중국시장이 각각 종속시장으로의 기준으로 구분된 3번째(2003.11.04.~2008.01.16. vs 2003.04.25.~2008.10.29.)와 5번째(2012.09.07.~2017.03.02. vs 2013.03.11.~2017.12.04) 구조단점 구간에서 한국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 중국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향의 유의도가 다르게 나타났다. 이런 차이는 표본의 크기와 시기가 다르기 때문이라고 해석할 수 있지만, 연구자의 구조단점을 선정하는 출발점이 상이함에 따라 결과가 상이할 수 있다. 본 연구에서는 중국시장을 중심으로 주



가지수 수익률 및 변동성의 비대칭 전이효과를 분석하며, 만약에 중국시장만을 고려하여 구조 단점을 찾아내고 분석결과 중 상대한 정보를 손실하고 일부 결과의 편의가 높을 것이다. 따라서 분석대상이 4개시장을 모두 고려하여 다중시장의 다중구조변화를 찾아내서 비대칭 전이효과를 분석한다. 페이지 수 제한됨으로 여기서 중국시장 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장 및 기타시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향에 대해만 설명한다.

우선 중국시장이 자체시장에 대한 비대칭 변동성 전이효과를 살펴보면, 4개 기준으로 구분된 제1구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 감소한 것이 확인된다. 이는 류장타오(劉江濤, 2008), 김석진·포영영·도영호 (2011) 등의 연구결과와 일맥상통이며, 1999년 7월 이전 중국시장에서 투자자가 더욱 높은 기대수익을 위한 위험을 더욱 추구하는 특성을 반영한다. 제2구간에서 한국 및 중국시장의 구조단점 기준에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 감소하였으나 일본과 미국시장의 구조단점 기준에서 증가시키는 것으로 나타났다. 제3구간 및 제6구간에서 4개 시장의 구조단점 기준에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 모두 증가시킨 것으로 나타났다. 제4구간에서 한국, 중국, 일본 등 시장의 구조단점 기준에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 증가시킨다. 반면에 미국시장의 구조단점 기준에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 감소시킨 것으로 나타났다. 또한, 제5구간에서 4개시장의 구조단점 기준에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향이 모두 유의하지 않다.

다음으로 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 한국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미친 영향의 구조변화를 살펴본다. 한국시장의 구조단점 기준에서 제3구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 한국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 증가시키며, 제5구간에서 변동성을 감소시킨 것으로 나타났다. 그 이외의 구간에서 결과가 모두 유의하지 않으며, 이하 설명에서 유의한 결과만을 제시한다. 중국시장의 구조단점 기준에서 제3구간 및 제4구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 한국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 증가시키며, 제5구간에서 변동성을 감소시킨다. 일본시장의 구조단점 기준에서 제2구간 및 제3구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 한국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 증가시켰으며, 제5구간에서 변동성을 감소시킨 것으로 나타났다. 미국시장의 구조단점 기준에서 제3구간 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 한국시장의

당기(t) 조건부 변동성을 증가시키며, 제5구간에서 변동성을 감소시킨다. 즉, 제5구간에서 중국과 한국시장은 상호 리스크를 해지할 수 있는 시장으로 간주할 수 있다.

이어서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 일본시장의 당기(t) 조건부 변동성에 미친 영향의 구조변화를 살펴본다. 한국시장의 구조단점 기준에서 제1구간 및 제5구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 일본시장의 당기(t) 조건부 변동성을 감소시키며, 제3구간 및 제4구간에서 변동성을 증가시킨다. 중국시장의 구조단점 기준에서 제1구간 및 제5구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 일본시장의 당기(t) 조건부 변동성을 감소시키며, 제4구간에서 변동성을 증가시킨다. 일본시장의 구조단점 기준에서 제3구간 및 제4구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 일본시장의 당기(t) 조건부 변동성을 증가시키며, 제5구간에서 변동성을 감소시킨다. 미국 시장의 구조단점 기준에서 제1구간, 제4구간 및 제5구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 일본시장의 당기(t) 조건부 변동성을 모두 감소시킨 것으로 나타났다.

마지막으로 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 미국시장의 당기(t) 조건부 변동성에 미친 영향의 구조변화를 살펴본다. 한국 및 일본시장의 구조단점 기준에서 제1구간 및 제1구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 미국시장의 당기(t) 조건부 변동성을 모두 감소시키며, 제3구간 및 제5구간에서 변동성을 모두 증가시킨 것으로 나타났다. 중국시장의 구조단점 기준에서 제1구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 미국시장의 당기(t) 조건부 변동성을 감소시키며, 제3구간에서 변동성을 증가시킨다. 미국시장의 구조단점 기준에서 제1구간 및 제4구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 미국시장의 당기(t) 조건부 변동성을 감소시키며, 제3구간 및 제5구간에서 변동성을 증가시킨 것으로 나타났다.

또한, 부록 표 진단 테스트를 살펴보면, 4개 시장의 구조단점 기준에서 모든 구간의 모형적용이 적당하며, 그리고 BEKK Cross Effect 및 BEKK Asymmetry Effects의 F검정 통계치가 모두 유의한 것으로 나타나며, 모형 표본의 t분포 검정 통계량이 모두 유의한 것으로 확인되었다. 종합적으로 본 연구는 다변량 비대칭 BEKK-GARCH 모형과 Bai and Perron의 다중구조단점 검정방법을 이용하여 중국시장을 중심으로 비대칭 변동성 전이효과를 분석하였다. 중국시장이 구조변화에 따라 자체시장 및 국제시장 간의 전이효과의 변화를 확인하였으며, 특히 구조단점의 구분기준에 따라 분석결과가 다르게 나타난 현상이 확인되었다. 이는 향후 구조단점을 고려하는 연구에 대해서 유용한 정보를 제공할 것이다.

## V 결론

본 연구는 다중구조변화와 비대칭을 모두 고려하여 Asymmetric VAR-BEKK-GARCH 모형을 적용하여 한국, 중국, 일본, 미국 등의 주식시장 주가지수 수익률과 변동성의 비대칭 전이효과를 분석한다. 본 연구의 주요 기여와 제한점이 다음과 같이 제시된다.

