



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](#)

경 제 학 석 사 학 위 논 문

중국 주식시장 수익률 및 변동성의 전이효과 연구



2013년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

양 자 수

경 제 학 석 사 학 위 논 문

중국 주식시장 수익률 및 변동성의 전이효과 연구

지도교수 장 병 기

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함.

2013년 8월

부 경 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

양 자 수

양자수의 경제학석사 학위논문을 인준함.

2013년 8월



주 심 경제학박사 홍 장 표 (인)

위 원 경제학박사 김 종 호 (인)

위 원 경제학박사 장 병 기 (인)

<목 차>

제1장 서론	1
제1절 연구의 배경 및 목적	1
제2절 중국 주식시장의 발전과정	3
제3절 논문의 구성	9
제2장 선행연구 검토	10
제1절 국외 선행연구	10
제2절 국내 선행연구	12
제3장 연구설계	14
제1절 분석방법	14
1. 단위근 검증	14
2. 일반화 벡터자기회귀 모형과 일반화 예측오차 분산분해 모형 (Generalized VAR and forecast error variance decomposition)	16
3. 전이효과의 측정	19
제2절 분석자료 및 기초통계	21
1. 분석자료	21
2. 기초통계	23
제4장 실증분석결과	25
제1절 단위근 검증 및 적정 시차 분석	25
1. 단위근 검증(Unit root test) 분석 결과	25
2. 벡터자기회귀(VAR) 모형의 시차 결정	26
제2절 실증결과 분석	28
1. 수익률의 전이효과	28
2. 전이효과의 시간가변성	31
3. Robustness	34
4. 국가별 전이효과 비교	37

5. 순수 전이효과(net spillover) 분석	49
6. 중국을 중심으로 쌍별 전이효과 분석	54
7. 중국을 중심으로 쌍별 순전이효과 분석	59
 제5장 결론	 64
 참고문헌	 66



〈표 차례〉

〈표 1-1〉 국제대차대조표 외국이 중국에 직접 투자금액	8
〈표 3-1〉 4 개 주식시장의 일별 수익률 기초 통계량	24
〈표 3-2〉 4 개 주식시장의 일별 변동성 기초 통계량	24
〈표 4-1〉 4개 주식시장 수익률의 단위근 검증결과	25
〈표 4-2〉 4개 주식시장 변동성의 단위근 검증결과	26
〈표 4-3〉 수익률 및 변동성의 적정 시차 결정	27
〈표 4-4〉 4개 주식시장간 수익률의 전이효과	29
〈표 4-5〉 4개 주식시장간 변동성의 전이효과	31
〈표 4-6〉 주가지수와 주가지수 수익률의 유입전이효과의 회귀계수	43
〈표 4-7〉 주가지수와 주가지수 변동성의 유입전이효과의 회귀계수	48



〈그림 차례〉

〈그림 1〉 4개 국가의 주가지수 추세	23
〈그림 2〉 수익률 총전이효과의 시간가변성	33
〈그림 3〉 변동성 총전이효과의 시간가변성	33
〈그림 4〉 4 국가 간 수익률의 반복회귀 변화	35
〈그림 5〉 4 국가 간 변동성의 반복회귀 변화	36
〈그림 6〉 중국 주식시장 수익률의 유입전이효과 와 주가지수	41
〈그림 7〉 홍콩 주식시장 수익률의 유입전이효과 와 주가지수	41
〈그림 8〉 대만 주식시장 수익률의 유입전이효과 와 주가지수	42
〈그림 9〉 미국 주식시장 수익률의 유입전이효과 와 주가지수	42
〈그림 10〉 중국시장 수익률의 유입전이효과 통계치	43
〈그림 11〉 홍콩시장 수익률의 유입전이효과 통계치	43
〈그림 12〉 대만시장 수익률의 유입전이효과 통계치	43
〈그림 13〉 미국시장 수익률의 유입전이효과 통계치	43
〈그림 14〉 중국 주식시장 변동성의 유입전이효과 및 주가지수	46
〈그림 15〉 홍콩 주식시장 변동성의 유입전이효과 및 주가지수	46
〈그림 16〉 대만 주식시장 변동성의 유입전이효과 및 주가지수	47
〈그림 17〉 미국 주식시장 변동성의 유입전이효과 및 주가지수	47
〈그림 18〉 중국 주식시장 변동성의 유입전이효과 통계치	48
〈그림 19〉 홍콩 주식시장 변동성의 유입전이효과 통계치	48
〈그림 20〉 대만 주식시장 변동성의 유입전이효과 통계치	48
〈그림 21〉 미국 주식시장 변동성의 유입전이효과 통계치	48
〈그림 22〉 국가별 순수 전이효과(net spillover)	50
〈그림 23〉 국가별 변동성의 순수전이효과(net spillover)	52
〈그림 24〉 두 나라 시장간 수익률의 전이효과	55
〈그림 25〉 두 나라 시장간 변동성의 전이효과	57
〈그림 26〉 수익률의 쌍별 순전이효과(pair net spillover)	60
〈그림 27〉 변동성의 쌍별 순전이효과(pair net spillover)	62

Spillover effect of Return and Volatility in Chinese stock markets

YANG ZISHUAI

Department of Economics, The Graduate School,
Pukyong National University

Abstract

As China's economic rapid development, the Chinese market attracted so many attention and interest of investors in the world. As a very young emerging markets, China's stock markets experienced multiple changes from a closed market to a gradual opening markets, and this changes attracted so many researchers. With their studies China's stock market was relatively independent. And most of the papers through long-term movement to research the linkage between Chinese markets and overseas markets. But this work used generalized forecast error variance decomposition model to analyze the short-term movement of spillover phenomena of stock return and volatility in Chinese markets and overseas markets. As a result, important findings were identified as follows.

First, We confirmed the analysis of the Chinese stock market in entire period was very independent relative to the Hong Kong, Taiwan, and the United States stock markets. And there have 19% of total spillover effects in the 4 markets. However, In the case of China there was only 4.1%. Meanwhile, a total of volatility spillover effects for the entire period displayed by 6.7% in the 4 markets. And China was only 0.4% in them.

Secondly, The Spillover effects of China's stock market also rose sharply. But the spillover effects of return from others below 10% levels until 2006. The spillover effects of return from others to rise

sharply in 2007 and increased to 40% after 2010. The other three countries were also constantly increasing spillover effects, which means the synchronization of the global financial markets. And we can confirmed China as well as being strongly blend in the global financial markets after the latter half of the twentieth century.

Thirdly, The spillover effects are inversely related to the stock market since 2007 and China also showed similar phenomena. When Hong Kong, Taiwan, and the United States markets' s price in high level is, the spillover effects were reduced , and in the recession the spillover was increased. In the case of China the inverse although not observed until 2006, since 2007, the surge of spillover effects and market effects of the inverse transition was observed.

Fourthly, China's stock market impact on other markets was a great passive than the market impact from other markets. In other words, for the net spillover of return showed minus (-) value in most of the period and show the spillover effects from others was overwhelming the spillover to others. That' s showed China is rapidly increasing its influence in the real economy, but in the advanced financial market, its still staying in the lower level .

Fifthly, China's stock market with Hong Kong, Taiwan, and the United States markets in order to receive the strong linkage and get a lot of influence from the three markets. For the Pair-net spillover effects between two countries, especially Hong Kong and China had a lot of spillover effects increases were much higher than the 10% . In Taiwan and China the pair-net spillover effect near 10%. The spillover effects of the US and China was increased, but it still much lower compared to the situation of Hong Kong and Taiwan . From this, we can inferred the globalization of China stock market is still staying in the indirect linkages level which through the Greater China markets.

This study confirmed the Chinese stock market is opening and the trend toward globalization though analysis that focused on the Chinese market, analyzing the spillover effects of Hong Kong, Taiwan, and the U.S. stock market between the Chinese stock market . China's stock

market has increasing the linkage with the global markets day by day. The results of this study will be usefully information for individuals and institutions to invest in China, and the information that is useful to policy-makers in this area.

Key-words : Stock markets , Spillover Effects, China, Hong Kong, Taiwan,



제1장 서론

제1절 연구의 배경 및 목적

세계경제의 글로벌화로 인해 각 나라의 주식시장간 연관성이 날로 증가하고 있다. 특히 1987년에 미국에서 시작된 주가폭락은 전 세계 주요 주식시장의 연쇄적 주가폭락 이후 세계주식시장간의 연동관계를 더 깊게 했다. 1997년에는 동아시아외환위기가 아시아 대부분의 주식시장에 음의 전이효과를 야기시켰으며, 2008년 미국에서 시작된 금융위기는 전 세계의 주식시장에 많은 영향을 미쳤다. 이런 사건은 세계 주식시장의 개방 정도에 따라 한 국가나 지역의 주식시장이 외부시장의 변동과 연관하여 움직이는 현상이 있음을 보여준다. 특히, 선진국 주식시장보다 신흥국가의 주식시장이 글로벌 주식시장변동에 대해 더욱 민감하게 반응하는 것이 일반적이다.

