



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사 학위논문

동아시아 주식시장에 대한
미국 선물 및 현물시장의
정보이전효과에 관한 연구



부경대학교 대학원

경제학과

이창훈

경제학석사 학위논문

동아시아 주식시장에 대한
미국 선물 및 현물시장의
정보이전효과에 관한 연구



지도교수 장 병 기

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2015년 2월

부경대학교 대학원

경 제 학 과

이 창 훈

이창훈의 경제학석사 학위논문을 인준함

2015년 2월



주 심 경제학박사 심 성 훈



위 원 경제학박사 장 병 기



위 원 경제학박사 김 종 호



< 목 차 >

Abstract

| | |
|--|-----------|
| 제 1 장 서론 | 1 |
| 제 1 절 연구 배경 및 목적 | 1 |
| 제 2 절 논문 구성 | 5 |
| 제 2 장 선행연구 검토 | 6 |
| 제 1 절 국외 선행연구 | 6 |
| 1. 미국의 시장 간 상관관계 및 정보이전효과에 관한 연구 | 6 |
| 2. 국가 간 정보이전효과에 관한 연구 | 7 |
| 제 2 절 국내 선행 연구 | 8 |
| 제 3 장 연구 설계 | 10 |
| 제 1 절 분석방법 | 10 |
| 1. 단위근 검증 | 10 |
| 2. 일반화 벡터자기회귀 모형과 일반화 예측오차 분산분해 모형 | 11 |
| 3. 전이효과(spillover) 측정 | 15 |
| 제 2 절 분석자료 및 기초통계 | 16 |
| 1. 분석자료 | 16 |
| 2. 기초통계 | 17 |
| 제 4 장 실증분석 결과 | 18 |
| 제 1 절 단위근 검증과 VAR모형의 시차 결정 | 18 |
| 1. 단위근 검증 결과 | 18 |
| 2. VAR모형의 시차 결정 | 20 |

| | |
|----------------------------------|----|
| 제 2 절 수익률의 전이효과 분석결과 | 23 |
| 1. 그룹 I의 총 전이효과 분석결과 | 24 |
| 2. 그룹 II의 총 전이효과 분석결과 | 25 |
| 3. 그룹 III의 총 전이효과 분석결과 | 26 |
| 4. 그룹 IV의 총 전이효과 분석결과 | 27 |
| 5. 그룹 V의 총 전이효과 분석결과 | 28 |
| 제 3 절 전이효과의 시간가변성 | 29 |
| 1. 그룹 I의 전이효과 시간가변성 분석결과 | 30 |
| 2. 그룹 II의 전이효과 시간가변성 분석결과 | 33 |
| 3. 그룹 III의 전이효과 시간가변성 분석결과 | 37 |
| 4. 그룹 IV의 전이효과 시간가변성 분석결과 | 40 |
| 5. 그룹 V의 전이효과 시간가변성 분석결과 | 43 |
| | |
| 제 5 장 결론 | 47 |
| 참고 문헌 | 49 |
| 부 록 | 51 |

< 표 차례 >

| | |
|--|----|
| <표 1-1> GLOBEX2를 이용한 주가지수선물거래 시간 | 3 |
| <표 3-1> 그룹 I의 일별수익률 기초통계량 | 17 |
| <표 4-1> 미국 현물시장과 선물시장, 그리고 동아시아 주식시장 일별 수익률의 단위근 검정결과 | 19 |
| <표 4-2> 그룹 I의 AIC기준 및 SC기준 추정결과 | 21 |
| <표 4-3> 그룹 II의 AIC기준 및 SC기준 추정결과 | 21 |
| <표 4-4> 그룹 III의 AIC기준 및 SC기준 추정결과 | 22 |
| <표 4-5> 그룹 IV의 AIC기준 및 SC기준 추정결과 | 22 |
| <표 4-6> 그룹 V의 AIC기준 및 SC기준 추정결과 | 23 |
| <표 4-7> 그룹 I의 총 전이효과 분석결과 | 24 |
| <표 4-8> 그룹 II의 총 전이효과 분석결과 | 25 |
| <표 4-9> 그룹 III의 총 전이효과 분석결과 | 26 |
| <표 4-10> 그룹 IV의 총 전이효과 분석결과 | 27 |
| <표 4-11> 그룹 V의 총 전이효과 분석결과 | 28 |

< 그림 차례 >

| | |
|---|----|
| [그림 1-1] DST 적용 시 한국시장과 미국시장의 거래시간 (한국시간 기준) | 2 |
| [그림 1-2] DST 미적용 시 한국시장과 미국시장의 거래시간 (한국시간 기준) | 2 |
| | |
| [그림 4-1] 한국 주식시장(KOSPI)과 한국 주식시장에 대한 미국시장의 영향 (from others) 시계열 차트 | 31 |
| [그림 4-2] 한국 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장 (E-mini)의 영향 시계열 차트 | 32 |
| [그림 4-3] 일본 주식시장(NIKKEI225)과 일본 주식시장에 대한 미국시장의 영향 (from others) 시계열 차트 | 35 |
| [그림 4-4] 일본 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장 (E-mini)의 영향 시계열 차트 | 36 |
| [그림 4-5] 홍콩 주식시장(HANGSENG)과 홍콩 주식시장에 대한 미국시장의 영향 (from others) 시계열 차트 | 38 |
| [그림 4-6] 홍콩 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장 (E-mini)의 영향 시계열 차트 | 39 |
| [그림 4-7] 중국 주식시장(SHANGHAI)과 중국 주식시장에 대한 미국시장의 영향 (from others) 시계열 차트 | 41 |
| [그림 4-8] 중국 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장 (E-mini)의 영향 시계열 차트 | 42 |
| [그림 4-9] 대만 주식시장(TWSE)과 대만 주식시장에 대한 미국시장의 영향 (from others) 시계열 차트 | 44 |
| [그림 4-10] 대만 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장 (E-mini)의 영향 시계열 차트 | 45 |

A study on the Spillover Effects from US Spot and Futures Markets to East Asian Stock Markets

Chang Hoon Lee

Department of Economics, The Graduate School,
Pukyong National University

Abstract

As development and liberalization of the capital markets around the world carried out rapidly, each country has a correlation with each other. In case of the East Asian stock markets, there are co-movements in the US-centered. Therefore participants into the East Asian stock markets sensitively react to the movement of US finance markets because of the difference of the trading time zone. On the assumption, we examine the spillover effect from US Spot and Futures markets to East Asian Stock markets. To determine which US market is more influential about East Asian markets, we divide into five groups based on each East Asian stock market like Korea, Japan, Hong Kong, China, and Taiwan, and examine spillover effects by using daily returns of Spot and Future markets with each group.

For this paper, it has two characteristics. First, we use Generalized VAR and forecast error variance decomposition given by Pesaran and Shin(1998) to explore the total spillover effect from US markets to East Asian markets and compare each spillover effect of US Spot and Futures market in the total spillover effect through corresponding spillover index given by Diebold and Yilmaz(2012). Followings Pesaran and Shin(1998), dynamic analysis of VAR models given by Sims(1980) routinely carried out using the orthogonalized impulse response, where the underlying

shocks to VAR model are orthogonalized using the Cholesky decomposition before impulse responses forecast error variance decompositions are computed. However, it had a matter that this approach was invariant to ordering of the variables in the VAR model. So, we apply Generalized VAR and forecast error forecast error variance decomposition that show consistent results regardless of ordering of the variables. Second, the total and each spillover effect through Generalized VAR and forecast error variance decomposition are just averages during entire period (Jan. 2000 to Jun. 2014). To determine time-varying spillover effects, we use the 250 days-rolling sample analysis to compare movements of spillover effect in each group.

Through these analyses, we find four remarkable results. First, when we examine the total spillover effect on each group, except for Chinese stock market, US markets (Spot and Futures market) affect East Asian stock markets in the total spillover effect during entire period. After that, we compare spillover effect of US spot market and US Futures market in each group. As a result, US Futures market is more influential than US Spot market in Korea, Hong Kong, and Taiwan. Third, by using the 250 days-rolling sample analysis in each group, we compare spillover effect from US markets to each East Asian stock markets and each East Asian stock market on the chart. Then, we analysis short-term movement and find that total spillover effects from US markets are in inverse proportion to East Asian stock markets in Korea, Japan, and Taiwan. Lastly, we devide each spillover effect from US markets to East Asian markets in two like US Spot market and futures market and compare that on the chart. As a result, we find that influence of US Futures market has increased sharply in all groups after European debt crisis has occurred since 2011, then the disparity of influences between US Spot and Futures market was enlarged.

제 1 장 서 론

제 1 절 연구 배경 및 목적

세계의 각 국가의 자본시장의 발달과 개방화가 급속도로 이루어지면서 각 국가의 주식시장의 움직임에 대하여 서로 상호 연관성을 가지고 있다. 특히 미국을 중심으로 동조화가 이루어지고 있는데, 동아시아 주식시장의 경우 시차에 의해 미국 현물시장과 동시간대에 시장이 열리고 있지 않다. 한국시간 기준으로 미국과 한국의 현물시장 거래시간의 경우, 미국 내 주식 총 거래량의 75%가 거래되는 뉴욕증권거래소(NYSE)¹⁾의 T-1일 폐장이후에, 동아시아 T일 현물시장의 개장이 이루어진다. 이를 구체적으로 나타내면, 미국의 뉴욕증권거래소와 한국의 증권거래소의 거래시간대는 그림 [1-1], 그림 [1-2] 같이 나타낼 수 있다.

통상적으로 미국은 4개의 시간대(Time Zone)를 가지고 있다. 뉴욕증권거래소는 EST(East Standard Time)을 기준으로, 시카고선물거래소는 CST(Central Standard Time)를 기준으로 거래가 이루어진다.²⁾ 또한 미국은 일광절약시간제(Daylight saving time : DST)³⁾도입으로 인하여 시간대가 두 개로 나뉜다. [그림 1-1]는 DST 적용 시 미국 시장들과 한국 현물시장의 거래시간대를, 그림[1-2]는 DST 미적용 시 미국 시장들과 한국 현물시장의 거래시간대를 한국시간 기준으로 나타낸 것이다.

-
- 1) 다우존스 지수와 S&P500지수는 뉴욕증권거래소에서 상장된 기업의 주가지수이다.
 - 2) 미국의 타임존은 PST(Pacific Standard Time), MST(Mountain Standard Time), CST(Central Standard Time), EST(Eastern Standard Time)으로 나뉜다. 뉴욕증권거래소가 있는 뉴욕주의 경우 EST기준이며, 시카고선물거래소가 있는 일리노이주의 경우 CST 기준이다. 시차 계산시 EST는 CST+1로 한다.
 - 3) 북미의 경우 매년 3월 두 번째 일요일부터 11월 첫 번째 일요일까지는 기존 시간보다 1시간 빠른 시간을 적용한다.

[그림 1-1] DST 적용 시 한국시장과 미국시장의 거래시간 (한국시간 기준)



[그림 1-2] DST 미적용 시 한국시장과 미국시장의 거래시간 (한국시간 기준)



Anderson, Bollerslev, Diebold and Vega(2006)은 일반적으로 미국의 경우 정규장의 개장이전에 많은 경제 정보가 공개되며, 대부분의 회사 정보가 정규장의 폐장 이후에 공개되기 때문에 선물시장의 자료가 현물시장의 자료보다 유용함을 확인하였다. 그럼 과연 미국의 T-1일의 폐장과 동아시아의 T일의 개장 사이에 발생하는 정보들이 선물시장을 통하여 과연 동아시아의 현물시장들에게 영향을 주는 것일까? 본 연구는 동아시아 현물시장의 시장참여자들이 미국 시장의 최신 정보에 더 민감하게 반응할 것이라는 가정 하에 미국 현물시장과 미국 현물시장 거래시간 이후 발생하는 정보에 의해 변하는 선물시장의 전이효과 차이를 확인하기 위하여 S&P500지수(Standard & Poors 500 index)와 시카고선물거래소의 GLOBEX²⁴⁾ 플랫폼으로 인해 일정시간을 제외한 24시간동안 거래가 이루어지는 미국 주가지수선물(E-mini S&P 500지수선물)을 이용 할 것이다. 시카고선물거래소의 주가지수선물의 경우 주중에 8:00am(CST)부터 3:15pm(CST)까지 정규장에서 거래가 이루어지며, 그 외의 시간은 GLOBEX2 플랫폼을 이용하여 거래가 이루

4) 수천 개의 가능한 만기 및 조합 안에서 거래되는 모든 자산 군에 걸쳐 선물과 옵션의 광범위한 배열에 글로벌 연결을 제공하는 전자거래 플랫폼이다.

어진다. <표 1-1>은 GLOBEX2 플랫폼을 이용하여 거래되는 시카고선물거래소의 주가지수선물 거래시간을 보여준다. 월요일부터 목요일까지의 경우, 4:30pm(CST)부터 5:00pm(CST)까지 30분 동안 시스템상의 유지보수를 위하여 일시적으로 거래가 중지된다. 금요일 정규장이 끝나고 일요일의 거래시간 이전까지는 거래가 되지 않는다.

<표 1-1> GLOBEX2를 이용한 주가지수선물거래 시간⁵⁾

| | |
|-----------|--|
| 월요일 - 목요일 | 3:30pm(CST) - 4:30pm(CST) 5:00pm(CST) - 8:15am(CST) |
| 거래 중지 시간 | 4:30pm(CST) - 5:00pm(CST) |
| 일요일 및 공휴일 | 5:00pm(CST) - 8:15am(CST) |

미국의 주가지수선물은 1982년 미국 내 선물 거래소에 출시되었으며, 이후 선물 거래시장에서 금리상품에 이어 두 번째로 중요한 섹터로 자리 잡고 있다. 주가지수 선물은 S&P500지수선물과 E-mini S&P500지수선물로 나눈다. 1982년 출시되었던 S&P500지수선물계약은 지수 가치에 \$500를 곱한 값을 기준으로 상장되었다. 이후 주식의 가치가 일반적으로 상승함에 따라 계약단위도 함께 크게 커지게 되었다. 이를 보완하기 위해 1997년부터 거래승수를 \$500에서 \$250으로 하향 조정하였다. 그럼에도 불구하고 계약가치는 현존하던 다른 선물계약에 비해 여전히 높았기 때문에, 1997년 시카고상품거래소는 기존의 S&P500지수선물의 대안으로 전산 거래를 통해서만 거래되고 거래승수가 \$50인 "E-mini S&P500"을 출시하였다. 이런 E-mini 상품은 저변이 빠르게 확대되었고 크게 성장하면서 오늘날 가장 인기 있는 주가지수선물로 자리 잡게 되어서 본 연구는 S&P500지수선물 대신 E-mini S&P500지수선물 자료를 사용하기로 한다.