첫째, 대부분 연구에서 이변량 GARCH 혹은 삼변량 GARCH 모형을 이용하였으며, 본 연구는 일반연구와 달리 다변량 BEKK-GARCH모형을 이용하여 4개 시장 간의 수익률 평균모형과 조건부 변동성의 전이효과, 그리고 변동성의 비대칭 전이효과를 모두 포함한다.

둘째, 금융시장 구조단점을 확인하는데 기존연구의 경험상 구조단점 판단하거나 단일 혹은 2개 구조단점 검정과 달리 Bai and Perron(1998,2003)의 제시한 다중구조단점 검정방법을 적용하여 각 시장이 종속시장인 경우를 고려하여 최대한 구조단점을 찾아내 변동성의 비대칭 전이효과를 분석한다. 더불어, 다중구조단점 검정결과를 바탕으로 변동성의 비대칭 전이효과의 구조변화를 확인한다.

셋째, 비대칭 변동성 전이효과의 경우에는 자체시장 및 기타시장에 대한 충격 영향이 전체기간 결과와 4개 시장이 종속시장으로의 기준으로 구조단점 구분에서 충격의 방향 및 크기의 차이를 모두 분석하였다. 특히, 4개 시장이 종속시장으로의 기준으로 구조단점 기준에서 각 구간의 각 시장이 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성에 미치 영향이 대등소이이지만, 상호 간의 교차적 비대칭 변동성 전이효과가 다르게 나타낸 현상이 발견된다. 이 중 4개 기준으로 구분된 모두 구간에서 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 2000년 이후 자체시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 증가시킨 것으로 나타났다. 또한, 중국시장의 전기( $t-1$ ) 예기치 않은 수익률 하락충격은 다른 구간에서 한국, 일본, 미국시장의 당기( $t$ ) 조건부 변동성을 증가시킨 결과와 감소시킨 결과를 모두 발견하였다. 즉, 중국시장이 시장 환경과 구조변화에 따라 외부시장과의 동조화, 또는 보완성이 역시 변화한 것이다.

본 연구는 다중구조단점으로 기준으로 선정한 표본 구간을 이용하였으나 변동성의 비대칭 전이효과의 더욱 세밀한 변화 메커니즘을 확인하지 못한다. 이를 바탕으로 후속 관련 연구는 Windows Rolling 기법을 통해서 더욱 의미가 있는 결과를 도출할 수 있다.

## <참 고 문 헌>

1. 김경수· 허익구, "Asymmetric BEKK-MGARCH모형을 이용한 선진주식수익률의 변동성에 대한 연구." 경영교육연구 27(1), 2012, 416-438.
2. 김경원· 최준환, "한국 주식시장과 중국 주식시장의 정보이전효과 연구", 국제경영연구, 제17권, 2006, 31-49.
3. 김석진· 포영영· 도영호, "한국, 중국 및 미국 주식시장의 동조화", 재무관리연구 제28권 제2호, 2011, 1~23
4. 박진우, "동아시아 주식시장의 동조화에 관한 연구," 국제경영연구, 제21권 제2호, 2010, 1-22.
5. 옥기울, "최근 아시아 주식시장에서의 주식수익률 변동성의 비대칭적 반응." Journal of the Korean Data Analysis Society 20, 2018, 3015-3024.
6. 이리나· 이재득, "세계 금융위기 전후의 한국·중국·일본·미국의 주가 변동성의 비대칭성과 레버리지 분석", 국제지역연구 제18권 제4호, 2014, 25-47
7. 정진호· 이지선, "코로나19가 자본시장의 통합도에 미치는 영향에 대한 연구 한국과 중국의 사례를 중심으로." 재무관리연구 38(1), 2021, 57-78.
8. 정진호· 임재옥· 제상영, "한국, 중국, 일본, 미국 주식시장의 변동성 이전과 상관관계 변화에 관한 비교 연구", 금융공학연구, 제11권, 제1호, 2012, 1~16
9. 정진호·임준형, "한국, 중국, 미국 주식시장 간 동조화 현상에 대한 연구," 국제지역연구, 제11권 제3호, 2007, 838-867.
10. Arouri, M., Lahiani, A., Nguyen, D.K., "Return and volatility transmission between orld oil prices and stock markets of the GCC countries", Econ. Modell. 28, 2011, 815-1825.
11. Bai J, Perron P., "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", Econometrica 66, 1998, 47-78.
12. Bai J, Perron P., "Computation and analysis of multiple structural change models", Journal of Applied Econometrics, 18, 2003, 1-22
13. Bauwens, L., Laurent, S., Rombouts, J.V.K., "Multivariate GARCH

- models: a survey". *J. Appl. Econ.* 21, 2006, 79-109
14. Chan, F., Lim, C., McAleer, M., "Modelling multivariate international tourism demand and volatility". *Tour. Manag.* 26, 2005, 459-471.
  15. Hamao, Y., et al. "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets." *Review of Financial Studies* 3(2), 1990, 281-307.
  16. Hammoudeh, S., Yuan, Y., McAleer, M., "Shock and volatility spillovers among equity sectors of the Gulf Arab stock Markets", *Q. Rev. Econ. Financ.* 49, 2009, 829-842.
  17. Johansson, A. C. and C. Ljungwall., "Spillover Effects Among the Greater China Stock Markets." *World Development* 37(4), 2009, 839-851.
  18. Lee, C.-H. and P.-I. Chou., "Structural breaks in the correlations between Asian and US stock markets." *The North American Journal of Economics and Finance* 51, 2020, 1-9
  19. Lin, Z., "Modelling and forecasting the stock market volatility of SSE Composite Index using GARCH models.", *Future Generation Computer Systems* 79, 2018, 960-972.
  20. Ling, S., McAleer, M., "Asymptotic theory for a vector ARMA-GARCH model", *Econ. Theor.* 19, 2003, 278-308.
  21. Long, W., Guo, Y., & Wang, Y., "Information spillover features in global financial markets: A systematic analysis", *Research in International Business and Finance*, 57, 2021, 101395.
  22. Song, Y., Huang, R., Paramati, S. R., & Zakari, A., "Does economic integration lead to financial market integration in the Asian region?", *Economic Analysis and Policy*, 69, 2021, 366-377.
  23. 刘江涛, "我国股票市场非对称信息的冲击效应研究." *证券与保险*, 第6期, 2008, 56-60.