신흥시장 가운데 대표적으로 전 세계의 주목을 받고 있는 중국의 경우에는 매년 9%의 경제성장률을 보이며 성장해왔다. 그러나 중국의 금융시장은 다소 폐쇄적이며 글로벌 주식시장과의 연동성이 그다지 뚜렷하지 않았다. 그러나 2008년 미국발 금융위기로 이후 미국 등 세계주식시장과의 연계성이 상대적으로 높아졌다. 이후 중국경제의 지위는 세계경제의 발전과 더불어 날로 상승하고 있는 추세이며 중국 금융시장과 글로벌 금융시장의 연계성은 지속적으로 강화되어 왔다. 이러한 관점에서 본 논문은 중국주식시장과 해외주식시장간의 연계성에 대한 연구의 필요성을 인식하고 이를 살펴보고자 한다.

1978년 이루어진 중국의 개혁개방 실시로 중국경제는 고도로 발전하였고 많은 국제 투자자들이 몰려왔다. 자유 시장경제 시스템에서의 시각으로 살펴본다면 중국대륙은 1990년에 상하이증권거래소의 설립으로 공식적 중국자본시장을 형성했다. 이를 시작으로 1991년 7월에는 선진증권거래소를 설립했다. 이로서 본격적으로 중국의 자본시장이 고도로 성장하며 세계 금융시장에 진입했다. 이 과정에서 상하이 증권시장은 중국 본토의 대표적 시장으로 자리 잡았다.

중국의 자본시장은 발전하는 과정에서 커다란 변화를 겪어왔다. 주권분치의 개혁과 새로운 증권법을 실시 및 중국 인민폐환율의 개혁과 같은 변화들이 대표적이며, 이러한 변화 끝에 세계 제2위의 자본시장으로 부상해 왔다.

2012년 말까지 상하이증권거래소에서는 총 상장사가 954개로, 2012년에만 새로 상장하는 회사가 무려 26개였다. 그리고 상장 주식 수는 998개, 주식의 시가총액은 158,698.44억 위안, 유통 총액은 134,294.45억 위안에 달한다. 상장사의 발행주식 총수가 24,617.62 억 주, 유통 주식 총수가 19,521.34억 주, 유통 주식 비율이 전체 발생주식의 79.30%로, 전 세계 10대 IPO시장에서 중국시장은 9위였다.

그리고 2012년 말에 선전 증권거래소 상장회사는 총 1,540개, 상장 증권의 수는 2,190개, 발생주식 총수는 7216.00억 주, 유통 주식은 5256.89억 주, 시가 총액 71,659.180억 원, 유통 총액은 47363.81억 원으로 세계 10대 IPO 시장에서 5위에 무려 올랐다. 이런 거대한 성과를 이룩하는 과정에서 중국 주식 시장은 세계경제시장에서 어떤 역할을 하고 있을까? 실제로 하는 역할은 무엇이며, 계획경제시장체제로부터 자유경제시장체제로 전환한 전·후를 비교하면 중국주식시장의 흐름은 어떻게 변화해왔을까? 또, 외부시장과는 어떤 관련성을 갖고 있으며, 이 관련성은 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화해 왔을까? 이런 의문을 가지고 본 연구는 중국주식시장의 변화와 외부시장과의 관련성을 검토했다.

중국자본시장의 커다란 변화는 많은 학자들의 눈길을 끌어들였다. 俞世典, 陈守东, 黄立华(2001)는 1998년 9월 29일부터 2000년 10월 23일까지의 일별 데이터를 이용하여 중국의 상하이종합지수, 미국의 다우존스지수와 나스닥지수, 홍콩의 항생지수 및 일본 닛케이지수간의 관련성을 연구했다. 해외주식시장은 중국주식시장에 그랜저인과관계가 존재하지만 영향력이 상대적으로 낮은 편이고, 중국주식시장은 해외주식시장에 대해 그랜저인과관계가 존재하지 않는다고 했다. 그리고 張福, 趙華, 趙媛媛(2004)은 미국과 중국 주식시장의 상호관계에 대해 분석했다. 분석결과는 미국에서 중국으로의 정보이전효과는 있으나, 중국에서 미국으로의 정보이전효과는 나타나지 않았다. 그리고 Hwahsin Cheng (2005)은 아시아-태평양 지역의 3대 중국경제구역(GCEA)의 중국, 홍콩, 대만 주식시장간의 관계, 그리고 선진국인 일본과 미국주식시장을 추가한 관계를 분석하여, 미국시장은 일본시장보다 GCEA시장에 더 많은 영향을 미치고 이 중 홍콩시장이 세 시장간에 가장 큰 영향력을 미친다고 했다.

중화권 주식시장간의 전이효과에 대해서는 Anders, Johansson & Ljungwall(2008)가 연구한 바가 있다. 이들은 중화권(중국, 홍콩, 대만)의 주식시장간 관련성을 연구했는데, 실증결과에서 시장간 장기적 관계는 존재하지 않았으나, 단기적으로 보면 수익률과 변동성의 전이효과가 존재한다고

나타났다. 그동안의 중국주식시장에 대한 연구들을 종합적으로 살펴볼 때, 중국주식시장이 상대적으로 독립적인 시장이라는 것이 대부분이었다. 하지만 중국은 경제성장에 따라 상품시장이 글로벌화 되었을 뿐만 아니라 금융시장도 글로벌화 되고 있기 때문에 중국주식시장도 해외주식시장으로부터 영향을 많이 받는 등 완전히 자유롭지는 않을 것으로 판단된다.

이러한 생각을 바탕으로 중국거시경제에 관련이 많은 홍콩과 대만의 시장 데이터를 사용하여 중국시장이 해외시장으로부터 어떤 영향을 받아 어떤 연관성이 존재하는지, 이 연관성은 어떻게 변화하는지 의문을 제기하여 연구했다. 동시에 미국주식시장의 대표적인 S&P500지수를 사용하여 중국시장 글로벌화 과정을 살펴볼 것이다.

본 연구는 Pesaran and Shin(1998)에 의해 개발된 일반화 분산분해 방법을 사용하여 주식시장간의 단기동태적 전이효과를 추정한다. 즉, 한 나라의 주식시장의 전체변동에서 타국의 주식시장 변동으로 설명되는 부분의 비중을 추정하는 것이다. 이 기법은 기존의 Chelesky(대각화)기법이 가지는 나열순서에 따라 결과가 심하게 달라지는 문제점을 극복할 수 있는 장점이 있다.

그리고 본 연구는 주식시장의 장기관계보다 단기적인 연계관계를 더 중시한다. 또한 전이효과가 시간이 흐름에 따라 경제상황에 의해 변할 수 있으므로 본 연구는 샘플 반복회귀분석을 통한 전이효과의 시간가변성을 확인한다. 마지막으로 중국시장을 중심으로 Pair Spillover를 검토하고 중국시장과 해외시장간의 관계를 더 명백하게 파악한다. 이런 연구를 통해 중국 주식시장이 발전하는 과정에서 중국이 갖는 해외시장과의 전이효과를 검토하여 미래의 중국주식시장이 글로벌화되는 추세를 추론하고자 한다. 본 논문은 이 지역에 투자하려고 하는 개인과 기관 및 재정적 정책을 시행하고자 하는 정부 각처에 유용한 정보를 제공할 것이다.

제2절 중국 주식시장의 발전과정

중국 주식시장은 22년 동안 끊임없이 변화하고 성장하는 모습을 보여왔다. 그동안 발전하는 과정이 세분하여 나누면 다음의 3단계로 나눌 수 있다.

첫 째, 1단계는 “자본시장의 맹아기(萌芽期)”이다. 이 시기는 1990년 12월부터 1994년 7월까지의 증권시장을 칭한다. 1990년 11월 26일에 중국국무원의 승인과 중국 인민은행의 비준을 바탕으로 건립된 상하이 증권거래소가

공식적으로 출범하며 중국건국 이래 내륙에 최초의 증권거래소가 설립되었다. 1991년 8월에 중국증권협회가 베이징에서 출범하였으며, 그이후 중국주식시장은 끊임없이 규제하기 시작하며 주식거래가격이 시장의 수급으로 인도하기를 시도하였다. 1992년 1월 19일에 덩소평은 남순강화(南巡講話)를 발표하였고 이에 중국주식시장은 첫 강세장을 형성하였다. 그러나 5개월 후에 시장은 파동하면서 지속적으로 하행하였다. 그 후에 중국 주식시장 역사적인 “8·10사건”¹⁾이 발생하였고 주가는 폭락하였다. 이 사건으로 인해 중국 정부는 새로운 주식시장의 안정적인 발전을 위하여 1992년 12월에 중국국무원 증권위원회(國務院證券委員會)와 증권감독관리위원회(證券管理監督委員會)를 설립하고 주식발행 및 거래관리 잠정조례, 증권거래소 관리 잠정조례, 증권 사기행위 금지 잠정방법 등의 법규를 발표하며 중국주식시장의 새로운 출발점을 마련하였다. 1993년 6월에는 홍콩에서 첫 H주²⁾-(청도맥주)를 상장하였다. 홍콩주식시장은 역사가 오래된 시장이며 국제금융의 중심을 이루고 있어 중국내륙기업이 홍콩주식시장에 상장하는 것은 중국자본시장의 글로벌화에 큰 의미를 지닌다.