본 연구는 두 가지의 의미를 지닌다. 첫째, 미국 현물시장과 현물시장 이후 형성된 선물시장이 동아시아 현물시장에 주는 영향을 비교하기 위해, 미국 현물시장의 폐장과 동아시아 현물시장의 개장 사이에 거래가 이루어지는 미국 선물시장

5) 시카고선물거래소(CME)의 홈페이지 "www.cmegroup.com"을 참고하기 바람.

(E-mini S&P500지수선물)의 일별 수익률과 현물시장(S&P500지수)의 일별 수익률을 동아시아 현물시장의 일별 수익률과 함께 비교분석한다. 통상 한국시간 기준으로 미국 T-1일 현물시장의 폐장 이후에 미국 T일 선물시장의 개장이 이루어지기 때문에, 미국의 현물시장(S&P500지수)의 T-1일의 종가 수익률과 선물시장(E-mini S&P500지수선물)의 T일의 시가 수익률을 이용한다.⁶⁾ 그리고 분석대상인 동아시아 현물시장의 경우 미국의 현물시장과 같은 종가를 적용하고, 날짜는 시차에 의해 T일을 기준으로 한다. 위에 언급한 수익률은 로그수익률을 적용하며, 정의는 다음과 같다.

$$R_{sp500,t-1} = \ln(C_{sp500,t-1}) - \ln(C_{sp500,t-2}) \quad \text{식 (1-1)}$$

$$R_{E-mini,t} = \ln(C_{E-mini,t}) - \ln(C_{E-mini,t-1}) \quad \text{식 (1-2)}$$

$$R_{Asian,t} = \ln(C_{Asian,t}) - \ln(C_{Asian,t-1}) \quad \text{식 (1-3)}$$

위의 식에서 R_t 는 각 시장의 t시점에서의 수익률이며, $C_{sp500,t-1}$ 는 t-1시점에서 S&P500지수의 종가를, $C_{E-mini,t}$ 는 t시점에서 E-mini S&P500지수선물의 시가를, 그리고 $C_{Asian,t}$ 는 t시점에서 동아시아 국가별 대표 주가지수의 종가를 의미한다.

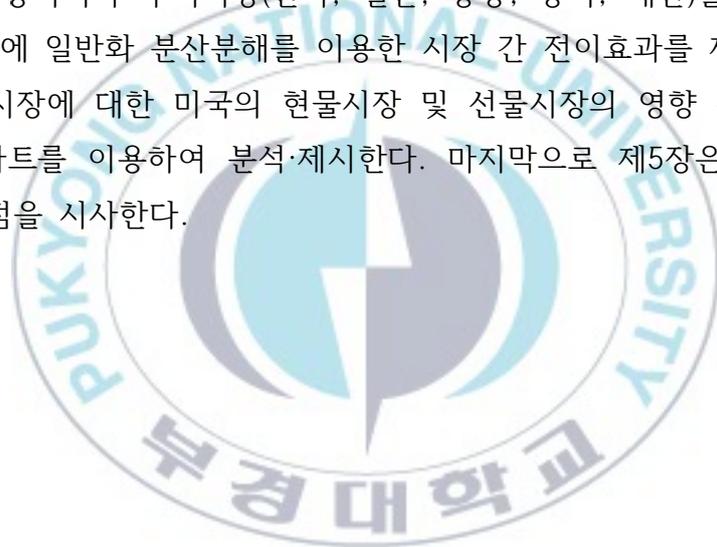
둘째, 정규장의 폐장 이후 공개되는 정보들에 의한 영향을 동아시아 5개의 현물 시장을 대상으로 각각 분석한다. 한국, 일본, 홍콩, 중국, 그리고 대만의 주식시장을 중심으로 미국 현물시장 및 선물시장과 그룹으로 나눈 다음 총전이효과를 그룹별로 비교한다. 구체적 과정으로, 동아시아 주식시장에 대한 미국시장의 영향을 분석하여 연관관계의 정도를 확인하고, 그 영향을 바탕으로 미국의 현물시장과 선물시장이 주는 영향을 따로 분석해본다. 총전이효과 분석을 위해 일반적으로 사용되는 Sims(1980)가 고안한 벡터자기회귀모형(Vector Auto Regressive Model :VAR)의 문제점을 개선한 Pesaran and Shin(1998)⁷⁾의 일반화 벡터자기회귀모형과 예측오차 분산분해(Generalized VAR and forecast error variance decomposition)를 사용하며, 예측오차 분산분해를 기초하여 고안한 Diebold and

6) 일반적으로 주가지수선물의 T일 거래시작 시간은 T-1일 5:00pm(CST)로 본다.

Yilmaz(2012)의 전이효과 지수(spillover index)를 적용한다. 그리고 전이효과의 시간가변성을 확인하기 위하여 표본이동분석(rolling sample analysis)을 사용한다. 자세한 내용은 제 3장의 분석방법에서 논하기로 한다.

제 2 절 논문 구성

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제1장은 서론으로 연구의 배경과 목적을 제시한다. 제2장은 선행연구를 국외와 국내로 구분하여, 기존 연구와 본 연구의 차이점을 제시한다. 제3장은 본 연구에 사용되는 변수들의 기초통계량을 확인하고, 일반화 벡터자기회귀와 예측오차분산분해 모형의 정의와 기존 방법과의 차이점을 제시한다. 제4장은 동아시아 주식시장(한국, 일본, 홍콩, 중국, 대만)을 대상으로 나누는 다섯 개의 그룹에 일반화 분산분해를 이용한 시장 간 전이효과를 제시하고, 각각의 동아시아 주식시장에 대한 미국의 현물시장 및 선물시장의 영향 정도를 시간가변성 중심으로 차트를 이용하여 분석·제시한다. 마지막으로 제5장은 연구의 결과를 요약하고 한계점을 시사한다.



제 2 장 선행연구 검토

제 1 절 국외 선행연구

1. 미국의 시장 간 상관관계 및 정보이전효과에 관한 연구

미국의 시장 간의 상관관계 및 거래시간대 차이에 의한 정보이전효과에 관한 연구로는 Hasbrouk(2003), Barclay and Hendershott(2003), Kurov and Lasser(2004)이 있다.

먼저 Hasbrouk(2003)은 미국의 S&P500지수, Nasdaq100지수, ETF (Exchanged-Trade Funds), 그리고 E-mini 지수선물의 단기 동적관계 분석을 위해 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)을 사용하였다. 분석 결과로는 전산거래를 통한 E-mini 지수선물들의 가격변동은 S&P500지수와 Nasdaq100지수의 가격변동에 기인한다. 그리고 ETF의 경우 해당 지수의 움직임을 복제하는 경향이 있지만, 거래 규모가 상당함에도 불구하고 그 지수에 대한 기여도는 아주 작다.

Barclay and Hendershott(2003)은 거래량이 많아질수록 가격발견에 유용하기 때문에 거래량이 많은 시간대에 생성되는 가격이 훨씬 효율적이며, 많은 정보들이 그 시간대에 공개되어야 한다는 점에 착안하여 미국의 정규장과 ECNs(Electronic Communications Networks)를 이용한 정규장외의 거래에 대하여 Nasdaq지수를 중심으로 분석하였다. 연구결과 많은 정보들이 거래량이 많은 정규장이 아닌 정규장외에 공개되었고, 상당한 가격발견을 생성하였다. 정규장외의 거래를 정규장의 개장이전(preopen)과 폐장이후(postclose)로 구분하였을 때, 정규장의 개장이전에 대부분의 거래가 이루어지며, 많은 회사정보(private information)가 노출되어 많은 가격발견 이루어진다.

Kurov and Lasser(2004)는 미국의 주가지수선물시장을 기본 상품군(S&P500지수선물, Nasdaq100지수선물)과 E-mini상품으로 나누어 S&P500지수선물과

Nasdaq100지수선물을 중심으로 VECM모형을 사용하여 비교 분석하였다. 분석결과는 E-mini S&P500지수선물과 E-mini Nasdaq100지수선물은 기본 상품군에 해당하는 상대 지수에 비하여 가격발견에 지배적인 기여도를 가지고 있다.

2. 국가 간 정보이전효과에 관한 연구

국가 간 정보이전효과에 관한 연구로는 Eun and Shin(1989), Hamao, Masulis, and Ng(1990), Engle and Susmel(1994), Campbell and Hamao(1992), Gilmore and McManus(2002), Baele(2005), Diebold and Yilmaz(2008) 등이 있다.

먼저 Eun and Shin(1989)는 미국 등 9개국의 현물시장에 대하여 VAR모형을 적용 나라별 주가수익률의 전이효과를 분석하였다. 미국시장에서 다른 나라의 현물시장에 주는 파급효과가 크다는 것을 보여주었다. Hamao, Masulis, and Ng(1990)은 미국의 S&P500지수, 일본의 NIKKEI225지수, 그리고 영국의 FTSE지수의 일별자료를 이용하는데 각국의 시차 차이를 감안하여 일별 수익률을 낮수익률과 밤수익률로 구분한 다음 서로간의 정보이전 효과를 분석하였다. MA(1)-GARCH(1,1)-M모형을 사용하였으며, 결과로는 미국의 S&P500지수에서 일본의 NIKKEI225지수와 영국의 FTSE지수로, 영국의 FTSE지수가 일본의 NIKKEI225지수로의 영향이 있음을 확인 하였다. Engle and Susmel(1994)는 GARCH-T모형을 사용하여 미국과 영국의 현물시장 간에 유의한 동조화 현상이 있음을 확인하였다.

Campbell and Hamao(1992)는 공적분 검정(Cointegration Test)와 오차수정모형(ECM) 추정을 통해 동시에 미국의 현물시장과 일본의 현물시장에 영향을 주는 공통요인이 적어도 하나 이상 존재함을 확인하였다. Gilmore and McManus(2002)는 미국시장과 중부 유럽의 3개국을 대상으로 나라 간 정보전이효과를 분석한 결과로 단기간의 정보전이효과는 존재하나 장기간의 정보이전효과는 발견되지 않았다.

Baele(2005)는 유럽 현물시장과 미국 현물시장을 대상으로 연구한 결과로 1980년대에서 1990년대로 넘어오면서 서로 간 충격에 의한 전이효과의 강도가 증가함을 보여주었다. Diebold and Yilmaz(2008)은 19개국을 대상으로 1990년부터 2007년까지 국가들의 현물시장 월별 자료를 이용하여 수익률 및 변동성의 전이효

과를 분석하였다. VAR모형과 분산분해를 이용하였으며, 연구결과 수익률에서의 추세는 확인되었지만, 확대는 되지 않음을 보여주었고, 변동성에서의 추세는 확인이 되지 않았지만, 확대됨을 보여주었다.

제 2 절 국내 선행 연구

국가 간 정보이전효과에 관한 연구로는 김찬웅, 김인무(2001), 김찬웅, 문규현, 홍정효(2002), 조담, Richard Jr.(2002), 문규현(2007), 정진호, 임재옥, 제상영(2012)가 있다.

김찬웅, 김인무(2001)는 한국의 코스닥(Kosdaq)시장, 미국의 나스닥(Nasdaq)시장, 그리고 일본의 자스닥(Jasdaq)시장의 일별 자료를 그랜저 인과관계(Granger causality test), 충격반응함수와 분산분해를 이용하여 국가 간의 정보이전효과의 대한 실증분석을 하였다. 연구 결과 나스닥의 시장 수익률은 코스닥과 자스닥의 수익률의 정보예측기능이 있음을 확인하였다.

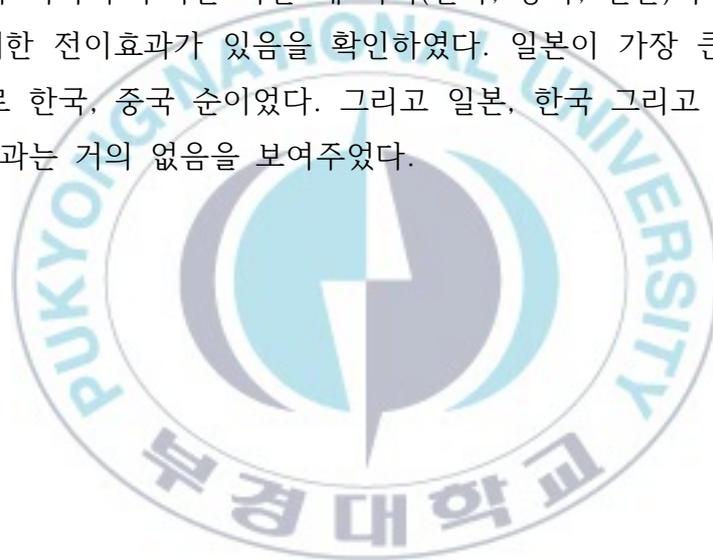
김찬웅, 문규현, 홍정효(2002)는 1997년 1월 3일부터 2000년 12월 23까지 미국의 나스닥지수, 한국의 코스닥지수, 그리고 일본의 자스닥지수의 일별자료(낮 수익률과 밤 수익률로 구분)를 이용하여 시장간 정보이전효과를 통하여 시장효율성을 확인하였다. 분석방법은 VAR모형을 통한 그랜저 인과관계 및 AR(1)-GARCH(1,1)-M모형을 사용하였으며, 그 연구결과 나스닥지수의 낮 수익률 및 변동성은 코스닥지수 낮 수익률 및 변동성에 대하여 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났다.

조담, Richard Jr.(2002)는 1994년 1월초부터 2001년 6월말까지 미국의 S&P500지수와 6개 아시아 신흥시장(한국, 대만, 홍콩, 싱가포르, 태국, 말레이시아)의 대표적 주가지수의 일간수익률 자료를 이용하여, 미국 현물시장으로부터 아시아 신흥시장으로의 정보이전효과를 분석했다. 분석을 위하여 조건부변동성을 포함하는 시계열모형을 추정하였으며, 연구결과는 대만을 제외한 다른 5개국에서 강한 평균이전효과가 관찰되었다. 한국의 경우 외환위기 이후 평균이전효과가 크게 증가하였으나, 다른 신흥시장에서는 그렇지 않았다.