## <부록>

<표-7> 중국시장이 종속시장인 경우 하의 구조단점으로 구분된 시기 구간별 분석결과

Variable	1994.01.16.~ 1999.06.25	1999.06.28.~ 2003.10.31	2003.11.04.~ 2008.01.16	2008.01.17.~ 2012.09.06	2012.09.07.~ 2017.03.02	2017.03.03.~ 2022.03.18
Mean Model(LOGKR)						
LOGKR{1}	0.0782***	0.0025	0.0643*	-0.0102	0.0408	0.0007
LOGCN{1}	-0.0023	-0.0036	-0.0158	-0.009	-0.0184	-0.0197
LOGJP{1}	0.056*	0.006	-0.1049***	-0.0841***	-0.028**	0.003
LOGUS{1}	-0.0224	0.0585	0.14***	0.0994***	0.0141	0.0569**
Mean Model(LOGCN)						
LOGKR{1}	-0.0032	0.0145	0.0434	-0.0605*	0.0371	0.0122
LOGCN{1}	0.038	-0.0171	0.0177	-0.0075	-0.0097	0.0246
LOGJP{1}	0.0295	0.0138	-0.0255	-0.0105	-0.0146	-0.0197
LOGUS{1}	-0.0812*	0.0151	0.0186	0.0257	-0.0082	0.027
Mean Model(LOGJP)						
LOGKR{1}	0.0056	0.0247	0.0476	-0.0136	0.1315***	-0.0495*
LOGCN{1}	0.0115	-0.0623**	-0.0185	-0.0182	0.0207	-0.0287
LOGJP{1}	-0.0735***	0.011	-0.0785**	-0.0565	-0.1273***	-0.0067
LOGUS{1}	0.0326	-0.0359	0.1154***	0.0268	0.032	0.0467
Mean Model(LOGUS)						
LOGKR{1}	0.0353***	0.0346**	0.0983***	0.2344***	0.1636***	0.1033***
LOGCN{1}	-0.0023	-0.0092	0.0249*	0.0137	0.0216***	0.0624***
LOGJP{1}	0.0278*	0.1567***	0.0521**	0.104***	0.0812***	0.1797***
LOGUS{1}	0.0375	-0.0854***	-0.1564***	-0.1762***	-0.1514***	-0.1446***
A(1,1)	0.1783***	0.1017***	0.0736	-0.0576	0.1877***	-0.0335
A(1,2)	-0.0232	0.0233	-0.0406	-0.0225	0.1258**	-0.0717**
A(1,3)	0.0079	0.0027	0.157***	-0.1575***	0.1021	-0.0534
A(1,4)	0.0628***	-0.0225	0.0485**	-0.2512***	-0.0327	-0.1828***
A(2,1)	-0.0038	-0.0851***	-0.0205	-0.0199	-0.0279*	0.0518
A(2,2)	0.4325***	0.1448***	0.2074***	-0.1193***	0.2143***	0.2249***
A(2,3)	-0.0003	0.0005	0.0136	-0.0544*	-0.0351	0.0582*
A(2,4)	-0.014**	-0.0177	-0.0159	-0.0807***	-0.0312*	0.0271
A(3,1)	-0.0602*	0.0255	-0.0623	0.0588**	0.0377	0.2175***
A(3,2)	0.0143	-0.0763**	-0.0464	0.0607**	-0.0229	0.061*
A(3,3)	0.077**	0.1075**	-0.193***	0.2029***	0.2562***	-0.0246
A(3,4)	-0.029	-0.1019***	0.0216	-0.0267	-0.0893***	0.0404
A(4,1)	-0.0161	0.0371	-0.076	0.1475***	-0.1736***	-0.2535***
A(4,2)	-0.0856	0.0255	0.0264	0.0735***	-0.1788***	-0.0316
A(4,3)	0.1155***	0.0282	-0.1094	0.0537	-0.2784***	-0.0891**
A(4,4)	-0.008	-0.015	0.0031	0.0196	0.0634	0.0449
B(1,1)	0.9733***	0.9833***	0.9815***	0.9843***	0.791***	0.8436***
B(1,2)	-0.0018	0	-0.0159	0.0145	-0.1312***	0.0065
B(1,3)	0.0048	-0.0031	-0.0005	0.0515***	-0.3271***	0.0697
B(1,4)	-0.0037	-0.0013	-0.0064	0.0437***	0.034	0.0738**
B(2,1)	0.0002	-0.0022	0.0029	-0.0045	0.0114	0.006
B(2,2)	0.8661***	0.8857***	0.9704***	0.982***	0.9738***	0.9562***
B(2,3)	-0.0001	0.0074	-0.0009	-0.0167**	0.0177	-0.0038
B(2,4)	0.0035	-0.0232**	-0.0022	-0.0133**	0.0152**	-0.0135
B(3,1)	0.0002	-0.0209*	-0.0317***	-0.0251	-0.0309***	0.0333
B(3,2)	0.0012	0.0079	-0.0203	-0.0377***	-0.0097	-0.017
B(3,3)	0.9741***	0.9714***	0.9446***	0.9214***	0.8986***	0.8783***

B(3,4)	-0.0035	0.0261**	0.00002	0.0315*	0.0335**	-0.0799**
B(4,1)	-0.0374	0.0253	-0.0485***	-0.0338*	0.1558***	0.0389*
B(4,2)	0.042**	-0.0119	-0.0086	0.0253*	0.056	0.0075
B(4,3)	0.0013	0.012	-0.0215***	-0.0189	0.26***	0.0273
B(4,4)	0.9465***	0.9405***	0.9558***	0.8602***	0.7507***	0.9311***
D(1,1)	0.2272***	0.1323***	0.2015***	0.2708***	0.3493***	0.3806***
D(1,2)	0.0631**	0.0713**	0.0775	0.0184	0.1361*	0.0662
D(1,3)	-0.0417*	0.0193	0.0389	-0.0018	0.4044***	0.1002
D(1,4)	-0.0437*	0.1131***	0.0381	0.02	0.1789***	0.0834
D(2,1)	-0.0084	-0.0218	0.1089***	0.0358	-0.0989***	-0.0281
D(2,2)	-0.2516***	-0.5599***	0.1214**	0.1494***	-0.0213	0.1331***
D(2,3)	-0.0159*	0.0093	0.0552**	0.0756**	-0.1354***	-0.065
D(2,4)	-0.0355***	-0.0577	0.0682***	-0.0524	0.0431*	0.0216
D(3,1)	-0.0563	-0.1817**	0.133***	0.0081	0.0111	0.002
D(3,2)	-0.0449	-0.0664	0.0599	0.0503	0.0312	0.0982**
D(3,3)	0.2711***	-0.1776***	0.2784***	0.3301***	0.2445***	0.3866***
D(3,4)	0.0206	-0.1856***	0.0057	0.2391***	0.0575**	0.14***
D(4,1)	0.0946	0.0934	0.0104	0.0885	-0.0266	-0.0998
D(4,2)	-0.0203	0.1138**	0.0096	-0.0828*	-0.0581	-0.0573
D(4,3)	0.0193	0.1568***	0.0553	-0.0881	-0.0554	-0.1204*
D(4,4)	0.4476***	0.3745***	0.244***	0.201**	0.5841***	0.3422***
Shape(t)	6.4651***	8.8257***	9.7919***	8.5474***	6.7272***	5.7818***