둘째, 2단계는 1994년 7월부터 2005년 6월까지의 시기로 개화기(開化期)이다. 1994년 7월 29일에 상하이종합지수는 325point까지 떨어지고 334point로 장을 마감하였다. 7월 30일 중국 인민일보(人民日報)는 증권감독관리위원회(證券管理監督委員會)가 주식시장 안정 및 발전에 관한 ‘삼대정책’을 발표하며 8월 1일에 주식시장이 반전하였다. 9월까지 시장최고 1,025point에 도달하며 상승폭이 223%에 달하였다. 그 후 시장지수가 하락세로 돌아가며 베어마켓으로 향하였다. ‘삼대정책’의 내용은 다음과 같다. 첫째, 신주식의 발행 및 성장을 일시 중지한다. 둘째, 주식시장에 상장회사들이 증자하는 규모를 엄격하게 억제한다. 셋째, 자본금의 시장진입 제한을 풀고 자금의 규모를 확장시킨다.

1994년 말에 중국주식시장에서 상장회사의 수가 92년의 52개에서 291개로 증가하여 5.5배로 확대되었다. 같은 해에 중국정부가 환율개혁을 실시하고 이중환율제도를 폐지하며 관리변동 환율제도를 도입하였다. 이에 따라 인민폐의 가치는 1993년의 1달러 당 5.80 위안에서 1994년엔 1달러 당 8.70위안

1) 8·10사건: 1992년 8월 9,10일에 중국 선진주식시장에서 유망기업이 기업공개(IPO)와 관련하여 주식공모 주식청약신청서 받는 과정에 주간사회사 임직원과 정부 관리자들이 암거래했다는 소식이 시장에 전해지면서 투자자들의 폭동으로 비화된 사건이다.

2) H주: 홍콩 증시에 상장되어 있는 중국 국영기업 주식. 중국에서 등록하고, 중국증권감독위원회에 의해 홍콩에 상장된 기업 주식이다.

으로 절하되었다. 이번 인민폐의 환율개혁은 주식시장의 슈퍼 베어마켓을 형성한 원인 중 하나였다.

1995년 2월 23일에 상하이의 만국증권회사가 ‘327’ 중 국채에 대해 규정을 위반해가면서 대량 청산 거래함으로써 시장을 교란시키고 수십억의 자금손실을 초래한 “국채327사건”이 발생하였다. 중국증권감독위원회는 투자자의 이익을 보호하고 과열투기를 근절하기 위해 5월 17일에 국채선물시장의 거래를 잠정적으로 중지시켰다. 1996년 12월에는 주식시장의 안정성을 위하여 상하이와 선전 두 개의 증권거래소에 10% 상·하한가(price limit)제도를 도입하였다.

1997년 중국주식시장이 확장에 따라 주식유통시장의 공급균형에는 심각한 문제가 발생하였다. 5월에 원국무원증권위원회(原國務院證券委員會), 중국인민은행(中國人民銀行), 원국가경제무역위원회(原國家經濟貿易委員會)는 연합해서 “국유기업과 상장회사가 주가조작에 대해 엄금하는 규정”을 발표함으로써 국유기업의 자금이 주식시장에서 물러나도록 했다. 6월에는 중국인민은행(中國人民銀行)이 “은행자금의 주식시장에 진입금지”를 발표하였다. 이 시기부터 중국주식시장은 2년간의 약세장에 들어갔다.

1998년에 중국주식시장의 건전한 발전을 위해 증권법이 인민대표대회에서 제정되고 1999년 7월 1일에 정식으로 실시되었다. 1999년 5월, 증감회(證監會)는 “주식 발행 체제 개혁”, “보험사 자금의 시장 진입”, “회사의 용자(Financing)문제의 단계적 해결”의 건의를 제의하며 9월에는 “법인주식배당에 관련된 문제에 관한 통지(關於法人配售股票有關問題的通知)”를 발표하였다. 국유기업의 자금을 주식시장 진입 금령(禁令)이 없어지면서 주식시장에 유입된 국유기업의 자금을 빠른 속도로 증가하여 주식시장은 더 강한 모습을 보여줬다. 동시에 미국을 비롯한 세계IT신경계의 발전과 더불어 중국의 주가지수가 상승하였다.

2000년 3월에 중국의 증권감독관리위원회는 증권발행심사제를 도입하였다. 이전에는 중국 내에서 기업이 기업공개(IPO)를 통해 증권을 발행하려면 반드시 “중화인민공화국회사법”이 규정한 조건에 따라 증권감독관리위원회의 허가를 받아야 했다. 증권발행제도 개혁은 외국 금융기관과 투자자가 중국주식시장에 본격적으로 진입하는 계기가 되었다. 그리고 중국주식시장의 투명성이 높아지고 자본시장의 효율성이 개선되었다. 2001년 2월에는 국내 주민에게 B주 거래를 허용했다. B주 시장에서 투자자들의 80%이상이 국내주민인 것으로 알려지며, 국유기업 자금이 주식시장에 활발히 투자되면서 6월에 상하이지수는 2245point의 고지를 점령하였다. 2001년 12월에는 중국이

WTO에 가입하여 국제시장과 더 긴밀한 관계를 갖게 됐다.

2003년 7월 9일부터 QFII제도를 실시하였다. QFII제도는 과거 B주식에 대해서만 허용되던 외국인투자를 일부 적격외국기관투자자에 한해 A주 투자를 허용하는 제도이다. 이 제도의 도입은 외국인투자자금의 유입과 중국 주식 시장 개방의 큰 전환점이 되었다. 중국은 계획경제체제에서 자유경제체제로 전환하는 과정에서 다른 나라에는 없는 비유통주라는 주식을 존재하였다.

2005년 4월 29일 중국 증권감독관리위원회(證券監督管理委員會)는 “상장회사 비유통주 개혁에 관한 관련 문제 통지”를 발표하여 비유통주식의 유통화로 개혁하고 이를 주권배치(株券配置)개혁이라고 칭한다. 주권배치(株券配置)개혁이란 비유통주가 유통주주에게 일정한 대가(對價)를 지불하고 비유통주의 유통권을 획득함으로써 전체 주식을 유통주로 통일시키는 개혁이었다.

종합하면 1994년 7월부터 2005년 6월까지 중국투자자 및 관리자들은 주식 시장에 대해 더 깊게 인식하며 국제시장 환경의 중요성을 알게 되었다. 특히 주권배치 개혁은 중국증권시장을 새로운 단계로 올려서게 하는 첫걸음이었으므로 개화기이라고 하였다.

셋째, 3단계는 2005년 7월부터 지금까지로 성장기이다. 2005년 7월 21일에 중국 중앙은행은 기준의 위안화의 달러 페그(peg)제를 폐지하고 환율제도개혁을 추진하여 복수통화바스켓 참조 관리변동환율제를 도입하였다. 복수통화바스켓 참조 관리변동환율제이란 시장수급과 정부개입을 동시 반영하는 제한적 변동환율제도 (특정 통화에 대한 환율변동 폭이 일정 범위내로 제한하는 제도)이다.

2006년 1월에는 중국정부가 “외국인투자자의 상장회사에 대한 전략적 투자관리방법”(外國人投資者對上市公司戰略投資管理方法)을 공포하여 QFII뿐만 아니라 일정자격을 갖춘 외국인 투자자에게 A주를 매입할 수 있도록 허용하였다. 그리고 2006년 1월 1일에 수정된 《증권법》 및 《회사법》이 정식 실시되어 투자자의 권익을 보호하는 동시에 자본시장의 장기적 안정발전은 법률적으로 보장하게 된다. 2007년에 중국 증감회(證監會)는 개정된 “외국자본금이 회사설립에 참여하는 규칙”(外資參株證券會社設立規則)과 새로이 개정된 “증권회사 자회사를 설립하는 시행규정”(證券會社設立子會社試行規定)을 반포하고 외국자본금이 중국주식시장에 참여하는 조건을 넓혔다. 이런 여러 조치는 앞으로 중국주식시장과 국제주식시장간의 연계성을 높이는 기초가 되었다. 그리고 2005년부터 2007년까지는 중국경제가 고도로 성장하면서 국민들의 저축규모는 지속적으로 증가하고 저금리의 환경에서 유

동성이 매우 풍부해지면서 주식시장에서의 자산효과가 나타나며 주가지수가 급격히 상승하는 모습을 보였다. 동시에 중국정부는 국내에 거주한 일반 투자자들이 홍콩거래소에 상장한 주식을 직접 매매할 수 있도록 천진(天津)에서 “홍콩직통차(香港直通車)”의 방안을 제정하며 홍콩시장과 연결을 더 긴밀히 했다.