문규현(2007)은 한국의 KOSPI200지수와 미국 E-mini S&P500 지수선물의 일중자료(intraday data)를 이용하여 미국시장에서 한국시장으로의 정보이전효과를

GARCH(1,1)모형과 CJR-GARCH(1,1)을 이용하여 실증분석 하였다. 연구 결과 E-mini S&P500 지수선물의 수익률은 KOSPI200지수의 수익률에 대해 조건부 평균방정식 뿐만 아니라 조건부 분산방정식에서도 이전효과가 존재함을 보여주었다. 이는 한국의 KOSPI200지수는 E-mini S&P500 지수선물보다 더욱 비효율적인 시장임을 추론해 볼 수 있다. 그리고 KOSPI200지수의 수익률 및 변동성과 E-mini S&P500 지수선물의 수익률 및 변동성 사이에는 비대칭적 전이효과에 대하여 통계적으로 유의하지 않음을 보였다. 즉, 한 시장의 악재가 다른 시장에 더 많은 영향을 미친다는 기존의 연구와는 다른 결과를 보였다.

정진호, 임재옥, 제상영(2012)는 한국, 중국, 일본, 미국 4개국의 현물시장에 대한 수익률과 변동성의 전이효과 유무를 다변량 VAR-EGARCH를 이용하여 분석하였다. 연구 결과 미국의 주가는 다른 세 나라(한국, 중국, 일본)의 현물시장의 가격과 변동성에 대한 전이효과가 있음을 확인하였다. 일본이 가장 큰 영향이 있었으며, 그 다음으로 한국, 중국 순이었다. 그리고 일본, 한국 그리고 중국의 현물시장들 간의 전이효과는 거의 없음을 보여주었다.



제3장 연구 설계

제 1절 분석방법

1. 단위근 검증

정상(stationary)시계열 자료는 평균과 분산에 모든 시간에 대해 일정하고, 시차에 대한 자기상관성은 시간에 의존하지 않으며, 무작위적 충격의 영향이 오랫동안 지속하지 않는 특성을 가지고 있다. 그러나 대부분의 시계열 자료는 정상시계열 자료의 특징을 가지고 있지 않는 비정상(nonstationary) 시계열이며, 이러한 자료를 이용하기 위해서는 차분과정을 통하여 정상시계열을 구하는 방법이 있다. 단위근 검증은 비정상 시계열의 차분과정을 통하여 차분정상적(difference-stationary : DS)을 확인하는 방법이다. 단위근 검증을 위하여 사용되는 방법은 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 검증과 Phillips-Perron(PP)검증이 있다.

(1) Augmented Dickey-Fuller (ADF) 검증

차분정상적(DS) 과정의 가장 간단한 형태는 랜덤워크(random walk : RW)과정이고, RW과정은 AR(1)과정 중 단위근을 갖고 있는 특별한 경우이다. AR(1)모형, $Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 의 두변에서 Y_{t-1} 을 빼면 식(3-1)이 얻어진다.

$$\Delta Y_t = (\phi - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{식 (3-1)}$$

단위근 검증은 $\gamma = 0$ 을 검증하는 것으로서, γ 의 추정치($\hat{\gamma}$)가 0과 같거나 크다면, 그 시계열은 단위근을 가지고 있다고 결론내릴 수 있다. Dickey-Fuller(1979)는 RW시계열의 시뮬레이션, $\hat{\gamma}$ 에 대한 t값의 계산이라는 절차를 반복한 결과 t값의 확률분포를 도출하였다. 이런 t분포는 전통적인 t분포와 다른 모양을 가지고 있으며

로, Dickey-fuller는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 검증통계량의 임계 값을 제시하여 주었다. 대부분의 시계열은 드리프트(drift), 시간 추세(time trend) 또는 AR부분을 가지고 있기 때문에, 단위근 검증이 Y_t 가 순수한 RW과정이라고 가정하고 있는 식에만 한정되어야 할 이유는 없다. 식(3-2), 식(3-3), 식(3-4)는 각각 AR부분, 드리프트, 그리고 시간추세를 가지고 있는 모형을 나타내고 있다.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{식 (3-2)}$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{식 (3-3)}$$

$$\Delta Y_t = \delta + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad \text{식 (3-4)}$$

위 모형에는 차분항(difference term)의 시차 값인 $\sum \alpha_i \Delta Y_{t-i}$ 가 붙여져 있다. 식(3-2)은 AR항을 고려하였고, 식(3-3)은 식(3-2)에 드리프트 항을 추가한 것이고, 식(3-4)은 식(3-3)에 시간추세를 추가한 것이다. 이 세 가지 모형에 기초하여 이루어진 단위근 검증이 Augmented Dickey-Fuller(ADF)검증이다.

(2) Phillips-Perron (PP) 검증

ADF검증은 오차가 독립적이고, 동일한 분포(independently and identically distributed : i. i. d)를 갖는다는 것을 가정하고 있는데, 이 가정은 실제로는 상당한 제약적인 가정일 수 있다. Phillips & Perron(1988)은 오차항이 자기상관성(autocorrelation)과 이분산성(heteroscedasticity)을 갖는 경우로 ADF검증을 일반화하였다. 즉, ADF검증에 비해 확장된 범위를 검증할 수 있다는 장점이 있다. Phillips-Perron(PP)검증에서 사용되는 모형들은 ADF검증에서 사용된 식과 동일하다. PP검증의 검증통계량의 점근분포(asymptotic distribution)는 ADF와 동일하므로, PP검증의 임계값은 ADF의 임계값과 동일하다.

2. 일반화 벡터자기회귀 모형과 일반화 예측오차 분산분해 모형

(Generalized VAR and forecast error variance decomposition)

본 연구는 미국 현물시장의 폐장과 동아시아 현물시장의 개장 사이에 발생하는 정보에 의하여 가격의 변동이 있는 미국 선물시장을 이용하여 미국과 동아시아 시장 간 전이효과를 분석하기 위하여 Pesaran and shin(1998)이 고안한 일반화 예측오차 분산분해(generalized forecast error variance decomposition)방법을 적용한다. 시계열간의 동적연관관계를 파악하기 위한 최선의 방법 중 하나가 예측 오차 분산분해임을 많은 선행연구(Sims,1980 ; Bessler and Yang,2003 ; Wang et. al.,2005 등)가 주장해 왔다. 일반적으로 VAR모형에서 대각화 (orthogonalized) 분산분해 방법을 사용하고 있는데, 이 방법의 경우 변수의 순서(ordering)에 따라 실증결과가 상당히 달라지는 문제점이 있다. 이에 본 연구는 대각화 분산분해 방법의 문제점을 극복하고자 변수의 순서에 무관하게 강건한(robust) 결과를 제공하는 일반화 예측오차 분산분해 방법을 적용한다.

R_t 은 m 개의 정상시계열로 구성된 벡터라고 정의하면 p 시차 자기회귀과정을 구성된 벡터자기회귀모형 VAR(p)는 식(3-5)와 같이 정의된다.

$$R_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i R_{t-i} + \Psi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \text{식 (3-5)}$$

여기서 $R_t = (R_{1t}, R_{2t}, \dots, R_{mt})'$ 는 내생변수들의 $(m \times 1)$ 벡터이며, D_t 는 상수나 외생변수들로 구성된 $(n \times 1)$ 벡터이다. $\Phi_i (i = 1, 2, \dots, p)$ 와 Ψ 는 각각 $(m \times m)$ 과 $(m \times n)$ 의 추정계수 행렬이며, ε_t 는 $E[\varepsilon_t] = 0$ 이고 $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$ 인 벡터백색잡음과정을 따른다고 가정한다. 약안정성(covariance stationary) 가정 하에 VAR의 무한차수 벡터이동평균(infinite vector moving average) 형태는 식(3-6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$R_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} B_i D_{t-i}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad \text{식 (3-6)}$$

$(m \times m)$ 계수행렬 A_i 는 $A_i = \Phi_1 A_{i-1} + \Phi_2 A_{i-2} + \dots + \Phi_k A_{i-k}$ 의 반복대입을 통하여 구할 수 있다. 여기서 $A_0 = I_m$ ($m \times m$ 항등행렬)이며 $i < 0$ 인 경우 $A_i = 0$ 이

며, $B_i = A_i \Psi$ 이다. $t-1$ 시점에 이용 가능한 정보 하에서 R_t 의 s 기간 이후에 대한 예측오차는 식(3-7)과 같이 표현되며, 예측오차 공분산행렬은 식(3-8)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\xi_{t,s} = \sum_{h=0}^s A_h \varepsilon_{t+s-h} \quad \text{식 (3-7)}$$

$$\text{Cov}(\xi_{t,s}) = \sum_{h=0}^s A_h \Sigma A_h' \quad \text{식 (3-8)}$$

전통적으로 i 번째 변수에 관련되는 예측오차 공분산행렬의 i 번째 대각원소는 $\sum_{h=0}^s (e_i' A_h P e_j)^2$, $j = 1, 2, \dots, m$ 이며 m 개의 항들로 분해된다. 여기서 p 는 Σ 의 Cholesky인자이고, e_i 는 i 번째 원소만 1이고 나머지 원소는 0인 벡터이다. s 기간 예측에서 R_{it} 와 관련된 전체분산을 이용하여 표준화시켜 식(3-9)와 같은 대각화된 예측오차 분산분해를 구할 수 있다.

$$\theta_{i,j,s} = \frac{\sum_{h=0}^s (e_i' A_h P e_j)^2}{\sum_{h=0}^s (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m \quad \text{식 (3-9)}$$

여기서 $\theta_{i,j,s}$ 는 j 번째 변수의 대각화된 이노베이션이 i 번째 변수의 s 기간 예측오차분산을 설명하는 정도이다. 그러나 대각화 분산분해에 의하면 첫 번째 시장의 충격은 다른 모든 시장에 즉각적으로 영향을 주나, 두 번째 시장은 첫 번째 시장을 제외한 나머지 시장에만 즉각적 영향을 주며 세 번째 시장은 다른 두 시장에 즉각적 영향을 전혀 주지 않는다고 제약한다. 따라서 변수의 나열순위에 따라 결과가 확연히 바뀌는 문제점이 있다. 이에 Bernanke(1986), Sims(1986), Blanchard and Quah(1989) 등은 경제이론에 근거하여 사전적 제약을 가하는 구조적 VAR을 제안하였으나, 본 연구와 같이 영향 우선순위를 규정할만한 이론적 근거가 없을 경우 문제는 여전히 존재한다. 이에 Pesaran and Shin(1998)은 대안적인 방법으로 일반화 예측오차 분산분해를 제안하였다. 일반화 예측오차 분산분해는 대각화되지 않는 충격들 $(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}, \dots, \varepsilon_{i,t+s})$ 을 사용하고, 명시적으로 충격들 간의 동시 차

상관관계를 허용한다. $\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}, \dots, \varepsilon_{i,t+s}$ 의 정보에서 식(3-10)을 구할 수 있다.

$$E(\varepsilon_{t+s-h} | \varepsilon_{i,t+s-h}) = (\sigma_{ii}^{-1} \Sigma e_i) \varepsilon_{i,t+s-h}, \quad h=0, 1, \dots, s, \quad i=1, 2, \dots, m \quad \text{식 (3-10)}$$

여기서 σ_{ii} 는 Σ 는 i 번째 주대각원소이다. 이에 식3의 예측오차 $\xi_{t,s}$ 는 식(3-11)과 같이 변화 될 수 있다.

$$\xi_{t,s}^{(i)} = \sum_{h=0}^s A_h (\varepsilon_{t+s-h} - \sigma_{ii}^{-1} \Sigma e_i \varepsilon_{i,t+s-h}) \quad \text{식 (3-11)}$$

따라서 새로운 조건부 예측오차 공분산행렬은 식(3-12)과 같다.

$$\text{Cov}(\xi_{t,s}^{(i)}) = \sum_{h=0}^s A_h \Sigma A_h' - \sigma_{ii}^{-1} \left(\sum_{h=0}^s A_h \Sigma e_i e_i' \Sigma A_h' \right) \quad \text{식 (3-12)}$$

식(3-12)는 식(3-8)과 비교하여 i 번째 변수의 미래 충격($\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}, \dots, \varepsilon_{i,t+s}$)에 대한 s 기간 예측오차 분산이 $\sigma_{ii}^{-1} \left(\sum_{h=0}^s A_h \Sigma e_i e_i' \Sigma A_h' \right)$ 만큼 감소함을 확인 할 수 있다. 대각화 분산분해의 경우처럼 j 번째 대각원소를 변수 $R_{i,t}$ 의 전체 예측오차분산에 의하여 표준화할 수 있다. 그 결과는 식(3-13)과 같다.

$$\theta_{i,j,s}^g = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{h=0}^s (e_i' A_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^s (e_i' A_h \Sigma A_h' e_i)}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m \quad \text{식 (3-13)}$$

식(3-13)은 일반화 예측오차 분산분해(generalized forecast error variance decomposition)이며, 대각화 분산분해와 달리 충격들 사이의 공분산이 0이 아니

라면 $\sum_{j=1}^m \theta_{i,j,s}^g \neq 1$ 이 된다.