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

<표-8> 중국시장이 종속시장인 경우 하의 구조단점으로 구분된 시기 구간별 분석결과 진단 테스트

진단 테스트	1994.01.16 ~ 1999.06.25	1999.06.28 ~ 2003.10.31	2003.11.04 ~ 2008.01.16	2008.01.17 ~ 2012.09.06	2012.09.07 ~ 2017.03.02	2017.03.03 ~ 2022.03.18
log-likelihood:	11081.4	9681.72	10173.8	39305.5	12987.4	58032.9
Multivariate Q Test: Q(20)	154.529 [0.9156]	130.477 [0.9979]	167.387 [0.7407]	147.311 [0.9644]	143.414 [0.9794]	188.071 [0.3248]
Multivariate Q Test: Q(40)	304.316 [0.9849]	286.593 [0.9983]	356.464 [0.5428]	252.242 [0.9999]	374.428 [0.2893]	330.077 [0.8692]
F-Test for BEKK Cross Effects :	2.98643 [0.000***]	3.8419 [0.000***]	373.007 [0.000***]	7.9872 [0.000***]	43.5088 [0.000***]	6.9612 [0.000***]
F-Test for BEKK Asymmetric Effects :	16.6965 [0.000***]	16.5404 [0.000***]	11.9477 [0.000***]	15.9406 [0.000***]	12.2815 [0.000***]	14.8803 [0.000***]

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

<표-9> 한국시장이 종속시장인 경우 하의 구조단점으로 구분된 시기 구간별 분석결과

Variable	1994.01.06.~ 1998.06.18	1998.06.19.~ 2003.04.24	2003.04.25.~ 2008.10.29	2008.10.30.~ 2013.03.08	2013.03.11.~ 2017.12.04	2017.12.05.~ 2022.03.18
Mean Model(LOGKR)						
LOGKR{1}	0.0849***	0.0114**	0.0717***	-0.0419	0.0246	-0.0128
LOGCN{1}	-0.0035	0.009	-0.0053	-0.0177	-0.0056	-0.0191
LOGJP{1}	0.0468	0.0132***	-0.1027***	-0.0175	-0.0305**	0.0221
LOGUS{1}	-0.0417	0.0627***	0.1074***	0.0632**	0.0298	0.0473*
Mean Model(LOGCN)						
LOGKR{1}	-0.009	0.0205	0.0431	-0.0584*	0.0126	0.018
LOGCN{1}	-0.0067	0.0312	0.0002	0.021	0.0093	0.0233
LOGJP{1}	0.0018	0.0307	-0.0322	-0.0097	-0.0147	-0.0208
LOGUS{1}	-0.1085*	-0.0169	0.0574	0.0269	-0.0063	0.025
Mean Model(LOGJP)						
LOGKR{1}	0.0342*	0.0105	0.0503**	-0.0385*	0.1371***	-0.0522*
LOGCN{1}	0.0095	-0.03	-0.024*	-0.0126	0.0117	-0.0238
LOGJP{1}	-0.0551*	-0.0397	-0.0766***	0.0025	-0.1195***	-0.0014
LOGUS{1}	0.0229	-0.0234	0.0975***	-0.0256	0.0136	0.0432
Mean Model(LOGUS)						
LOGKR{1}	0.0368***	0.0328**	0.1059***	0.2236***	0.1482***	0.1068***
LOGCN{1}	-0.0038	-0.0152	0.0156	0.0463**	0.0079	0.069***
LOGJP{1}	0.0236	0.1412***	0.0666***	0.0988***	0.0953***	0.1762***
LOGUS{1}	0.0269	-0.0637***	-0.1791***	-0.1843***	-0.1664***	-0.1415***
A(1,1)	-0.0071	0.1793**	-0.0499	-0.0101	0.1643***	-0.0429
A(1,2)	-0.026	0.0165	0.0247	-0.3033***	0.0477	-0.0749**
A(1,3)	-0.0404**	0.0156	-0.1364***	-0.1235***	0.1569**	-0.0549
A(1,4)	0.0638***	-0.0113	-0.086***	0.1253***	-0.0085	-0.1782***
A(2,1)	-0.0044	0.0132	0.0016	-0.0144	-0.0458**	0.0692
A(2,2)	0.4332***	0.2408***	-0.2245***	0.132***	0.2312***	0.234***
A(2,3)	0.0019	0.0204	-0.0207	-0.0571	-0.0622**	0.0754**
A(2,4)	-0.0156**	0.0154	-0.0003	-0.0306	-0.0288	0.029
A(3,1)	-0.0765*	-0.0933	0.048	-0.0165	0.0239	0.2265***
A(3,2)	-0.0207	-0.0656**	0.0454	0.0625	-0.0036	0.065**
A(3,3)	0.1161***	0.0845	0.1585***	0.0259	0.1913***	-0.0324
A(3,4)	-0.0004	-0.1176***	-0.0264	0.0526**	-0.0126	0.0296
A(4,1)	-0.0662	-0.0161	0.1523***	-0.0687**	-0.1664**	-0.2638***
A(4,2)	0.0908	-0.0422	0.0475	0.343***	-0.1907***	-0.034
A(4,3)	-0.1132**	0.0439	0.1528***	0.1574***	-0.356***	-0.0913
A(4,4)	0.0385	-0.0207	0.0452	0.0574	-0.0111	0.0498
B(1,1)	0.9632***	0.9577***	0.9459***	1.0143***	0.916***	0.8126***
B(1,2)	-0.0083	-0.0023	-0.0245*	0.1982***	-0.0109	-0.0034
B(1,3)	0.0036	-0.0149	-0.0156	0.1548***	-0.066	0.055
B(1,4)	0.001	0.0063	0.0046	-0.0291**	0.0703	0.0769***
B(2,1)	-0.0038	-0.0403*	0.0037	-0.0383***	0.0157***	0.0015
B(2,2)	0.8419***	0.8846***	0.9707***	0.7386***	0.9695***	0.9527***
B(2,3)	-0.0001	-0.0061	-0.0005	-0.1717***	0.0221**	-0.0093
B(2,4)	0.0067	-0.0143	-0.0058	0.0459***	0.0165*	-0.013
B(3,1)	0.0093	-0.0049	0.0014	-0.0952***	-0.0054	0.0438
B(3,2)	0.0094	0.0098	-0.0142	-0.1678***	-0.0041	-0.0119
B(3,3)	0.9722***	0.9756***	0.9651***	0.7923***	0.9687***	0.8784***
B(3,4)	-0.0011	0.0185	-0.0014	0.0417**	-0.0016	-0.0883***
B(4,1)	-0.0403	0.0241	-0.0095	0.0422***	-0.046	0.0532