2008년에는 중국경제가 지속적으로 발전하는 과정에서 인플레이션 압력과 자산가격 거품리스크를 억제하기 위해서 정부가 긴축정책을 실시하였다. 동시에 미국발 서브프라임위기의 영향으로 주가지수가 급격히 하락하였다. 2008년 10월에 중국 증감회는 증거금매매계좌(securities margin trading) 시행점(試行點)을 공식적으로 시동하였다. 그리고 중앙은행이 성장률을 유지하기 위해 기준금리를 두 번 연속 인하하였다. 2009년에 중국판 나스닥인 차스닥시장이 정식으로 개설되며 다원화 자본시장을 구조하는 의미를 갖게 되었다. 2010년 4월에는 중국 주가지수선물시장이 정식적인 거래를 시작하였다. 2011년 12월에 중국 증권감독관리위원회, 중국인민은행 및 국가외환관리국은 중국 위안화의 국제화를 추진하고 중국 자본시장의 개방에 속도를 내는 한편 홍콩의 역외금융 중심지로서의 역할을 지원하기 위하여 RQFII³⁾ (RMB Qualified Foreign Institutional Investors, 위안화 적격 외국인기관 투자자) 제도와 관련한 일련의 법규정을 개편하였다.

중국주식시장은 빠른 속도로 성장하고 있으므로 중국경제의 발전에서 큰 역할을 차지하고 있다. 특히 2003년에 QFII제도를 시행한 이후 외국자본의 대중국 투자금액은 지속적으로 증가하고 있다. <표1-1>는 중국의 국제대차대조표에 나온 외국자본의 중국에 대한 1993년부터 2012년까지의 직접투자금액을 나타내는 것으로 외구자본이 중국주식시장의 변화하는 추이에 따라 투자규모가 날로 증가하는 모습을 보여준다며 2008년 세계금융위기로 인해 외국자본금이 내륙으로 이탈하지만 2009년에 다시 내륙시장에 돌아오고 있는 것으로 나타났다.

중국 주식시장은 22년의 발전을 겪으며 중국경제의 발전에 큰 기여를 하였다. 중국 주식시장은 결함과 부족도 많지만 중국정부의 지속적 개혁으로 건전한 시장으로 조금씩 발전 • 성장하고 있다. 동시에 날로 세계시장에 융화되는 모습을 나타나고 있다. 특히 2003년 중국 QFII제도

3) RQFII 제도란 홍콩 금융기관이 위안화 표시 상품을 발행하여 조달한 위안화 자금을 중국 A주 시장 및 채권 등에 투자할 수 있는 자격을 부여하는 제도를 의미하는데, 외국 금융기관이 달러를 위안화로 환전하여 중국 증권시장에 투자하는 QFII 제도와 달리 RQFII는 홍콩 금융기관이 직접 위안화로 중국 증권시장에 투자하는 제도로써 과거에 ‘소(小)QFII’로 불렸다.

시행 이후 외국자본의 중국에 대한 투자를 지속적으로 증가하고 있다. 그리고 2006년 중국정부가 외국투자자들이 상장회사 전략투자 관리방법을 반포한 이후 외국이 중국에 대한 투자규모가 2배 정도로 증가하였다. 이에 따라 중국 경제는 세계경제에 관련성이 기밀해지고 있다.

따라서 중국주식시장에 대한 많은 학자들이 연구하였다. 그 중에 대표적인 학자는 俞世典(2001), 陳守東(2003), 張福(2004), Hwahsin Cheng(2005), Anders, Johansson & Ljungwall(2008) 등이 있다. 하지만 대부분의 학자들은 전체기간으로 중국 주식시장에 대해 연구해 왔다. 시간가변적인 시각으로 연구한 것은 매우 제한적이다. 따라서 본 논문은 시간 가변적 속성을 파악하는데 주안점을 두며 최신의 통계기법을 적용하여 분석하는데 연구의 의의가 있다고 판단된다.

<표 1-1> 국제대차대조표 외국이 중국에 직접 투자금액

	금액(억 달러)
1993	275
1994	338
1995	358
1996	402
1997	442
1998	438
1999	388
2000	384
2001	442
2002	493
2003	495
2004	621
2005	1041
2006	1241
2007	1562
2008	1715
2009	1311
2010	2437
2011	2201
2012	2534

*자료: 중국외환관리국

제3절 논문의 구성

본 논문은 다음과 같은 장으로 구성되었다. 제1장은 서론으로 연구의 배경과 목적을 제시한다. 제2장에서는 국내, 국외선행연구를 살펴봄으로써 기존의 연구와 본 연구의 차이점을 살펴본다. 제3장에서는 본 연구에 사용되는 일반화 벡터자기회귀 모형과 일반화 예측오차 분산분해 모형에 대해 알아보고, 수익률과 변동성 자료의 산정에 대해 설명한다. 제4장에서는 일반화 분산분해 분석의 결과를 제시하고, 반복회귀 분석을 통해 나라 간 전이효과가 확대되는 시기와 축소되는 시기의 원인을 살펴본다. 또한 반복회귀 분석의 기준일과 예측일을 달리하여 수익률과 변동성 전이효과의 Robustness를 확인한다. 마지막으로 제5장에서는 연구의 결과를 요약하고 한계점을 제시한다.



제2장 선행연구 검토

제1절 국외 선행연구

금융시장에서 주가의 수익률 변동성은 그 시장의 과거 변동정도의 영향만 받은 것이 아니라 다른 시장의 변동의 영향 또한 많이 받는다. 이러한 현상을 우리는 전이효과를 부른다. 많은 학자들이 이러한 현상에 대하여 지속적으로 연구를 진행해 왔다. Eun and shim(1989)은 VAR 모형으로 미국 등 9개국 주식시장들 간의 관계를 분석했다. 분석결과는 미국주식시장은 다른 나라의 주식시장에 영향을 미치지만 다른 나라의 주식시장은 미국주식시장에 미치는 영향이 거의 없었다.

Hamao, Masulis, and Ng(1990)는 S&P500, Nikkei, FTSE100지수에 대한 1985년~1988년 간의 일간자료를 사용하여 GARCH-M모형으로 분석했다. 그 결과는 뉴욕과 런던의 주가변동성 정보는 도쿄의 주가변동성에 이전되는 현상이 존재하고, 각 시장의 밤 수익률과 낮 수익률의 조건부 평균도 서로 간에 이전효과를 존재하라고 나타났다.

Ng(2000)은 6개 아시아 신흥시장에 대한 미국과 일본 주식시장으로부터의 변동성 이전효과를 분석했다. 그 결과 미국 및 일본에서 아시아 신흥시장으로 전달되는 이전효과가 유의하게 존재하다는 결과가 나타났다.

俞世典, 陈守东, 黄立华 (2001)는 1998년 9월 29일부터 2000년 10월 23일까지의 일별데이터를 이용하여 중국의 상하이종합지수, 미국의 다우존스지수와 나스닥지수, 홍콩의 항생지수 및 일본 닛케이평균지수간의 관련성을 연구했다. 분석결과는 해외주식시장은 중국주식시장에게 그랜저인과관계가 존재하지만 영향력이 상대적으로 낮은 편이고 반대로 중국주식시장은 해외주식시장에 대한 그랜저인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

Gilmore and McManus(2002)는 미국 주식시장과 동유럽체코, 헝가리, 폴란드 주식시장에 대한 VAR 모형을 이용하여 연구를 진행했다. 그들은 미국과 동유럽 3개국 간에는 서로간에 영향력이 유의하게 미치지 않는다고 주장했다.

Daly(2003)는 공적분 검정을 통해 동남아 국가들과 미국 주식시장 간의 상호의존성을 분석했고, 결과는 외환위기 이후 이들 국가 간의 상호의존성이 더욱 강화된 것으로 나타났다.

Hsiao, Hsiao and Yamashita (2003)는 VAR 모형으로 미국과 아시아 태평양 지역 자본시장간의 동조화를 분석하여, 미국 주가의 폭락은 일본, 한국, 대만의 주가 하락 원인이 될 수 있으나 중국 주식시장에는 영향을 미치지 않는다는 결과를 보였다.

陳守東, 韓廣哲, 荊偉 (2003)는 1992년 11월 20일 ~ 2002년 7월 12일의 일별데이터를 가지고 공적분검증과 오차수정모형을 이용하여 중국 상하이지수 선전지수와 세계 주요 주식시장인 미국, 영국, 홍콩, 일본주식시장간의 관련성을 실증분석했다. 오차수정모형에 의해서 얻은 결과는 중국주식시장과 국제주식시장간의 공적분관계가 존재하지 않았다. 즉, 장기적인 공동추세가 없었다. 따라서 중국주식시장과 국제주식시장이 각각 분리된 독립적 시장이라고 나타났다.

Chien-Chung Nieh & Hwey-Yun Yau(2004)는 중국대륙, 홍콩, 대만의 화폐시장의 이자율에 대한 G-VAR 모형으로 각 시장 간의 상호관계를 분석했다. 결과는 장기에서 세 지역 간의 경제의 균형을 확보하기 위해 서로 상호관련성을 유지하는 것으로, 단기에서는 중국 대륙의 금리가 대만과 홍콩의 금리에 현저한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

張福, 趙華, 趙媛媛 (2004)은 미국과 중국 주식시장의 상호관계에 대해 분석했다. 분석결과는 미국에서 중국으로의 정보 이전효과는 있으나 중국에서 미국으로의 정보 이전효과는 나타나지 않는 것으로 보였다.