3. 전이효과(spillover) 측정

본 연구는 Diebold and Yilmaz(2012)가 예측오차 분산분해를 기초하여 고안한 전이효과 지수(spillover index)를 적용한다. Diebold and Yilmaz는 s기간 예측오차분산에서 자기충격에 의해 설명되는 부분을 자기분산비율(own variance share) 이라고하고, 타 변수의 충격에 의해 설명되는 부분 교차분산비율(cross variance share)이라고 한다. 여기서 교차분산비율이 전이효과로 간주된다. 이때

$\sum_{j=1}^m \theta_{ij,s}^g \neq 1$ 이므로, 식(3-14)과 같이 분산분해 행렬을 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij,s}^g$ 로 나누어서 표준화를 시킨다.

$$\tilde{\theta}_{ij,s}^g = \frac{\theta_{ij,s}^g}{\sum_{j=0}^m \theta_{ij,s}^g} \quad \text{식 (3-14)}$$

표준화에 의하여 $\sum_{j=1}^m \tilde{\theta}_{ij,s}^g = 1$ 와 $\sum_{i,j=1}^m \tilde{\theta}_{ij,s}^g = m$ 이 된다. 따라서 총전이효과(total spillover : SP^T)는 식(3-15)로 나타낼수 있으며, 전체 예측오차분산 중 타 변수들의 충격에 의해 설명되는 비중을 의미한다.

$$SP^T = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \tilde{\theta}_{ij,s}^g}{\sum_{i,j=1}^m \tilde{\theta}_{ij,s}^g} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \tilde{\theta}_{ij,s}^g}{m} \times 100 \quad \text{식 (3-15)}$$

한편, 일반화된 분산분해 행렬의 요소들을 이용하여 방향성 전이효과(directional spillover)를 계산할 수 있다. 시장 i의 수익률 (또는 변동률)의 예측오차 분산 중 다른 모든 시장 j들의 충격이 설명하는 비중을 식(3-16)으로 나타낼 수 있으며, 이것은 시장 i의 유입전이효과(spillover from others : $SP^{f.others}$)이다.

$$SP^{f.others} = \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^m \tilde{\theta}_{ij,s}^g \times 100 \quad \text{식 (3-16)}$$

마찬가지로 시장 i 의 수익률의 충격이 다른 시장 j 들의 예측오차 분산에 미치는 영향을 식(3-17)로 나타낼 수 있으며, 이것을 시장 j 의 유출전이효과(spillover to others : $SP_i^{t.others}$)이다.

$$SP^{t.others} = \sum_{\substack{j=1 \\ i \neq j}}^m \tilde{\theta}_{ji,s}^g \times 100 \quad \text{식 (3-17)}$$

제 2 절 분석자료 및 기초통계

1. 분석자료

본 연구는 거래시간대의 차이를 이용한 정보이전에 대한 효과를 분석하기 위하여 미국 현물시장(S&P500지수) 및 선물시장(E-mini S&P500 지수선물)과 동아시아 주식시장(한국, 일본, 홍콩, 중국, 대만)을 이용하였다. 동아시아 주식시장을 중심으로 미국의 현물시장 및 선물시장과 함께 그룹으로 나누어 분석하였으며, 2000년 1월 초부터 2014년 6월 말까지의 일별 시가 수익률 및 종가 수익률을 사용하였다. 각 그룹별 시장 간의 전이효과를 분석하기 위해 Hamao, Masulis and Ng(1990)에 의한 방식과 동일하게 한 현물시장이 휴장일로 거래가 없다면 그 휴장일에 해당하는 다른 현물시장의 거래 자료를 제거하여 분석하였다. 휴장일이 국가별로 다르기 때문에 동일한 표본기간이라 할지라도 그룹별 표본의 개수는 각각 다르다.

현물시장 및 선물시장의 일별 자료는 야후 파이낸스와 키움증권의 데이터베이스를 이용하였다. 일별 자료의 수익률을 분석에 사용하기 위하여, 미국과 동아시아의 현물시장의 경우는 종가를 기준으로 로그차분(log differencing)하여 구하였으며, 미국의 선물시장의 경우 시가를 기준으로 로그차분하여 구하였다.

2. 기초통계

본 연구에 이용되는 표본자료의 분포를 알기위하여 각 그룹별로 기초통계량을 분석하였다. <표 3-1>은 미국의 E-mini S&P500 지수선물, S&P500지수, 그리고 한국의 KOSPI지수로 구성된 그룹 I의 일별 수익률 기초통계량 결과를 나타낸다. 나머지 그룹 II부터 그룹 V의 일별 수익률 기초통계량 결과는 부표에 나타나있다.

<표 3-1>과 같이 세 시장의 일별 수익률 기초통계량을 살펴보면 2000년 1월부터 2014년 6월까지의 전체 표본기간 중 각각의 휴장일을 제거하여 만들어진 표본의 수는 3457개이다. 세 시장 모두 평균과 중간 값은 양(+)의 값을 가진다, 한국의 주식시장의 경우 평균과 중간 값에서 다른 두 시장에 비해 우위를 가지고 있다. 세 시장 중 가장 높은 최대값과 가장 낮은 최소값을 가지는 시장은 미국주가지수 선물과 한국주가지수이다. 왜도의 경우 세 시장 모두 음(-)의 값을 가지므로 왼쪽으로 기울어진 모습이며, 첨도의 경우 세 시장 모두 3이상의 값을 가지므로 정규 분포를 따르지 않는다.

<표 3-1> 그룹 I의 일별수익률 기초통계량

| | E-mini S&P500 | S&P500 | KOSPI |
|-------|-----------------------------------|-------------------------------------|-----------------------------------|
| 변수 정의 | $\ln(C_{시가,t}) - \ln(C_{시가,t-1})$ | $\ln(C_{종가,t-1}) - \ln(C_{종가,t-2})$ | $\ln(C_{종가,t}) - \ln(C_{종가,t-1})$ |
| 평균 | 8.26E-05 | 8.63E-05 | 0.000184 |
| 중간값 | 0.000655 | 0.000612 | 0.000887 |
| 최대값 | 0.115323 | 0.109572 | 0.112844 |
| 최소값 | -0.105471 | -0.094695 | -0.161154 |
| 표준편차 | 0.013193 | 0.013348 | 0.017047 |
| 왜도 | -0.201589 | -0.175062 | -0.692291 |
| 첨도 | 11.30354 | 10.70045 | 9.635886 |
| 표본수 | 3457 | 3457 | 3457 |

제 4 장 실증분석 결과

제 1 절 단위근 검증과 VAR모형의 시차 결정

1. 단위근 검증 결과

시계열자료를 이용한 분석을 위해서는 안정성 확인을 가장 우선시해야 된다. 시계열이 불안정적일 경우, 전통적인 회귀분석을 적용하면 실제로는 두 변수사이 아무런 관계가 없음에도 불구하고 상관관계가 높은 회귀식이 추정되는 가성회귀(spurious regression)현상이 초래된다. 불안정한 대표적인 시계열은 랜덤워크(Random Walk)인데 랜덤워크는 단위근을 가지고 있으며, 단위근의 존재는 예상치 못한 충격에 대한 효과가 시간에 관계없이 무한히 지속됨을 의미한다. 따라서 시계열의 분석에는 단위근 존재유무를 검증함으로써 시계열의 안정성을 확인하는 과정이 필요하다.

본 연구에서는 단위근의 존재유무를 확인하는 단위근 검증을 위하여 ADF검증(Augmented Dickey-Fuller Test)과 PP검증(Phillips-Perron Test)을 시행하였다. <표 4-1>은 전이효과 모형에 사용되는 미국의 E-mini S&P500 지수선물 및 S&P500지수와 한국의 KOSPI지수, 일본의 NIKKEI지수, 홍콩의 HANGSENG지수, 중국의 SHANGHAI지수, 그리고 대만의 가권지수의 수준변수 및 차분변수에 대하여 단위근 검증 결과이다. 그 결과 모든 변수들의 수준변수는 단위근을 가지고 있음을 보여주었으며, 1차 차분을 통한 차분변수들은 단위근이 없음을 통계적으로 1% 유의한 수준에서 보여주고 있다.

<표 4-1> 미국 현물시장과 선물시장, 그리고 동아시아 주식시장
일별 수익률의 단위근 검증결과 (2000년 1월~2014년 6월)

| | 수준변수 | | 차분변수 | |
|--------------|-----------------------|-----------------------|--------------------------|--------------------------|
| | ADF 통계량 | PP 통계량 | ADF 통계량 | PP 통계량 |
| 미국 주가지수선물 | 0.461996 (0.8143) | 0.415774 (0.8029) | -48.00591*** (0.0001) | -66.06482*** (0.0001) |
| 미국 주가지수 | 0.481470 (0.8190) | 0.441693 (0.8094) | -47.80328*** (0.0001) | -67.07293*** (0.0001) |
| 한국 주가지수 | 0.595539 (0.8450) | 0.629871 (0.8523) | -59.06047*** (0.0001) | -59.13355*** (0.0001) |
| 일본 주가지수 | -0.225076 (0.6054) | -0.234024 (0.6021) | -62.30702*** (0.0001) | -62.42157*** (0.0001) |
| 홍콩 주가지수 | 0.305284 (0.7740) | 0.310600 (0.7754) | -61.16913*** (0.0001) | -61.17379*** (0.0001) |
| 중국 주가지수 | 0.463845 (0.8148) | 0.449873 (0.8114) | -60.51237*** (0.0001) | -60.53036*** (0.0001) |
| 대만 주가지수 | -0.036523 (0.6706) | -0.022143 (0.6754) | -57.13558*** (0.0001) | -57.07987*** (0.0001) |

()는 P-Value임.

*는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

**는 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

2. VAR모형의 시차 결정

본 연구는 VAR모형의 추정하기 위해 적정시차를 정하기 위해 Akaike Information Criterion(AIC)기준과 Schwartz Information Criterion(SC)기준을 적용한다. VAR모형은 잔차항이 백색잡음과정(white noise process)⁸⁾이 되고, 변수상호간 영향이 충분히 반영되면서 과다계수추정(over-parameterization)⁹⁾이 일어나지 않도록 시차의 차수를 결정하여야한다. 그러나 일반적으로 VAR모형을 사용할 때 차수를 임의로 선택하면 추정결과가 왜곡될 수 있다. 그러므로 일정 기준(criterion)을 통해 차수를 정하여야한다. AIC기준과 SC기준의 경우 차수에 대한 값들 중 가장 작은 값을 적정시차로 하여 VAR모형에 적용한다.

<표 4-2>는 그룹 I의 세 시장 (미국의 E-mini S&P500 지수선물 및 S&P500지수, 한국의 KOSPI지수)의 일별 수익률에 대한 AIC기준과 SC기준의 추정 결과이다. 세 시장의 일별 수익률 VAR모형추정을 위한 적정 시차는 AIC기준으로는 lag 7차, SC기준으로는 lag 5차가 적정시차로 나타났다. <표 4-3>부터 <표 4-6>은 그룹 II부터 그룹 V까지의 AIC기준 및 SC기준 추정결과를 나타내고 있다. 그룹 II과 그룹 III의 경우, 세 시장의 일별 수익률 VAR모형추정을 위한 적정 시차는 AIC기준으로는 lag 8차, SC기준으로는 lag 6차가 적정시차로 나타났으며, 그룹 IV와 그룹 V의 경우, 세 시장의 일별 수익률 VAR모형추정을 위한 적정시차는 AIC기준으로는 lag 7차, SC기준으로는 lag 5차가 적정시차로 나타났다. 본 절은 시장간 전이 효과를 분석하기 위한 VAR모형을 추정하기 위해 적정시차를 결정하였으며, 일별 수익률에 대한 VAR모형 적용 시 SC기준의 적정시차를 사용하기로 한다.

8) $t=0$ 이 아닌 다른 시차에서 평균이 0이고, 분산이 일정하며, 자기공분산도 0인 시계열 과정

9) 이용 가능한 자료의 관측치에 비해 추정해야할 계수(parameter)가 너무 많아 자유도가 낮아지는 것

<표 4-2> 그룹 I 의 AIC기준 및 SC기준 추정결과

| 시차 | AIC | SC |
|--------|-------------|-------------|
| lag 0차 | -19.11891 | -19.11356 |
| lag 1차 | -19.45428 | -19.43289 |
| lag 2차 | -19.58898 | -19.55156 |
| lag 3차 | -19.64187 | -19.58841 |
| lag 4차 | -19.65727 | -19.58777 |
| lag 5차 | -19.68288 | -19.59735 * |
| lag 6차 | -19.69599 | -19.59442 |
| lag 7차 | -19.69994 * | -19.58233 |
| lag 8차 | -19.69967 | -19.56603 |

<표 4-3> 그룹 II 의 AIC기준 및 SC기준 추정결과

| 시차 | AIC | SC |
|--------|-------------|-------------|
| lag 0차 | -18.98238 | -18.97699 |
| lag 1차 | -19.35404 | -19.33247 |
| lag 2차 | -19.46914 | -19.43139 |
| lag 3차 | -19.52078 | -19.46685 |
| lag 4차 | -19.54054 | -19.47043 |
| lag 5차 | -19.56868 | -19.48239 |
| lag 6차 | -19.59522 | -19.49275 * |
| lag 7차 | -19.60064 | -19.48199 |
| lag 8차 | -19.60098 * | -19.46616 |

<표 4-4> 그룹Ⅲ의 AIC기준 및 SC기준 추정결과

| 시차 | AIC | SC |
|--------|-------------|-------------|
| lag 0차 | -19.21465 | -19.20932 |
| lag 1차 | -19.59543 | -19.57410 |
| lag 2차 | -19.71403 | -19.67671 |
| lag 3차 | -19.78314 | -19.72982 |
| lag 4차 | -19.79711 | -19.72780 |
| lag 5차 | -19.82548 | -19.74017 |
| lag 6차 | -19.84184 | -19.74054 * |
| lag 7차 | -19.85204 | -19.73474 |
| lag 8차 | -19.85212 * | -19.71883 |

<표 4-5> 그룹Ⅳ의 AIC기준 및 SC기준 추정결과

| 시차 | AIC | SC |
|--------|-------------|-------------|
| lag 0차 | -19.49365 | -19.48842 |
| lag 1차 | -19.74729 | -19.72634 |
| lag 2차 | -19.85154 | -19.81487 |
| lag 3차 | -19.90885 | -19.85647 |
| lag 4차 | -19.91360 | -19.84551 |
| lag 5차 | -19.94618 | -19.86237 * |
| lag 6차 | -19.95666 | -19.85714 |
| lag 7차 | -19.97035 * | -19.85511 |
| lag 8차 | -19.96851 | -19.83756 |

<표 4-6> 그룹V의 AIC기준 및 SC기준 추정결과

| 시차 | AIC | SC |
|--------|-------------|-------------|
| lag 0차 | -19.17374 | -19.16836 |
| lag 1차 | -19.48614 | -19.46465 |
| lag 2차 | -19.58937 | -19.55176 |
| lag 3차 | -19.64371 | -19.58998 |
| lag 4차 | -19.67363 | -19.60378 |
| lag 5차 | -19.70164 | -19.61567 * |
| lag 6차 | -19.71566 | -19.61357 |
| lag 7차 | -19.72509 * | -19.60688 |
| lag 8차 | -19.72451 | -19.59019 |

제 2 절 수익률의 전이효과 분석결과

본 연구는 미국 현물시장 및 선물시장이 동아시아 주식시장에 주는 영향을 알아보기 위하여 각각의 주가지수선물과 주가지수의 일별자료를 토대로 다섯 그룹으로 나눈 뒤 Pesaran and Shin이 고안한 일반화분산분해 적용하여 총 전이효과를 상호 비교하였다. 전체 표본은 2000년 1월부터 2014년 6월까지이며, 각 그룹별 표본은 국가별 휴장일의 차이 때문에 표본 개수에 차이를 보인다. 그룹별 총 전이효과의 분석결과로 미국의 시장(E-mini S&P500 지수선물, S&P500지수)으로부터 받는 영향은 일본의 현물시장이 가장 높게 나타났으며, 홍콩, 대만, 한국, 중국 순으로 이어졌다. 특히 중국의 현물시장은 다른 국가들에 비해 매우 낮은 영향(3%)을 받음으로써 독립적인 시장임을 알 수 있다.