B(4,2)	0.0301	0.0023	0.0142	0.0406*	-0.0235	0.0103
B(4,3)	-0.015	0.0294*	0.007	0.0778***	-0.0628	0.0377
B(4,4)	0.9335***	0.9346***	0.9471***	0.9194***	0.8437***	0.9298***
D(1,1)	0.3537***	0.2227***	0.3493***	0.1487***	0.1885***	0.3834***
D(1,2)	0.0644*	0.065**	0.0889**	-0.1132	0.0919	0.0597
D(1,3)	-0.0419	0.0433	0.0843	-0.1714***	0.3119***	0.1058*
D(1,4)	-0.0066	0.0706**	0.0103	-0.0029	0.2243***	0.086*
D(2,1)	-0.008	-0.0617	0.0638***	0.078**	-0.0866***	-0.0242
D(2,2)	-0.1835**	-0.5314***	0.1153***	0.2405***	-0.0416	0.1447***
D(2,3)	-0.0263**	-0.0068	0.0316	0.2597***	-0.0814**	-0.0719
D(2,4)	-0.0373***	-0.03	0.0661***	0.0391	0.0401	0.0127
D(3,1)	-0.1094*	-0.3182***	-0.012	0.1203***	-0.0162	0.0264
D(3,2)	-0.055	-0.032	0.0835**	0.1239**	-0.0178	0.111**
D(3,3)	0.2672***	-0.2197***	0.2345***	0.4041***	0.0466	0.4162***
D(3,4)	0.004	-0.2082**	0.0126	-0.0238	0.0684***	0.1614***
D(4,1)	0.0744	0.0987	-0.1131*	0.0772	0.2397*	-0.1353*
D(4,2)	-0.008	0.0626	-0.0796	-0.023	-0.0038	-0.0664*
D(4,3)	0.1002	0.1221**	-0.0407	-0.0792	0.3372	-0.1468**
D(4,4)	0.4676***	0.4261***	0.295***	0.3504***	0.4313***	0.3454***
Shape(t)	6.1708***	9.2887***	9.4051***	8.1716***	6.4624***	5.6664***

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

<표-10> 한국시장이 종속시장인 경우 하의 구조단점으로 구분된 시기 구간별 분석결과 진단 테스트

진단 테스트	1994.01.06 ~ 1998.06.18	1998.06.19 ~ 2003.04.24	2003.04.25 ~ 2008.10.29	2008.10.30 ~ 2013.03.08	2013.03.11 ~ 2017.12.04	2017.12.05 ~ 2022.03.18
log-likelihood:	14929	8406.44	57293.6	46584.4	13678	58267.4
Multivariate Q Test: Q(20)	162.051 [0.8274]	149.19 [0.9546]	173.016 [0.6322]	201.451 [0.1307]	117.431 [0.9999]	190.25 [0.2859]
Multivariate Q Test: Q(40)	287.321 [0.9981]	335.236 [0.8212]	325.832 [0.9017]	295.786 [0.9943]	306.238 [0.9816]	338.976 [0.7806]
F-Test for BEKK Cross Effects :	3.446 [0.000***]	4.156 [0.000***]	5.662 [0.000***]	565.041 [0.000***]	5.490 [0.000***]	7.354 [0.000***]
F-Test for BEKK Asymmetric Effects :	13.444 [0.000***]	16.070 [0.000***]	15.227 [0.000***]	12.831 [0.000***]	11.577 [0.000***]	15.583 [0.000***]