Hwahsin Cheng (2005)은 아시아-태평양 지역의 3대 중국경제구역(GCEA)의 중국, 홍콩, 대만 주식시장간의 관계에 선진시장으로 일본과 미국주식시장을 추가하여 분석했다. GARCH 모형과 ARIMA모형을 이용해서는 GCEA시장에서의 랜덤워크모형을 검증했고, GCEA의 세 시장은 미국과 일본시장간 공적분관계는 존재하지 않고 세 시장간 비선형(Non-linear)으로 관련성이 미약한 것으로 나타났다. Innovation Accounting을 통해서 미국시장은 GCEA시장에 미친 영향이 일본시장보다 크다고 나타났으며, 홍콩시장은 세 시장간 영향력이 제일 강하는 결과를 나타냈다.

Anders C. Johansson & Christer Ljungwall(2008)는 중화권(중국, 홍콩, 대만) 주식시장간의 관련성을 연구했다. 이를 통해 시장간 장기적인 관계는 존재하지 않았지만, 단기적으로는 수익률과 변동성의 전이효과는 나타났다. 즉, 중국 대륙과 홍콩은 대만시장으로부터 미친 영향을 받으며, 홍콩으로부터 대만에 전이효과를 야기하고, 이어서 중국대륙시장에 전이효과를 유출하는 것이다.

David E. Allen, Ron Amram, Michael McAleer(2013)는 GARCH 모형,

VARMA-GARCH모형, VARMA-AGARCH모형으로 1991년 8월 27일~2010년 11월 17일의 중국시장과 이웃시장 및 무역 파트너국인 호주, 홍콩, 싱가포르, 일본, 미국 간의 변동성을 살피는 전이효과를 검증했다. 실증분석결과는 아시아 금융위기이전에는 이들 시장간 변동성의 교차하며 전이효과가 존재한다는 결과를 나타냈으나, 중국시장은 다른 시장에 전이효과를 뚜렷이 낳지 않았다.

제2절 국내 선행연구

김명균, 최려화(2005)는 중국 증권법 발표 시점을 전후로 중국 주식시장과 동아시아 국가 및 미국 주식시장 간의 관계를 일간 수익률을 이용하여 VAR 분산분해분석을 했다. 분석 결과, 중국주식시장은 미국 주식시장과 유의한 관계가 존재하지 않았고 한국 주식시장과도 유의한 관계가 존재하지 않았다. 상하이 주식시장과 홍콩 주식시장 그리고 선진 주식시장과 싱가포르 주식시장은 약간의 관계가 나타나지만 유의하지 않았다.

정진호, 임준형(2007)은 GJR-GARCH모형을 이용하여 한국과 중국의 동조화 현상을 시가와 증가로 구분하여 분석했다. 분석결과는 양국 간 동조화 현상이 발견되지 않는 것으로 나타났다.

김경원, 최준환(2006)은 EGARCH모형을 이용하여 중국의 상해 A주와 B주, 선진 A주와 B주 및 한국시장간의 정보이전효과에 대하여 분석했다. 분석결과는 선진 B시장에서 한국시장으로 수익률의 전이효과만 존재하였고, 중국A주 시장에서 한국시장으로 변동성 전이효과가 나타났으며, 선진B시장이 한국시장으로 정보이전효과가 있어 영향력은 적을지라도 상호 영향을 미치고 있다고 주장했다.

김경수 이경희(2012)는 다변량GARCH모형을 이용하여 중국, 홍콩, 미국주식시장의 변동성과 관련한 국제적 관련성을 연구했다. 분석결과는 상하이, 선전, 미국시장 간 변동성의 국제적 관련성이 더욱 밀접하게 강화되었다는 것을 주장했다.

박진우(2009)는 2002년 1월 ~ 2008년 10월의 일별 자료를 이용하여 중국 상하이 A주 시장, B주 시장, 선진A주 시장, B주 시장, 홍콩 H주 지수, 미국 S&P500지수에 대한 동조화 현상을 연구했다. 분석결과는 중국주식시장은 대체로 미국 주식시장과 양(+)의 상관관계를 보이나, 미국보다는 홍콩 시장과

훨씬 높은 상관관계를 유지하고 있는 것으로 나타났다.

기존의 연구들을 모아보면, 俞世典(2001), 陳守東(2003), 張福(2004) 등의 학자들이 주장하는 중국주식시장은 국제주식시장과 상관관계가 높지 않고 상대적으로 독립적인 시장이라는 것이 확인할 수 있다. 그리고 Hwahsin Cheng(2005)과 Anders C. Johansson & Christer Ljungwall(2008)의 연구가 보여주듯이 홍콩시장이 중국주식시장에 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 아울러 김경수, 이경희(2012)의 결과는 중국주식시장이 미국시장에 미치는 국제적인 변동성의 관련성을 자세히 보여주었고, 박진우(2009)는 중국시장이 미국보다는 홍콩시장과 훨씬 높은 상관관계를 유지하는 것이라고 하였다.

하지만 본 연구에서는 기존의 연구와 달리 전체기간으로 분석하는 것뿐만 아니라 시간가변적인 전이효과를 분석했다. 한편, Dekker et al.(2001)와 Yang et al.(2003)은 주식시장 간의 연계관계를 파악하여 일반화 분산분해의 적용이 가장 정확하고 현실적인 방법론이라고 주장했는데, 본 연구는 이를 받아들여 일반화 분산분해방법을 사용하여 중국주식시장의 전체변동에서 타 시장의 변동으로 설명되는 부분의 비중을 설명하고자 했다. 본 연구의 단기적인 동적관계 분석은 중국주식시장의 변화와 미래 예측에 유용한 정보가 될 것이다.

제3장 연구설계

제1절 분석방법

1. 단위근 검증

1) 단위근 개념

개별시계열에 있어서 단위근의 존재는 경제학적으로 매우 중요한 의미를 지닌다. 우선, 단위근을 갖는 시계열은 충격에 대한 반응(response to shock)에 있어 정상시계열과는 근본적으로 다른 성질을 가진다. 일례로 AR(1)시계열 $\{y_t\}$ 의 경우에 $t=0$ 에서 한 단위의 충격(unit shock)이 $\{\epsilon_t\}$ 로 가해졌다고 한다면, 이에 대한 $\{y_t\}$ 의 그 후 반응은 시간의 $t=0,1,2,\dots$ 로 경과함에 따라

$$1, \alpha, \alpha^2, \dots$$

으로 주어진다. 여기에서 $|\alpha| < 1$ 이라면 $\{y_t\}$ 가 정상시계열이 되어 충격의 반응들이 기하학적(geometrically)으로 작아져서 끝내 소멸되지만, 이와 대조적으로 $\alpha=1$ 인 단위근 시계열의 경우에는 충격의 효과가 영구적으로 보존된다. 즉, 정상시계열의 모형에서는 외부에서 가해진 충격의 효과가 언제나 일시적(transient)인 데 반하여, 단위근 모형에서는 영구적(permanent)인 것이다.

충격의 효과가 일시적이어서 시간이 지남에 따라 소멸된다고 하는 것은 시계열이 평균으로 회귀한다는 것을 뜻하며, 이에 반하여 충격의 반응이 영구적이라 함은 시계열의 움직임이 평균에서 벗어난 수준에서 영원히 머무를 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 우리가 어떤 경제시계열을 단위근 시계열로 본다고 함은 그 시계열이 회귀할 정상수준이 의미 있게 존재하지 않음을 뜻한다.

2) Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검증

AR(1) 모형 $Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 의 두 변에서 Y_{t-1} 을 빼면 다음식이 얻어진다.

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

γ 의 추정치가 0과 같거나 크면, 그 시계열이 단위근을 갖는다고 결론을 내릴 수 있다.

Dickey & Fuller(1979)는 RW시계열의 시뮬레이션 식(1) 모형의 회귀분석 및 $\hat{\gamma}$ 에 대한 t값의 계산 절차를 반복한 결과 t값의 확률분포를 도출하였다. 그 결과, 얻어진 t분포와 다른 모양을 갖고 있으므로 Dickey & Fuller는 1%, 5%, 및 10% 유의수준에서 검증통계량의 임계값을 제시하여 주었다.

그리고 대부분 시계열은 드리프트(drift), 시간추세 또는 AR부분을 갖고 있다.

식(2), 식(3), 식(4)는 차례대로 AR모형, 드리프트, 시간추세를 포함하고 있다.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \alpha \Delta Y_{t-1} + \cdots + \alpha_P \Delta Y_{t-P} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \gamma Y_{t-1} + \alpha \Delta Y_{t-1} + \cdots + \alpha_P \Delta Y_{t-P} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \delta + \beta_t \gamma Y_{t-1} + \alpha \Delta Y_{t-1} + \cdots + \alpha_P \Delta Y_{t-P} + \varepsilon_t \quad (4)$$

(단: ε_t 는 백색잡음)

식(2), (3), (4)에 나와 있는 세 가지 모형은 차분항의 시차 값인 $\alpha_i \Delta Y_{t-i}$ 가 더해져 있다. 위 3가지 모형에 기초하여 이루어지는 단위근 검증⁴⁾을 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검증이라고 한다.