1. 그룹 I 의 총 전이효과 분석결과

그룹 I 은 미국의 E-mini S&P500 지수선물 및 S&P500지수, 그리고 한국의 KOSPI지수로 구성되어있으며, 2000년 1월 4일부터 2014년 6월 30일까지의 일별 자료 중 휴장하는 날을 제외한 3457개의 일별 수익률을 사용하였다. <표 4-7>은 그룹 I 의 국가별 일별 수익률 총 전이효과 분석결과이다. 표의 행은 각 지수가 다른 지수로부터 받는 영향(%)을 나타낸 것이고, 열은 각 지수가 다른 지수에게 주는 영향(%)을 나타낸다. 하나의 지수가 다른 지수로부터 받는 영향과 다른 지수에게 주는 영향의 합은 100%이며, 다른 지수로부터 받은 영향의 합을 전체 분산분해의 합으로 나눈 값이 세 시장 간의 총 전이효과이다.

총전이효과 분석 결과에서 미국의 E-mini S&P500 지수선물이 다른 지수들로부터 받는 영향은 53.5%이고, 미국의 S&P500지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 53.2%인데 반해 한국의 KOSPI지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 24.4%로 낮게 나타났다. 그리고 본 연구는 미국의 시장이 다른 국가의 주식시장에 주는 영향을 중점으로 비교 분석하는 것이기에 미국의 현물시장 및 선물시장이 한국의 현물시장에 주는 영향을 각각 분리하여 분석하고, 상대적으로 비교하여 우위를 정했다. 그 결과, E-mini S&P500 지수선물과 S&P500지수가 KOSPI지수에 주는 영향은 각각 12.8%와 11.6%이므로, E-mini S&P500 지수선물이 KOSPI지수에 주는 영향이 S&P500지수가 KOSPI지수에 주는 영향보다 1.2% 더 높은 것으로 나타났다.

<표 4-7> 그룹 I 의 총 전이효과 분석결과

| | E-mini S&P500 | S&P500 | KOSPI | 다른 시장에게 받는 영향 |
|---------------|---------------|--------|-------|---------------|
| E-mini S&P500 | 46.5 | 44.3 | 9.2 | 53.5 |
| S&P500 | 44.6 | 46.8 | 8.6 | 53.2 |
| KOSPI | 12.8 | 11.6 | 75.6 | 24.4 |
| 다른 시장에게 주는 영향 | 57.4 | 55.9 | 17.8 | 43.7 |

2. 그룹Ⅱ의 총 전이효과 분석결과

그룹Ⅱ은 미국의 E-mini S&P500 지수선물, S&P500지수 그리고 일본의 NIKKEI225지수로 구성되어있으며, 2000년 1월 4일부터 2014년 6월 30일까지의 일별자료 중 휴장하는 날을 제외한 3421개의 일별 수익률을 사용하였다. <표 4-8>은 그룹Ⅱ의 국가별 일별 수익률 총전이효과 분석결과이다. 표의 행은 각 지수가 다른 지수로부터 받는 영향(%)을 나타낸 것이고, 열은 각 지수가 다른 지수에게 주는 영향(%)을 나타낸다. 하나의 지수가 다른 지수로부터 받는 영향과 다른 지수에게 주는 영향의 합은 100%이며, 다른 지수로부터 받은 영향의 합을 전체 분산분해의 합으로 나눈 값이 3개 지수간의 총 전이효과이다.

총 전이효과 분석 결과에서 미국의 E-mini S&P500 지수선물이 다른 지수들로부터 받는 영향은 55.1%이고, 미국의 S&P500지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 55.0%인데 반해 일본의 NIKKEI225지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 33.1%로 낮았다. 그러나 동아시아 현물시장에 대한 총전이효과를 그룹별로 비교했을 때 일본의 NIKKEI225지수가 가장 높은 영향을 받는 것으로 나타났다. 그리고 본 연구는 미국의 시장이 다른 국가의 주식시장에 주는 영향을 중점으로 비교 분석하는 것이기에 미국의 현물시장 및 선물시장이 일본의 현물시장에 주는 영향을 각각 분리하여 분석하고, 상대적으로 비교하여 우위를 정했다. 그 결과, E-mini S&P500 지수선물과 S&P500지수가 NIKKEI225지수에 주는 영향은 각각 16.5%와 16.6%이므로, S&P500지수가 NIKKEI225지수에 주는 영향이 E-mini S&P500 지수선물이 NIKKEI225지수에 주는 영향보다 0.1% 더 높은 것으로 기존의 가정과는 미미하게나마 다른 결과를 나타냈다.

<표 4-8> 그룹Ⅱ의 총 전이효과 분석결과

| | E-mini S&P500 | S&P500 | NIKKEI225 | 다른 시장에게 받는 영향 |
|---------------|---------------|--------|-----------|---------------|
| E-mini S&P500 | 44.9 | 42.8 | 12.3 | 55.1 |
| S&P500 | 42.9 | 44.9 | 12.1 | 55.0 |
| NIKKEI225 | 16.5 | 16.6 | 66.6 | 33.1 |
| 다른 시장에게 주는 영향 | 59.4 | 59.4 | 24.4 | 47.8 |

3. 그룹Ⅲ의 총 전이효과 분석결과

그룹Ⅲ은 미국의 E-mini S&P500 지수선물, S&P500지수 그리고 홍콩의 HANGSENG지수로 구성되어있으며, 2000년 1월 4일부터 2014년 6월 30일까지의 일별자료 중 휴장하는 날을 제외한 3468개의 일별 수익률을 사용하였다. <표 4-9>는 그룹Ⅲ의 국가별 일별 수익률 총 전이효과 분석결과이다. 표의 행은 각 지수가 다른 지수로부터 받는 영향(%)을 나타낸 것이고, 열은 각 지수가 다른 지수에게 주는 영향(%)을 나타낸다. 하나의 지수가 다른 지수로부터 받는 영향과 다른 지수에게 주는 영향의 합은 100%이며, 다른 지수로부터 받은 영향의 합을 전체 분산분해의 합으로 나눈 값이 3개 지수간의 총 전이효과이다.

총전이효과 분석 결과에서 미국의 E-mini S&P500 지수선물이 다른 지수들로부터 받는 영향은 55.1%이고, 미국의 S&P500지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 54.9%인데 반해 홍콩의 HANGSENG지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 30.9%로 낮게 나타났으나 그룹별 비교 시 일본에 이어 두 번째로 높은 영향을 보였다. 그리고 본 연구는 미국의 시장이 다른 국가의 주식시장에 주는 영향을 중점으로 비교 분석하는 것이기에 미국의 현물시장 및 선물시장이 홍콩의 현물시장에 주는 영향을 각각 분리하여 분석하고, 상대적으로 비교하여 우위를 정했다. 그 결과, E-mini S&P500 지수선물과 S&P500지수가 HANGSENG지수에 주는 영향은 각각 15.7%와 15.2%이므로, E-mini S&P500 지수선물이 HANGSENG지수에 주는 영향이 S&P500지수가 HANGSENG지수에 주는 영향보다 0.5% 더 높은 것으로 나타났다.

<표 4-9> 그룹Ⅲ의 총 전이효과 분석결과

| | E-mini S&P500 | S&P500 | HANGSENG | 다른 시장에게 받는 영향 |
|---------------|---------------|--------|----------|---------------|
| E-mini S&P500 | 44.9 | 42.6 | 12.5 | 55.1 |
| SP500 | 42.9 | 45.1 | 12.0 | 54.9 |
| HANGSENG | 15.7 | 15.2 | 69.1 | 30.9 |
| 다른 시장에게 주는 영향 | 59.6 | 58.4 | 24.5 | 47.0 |

4. 그룹Ⅳ의 총 전이효과 분석결과

그룹Ⅳ은 미국의 E-mini S&P500 지수선물, S&P500지수, 그리고 중국의 SHANGHAI지수로 구성되어있으며, 2000년 1월 4일부터 2014년 6월 30일까지의 일별자료 중 휴장하는 날을 제외한 3542개의 일별 수익률 사용하였다. <표 4-10>는 그룹Ⅳ의 국가별 일별 수익률 총 전이효과 분석결과이다. 표의 행은 각 지수가 다른 지수로부터 받는 영향(%)을 나타낸 것이고, 열은 각 지수가 다른 지수에게 주는 영향(%)을 나타낸다. 하나의 지수가 다른 지수로부터 받는 영향과 다른 지수에게 주는 영향의 합은 100%이며, 다른 지수로부터 받은 영향의 합을 전체 분산 분해의 합으로 나눈 값이 3개 지수간의 총 전이효과이다.

총 전이효과 분석 결과에서 미국의 E-mini S&P500 지수선물이 다른 지수들로부터 받는 영향은 49.2%이고, 미국의 S&P500지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 49.3%인데 반해 중국의 SHANGHAI지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 3.0%로 아주 낮게 나타났으며, 이는 그룹별 비교 시 가장 낮은 수치에 해당된다. 그리고 본 연구는 미국의 시장이 다른 국가의 주식시장에 주는 영향을 중점으로 비교 분석하는 것이기에 미국의 현물시장 및 선물시장이 중국의 현물시장에 주는 영향을 각각 분리하여 분석하고, 상대적으로 비교하여 우위를 정했다. 그 결과, E-mini S&P500 지수선물과 S&P500지수가 SHANGHAI지수에 주는 영향은 각각 1.5%와 1.5%이므로, 미국의 두 지수들로부터 받는 영향은 동일하며, 거의 영향을 받지 않는 것으로 나타났기 때문에 중국의 주식시장은 독립시장이라고 볼 수 있다.

<표 4-10> 그룹Ⅳ의 총 전이효과 분석결과

| | E-mini S&P500 | S&P500 | SHANGHAI | 다른 시장에게 받는 영향 |
|---------------|---------------|--------|----------|---------------|
| E-mini S&P500 | 50.8 | 48.5 | 0.7 | 49.2 |
| S&P500 | 48.6 | 50.7 | 0.7 | 49.3 |
| SHANGHAI | 1.5 | 1.5 | 97.0 | 3.0 |
| 다른 시장에게 주는 영향 | 50.1 | 50.0 | 1.4 | 33.8 |

5. 그룹V의 총 전이효과 분석결과

그룹V는 미국의 E-mini S&P500 지수선물, S&P500지수, 그리고 대만의 가권지수(TWSE)로 구성되어있으며, 2000년 1월 4일부터 2014년 6월 30일까지의 일별 자료 중 휴장하는 날을 제외한 3436개의 일별 수익률을 사용하였다. <표 4-11>은 그룹V의 국가별 일별 수익률 총 전이효과의 분산분해 분석결과이다. 표의 행은 각 지수가 다른 지수로부터 받는 영향(%)을 나타낸 것이고, 열은 각 지수가 다른 지수에게 주는 영향(%)을 나타낸다. 하나의 지수가 다른 지수로부터 받는 영향과 다른 지수에게 주는 영향의 합은 100%이며, 다른 지수로부터 받은 영향의 합을 전체 분산분해의 합으로 나눈 값이 3개 지수간의 총 전이효과이다.

총 전이효과 분석 결과에서 미국의 E-mini S&P500 지수선물이 다른 지수들로부터 받는 영향은 52.5%이고, 미국의 S&P500지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 52.5%로써 동일한 영향을 받는 것으로 나왔으며, 가권지수가 다른 지수들로부터 받는 영향은 21.7%로 한국의 경우와 비슷하게 나타났다. 그리고 본 연구는 미국의 시장이 다른 국가의 주식시장에 주는 영향을 중점으로 비교 분석하는 것이기에 미국의 현물시장 및 선물시장이 대만의 주식시장에 주는 영향을 각각 분리하여 분석하고, 상대적으로 비교하여 우위를 정했다. 그 결과, E-mini S&P500 지수선물과 S&P500지수가 가권지수에 주는 영향은 각각 11.2%와 10.5%이므로, E-mini S&P500 지수선물이 가권지수에 주는 영향이 S&P500지수가 가권지수에 주는 영향보다 0.7% 더 높은 것으로 나타났다.

<표 4-11> 그룹V의 총 전이효과 분석결과

| | E-mini S&P500 | S&P500 | TWSE | 다른 시장에게 받는 영향 |
|---------------|---------------|--------|------|---------------|
| E-mini S&P500 | 47.4 | 45.1 | 7.4 | 52.5 |
| S&P500 | 45.3 | 47.6 | 7.2 | 52.5 |
| TWSE | 11.2 | 10.5 | 78.2 | 21.7 |
| 다른 시장에게 주는 영향 | 56.5 | 56.6 | 14.6 | 42.3 |

본 절은 미국과 동아시아 시장 간 총 전이효과 분석을 위하여 일반화 분산분해 모형을 사용하였으며, 분석결과로서 일본 주식시장의 경우 미국 시장의 영향이 가장 컸으며, 중국 주식시장은 매우 낮은 수치를 보여줌으로써 미국 시장과는 독립적임을 보였다. 그리고 전체 표본기간동안 미국 시장의 영향을 미국 현물시장 및 선물시장으로 구분하였을 때 일본 주식시장과 중국 주식시장을 제외한 한국 · 홍콩 · 대만 주식시장의 경우 미국 선물시장의 영향이 미국 현물시장의 영향보다 더 큰 것으로 나타났다.