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

&lt;표-11&gt; 일본시장이 종속시장인 경우 하의 구조단점으로 구분된 시기 구간별 분석결과

Variable	1994.01.06.~ 1998.09.24	1998.09.25.~ 2004.05.10	2004.05.11.~ 2008.10.15	2008.10.16.~ 2013.01.04	2013.01.07.~ 2017.04.17	2017.04.18.~ 2022.03.18
Mean Model(LOGKR)						
LOGKR{1}	0.0875***	0.0289	0.0726**	-0.0419	0.0449	-0.0128
LOGCN{1}	-0.0028	0.0101	-0.0007	-0.0177	-0.0191	-0.0191
LOGJP{1}	0.0541*	-0.0192	-0.1506***	-0.0175	-0.0327**	0.0221
LOGUS{1}	-0.0013	0.0925**	0.1009**	0.0632**	0.0295	0.0473*
Mean Model(LOGCN)						
LOGKR{1}	-0.0066	0.0166	0.0605	-0.0584*	0.0222	0.018
LOGCN{1}	0.0079	0.0145	0.0142	0.021	-0.0147	0.0233
LOGJP{1}	0.0106	0.0243	-0.0471	-0.0097	-0.0081	-0.0208
LOGUS{1}	-0.0968**	0.0073	0.0496	0.0269	0.0017	0.025
Mean Model(LOGJP)						
LOGKR{1}	0.0196	0.0285**	0.0336	-0.0385*	0.1218**	-0.0522*
LOGCN{1}	0.0093	-0.0279	-0.0152	-0.0126	0.0118	-0.0238
LOGJP{1}	-0.0649**	-0.0248	-0.1102***	0.0025	-0.1373***	-0.0014
LOGUS{1}	0.0008	-0.0189	0.1065***	-0.0256	0.0542	0.0432
Mean Model(LOGUS)						
LOGKR{1}	0.0343***	0.0597***	0.1044***	0.2236***	0.1383***	0.1068***
LOGCN{1}	-0.0042	-0.012	0.0143	0.0463**	0.0183	0.069***
LOGJP{1}	0.0273*	0.1114***	0.0617***	0.0988***	0.087***	0.1762***
LOGUS{1}	0.0199	-0.0648***	-0.163***	-0.1843***	-0.1389***	-0.1415***
A(1,1)	-0.0656*	0.1394***	0.0071	-0.0101	0.2001***	-0.0429
A(1,2)	0.0205	0.0197	-0.0692**	-0.3033***	0.1135*	-0.0749**
A(1,3)	-0.0469**	-0.0062	0.1394***	-0.1235***	0.1599**	-0.0549
A(1,4)	-0.0508***	0.0061	0.0665***	0.1253***	-0.0439	-0.1782***
A(2,1)	-0.002	-0.015	-0.0022	-0.0144	-0.0256	0.0692
A(2,2)	0.4424***	0.3037***	0.2022***	0.132***	0.226***	0.234***
A(2,3)	0.0072	0.0246	0.0303*	-0.0571	-0.0349	0.0754**
A(2,4)	-0.0099	-0.0204	-0.0041	-0.0306	-0.0357*	0.029
A(3,1)	-0.0359	-0.0531	-0.0738**	-0.0165	0.0214	0.2265***
A(3,2)	-0.0272	-0.0125	-0.0253	0.0625	-0.018	0.065**
A(3,3)	0.155***	0.0781**	-0.1955***	0.0259	0.1737***	-0.0324
A(3,4)	-0.008	-0.073***	0.0396	0.0526**	-0.0895***	0.0296
A(4,1)	-0.0707	0.0167	-0.0813**	-0.0687**	-0.1605***	-0.2638***
A(4,2)	0.0348	-0.0781**	-0.0184	0.343***	-0.1852***	-0.034
A(4,3)	-0.1784***	0.0381	-0.1158**	0.1574***	-0.2471***	-0.0913
A(4,4)	0.0293	-0.0309	-0.0377	0.0574	0.0494	0.0498
B(1,1)	0.9676***	0.9846***	0.9916***	1.0143***	0.8169***	0.8126***
B(1,2)	-0.0054	0.0006	-0.0133	0.1982***	-0.1081***	-0.0034
B(1,3)	0.0074*	-0.0013	0.0126	0.1548***	-0.2792***	0.055
B(1,4)	-0.007	-0.0011	0.0051	-0.0291**	0.0003	0.0769***
B(2,1)	-0.0041	-0.019	0.0023	-0.0383***	0.0111*	0.0015
B(2,2)	0.8411***	0.8849***	0.9764***	0.7386***	0.9707***	0.9527***
B(2,3)	-0.0016	-0.0129	-0.0048	-0.1717***	0.0169	-0.0093
B(2,4)	0.0028	0.0029	-0.0054	0.0459***	0.0157**	-0.013
B(3,1)	0.0008	-0.0119	-0.0335***	-0.0952***	-0.0247*	0.0438
B(3,2)	0.0119	0.0185	-0.0154	-0.1678***	-0.0117	-0.0119
B(3,3)	0.9688***	0.9764***	0.9425***	0.7923***	0.9299***	0.8784***
B(3,4)	-0.0043	0.0267***	-0.0038	0.0417**	0.0197	-0.0883***
B(4,1)	-0.0373*	0.0156	-0.0048	0.0422***	0.1435***	0.0532

B(4,2)	0.0622*	-0.0054	0.0162	0.0406*	0.0595	0.0103
B(4,3)	0.0075	0.0061	0.0045	0.0778***	0.197***	0.0377
B(4,4)	0.9256***	0.95***	0.9452***	0.9194***	0.7524***	0.9298***
D(1,1)	0.3253***	0.0753*	0.2244***	0.1487***	0.3328***	0.3834***
D(1,2)	0.0462	-0.0565**	0.0388	-0.1132	0.1407*	0.0597
D(1,3)	-0.0518*	0.0154	0.0703	-0.1714***	0.3885***	0.1058*
D(1,4)	0.0082	0.0848***	0.0315	-0.0029	0.1499**	0.086*
D(2,1)	-0.0026	0.0682	0.0743***	0.078**	-0.0927***	-0.0242
D(2,2)	-0.1923*	0.4096***	0.1074**	0.2405***	0.0042	0.1447***
D(2,3)	-0.017	0.0376	0.0507**	0.2597***	-0.1147***	-0.0719
D(2,4)	-0.0395***	-0.0203	0.0698***	0.0391	0.0528*	0.0127
D(3,1)	-0.1026*	-0.1876***	0.0668	0.1203***	0.0199	0.0264
D(3,2)	-0.0364	0.0924**	0.0987*	0.1239**	0.0228	0.111**
D(3,3)	0.2355***	-0.207***	0.2675***	0.4041***	0.2355***	0.4162***
D(3,4)	-0.0155	-0.0764**	0.0382	-0.0238	0.082***	0.1614***
D(4,1)	0.0925	0.1303**	-0.1168**	0.0772	-0.0195	-0.1353*
D(4,2)	-0.0745	-0.0709*	-0.0642	-0.023	-0.0787	-0.0664*
D(4,3)	0.0217	0.1838***	-0.0946	-0.0792	0.0132	-0.1468**
D(4,4)	0.5075***	0.3189***	0.2697***	0.3504***	0.5707***	0.3454***
Shape(t)	6.1877***	9.5713***	8.5162***	8.1716***	7.1155***	5.6664***