3) Phillips-Perron(PP) 검증

4) 조담(2006), 금융계량분석(제1판), 도서출판 청람, p273-278 & 박준용·장유순·현상범(2002), 경제시계열분석(초판), 도서출판 경문사, p268-325

Phillips(1987)는 ADF검정에서처럼 오차항에 대한 보다 완화된 가정 하에서 적용가능한 단위근 검정법을 제시하였다. ADF 검정은 차분변수의 과거시차항(lagged differences)들을 회귀식에 포함시킴으로써 오차항의 계열상관(serial correlation)을 제거하는 반면, Phillips 검정은 비모수적 방법을 사용하여 오차항의 문제를 해결한다. Phillips-Perron(1988)은 오차항이 자기상관성과 이분산성(heteroscedasticity)을 갖는 경우로 ADF 검정을 일반화하였다. PP검정의 검정통계량의 점근분포(asymptotic distribution)는 ADF와 동일하므로, PP검정의 임계값은 ADF의 그것과 동일한 값을 갖는다.

2. 일반화 벡터자기회귀 모형과 일반화 예측오차 분산분해 모형 (Generalized VAR and forecast error variance decomposition)

본 연구는 대 중국 경제권(중국대륙, 홍콩, 대만) 주식시장 간의 전이효과 및 미국 주식시장간의 전이효과를 파악하기 위하여 Pesaran and Shin(1998)이 제안한 일반화 예측오차 분산분해(generalized forecast error variance decomposition) 방법을 적용한다. 많은 선행연구(Sim, 1980; Bessler and Yang, 2003; Wang et al., 2005 등)들이 경제시계열간의 동적 연관관계를 파악하는 최선의 방법 중 하나가 예측오차 분산분해라고 주장해 왔다.

본 연구는 보편적으로 이용되어 온 대각화(orthogonalized) 분산분해 방법의 문제점을 극복하고자 일반화 예측오차 분산분해 방법을 적용한다. 흔히 사용되는 Cholesky 분산분해 방법은 VAR모형에서 변수의 순서(ordering)를 바꿈에 따라 실증결과가 상당히 달라지는 문제점이 있는 반면 Pesaran and Shin(1998)의 일반화 예측오차 분산분해는 변수의 순서에 무관하게 강건한(robust) 결과를 제공한다.

m개의 다변량 정상시계열로 구성된 벡터를 Y_t 라고 정의하면 q시차 자기회귀과정으로 구성된 벡터자기회귀모형VAR(q)는 식(1)과 같이 정의할 수 있다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^q \Phi_i Y_{t-i} + B X_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (5)$$

여기서 $Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{mt})'$ 는 내생변수들의 $(m \times 1)$ 벡터이고 X_t 는 상수나 외생변수들의 $(n \times 1)$ 벡터이다. $\Phi_i (i=1, \dots, k)$ 와 B 는 각각 $(m \times m)$ 과 $(m \times n)$ 의 추정계수 행렬들이며 ε_t 는 $E[\varepsilon_t] = 0$ 이고 $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$ 인 벡터백색잡음과정을 따른다고 가정한다. 공분산 안정성의 가정 하에 식(5)은 식(6)와 같이 무한 벡터이동평균(vector moving average)으로 표현될 수 있다.

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i}, \quad t=1, \dots, T, \quad (6)$$

반복 대체를 통하여 자기회귀 계수(Φ_i)들로부터 $(m \times m)$ 이동평균 계수행렬(Ψ_i)을 식(7)과 같이 유도할 수 있다.

$$\Psi_i = \Phi_1 \Psi_{i-1} + \Phi_2 \Psi_{i-2} + \dots + \Phi_k \Psi_{i-k}, \quad i=1, 2, \dots, \quad (7)$$

여기서 $\Psi_0 = I_m$ ($m \times m$ 항등행렬)이며 $i < 0$ 경우 $\Psi_i = 0$ 이다. $t-1$ 시점에 이용가능한 정보 하에서 Y_t 의 s 기간 이후에 대한 예측오차는 식(8)과 같이 표현되며 예측오차의 공분산행렬은 식(9)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\xi_{t,s} = \sum_{h=0}^s \Psi_h \varepsilon_{t+s-h}, \quad (8)$$

$$Cov(\xi_{t,s}) = \sum_{h=0}^s \Psi_h \Sigma \Psi_h' \quad (9)$$

전통적으로 i 번째 변수인 $y_{i,t}$ 에 관련되는 예측오차 분산행렬의 i 번째 대각원소는 $\sum_{h=0}^s (e_i' \Psi_h P e_j)^2, j=1, 2, \dots, m$ 이며 m 개의 항들로 분해된다. 여기서 P 는 Σ 의 콜레스키(Cholesky) 인자이며 e_i 는 i 번째 원소만 1이고 나머지 모든 원소는 0인 벡터이다. s 기간 예측에서 $y_{i,t}$ 와 관련된 전체분산을 이용하여 표준화시킴으로서 우리는 식(10)과 같은 대각화된(orthogonalized) 예측오차 분산분해를 구할 수 있다.

$$\theta_{ij,s} = \frac{\sum_{h=0}^s (e_i' \Psi_h P e_j)^2}{\sum_{h=0}^s (e_i' \Psi_h \Sigma \Psi_h' e_i)}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m \quad (10)$$

여기서 $\theta_{ij,s}$ 는 i 번째 변수의 s 기간 예측오차분산에 대한 j 번째 변수의 대각화된 이노베이션이 설명하는 정도이다.

그러나 출레스키 인자에 의한 분해는 VAR에서 변수의 나열순위에 따라 결과가 확연히 바뀌는 문제점이 있다. 특히 변수의 나열순위를 규정할만한 이론적 근거가 없을 경우 문제의 심각성은 더욱 커질 것이다. 이러한 문제를 극복하기 위하여 Koop, Pesaran, and Potter(1996)와 Pesaran and Shin(1998)는 대안적인 방법으로 일반화 예측오차 분산분해를 제안하였다. 일반화 예측오차 분산분해는 대각화되지 않은 충격들($\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}, \dots, \varepsilon_{i,t+s}$)을 사용하며 명시적으로 충격들 간의 동시차 상관관계를 고려한다. $\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}, \dots, \varepsilon_{i,t+s}$ 의 정보 하에서 우리는 식(11)을 구할 수 있다.

$$E(\varepsilon_{t+s-h} | \varepsilon_{i,t+s-h}) = (\sigma_{ii}^{-1} \Sigma e_i) \varepsilon_{i,t+s-h}, \quad h = 0, 1, 2, \dots, s, \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (11)$$

여기서 σ_{ii} 는 Σ 의 i 번째 주대각원소이다. 이에 식(4)의 예측오차 $\xi_{t,s}$ 는 식(12)과 같이 변화될 수 있다.

$$\xi_{t,s}^{(i)} = \sum_{h=0}^s \Psi_h (\varepsilon_{t+s-h} - \sigma_{ii}^{-1} \Sigma e_i \varepsilon_{i,t+s-h}) \quad (12)$$

따라서 새로운 조건부 예측오차 공분산행렬은 식(13)와 같이 제시될 수 있다.

$$\text{Cov}(\xi_{t,s}^{(i)}) = \sum_{h=0}^s \Psi_h \Sigma \Psi_h' - \sigma_{ii}^{-1} \left(\sum_{h=0}^s \Psi_h \Sigma e_i e_i' \Sigma \Psi_h' \right) \quad (13)$$

식(13)는 식(10)와 비교하여 i 번째 변수의 미래 충격($\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}, \dots, \varepsilon_{i,t+s}$)에

대한 s기간 예측오차 분산이 $\sigma_{ii}^{-1}(\sum_{h=0}^s \Psi_i \Sigma e_i e_i' \Sigma \Psi_h')$ 만큼 감소함을 확인할 수 있다. 우리는 대각화된 분산분해의 경우처럼 j번째 대각원소를 변수 $y_{i,t}$ 의 전체 예측오차분산에 의하여 표준화 할 수 있다. 그 결과는 식(10)과 같다.

$$\theta_{ij,s}^g = \frac{\sigma_{ii}^{-1} \sum_{h=0}^s (e_i' \Psi_h \Sigma e_j)^2}{\sum_{h=0}^s (e_i' \Psi_h \Sigma \Psi_h' e_i)}, \quad i, j = 1, 2, \dots, m \quad (14)$$

식(14)은 Pesaran and Shin(1998)에 의하여 일반화 예측오차 분산분해 (generalized forecast error variance decomposition)라고 칭하게 되었는데, 이는 VAR에서 나열된 변수의 순서와 무관하게 일관된 결과를 도출한다. 일반화 분산분해는 대각화 분산분해와 달리 충격들 사이의 공분산이 제로가 아니므로 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij,s}^g \neq 1$. 그러나 본 연구는 이해의 편의를 위하여 $\theta_{ij,s}^g$ 를 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij,s}^g$ 로 나누어 표준화함으로서 전체 분산분해의 합이 100%가 되도록 수정하여 적용한다.