제 3 절 전이효과의 시간가변성

현물시장 및 선물시장은 경제 환경에 따라 변할 수 있다. 미국의 경우 2008년 미국발 서브프라임 위기가 발생함으로써 전 세계 현물시장에 큰 파급효과를 불러 일으켰으며, 2010년 이후 지속적으로 유럽권 국가들의 재정위기가 발생함으로써 국제적 현물시장은 외국자본의 유입에 상관없이 매우 긴박하게 움직이고 있다. 그러한 시장들 간의 전이되는 정도 또한 시간과 사건에 의해 변하게 된다. 앞 절의 전체 표본에 대한 총 전이효과 분석결과는 변수들 간 연관관계에 대하여 전체 표본기간의 평균을 나타낼 뿐, 시간의 흐름에 따른 전이효과의 변화를 설명하기에는 부족하다. 그래서 시장상황에 따라 변할 수 있는 국가별 시장 간의 연계를 시간가변의 특성을 중심으로 분석했다. 본 연구는 처음 250일 자료로 첫 번째 전이효과를 계산하고, 과거 1일 자료를 제거하고 새로운 1일 자료를 추가하여 두 번째 전이효과를 계산하는 250일 표본이동분석(rolling sample analysis)을 적용하여, 다섯 그룹의 시장 간 전이효과를 시간가변성 중심으로 분석하였다.

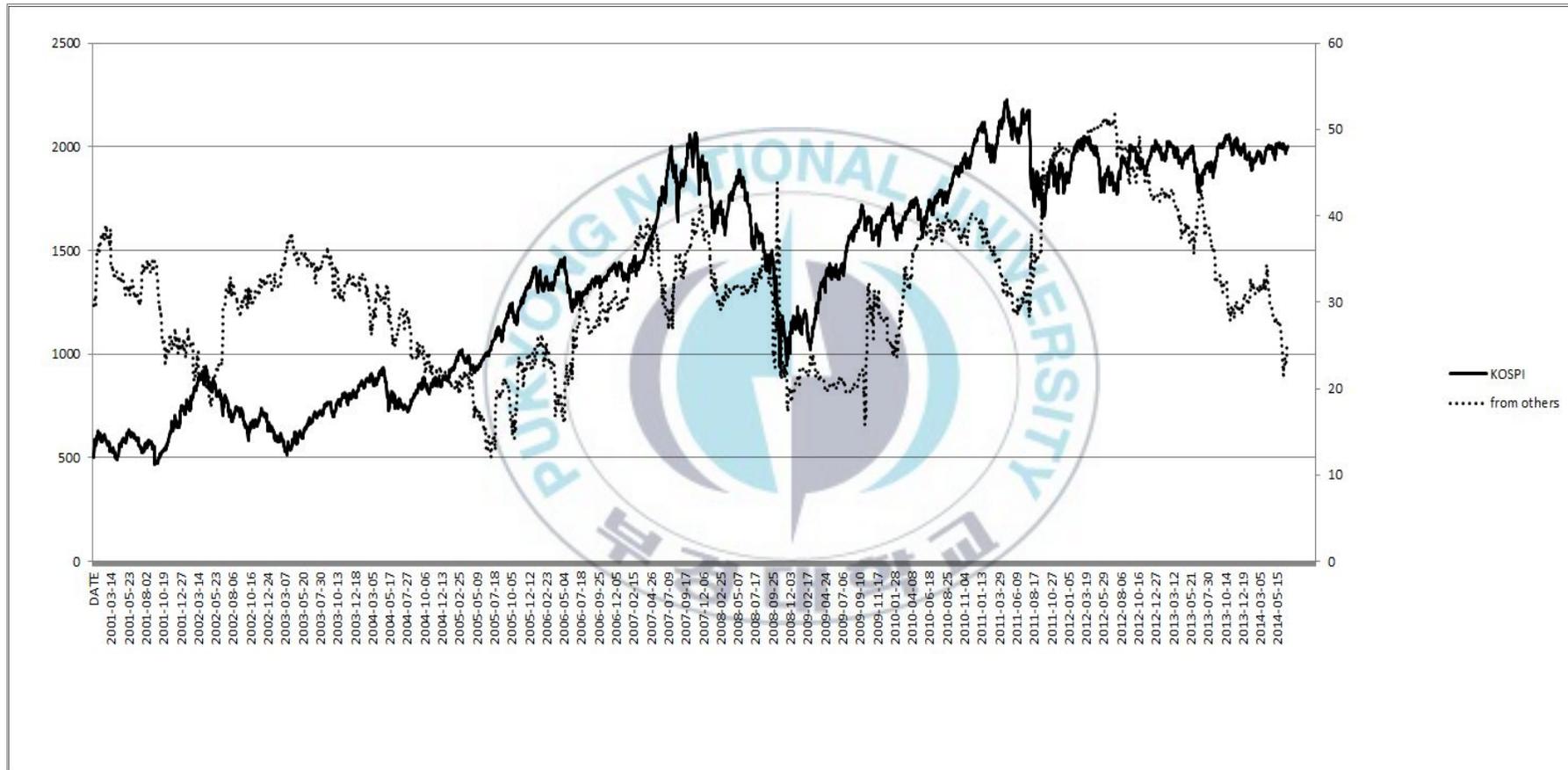
본 절은 두 단계의 과정을 거쳤다. 첫 번째, 동아시아 주식시장에 대한 미국 시장의 전이효과를 동아시아 주식시장과 함께 비교함으로써 시간의 변화에 따른 크기와 방향성을 비교하였다. 둘째, 미국 시장의 전이효과를 선물시장 및 현물시장의 영향으로 구분하여 비교하고, 공통점 및 특이점을 확인하였다.

1. 그룹 I 의 전이효과 시간가변성 분석결과

[그림 4-1]은 2000년 1월부터 2014년 6월까지 한국 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 한국 주식시장과 함께 시계열 차트로 나타냈다. 차트의 기본 축은 한국 주식시장을 포인트(point)로 나타냈으며, 보조 축은 미국 시장의 전이효과를 퍼센트(%)로 나타냈다. 일반화 분산분해를 통한 총 전이효과 분석결과에 의하면 한국 주식시장에 대한 미국 시장의 영향은 24.4%의 평균을 나타냈으나, 시간의 흐름에 따른 영향의 변화를 알아보기 위해 250일 표본이동분석을 통한 시계열 차트에선 미국 시장의 영향은 2005년 7월 8일(12.0%)부터 2012년 7월 16일(51.8%)까지 매우 폭 넓게 변동하였다. 그 영향을 한국 주식시장과 함께 비교한 결과 일정 구간에서는 한국 주식시장과 미국 시장의 전이효과가 반비례 관계를 보이고 있으나, 장기적으로는 같은 방향성을 가지는 것으로 나타났다. 전이효과의 특이사항으로는 2002년 1분기(23.4%)부터 2003년 2분기(35.7%)까지 급격하게 상승하다가 다시 2005년 2분기까지 한국 주식시장이 상승장일때 12.0%로 낮아짐을 보인다. 그 이후 한국 주식시장이 계속하여 상승하여 2000포인트에 도달할 때까지 전이효과는 같이 상승함을 보였다. 그러나 2008년 미국발 서브프라임 위기가 발생하면서 한국 주식시장은 900포인트대까지 하락하였으며 전이효과는 43.8%까지 수직상승하는 현상이 나타났다. 미국발 서브프라임 위기 발생이후 한국 주식시장이 회복단계에 돌입하면서 전이효과 역시 같이 상승을 보였으나 변동이 심해졌다. 2011년 이후 발생한 유럽 재정위기 여파로 전이효과는 29.4%에서 51.8%로 상승하는 현상이 발생하였고, 그 이후 점차 하락하는 모습을 보였다.

앞 절의 총 전이효과 분석에서는 미국의 선물시장 및 현물시장이 한국 주식시장에 주는 영향을 평균으로 나타냈었고, 그 결과 미국 선물시장의 영향이 미국 현물시장의 영향보다 1.2% 높은 것으로 나타났다. [그림 4-2]는 미국의 영향을 선물시장과 현물시장으로 구분하여 시계열 차트로 나타냈다. 차트에 의하면 미국 선물시장의 영향이 미국 현물시장의 영향보다 전체 표본기간 중 2007년 1분기를 제외하곤 우위에 있음을 보여준다. 미국 선물시장과 미국 현물시장의 영향 차이는 한국 주식시장에 대한 미국 시장의 영향이 적을 때보다 많을 때 훨씬 큼을 보였다. 특이사항으로는 2011년 유럽의 재정위기 발생이후로 미국의 영향이 급상승한 뒤로 선물시장의 영향과 현물시장의 영향 차이는 약 5% 정도로 확대됨을 보였다.

[그림 4-1] 한국 주식시장(KOSPI)과 한국 주식시장에 대한 미국 시장의 영향(from others) 시계열 차트



[그림 4-2] 한국 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장(E-mini)의 영향 시계열 차트



2. 그룹Ⅱ의 전이효과 시간가변성 분석결과

[그림 4-3]은 2000년 1월부터 2014년 6월까지 일본 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 일본 주식시장과 함께 시계열 차트로 나타냈다. 차트의 기본 축은 일본 주식시장을 포인트(point)로 나타냈으며, 보조 축은 미국 시장의 전이효과를 퍼센트(%)로 나타냈다. 일반화 분산분해를 통한 총 전이효과 분석결과에 의하면 일본 주식시장에 대한 미국 시장의 영향은 33.1%의 평균을 나타냈으나, 시간의 흐름에 따른 영향의 변화를 알아보기 위해 250일 표본이동분석을 통한 시계열 차트에선 미국 시장의 영향은 2002년 2월 26일(16.3%)부터 2012년 6월 4일(52.2%)까지 매우 폭 넓게 변동하였다. 미국 시장의 영향을 일본 주식시장과 함께 비교한 결과 한국 주식시장의 경우와는 다르게 2005년 3분기를 기점으로 단기적관계와 장기적 관계 둘 다 반비례관계를 보여준다. 전이효과의 특이사항으로는 일본 주식시장이 2001년 1분기부터 2003년 2분기까지는 14,032포인트를 고점으로 7,602포인트까지 떨어지는 하락장일때 전이효과는 단기적으로는 반비례적으로 움직이면서 그 수치는 낮아지고 있었다. 그 후 2005년 3분기까지 일본 주식시장이 회복하는 과정에 전이효과도 같이 상승하였다. 그러나 2005년 4분기부터 2013년 4분기까지 단기적 과 장기적관계에서 일본 주식시장과 정반대의 흐름을 보였다. 구체적으로 2007년 2분기에 일본 주식시장이 18,240포인트를 형성한 이후 계속하여 하락하였을 때 전이효과는 30.4%에서 51.9%까지 상승하였다. 그 이후 일본 주식시장이 8000포인트대와 11,000포인트대 사이의 박스권 형성시기에는 40% 후반의 높은 전이효과를 보여 왔다. 단지 2009년 2분기와 2011년 유럽의 재정위기가 발생했을 때 전이효과는 급격하게 낮아졌다. 유럽의 재정위기 발생이후 다시 50%가 넘는 높은 전이효과를 보여 왔으나, 엔저현상으로 인하여 일본 주식시장이 박스권에서 벗어나기 시작하면서 전이효과는 다시 낮아졌다.

앞 절의 총 전이효과 분석에서는 미국의 선물시장 및 현물시장이 일본 주식시장에 주는 영향을 평균으로 나타냈었고, 그 결과 미국 현물시장의 영향이 미국 선물시장 영향보다 0.1% 높은 것으로 나타났다. 그러나 [그림 4-4]는 앞 절의 결과와는 조금 다른 결과를 보여주고 있다. [그림 4-4]는 미국의 영향을 선물시장과 현물시장으로 구분하여 시계열 차트로 나타냈다. 차트에 의하면 2008년 전체 표본기간 중 미국발 서브프라임 위기 때와 2013년 일본의 양적완화 이후를 제외하곤 미

국 선물시장의 영향이 미국 현물시장의 영향보다 높은 것으로 나타났다. 특이사항으로는 2011년 유럽 재정위기 이후 미국 시장의 영향이 급상승할 때, 미국 선물시장의 영향과 미국 현물시장의 영향 차이가 확대됨을 보였다.



[그림 4-3] 일본 주식시장(NIKKEI225)과 일본 주식시장에 대한 미국 시장의 영향(from others) 시계열 차트



[그림 4-4] 일본 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장(E-mini)의 영향 시계열 차트



3. 그룹Ⅲ의 전이효과 시간가변성 분석결과

[그림 4-5]는 2000년 1월부터 2014년 6월까지 홍콩 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 홍콩 주식시장과 함께 시계열 차트로 나타냈다. 차트의 기본 축은 홍콩 주식시장을 포인트(point)로 나타냈으며, 보조 축은 미국 시장의 전이효과를 퍼센트(%)로 나타냈다. 일반화 분산분해를 통한 총 전이효과 분석결과에 의하면 홍콩 주식시장에 대한 미국 시장의 영향은 30.9%의 평균으로 일본에 이어 두 번째로 높았으나, 시간의 흐름에 따른 영향의 변화를 알아보기 위해 250일 표본이동분석을 통한 시계열 차트에선 미국 시장의 영향은 2005년 6월 29일(15.2%)부터 2012년 10월 13일(51.0%)까지 폭 넓게 변동하였다. 홍콩 주식시장의 경우, 2003년 4월 1일을 기점으로 하락에서 벗어나 회복을 시작하는 단계에선 전이효과와 반비례관계를 보이고 있었으나, 2005년 1분기부터 2008년 미국발 서브프라임위기 발생이 전까지는 13,600포인트에서 31,500포인트를 넘어서는 상승세가 이어지면서 전이효과도 30.1%에서 46.5%까지 상승하였다. 특히 이 구간동안 전이효과는 홍콩 주식시장의 상승과 하락에 매우 민감하게 변동하였다. 2008년 미국발 서브프라임위기 발생하면서 홍콩 주식시장이 11,000포인트까지 떨어졌으나, 2011년 유럽 재정위기 발생 이전까지 회복하는 모습을 보였다. 이 구간 또한 홍콩 주식시장과 전이효과가 같은 방향성을 보였다. 그러나 2011년 유럽 재정위기 발생 이후 홍콩 주식시장과 전이효과가 반비례 관계를 보였다. 전이효과 경우 45%와 51% 사이에 높은 영향을 유지하다가, 2014년 1분기를 기점으로 점차 하락하고 있다.