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

<표-12> 일본시장이 종속시장인 경우 하의 구조단점으로 구분된 시기 구간별 분석결과 진단 테스트

진단 테스트	1994.01.06 ~ 1998.09.24	1998.09.25 ~ 2004.05.10	2004.05.11 ~ 2008.10.15	2008.10.16 ~ 2013.01.04	2013.01.07 ~ 2017.04.17	2017.04.18 ~ 2022.03.18
log-likelihood:	12983.9	8500.52	50739.6	46584.4	13244.1	58267.4
Multivariate Q Test: Q(20)	167.934 [0.7309]	165.04 [0.7811]	167.947 [0.7306]	201.451 [0.1307]	146.468 [0.9682]	190.25 [0.2859]
Multivariate Q Test: Q(40)	321.699 [0.9274]	333.906 [0.8345]	316.734 [0.9512]	295.786 [0.9943]	386.394 [0.1622]	338.976 [0.7806]
F-Test for BEKK Cross Effects :	2.8987 [0.000***]	3.6066 [0.000***]	4.7661 [0.000***]	565.041 [0.000***]	5.6603 [0.000***]	7.3543 [0.000***]
F-Test for BEKK Asymmetric Effects :	14.2861 [0.000***]	16.0537 [0.000***]	12.8271 [0.000***]	12.8313 [0.000***]	12.2718 [0.000***]	15.5834 [0.000***]

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

&lt;표-13&gt; 미국시장이 종속시장인 경우 하의 구조단점으로 구분된 시기 구간별 분석결과

Variable	1994.01.06.~ 1998.12.14	1998.12.15.~ 2003.04.23	2003.04.24.~ 2008.10.10	2008.10.14.~ 2013.03.26	2013.03.27.~ 2017.06.29	2017.06.30.~ 2022.03.18
Mean Model(LOGKR)						
LOGKR{1}	0.0768***	0.008	0.0689**	-0.0078	0.0074	-0.0056
LOGCN{1}	-0.0033	-0.0101	-0.0018	-0.0342*	-0.0119***	-0.0189
LOGJP{1}	0.044	0.011	-0.1151***	-0.0271	-0.0203	0.0069
LOGUS{1}	-0.0475	0.07	0.1211***	0.018	0.0379	0.084***
Mean Model(LOGCN)						
LOGKR{1}	-0.0049	0.0233	0.031	-0.0513	0.0017	0.0319
LOGCN{1}	0.0021	0.025	0.006	-0.0301	0.0083	0.0162
LOGJP{1}	0.0164	0.0258	-0.0271	-0.02	-0.0081	-0.0288
LOGUS{1}	-0.081*	-0.0073	0.0688	0.0059	0.0218	0.0381
Mean Model(LOGJP)						
LOGKR{1}	0.0188	0.0141	0.0456	0.0116	0.0915	-0.0427
LOGCN{1}	0.0087	-0.0261	-0.0237***	-0.0482**	0.0219	-0.0146
LOGJP{1}	-0.071***	-0.0166	-0.0777***	-0.0308	-0.1158**	-0.0392
LOGUS{1}	0.0252	-0.0356	0.1206***	-0.0383	0.0544	0.0672**
Mean Model(LOGUS)			0***			
LOGKR{1}	0.0353***	0.0485***	0.1021***	0.2577***	0.1426**	0.1117***
LOGCN{1}	-0.0053	-0.0213	0.0138	0.0483**	0.019	0.0681***
LOGJP{1}	0.0284*	0.1353***	0.0628***	0.0706***	0.0963***	0.1728***
LOGUS{1}	0.0262	-0.0495	-0.166***	-0.1869***	-0.1501***	-0.15***
A(1,1)	-0.0205	0.0721**	0.0049	-0.0311	0.1846***	-0.3027***
A(1,2)	0.0168	0.0324	-0.0497	-0.0147	0.1067	-0.0019
A(1,3)	-0.0603***	-0.015	0.1137***	-0.166***	0.1728	-0.025
A(1,4)	-0.0466***	0.0118	0.0785***	0.2051***	-0.026	0.0623
A(2,1)	0.0002	-0.0095	0.0014	-0.0093	-0.0284	0.0241
A(2,2)	0.4436***	0.3453***	0.2255***	-0.0981***	0.2304***	-0.2349***
A(2,3)	0.0047	0.0318	0.0221	-0.0199	-0.0427	-0.0271
A(2,4)	-0.0117*	-0.0198	0.0025	-0.0148	-0.0335	-0.015
A(3,1)	-0.0507*	-0.0172	-0.0717*	0.0972***	0.041	0.193***
A(3,2)	-0.0118	-0.0424	-0.0349	0.0513**	-0.0037	0.0405
A(3,3)	0.1612***	0.061	-0.1576***	0.2945***	0.2044***	0.0822
A(3,4)	-0.0185	-0.0705**	0.0196	0.01	-0.0538	0.0478
A(4,1)	-0.0929**	0.0073	-0.1054*	0.1414***	-0.1923***	-0.3293***
A(4,2)	-0.0067	-0.0758**	0.0138	0.1011***	-0.1855**	-0.129***
A(4,3)	-0.1724***	0.0381	-0.1169**	0.0902**	-0.3218***	-0.3101***
A(4,4)	0.0163	-0.0439	-0.0216	0.0379	-0.0095	-0.0951**
B(1,1)	0.9744***	0.9916***	0.896***	0.9905***	0.8329***	0.8802***
B(1,2)	-0.0069	0.0019	-0.0337**	0.0108	-0.0718**	-0.0294
B(1,3)	0.0047	0.0005	-0.0408	0.03***	-0.2478***	0.0343
B(1,4)	-0.0086**	-0.0033	0.0066	-0.0023	-0.0241	-0.0674**
B(2,1)	-0.003	-0.0268	0.0065	-0.0043	0.0111**	0.0448*
B(2,2)	0.8559***	0.8695***	0.9715***	0.9868***	0.9693***	0.9609***
B(2,3)	-0.0014	-0.0122	0.0005	-0.0147***	0.0192**	0.0162
B(2,4)	0.0031	0.0001	-0.0058	0.005	0.0188**	0.0065
B(3,1)	0.008*	-0.0007	0.0253	-0.0517***	-0.0223	-0.1592*
B(3,2)	0.0078	0.017*	-0.0081	-0.0188*	-0.0107	-0.0465
B(3,3)	0.9667***	0.9904***	0.9794***	0.91***	0.9341***	0.7912***
B(3,4)	0.0028	0.019**	-0.0049	0.0177*	0.0027	-0.0303
B(4,1)	0.0488***	0.0079	0.0083	0.0167	0.1319***	0.1224