3. 전이효과의 측정

Diebold and Yilmaz(2012)는 예측오차 분산분해에 기초하여 전이효과 지수 (spillover index)를 소개하였다. Diebold and Yilmaz(2012)를 따르면서 s기간 예측오차분산에서 자기충격에 의해 설명되는 부분과 타 변수의 충격에 의해 설명되는 부분을 나누고 이를 각각 자기분산비율(own variance share)과 교차분산비율(cross variance share)이라 부른다. 여기서는 교차분산비율이 전이효과(spillover)로 간주된다. 이때 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij,s}^g$ 는 1이 아니므로 식

(15) 과 같이 분산분해 행렬을 $\sum_{j=1}^m \theta_{ij,s}^g$ 로 나누어 줌으로서 표준화한다.

$$\widetilde{\theta_{ij,s}^g} = \frac{\theta_{ij,s}^g}{\sum_{j=1}^m \theta_{ij,s}^g} \quad (15)$$

표준화에 의하여 $\sum_{j=1}^m \widetilde{\theta_{ij,s}^g} = 1$ 이며 $\sum_{i,j=1}^m \widetilde{\theta_{ij,s}^g} = m$ 이 된다. 따라서 총전이효과 (total spillover index)는 (16)과 같이 정의할 수 있다. 총전이효과는 전체 예측오차분산 중 타 변수들의 충격에 의해 설명되는 비중을 의미한다.

$$S^g = \frac{\sum_{i,j=1}^m \widetilde{\theta_{ij,s}^g}}{\sum_{i,j=1}^m \widetilde{\theta_{ij,s}^g}} \times 100 = \frac{\sum_{i,j=1}^m \widetilde{\theta_{ij,s}^g}}{m} \times 100 \quad (16)$$

한편, 일반화된 분산분해 매트릭스의 요소들을 이용하여 방향성 전이효과 (directional spillover)를 계산할 수 있다. 즉, 국가 i수익률(또는 변동성)의 예측오차 분산 중 다른 모든 국가 j들이 충격이 설명하는 비중을 식 (17)과 같이 나왔다. 이것을 유입전이효과(spillover from others)라고 한다.

$$S_i^g = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \widetilde{\theta_{ij,s}^g} \times 100 \quad (17)$$

마찬가지로 국가 i수익률(또는 변동성)의 충격이 다른 국가j들이의 예측오차 분산에 미치는 영향을 식(18)와 같이 나타낼 수 있다. 이것을 유출전이효과(spillover to others)라고 한다.

$$S_{,i}^g = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \widetilde{\theta_{ji,s}^g} \times 100 \quad (18)$$

마지막으로 순수전이효과(net spillover effect)가 식(19) 와 같이 나타낼

수 있다. 순수전이효과는 단지 타 국가에 미친 영향과 타 국가로부터 받은 영향의 차이이다.

$$S_i^g = S_{.i}^g - S_i^g \quad (19)$$

제2절 분석자료 및 기초통계

1. 분석자료

세계자본시장에서 중국내륙자본시장의 역사는 상당히 짧은 편이다. 하지만 중국과 관계가 긴밀한 홍콩 및 대만의 자본시장은 꽤 긴 역사를 지녔고 발전도 상당하다. 중국주식시장은 설립후 이 두 시장과 특별한 관계를 유지해 왔다. 특히 홍콩시장은 중국내륙자본시장과 국제자본시장을 연결하는 역할로 작용하고 있으며, 대만시장은 오늘날 대만과 중국내륙간의 교류 및 통상이 날로 증가함에 따라 그 변동이 중국시장에 대해 큰 의미를 가지게 되었다. 그러므로 중국시장에 대한 연구를 할 때 홍콩과 대만시장을 간과할 수 없다. 특히 2003년 CEPA(Mainland and Hong Kong Closer Economic Partnership Arrangement)⁵⁾협정을 체결함에 따라 중국금융시장과 홍콩금융시장의 연계가 강화되었다. 그리고 2010년에 중국과 대만은 ECFA(Economic Cooperation Framework Agreement)⁶⁾협정을 체결하여 양안(兩岸)간의 경제적인 협력이 더 긴밀해졌다.

한편 최근 중국의 경제는 지속적인 고성장의 발전기를 맞으며 세계경제에서 지대한 비중을 차지하게 되었으므로 중국자본시장은 세계자본시장에서 차지하는 역할이 점차 증가하게 되었다. 이에 따라 그렇다면 현재 중국주식시장은 어떤 상황인지, 그리고 국제자본시장의 대표적인 시장인 미국주식시장과는 어떤 관계를 가지고 있는지에 대하여 분석하고자 한다. 이를 시발점

5) CEPA(Mainland and Hong Kong Closer Economic Partnership Arrangement):홍콩은 중국과 경제협력 동반자협정, 중국 대륙과 홍콩 간의 상품, 서비스 시장 개방에 초점이 맞춰진 자유무역협정과는 달리 경제협력동반자협정은 투자 증진과 경제 산업 협력 등 경제적 유대관계를 포함하는 것이다.

6) ECFA(Economic Cooperation Framework Agreement):2010년 6월 중국과 대만이 중국 충칭에서 체결한 경제협력체제로, 양안경제협력구조협의(兩岸經濟合作架構協議)로 불리며 상품무역의 관세 및 비관세 장벽을 철폐하고, 서비스무역개방, 투자보장, 분쟁해결, 지식재산권 보호 등까지 포괄하는 광범위한 무역협정을 말한다.

으로 본 연구는 중국내륙시장, 홍콩시장, 대만시장 그리고 미국시장이라는 4개의 주식시장에 대한 연구를 진행했다.

본 연구의 분석 자료는 1993년 1월 7일부터 2013년 4월 3일까지의 중국 상하이 종합지수, 홍콩항생지수, 대만가권지수, 미국S&P500지수의 일별 주가지수수익률과 변동성데이터로, 이를 이용하여 주식시장간의 전이효과를 분석하였다. 중국 주가지수 데이터는 SINA FINANCE 사이트에서 구하였고, 홍콩, 대만, 미국의 주가지수는 YAHOO FINANCE 사이트에서 구하였다.

본 연구에서 일별 주가지수수익률 자료를 사용하여 주식시장간의 전이효과를 분석할 때 유의해야 할 점은 국가 간 시차와 거래시간의 차이를 고려해야 한다는 점이다. 우선 전 세계 주식시장에 커다란 영향을 미치는 미국 주식시장은 아시아 국가의 입장에서 보면 calendar time을 기준으로 미국의 전일(t-1일) 주가수익률이 아시아 국가의 당일(t일) 주가수익률에 영향을 미치게 된다. 따라서 본 연구에서 미국 주식시장은 calendar time을 기준으로 전일(t-1일) 주가수익률이 아시아 국가의 당일 주가수익률과 함께 분석에 사용한다.

한편, 본 연구에서는 분석하는 네 주식시장의 휴장일이 다르기 때문에 Hamao, Masulis and Ng(1990)와 같이 동일한 실증모델에서 한 주식시장이 휴장일로 거래가 없으면 다른 주식시장의 당일 거래 자료를 제거하여 분석하였다. 그러므로 본 연구에서 중국, 홍콩, 미국, 대만 주식시장의 1993년 1월 7일부터 2013년 4월 3일까지의 데이터에서 거래하지 않은 날을 모두 제거한 총 4,500일의 일별 주가지수를 사용하였다. 그리고 수익률의 자료는 로그 차분하여 이용하였고 변동성 자료는 정확한 변동성 수치를 도출하기 위해 Garman and Klass(1980)와 Alizabeth et al. (2002)의 변동성 측정식을 적용하여 도출하였다.

주가지수의 변동성자료는 지수의 최고가와 최저가를 이용하여 아래와 같이 식(20)와 식(21)을 적용하였다.

$$\widetilde{\sigma}_{it}^2 (variance) = 0.361 [\ln(P^{\max}) - \ln(P^{\min})]^2 \quad (20)$$

$$\widehat{\sigma}_{it} (standarddeviation) = 100 \sqrt{365 \cdot \widetilde{\sigma}_{it}^2} \quad (21)$$

<그림 1>에서는 4개 주식시장의 주가지수 추세를 나타냈다. 그림으로 살펴보면 중국주식시장은 2008년 금융위기가 발생하기 전에는 홍콩, 대만과 미국주식시장간의 동조화 현상이 없는 것으로 나타나지만, 2008년 금융위기를

이후에는 동조화 현상이 나타나는 것으로 인식된다. 홍콩시장, 대만시장과 미국시장간 동조화 관계가 나타난 것을 그림에서 육안으로도 확인할 수 있다.

<그림 1> 4개 국가의 주가지수 추세



* 주: Inshse= 상하이 지수 ; Insp500=S&P500지수; Inhsse= 홍콩 항생지수; Intwii= 대만가권지수

2. 기초통계

4개 주식시장의 표본자료의 분포를 알기 위해서 살펴본 기초통계량은 다음과 같다. <표 3-1>은 4개 주식시장의 일별 수익률 기초통계량 결과를 나타낸다. <표 3-2>은 4개 주식시장의 일별 변동성 기초 통계량을 나타낸다.