앞 절의 총 전이효과 분석에서는 미국의 선물시장 및 현물시장이 홍콩 주식시장에 주는 영향을 평균으로 나타냈었고, 그 결과 미국 선물시장의 영향이 미국 현물시장의 영향보다 0.5% 높은 것으로 나타났다. [그림 4-6]은 미국의 영향을 선물시장과 현물시장으로 구분하여 시계열 차트로 만들었다. 차트에 의하면 전체 표본기간 중 2006년 11월부터 미국발 서브프라임 위기까지의 구간을 제외하곤, 미국 선물시장의 영향이 미국 현물시장의 영향보다 우위를 보였으며, 2011년 유럽 재정위기 발생으로 인하여 미국 시장의 영향이 높을 때 선물시장과 현물시장의 영향의 차이는 더 커짐을 보였다.

[그림 4-5] 홍콩 주식시장(HANGSENG)과 홍콩 주식시장에 대한 미국 시장의 영향(from others) 시계열 차트



[그림 4-6] 홍콩 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장(E-mini)의 영향 시계열 차트

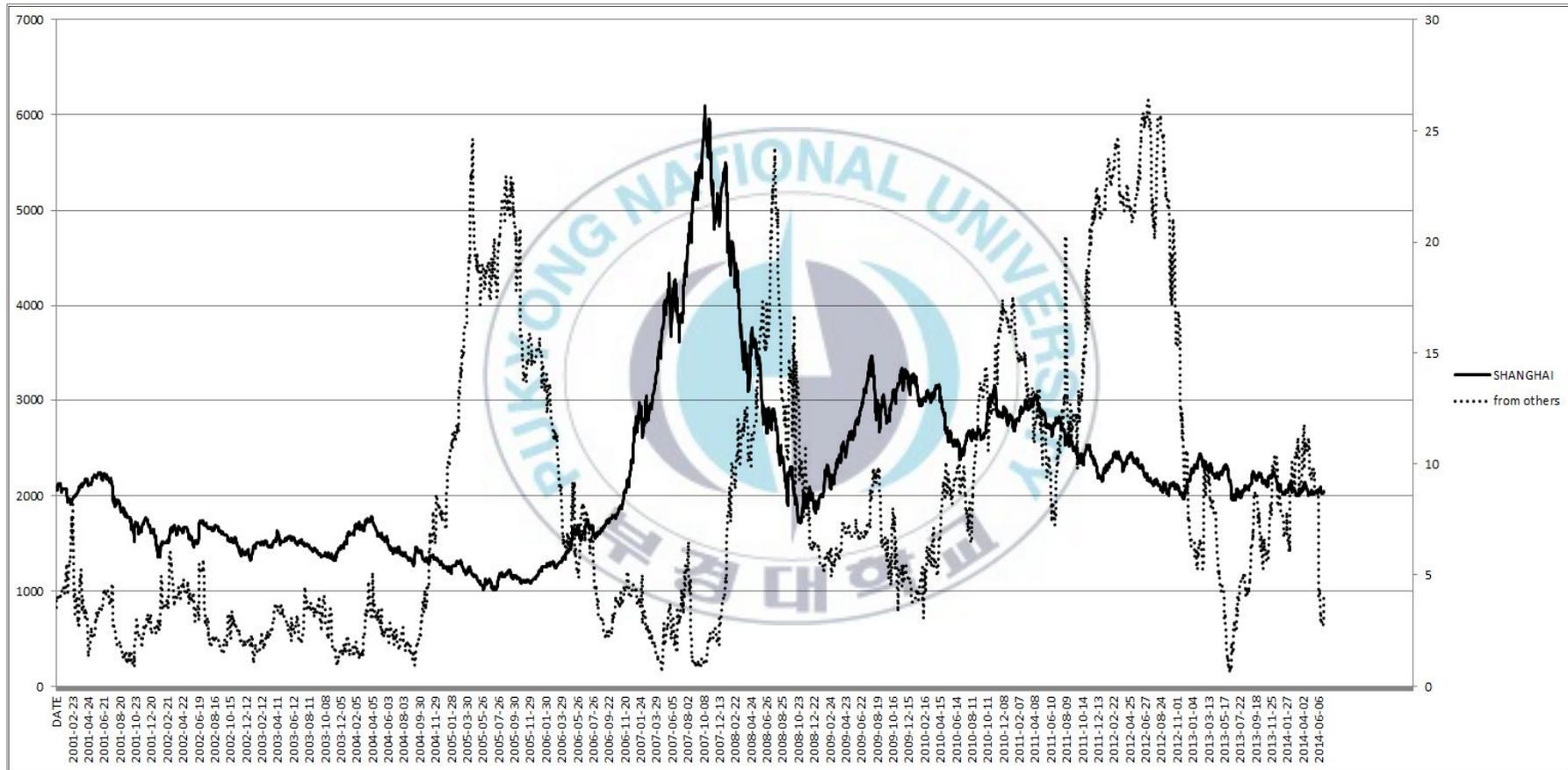


4. 그룹Ⅳ의 전이효과 시간가변성 분석결과

[그림 4-7]는 2000년 1월부터 2014년 6월까지 중국 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 중국 주식시장과 함께 시계열 차트로 나타냈다. 차트의 기본 축은 중국 주식시장을 포인트(point)로 나타냈으며, 보조 축은 미국 시장의 전이효과를 퍼센트(%)로 나타냈다. 일반화 분산분해를 통한 총 전이효과 분석결과에 의하면 중국 주식시장에 대한 미국 시장의 영향은 3%의 평균으로 동아시아 주식시장 중 가장 낮은 전이효과를 보였으며, 중국 주식시장은 미국 시장으로부터 영향을 거의 받지 않는 독립적인 시장으로 보였다. 시간의 흐름에 따른 영향의 변화를 알아보기 위해 250일 표본이동분석을 통한 시계열 차트에 의하면 미국의 영향은 2013년 6월 13일(0.6%)부터 2012년 7월 12일(26.5%)까지 변동함을 보여 왔으며, 중국 주식시장과 미국 시장의 영향의 시계열 자료는 큰 연관성을 보이지 않았다. 중국 주식시장의 경우 2001년부터 2004년 3분기까지의 기간 동안 전이효과는 0.9%에서 5.8% 사이의 박스권을 형성하고 있다가, 2004년 4분기를 기점으로 2005년 3분기까지 급상승하여 20%대의 높은 영향을 유지하였다. 그러나 다시 2005년 4분기부터 중국 주식시장이 상승하기 시작하면서 전이효과는 지속적인 하락세를 나타냈다. 중국 주식시장이 고점으로 6,092포인트를 형성한 2007년 3분기에 전이효과는 1.1% 수준으로 아주 미미했다. 그 이후 중국 주식시장이 하락세로 바뀌고, 2008년 미국발 서브프라임 위기가 발생하면서 전이효과는 23.1%까지 상승하였다. 그 이후 전이효과는 중국 주식시장과 반비례적인 모습을 보이며 하락을 하다가 2011년 유럽 재정위기 발생이후 26.3%까지 상승하였다. 2013년 이후로 중국 주식시장의 계속된 하락세를 보였으며, 전이효과 역시 같은 하락세를 보이고 있다.

앞 절의 총 전이효과 분석에서는 미국의 선물시장 및 현물시장이 중국 주식시장에 주는 영향을 평균으로 나타냈었고, 그 결과 미국 선물시장과 현물시장이 1.5%로 동일한 영향을 가지는 것으로 나타났다. [그림 4-8]은 미국의 영향을 선물시장과 현물시장으로 구분하여 시계열 차트로 만들었다. 차트에 의하면 2011년 유럽의 재정위기 이전까지는 거의 두 시장이 주는 영향이 거의 동일함을 보여 왔으며, 그 영향의 차이는 아주 미미했다. 그러나 2011년 유럽의 재정위기 이후, 미국 시장의 영향이 상승함을 보였고, 이 시기에 미국 선물시장의 영향이 현물시장의 영향보다 현저히 커졌으며, 그 영향의 차이도 두드러지게 나타났다.

[그림 4-7] 중국 주식시장(SHANGHAI)과 중국 주식시장에 대한 미국시장의 영향(from others) 시계열 차트



[그림 4-8] 중국 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장(E-mini)의 영향 시계열 차트

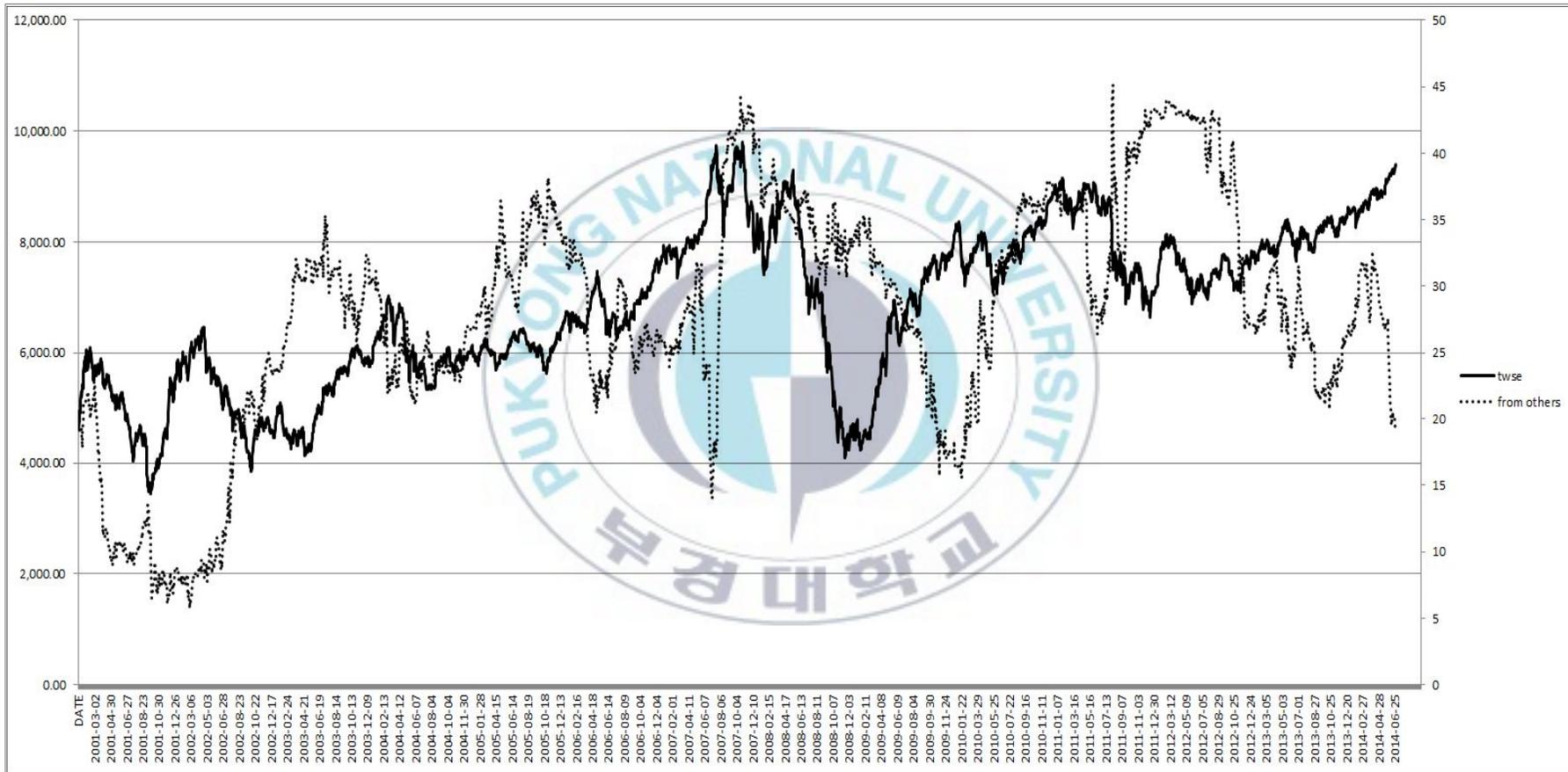


5. 그룹V의 전이효과 시간가변성 분석결과

[그림 4-9]은 2000년 1월부터 2014년 6월까지 대만 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 대만 주식시장과 함께 시계열 차트로 나타냈다. 차트의 기본 축은 대만 주식시장을 포인트(point)로 나타냈으며, 보조 축은 미국 시장의 전이효과를 퍼센트(%)로 나타냈다. 일반화 분산분해를 통한 총 전이효과 분석결과에 의하면 대만 주식시장에 대한 미국 시장의 영향은 21.7%의 평균으로 나타났으며, 시간의 흐름에 따른 영향의 변화를 알아보기 위해 250일 표본이동분석을 통한 시계열 차트에 의하면 미국의 영향은 2002년 3월 8일(5.7%)부터 2011년 8월 8일(45.1%)까지 폭 넓게 변동하였다. 대만 주식시장의 경우, 일부 구간 (2001년 1분기 ~ 2분기, 2007년 4분기 ~ 2008년 3분기, 2010년 1분기 ~ 2011년 1분기)을 제외한 전체 표본 구간에서 전이효과와 반대로 움직이는 반비례관계를 보였으며, 한국 주식시장의 경우와 가장 흡사한 형태를 보였다. 전이효과의 특이사항으로는 반비례관계를 보였을 때 대만 주식시장에 비해 변동성이 매우 컸으며, 대만 주식시장이 하락하며 전이효과가 상승하는 폭 보다 대만 주식시장이 상승하며 전이효과가 하락하는 폭이 월등히 큼을 보였다. 2008년 미국발 서브프라임위기 발생 시와 2011년 유럽 재정위기 발생 시를 비교하였을 때, 대만 주식시장의 하락 폭은 미국발 서브프라임 위기 발생했을 때 더 컸지만 전이효과의 상승 폭은 유럽 재정위기 발생 때가 더 컸으며 40%에서 45% 사이의 높은 영향을 1년 여 기간 동안 유지하였다. 2012년 3분기를 기점으로 대만 주식시장의 회복세로 접어들면서 전이효과는 점차 하락하였다.

앞 절의 총 전이효과 분석에서는 미국의 선물시장 및 현물시장이 대만 주식시장에 주는 영향을 평균으로 나타냈었고, 그 결과 미국 선물시장의 영향이 미국 현물시장의 영향보다 0.7% 높은 것으로 나타났다. [그림 4-10]는 미국의 영향을 선물시장과 현물시장으로 구분하여 시계열 차트로 나타냈다. 차트에 의하면 대부분의 기간에서 미국 선물시장의 영향이 미국 현물시장의 영향보다 우위에 있음을 보였다. 특히, 2011년 유럽의 재정위기 발생 이후에 미국 시장의 영향이 급상승하였고, 미국 선물시장의 영향과 미국 현물시장의 영향 차이 또한 현저하게 커졌다.