B(4,2)	0.0508**	0	0.0182	-0.0097	0.0206	0.0306
B(4,3)	-0.0184	-0.0043	0.0162	0.0297**	0.1545**	0.0934*
B(4,4)	0.9376***	0.9492***	0.9529***	0.9331***	0.8043***	0.957***
D(1,1)	0.2915***	0.1015***	0.4587***	-0.2955***	0.3084***	0.2767*
D(1,2)	0.0386	-0.054	0.1138**	-0.0691	0.1558*	0.0333
D(1,3)	-0.0483*	0.0091	0.1735**	-0.1037**	0.362***	0.0998
D(1,4)	0.0178	0.069***	0.0149	-0.1548***	0.1788**	0.198
D(2,1)	0.0104	0.0551	0.0608***	-0.0263	-0.093***	0.0223
D(2,2)	-0.1778*	0.4451***	0.095**	-0.1029**	-0.0214	0.1903***
D(2,3)	-0.028**	0.016	0.0306	-0.157***	-0.0972***	-0.0631
D(2,4)	-0.0431***	-0.0196	0.0629***	-0.0975***	0.063**	-0.0155
D(3,1)	-0.0735*	-0.1418**	-0.0913	-0.006	0.0207	0.1432*
D(3,2)	-0.0348	0.1008**	0.0669	0.0238	0.0307	0.1291**
D(3,3)	0.2441***	-0.1462***	0.1715***	-0.003	0.2442***	0.4283***
D(3,4)	-0.028	-0.0213	0.0137	0.0297	0.0975***	0.1197*
D(4,1)	-0.1331*	0.1018*	-0.1168*	0.0973*	-0.0401	-0.1741
D(4,2)	-0.0326	-0.0738	-0.0598	0.1177**	-0.1153	-0.0621
D(4,3)	0.0712	0.1897***	-0.0634	0.0917	-0.0415	-0.1729*
D(4,4)	0.461***	0.3223***	0.2793***	0.3897***	0.4734***	0.2913***
Shape(t)	6.1295***	9.5857***	9.8186***	7.5068***	6.6075***	5.8978***

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

<표-14> 미국시장이 종속시장인 경우 하의 구조단점으로 구분된 시기 구간별 분석결과 진단 테스트

진단 테스트	1994.01.06 ~ 1998.12.14	1998.12.15 ~ 2003.04.23	2003.04.24 ~ 2008.10.10	2008.10.14 ~ 2013.03.26	2013.03.27 ~ 2017.06.29	2017.06.30 ~ 2022.03.18
log-likelihood:	11956.2	9525.86	40586.9	44669.4	13874.6	59386.9
Multivariate Q Test: Q(20)	165.04 [0.7811]	159.386 [0.8633]	172.609 [0.6405]	226.846 [0.01***]	109.431 [0.9999]	177.673 [0.5351]
Multivariate Q Test: Q(40)	317.361 [0.9486]	341.773 [0.7473]	326.905 [0.8940]	322.79 [0.9211]	296.757 [0.9935]	329.492 [0.8741]
F-Test for BEKK Cross Effects :	4.5915 [0.000***]	2.7121 [0.000***]	4.5317 [0.000***]	13.3761 [0.000***]	364.251 [0.000***]	9.7992 [0.000***]
F-Test for BEKK Asymmetric Effects :	14.523 [0.000***]	12.0072 [0.000***]	13.8383 [0.000***]	13.0676 [0.000***]	9.7963 [0.000***]	15.6584 [0.000***]

주: \*:  $p \leq 0.1$ , \*\*:  $0.01 < p \leq 0.05$ , \*\*\*:  $p \leq 0.01$

< Abstract >

## **A Study on the Asymmetric Spillover Effect of the International Stock Price Index with consider Multi-structure Break Point**

Yang Zishuai\*

In the world economic upheaval, the Chinese market has become a concern of the world. Especially in the Sino-US trade war, the Novel coronavirus pandemic, and the Russia-Ukraine war, the stability of China's economy is shaking the world economy. As we all know, The Chinese market is an emerging market favored by global investors. In the complex international environment, it is necessary to re-discuss the asymmetric spillover effect under the condition of market structure changes. Therefore, in this study, the Asymmetric var-BekK-Garch model is adopted to analyze the Asymmetric spillover effects of stock price index returns and volatility in Korea, China, Japan and the United States, considering multiple structural changes and asymmetries. In this study, the multiple structural defects verification method proposed by Bai and Perron(1998,2003) was adopted to find the multiple structural breakpoints to the maximum extent and observe the structural changes of the asymmetric spillover effect of volatility, considering that each market is a subordinate market. In a variety of structural breakpoint tests, if the subordinate markets are different, the period of structural breakpoint may be different, so the analysis results of asymmetric spillover effects of volatility will be different.

In this study, using data from January 5, 1994 to March 18, 2022 in South Korea, China, Japan and the United States, a total of 20 structural

breakpoints were identified by Bai and Perron's multiple structural breakpoints test, which were divided into 24 downstream sample intervals. The asymmetric spillover effects of return and volatility on stock price indices in four markets are analyzed, including the entire sample period. The analysis results show that if the dependent market changes, the structural breakpoint period is close to each other, but the actual breakpoint time is not the same. In addition, the results also observed asymmetry of volatility spillover effects in the changes with structure change of the phenomenon. In the results of the Asymmetric spillover effect of volatility observed in the China-centered study, the shock of the early (T-1) unexpected drop in the Chinese market reduced the current (T) volatility of the home market prior to July 1999, whereas the shock increased the current (T) volatility of the home market after July 1999. In addition, in other sample intervals, it is found that the impact of the unexpected drop in the early stage (T-1) of the Chinese market has both increased and decreased the current (T) conditional volatility of the Korean, Japanese and American markets. It also shows that as the Chinese market becomes more interconnected with the world market, the relationship between them becomes more complex and volatile.

Keywords: Asymmetric VAR-BEKK-GARCH, Spillover effect, Multiples Structural Change Model, Chinese Stock Market

---

\* Jeju Research Institute, Research Fellow, zishuai0525@jri.re.kr