[그림 4-9] 대만 주식시장(TWSE)과 대만 주식시장에 대한 미국 시장의 영향(from others) 시계열 차트



[그림 4-10] 대만 주식시장에 대한 영향 중 미국 현물시장(SP500) 및 선물시장(E-mini)의 영향 시계열 차트



본 절에서는 동아시아 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 시간가변성을 중심으로 두 가지 방법으로 분석하였다. 첫째, 동아시아 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 동아시아 주식시장의 흐름과 함께 비교분석하였다. 한국, 일본, 홍콩, 그리고 대만의 경우는 단기적으로 주식시장의 상승과 하락 시 유입되는 영향이 반대로 움직이는 반비례관계를 보였다. 그에 비해 중국의 주식시장은 총 전이효과 분석결과에서 보았듯이 미국의 시장과는 독립적인 형태를 보이며, 미국 시장의 영향 또한 불규칙한 형태를 보인다. 둘째, 동아시아 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 선물시장과 현물시장으로 구분하여 비교분석하였다. 한국과 대만의 경우는 선물시장의 영향이 현물시장의 영향보다 특정 일부 구간을 제외한 전체 표본 기간에서 우위에 있음을 확인하였고, 일본, 중국, 그리고 홍콩의 경우는 전체 표본 기간에서 장기적으로는 선물시장과 현물시장간의 뚜렷한 차이가 보이지 않았다. 그러나 공통사항으로는 2011년 유럽 재정위기 발생 이후 동아시아 주식시장에 대한 미국 시장의 영향이 급상승함을 보였고, 특히 선물시장의 영향이 현물시장의 영향에 비해 확대되었다.



제 5 장 결론

본 연구는 미국 시장과 동아시아 시장의 거래시간대의 차이를 이용하여 전이되는 정도를 분석하였다. 국내·외 기존 연구들이 선물시장과 현물시장 간의 전이효과를 확인하였으며, 국가별 같은 시장 간의 전이효과 또한 존재함을 확인하였다. 이 점을 착안하여 미국 선물시장의 경우 전자거래플랫폼(GLOBEX2)을 이용하여 거의 24시간동안 거래가 이루어지기 때문에, 미국 현물시장의 폐장과 동아시아 주식시장의 개장 사이에 거래가 이루어지는 미국 선물시장의 가격변화가 동아시아 주식시장 가격변화에 대해 더 많은 영향을 줄 것으로 가정하였다. 그래서 미국의 선물시장과 현물시장을 중심으로 동아시아의 주식시장으로 전이되는 정도를 미국 선물시장과 현물시장으로 각각 분류하여 분석하였다. 기존의 연구에서 사용한 VAR모형의 Cholesky방법의 문제점을 수정한 Pesaran and Shin의 일반화 VAR모형 및 분산분해를 이용하였으며, Diebold and Yilmaz의 전이효과 지수 개념을 적용하였다. 그리고 전이효과의 시간에 따른 움직임을 확인하기 위하여 250일 표본이동분석을 적용하였다. 실증분석 결과, 본 연구는 다음과 같은 사실을 확인하였다.

첫째, 일반화 VAR모형 및 분산분해를 이용한 결과, 미국 선물시장 및 현물시장이 중국 주식시장을 제외한 나머지 4개국(한국, 일본, 홍콩, 대만)의 주식시장에 영향을 주는 것으로 나타났다. 미국 시장의 영향은 일본(33.1%), 홍콩(30.9%), 한국(24.4%), 대만(21.7%) 순으로 나타났다. 중국의 주식시장의 경우 매우 낮은 수치(3%)를 나타냈으며, 미국과는 독립적인 시장으로 나타났다.

둘째, 총 전이효과 분석 시 미국 선물시장과 현물시장이 주는 영향을 그룹별로 각각 비교해보았다. 분석 결과로는 한국, 홍콩, 대만의 경우 미국 선물시장의 영향이 미국 현물시장의 영향보다 높은 것으로 나타났다. 일본의 경우 0.1%로 미국 현물시장이 주는 영향이 높은 것으로 나타났으며, 중국의 경우 미국 선물시장과 현물시장이 주는 영향이 각각 1.5%로 동일함으로써 선물시장과 현물시장의 영향 차이는 없는 것으로 나타났다.

셋째, 일반화 분산분해를 통한 총 전이효과의 결과를 바탕으로 250일 표본이동분석을 통하여 동아시아 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 동아시아 주식시장

과 함께 그룹별로 시계열 차트를 만들어 비교분석하였다. 단기관계 분석 시 한국, 일본, 홍콩, 그리고 대만의 경우 주가지수와 미국 시장의 영향이 반비례관계를 보이는 구간이 많았다. 그러나 통상적으로 주식시장마다 시장 환경이 각각 다르기에 세심한 관찰이 필요하다. 특이사항으로는 한국과 일본의 경우 2008년 미국발 서브프라임 위기가 발생함으로써, 미국 시장의 영향이 급상승한데 반해 홍콩과 대만의 경우 미국 시장의 영향이 주가지수의 움직임과 같이 하락하였다. 중국의 경우 총전이효과에서의 결과와 같이 뚜렷한 규칙성을 찾지 못하였다.

마지막으로 동아시아 주식시장에 대한 미국 시장의 영향을 미국 선물시장의 영향과 미국 현물시장의 영향으로 나누어 시계열 차트를 만들어 비교분석하였다. 한국과 대만의 경우 전체 표본기간 중 일부 구간을 제외하곤 미국 선물시장의 영향이 현물시장의 영향보다 우세함을 보였다. 그리고 일본, 중국, 홍콩의 경우는 선물시장의 영향과 현물시장의 영향 차이가 뚜렷이 나타나지는 않았다. 특이사항으로는 2011년 유럽의 재정위기가 발생한 이후로 미국 선물시장의 영향이 눈에 띄게 증가하였고, 그 시점에 선물시장과 현물시장의 영향차이 또한 확대되었다.

본 연구로 인하여 전산시스템의 발달 등으로 글로벌화가 진행됨으로써 동아시아 주식시장의 참여자들이 신속하게 대응하기 위하여 한국시간으로 전일 미국 현물시장의 가격보다 당일 거래가 이루어지고 있는 미국 선물시장의 가격에 더 관심을 가지고 있음을 확인할 수 있었다. 일반화 분산분해를 통한 총 전이효과의 결과에서는 일본과 중국을 제외한 동아시아 주식시장에서 미국 선물시장에 대해 영향을 더 큼을 알 수 있었다. 그리고 250일 표본이동분석을 통하여 미국 시장의 영향을 시간가변으로 분석한 결과, 공통적으로 2011년 유럽 재정위기 발생이후 동아시아 주식시장이 미국 선물시장에 대해 더 민감하게 반응함을 확인하였다. 하지만 본 연구는 미국 선물시장 및 현물시장만을 대상으로 하였기 때문에 각각의 동아시아 국가의 거시 경제 요인을 고려하지 못한 한계점이 발생하였다. 추후 연구는 동아시아 국가별 거시 경제 요인과 미국 시장의 영향을 결합한 연구가 진행될 필요가 있다.

참고 문헌

- [1] 김찬웅, 김인무(2001), “ 한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달 : KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로 ”, 한국증권학회, 28집, 1호, pp. 481~513.
- [2] 김찬웅, 문규현, 홍정효(2002), “ 한미일 주가지수선물자료를 이용한 국제자본 시장들 간의 정보이전효과에 관한 실증적 연구 ”, 한국증권학회, 31집, 1호, pp. 257~291.
- [3] 조담, Richard J. Bauer Jr.(2002), “ 미국 주가변동에 대한 아시아 신흥시장의 주가반응에 관한 실증적 연구 ”, 재무관리연구, 제19권, 제2호, pp. 135~157.
- [4] 조담(2006), 금융계량분석, 청담.
- [5] 문규현(2007), “ ECN 실거래자료를 통한 국제자본시장간의 정보이전효과에 관한 실증적 연구 : 한미주가지수 일중자료를 중심으로”, 대한경영학회, 제20권, 제4호, pp. 2001~2022.
- [6] Sims, C.(1980), "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48, 1~48
- [7] Eun, Cheol S. and Sangdal Shim(1989), "International Transmission of Stock Market Movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24 (2), 241~256
- [8] Yasushi Hamao, Ronald W. Masulis, Victor Ng(1990), "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets", *The Review of Financial Studies*, 3 (2), 281~307
- [9] John Y. Campbell, Yasushi Hamao(1992), "Predictable stock returns in the United States and Japan : A study of long-term capital market integration", *Journal of Finance*, 47 (1), 43~69
- [10] Robert F. Engle and Raul Susmel(1994), "Hourly volatility spillovers between international equity markets", *Journal of International Money and Finance*, 13, 3~25
- [11] Pesaran and Shin(1997), "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economics Letters*, Vol.58, pp. 17~29

- [12] Claire G. Gilmore, Ginette M. McManus(2002), "International portfolio diversification : US and Central European equity markets", *Emerging Markets Review*, 3, 69~83
- [13] Hasbrouk J.(2003), "Intraday Price Formation in the US Equity Index Markets", *Journal of Finance*, 46, 149~207
- [14] Barclay, M.J. and Hendershott, T.(2003), "Price Discovery and Trading After Hours', *The Review of Financial Studies*, 16 (4), 1041~1073
- [15] Kurov, A. and Lasser, D.(2004), "Price Dynamics in the Regular and E-Mini Futures Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39 (2), 365~384
- [16] Lieven Baele(2005), "Volatility Spillover Effects in European Equity Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40 (2), 373~401
- [17] Francis X. Diebold and Kamil Yilmaz(2008), "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, With Application to Global Equity Markets", *Economic Journal*, 119, 158~171
- [18] Anderson, Bollerslev, Diebold and Vega(2006), " Real-Time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets "
- [19] Francis X. Diebold and Kamil Yilmaz(2012), "Better to give than to receive : Predictive directional measurement of volatility spillovers", *International Journal of Forecasting*, Vol.28, pp. 57~66

<부표 1> 그룹Ⅱ의 일별수익률 기초통계량

| | E-mini S&P500 | S&P500 | NIKKEI225 |
|-------|---|---|---|
| 변수 정의 | $\ln(C_{\text{시가},t}) - \ln(C_{\text{시가},t-1})$ | $\ln(C_{\text{종가},t-1}) - \ln(C_{\text{종가},t-2})$ | $\ln(C_{\text{종가},t}) - \ln(C_{\text{종가},t-1})$ |
| 평균 | 8.35E-05 | 8.72E-05 | -6.60E-05 |
| 중간값 | 0.000657 | 0.000678 | 0.000195 |
| 최대값 | 0.122256 | 0.104236 | 0.132346 |
| 최소값 | -0.105471 | -0.0947 | -0.12111 |
| 표준편차 | 0.013378 | 0.013346 | 0.015983 |
| 왜도 | -0.021924 | -0.20907 | -0.4575 |
| 첨도 | 12.39597 | 10.25404 | 9.220541 |
| 표본수 | 3421 | 3421 | 3421 |

<부표 2> 그룹Ⅲ의 일별수익률 기초통계량

| | E-mini S&P500 | S&P500 | HANGSENG |
|-------|---|---|---|
| 변수 정의 | $\ln(C_{\text{시가},t}) - \ln(C_{\text{시가},t-1})$ | $\ln(C_{\text{종가},t-1}) - \ln(C_{\text{종가},t-2})$ | $\ln(C_{\text{종가},t}) - \ln(C_{\text{종가},t-1})$ |
| 평균 | 8.23E-05 | 8.60E-05 | 8.83E-05 |
| 중간값 | 0.000596 | 0.000591 | 0.000313 |
| 최대값 | 0.115323 | 0.109572 | 0.134068 |
| 최소값 | -0.10547 | -0.0947 | -0.14695 |
| 표준편차 | 0.013221 | 0.01328 | 0.016025 |
| 왜도 | -0.22205 | -0.17525 | -0.24261 |
| 첨도 | 11.66814 | 10.61063 | 12.29954 |
| 표본수 | 3468 | 3468 | 3468 |

<부표 3> 그룹Ⅳ의 일별수익률 기초통계량

| | E-mini S&P500 | S&P500 | SHANGHAI |
|-------|---|---|---|
| 변수 정의 | $\ln(C_{\text{시가},t}) - \ln(C_{\text{시가},t-1})$ | $\ln(C_{\text{종가},t-1}) - \ln(C_{\text{종가},t-2})$ | $\ln(C_{\text{종가},t}) - \ln(C_{\text{종가},t-1})$ |
| 평균 | 8.06E-05 | 8.42E-05 | 1.06E-04 |
| 중간값 | 0.00063 | 0.000591 | 0 |
| 최대값 | 0.115323 | 0.109572 | 0.094008 |
| 최소값 | -0.10547 | -0.0947 | -0.12764 |
| 표준편차 | 0.012967 | 0.013142 | 0.015867 |
| 왜도 | -0.17274 | -0.14072 | -0.20494 |
| 첨도 | 11.47633 | 10.72768 | 8.477366 |
| 표본수 | 3542 | 3542 | 3542 |

<부표 4> 그룹Ⅴ의 일별수익률 기초통계량

| | E-mini S&P500 | S&P500 | TWSE |
|-------|---|---|---|
| 변수 정의 | $\ln(C_{\text{시가},t}) - \ln(C_{\text{시가},t-1})$ | $\ln(C_{\text{종가},t-1}) - \ln(C_{\text{종가},t-2})$ | $\ln(C_{\text{종가},t}) - \ln(C_{\text{종가},t-1})$ |
| 평균 | 8.31E-05 | 8.68E-05 | 2.04E-05 |
| 중간값 | 0.000653 | 0.000621 | 0.000452 |
| 최대값 | 0.115323 | 0.109572 | 0.065246 |
| 최소값 | -0.10547 | -0.0947 | -0.12604 |
| 표준편차 | 0.013069 | 0.013302 | 0.015186 |
| 왜도 | -0.15677 | -0.05519 | -0.38088 |
| 첨도 | 11.20834 | 10.35234 | 7.058776 |
| 표본수 | 3436 | 3436 | 3436 |