표 <3-1> 및 표<3-2>과 같이 4 개 주식시장의 기초통계량을 살펴보면 표본수는 4,500개이고 평균은 모두 양(+)의 값이면서 0에 가까우며 첨도(Kurtosis)가 정규분포인 3보다 큰 값을 갖기 때문에 정규분포 보다 두터운 꼬리(fat tail)를 갖는 일반적인 금융시계열의 특성이 나타나고 있다. 정규 분포 여부를 검정하는 Jarque-bera통계량은 모두 1% 유의수준에서 수익률의 분포가 정규분포라는 귀무가설을 기각하였다.

<표 3-1> 4 개 주식시장의 일별 수익률 기초 통계량(1993.1.7~2013.4.3)

	SHSE	HSSE	TWII	SP500
평균	0.0002	0.0030	0.0002	0.0002
최대값	0.2886	0.2020	0.0978	0.1024
최소값	-0.1790	-0.1743	-0.1277	-0.1379
표준편차	0.0230	0.0182	0.0165	0.0128
왜도	1.3693	0.1627	-0.2430	-0.3780
첨도	24.139	14.6040	6.7018	12.5254
Jarque-Bera	85199.22	25267.26	2613.740	1747893
표본수	4500	4500	4500	4500

<표 3-2> 4 개 주식시장의 일별 변동성 기초 통계량(1993.1.7~2013.4.3)

	SHSE	HSSE	TWII	SP500
평균	0.0002	0.0001	0.0001	0.0001
최대값	0.0390	0.0112	0.0032	0.0042
최소값	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
표준편차.	0.0009	0.0003	0.0001	0.0002
왜도	21.6093	16.8876	5.5986	9.0057
첨도	761.4001	484.4642	58.4008	114.7742
Jarque-Bera	1.08E+08	43677858	598994.5	2403355
표본수	4500	4500	4500	4500

제4장 실증분석결과

제1절 단위근 검증 및 적정 시차 분석

1. 단위근 검증(Unit root test) 분석 결과

단위근을 가지는 시계열을 불안정(non-stationary)적인 시계열이라고 한다. 불안정 시계열을 분석할 때 자주 가성회귀 문제가 발생할 수 있다. 그러므로 본 연구를 진행하기에 앞서 먼저 자료에 대한 단위근 검증을 하고 시계열의 안정성(stationary)을 확인하고자 한다.

본 연구는 제3장 제1절에서 제시한 Augmented Dickey-Fuller(ADF)검증법과 Phillips-Perron(PP)검증법을 이용해서 4개 주식시장의 시계열 데이터에 대한 단위근을 검증한다. <표 4-1>과 <표 4-2>는 차분된 수익률과 변동성의 단위근 검증결과를 제시한 것이다. 검증결과에 의해서 차분된 수익률과 변동성의 시계열은 단위근이 존재하지 않는 안정적이 시계열인 것으로 나타났다.

<표 4-1> 4개 주식시장 수익률의 단위근 검증결과(1993,1,7~2013,4,3)

	수익률	
	ADF 통계량	PP통계량
중 국	-28.79*** (0.00)	-68.34*** (0.00)
홍 콩	-30.97*** (0.00)	-68.76*** (0.00)
대 만	-28.58*** (0.00)	-64.77*** (0.00)
미 국	-28.11*** (0.00)	-71.11*** (0.00)

주: 1) ()는 P-value를 나타냄.

2) *** 는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

<표 4-2> 4개 주식시장 변동성의 단위근 검증결과(1993,1,7~2013,4,3)

	변동성	
	ADF 통계량	PP통계량
중 국	-16.86*** (0.00)	-61.81*** (0.00)
홍 콩	-14.82*** (0.00)	-58.78*** (0.00)
대 만	-14.98*** (0.00)	-70.01*** (0.00)
미 국	-10.90*** (0.00)	-64.31*** (0.00)

주: 1) ()는 P-value를 나타냄.

2) *** 는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

2. 벡터자기회귀(VAR) 모형의 시차 결정

VAR모형 추정할 때 잔차항들이 정규분포를 갖는다고 가정하면, 식의 우변에 있는 모든 내생변수들의 시차 값이 OLS추정을 사용할 때와 동일하여야 한다. 만일 그렇지 않으면, 각각의 식은 서로 다른 독립변수를 포함하므로, OLS추정치는 일치성과 점근적 효율성을 갖지 않는다. 그러므로 우리는 벡터자기회귀(VAR)모형의 시차를 결정하여야 한다.

다음의 <표 4-3>과 <표 4-4>는 수익률과 변동성의 적정시차결과이다. 4개 주식시장의 적정시차결과에 의해서 수익률의 적정시차는 SC를 기준으로 1시차가 적정시차이고 AIC를 기준으로 lag 4시차가 적정시차이다. 그리고 변동성의 시차적정결과에 의해서는 SC를 기준으로 lag 6시차가 적정시차이고 AIC를 기준으로 역시 lag 6시차로 나타났다.

<표 4-3> 수익률 및 변동성의 적정 시차 결정

	수익률		변동성	
	AIC	SC	AIC	SC
lag 0차	-21.48	-21.48	-53.08	-53.08
lag 1차	-21.58	-21.56*	-54.03	-54.01
lag 2차	-21.60	-21.54	-54.23	-54.18
lag 3차	-21.60	-21.52	-54.31	-54.23
lag 4차	-21.60*	-21.50	-54.34	-54.24
lag 5차	-21.60	-21.48	-54.37	-54.25
lag 6차	-21.60	-21.45	-54.40*	-54.26*



제2절 실증결과 분석

1. 수익률의 전이효과

일반화 분산분해예측모형을 이용해서 4개 주식시장간의 1993년 1월 7일부터 2013년 4월 3일까지 주가지수 수익률의 전이효과를 먼저 살펴본다. <표 4-4>는 중국, 홍콩, 대만, 미국주식시장간의 전이효과의 결과를 제시하였다. VAR모형에서 시차 4를 적용하고 10일 예측오차에 대한 일반화 분산분해를 적용하여 결과를 얻었다. 적정시차의 선택은 AIC기준으로 채택하였다. 한편, VAR모형에서 시차선택의 민감성을 확인하기 위하여 시차1에서 7까지를 차례로 적용하였다. 하지만 그 분석결과가 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 또한 2일에서 10일까지의 다양한 예측기간의 조정에도 전이효과의 크기에는 거의 변화가 없었다. 따라서 시차의 선택이나 예측기간의 변화는 전이효과의 분석에 영향을 거의 미치지 않는다고 결론을 내릴 수 있었다. <표 4-4>는 (i, j)요소는 나라 i의 예측오차 분산에 대한 나라 j의 충격이 설명하는 비중을 의미하였다. 한편 자기나라효과를 제외한 열의 합계(from others)는 타 나라로부터의 유입전이효과를 의미하며 자기나라를 제외한 행의 합계(to others)는 타 나라에 미치는 유출전이효과를 의미한다. 마지막으로 우측하단의 값은 총 전이효과를 의미한다.

먼저, 총 전이효과를 살펴보면 19%로 나타났다. 평균적으로 한 나라의 지수수익률의 예측오차 분산의 19%는 타 나라 수익률의 충격으로 설명될 수 있는 의미이다.

다음, 유입전이효과(From others)를 살펴보면 중국 주식시장 주가지수수익률의 전체변동에서 자신의 유인으로 설명된 비중을 95.8%로 차지하였다. 홍콩, 대만, 미국시장의 충격이 설명할 수 있는 비중이 각각 2.7%, 0.9%, 0.5%를 차지하였다. 중국주식시장은 외부시장으로부터 받은 영향은 작지만 그중에 홍콩시장으로부터 받은 영향이 상대적으로 높은 편이다. 중국주식시장은 외부시장으로부터 유입된 전이효과가 4.1%로 나타났는데 이는 俞世典(2001), 陳守東(2003), 張福(2004) 등의 학자들이 주장하는 바와 유사하게 중국주식시장은 국제주식시장과 연관관계가 높지 않고 상대적으로 독립적인 시장이라는 것을 확인할 수 있다.

홍콩주식시장 주가지수수익률의 전체변동에서 자신요인으로 73.0%로 설명할 수 있다. 중국시장에서 받은 영향이 2.4%로 나타났다. 대만시장에서 받

은 영향이 11.3%로 나타났다. 미국시장에서 받은 영향이 13.3%로 나타났다. 외부에서 유입된 전이효과는 총 27.0%로 나타났다. 이것이 홍콩시장은 미국시장과 관련성이 다소 높고 자본시장이 국제화된 것을 확인할 수 있다.

대만시장의 지수수익률의 전체변동에서 자신의 요인으로 설명된 비중이 79.5%로 나타났다. 중국주식시장에서 받은 충격이 0.8%로 나타났다. 홍콩시장에서 받은 충격이 12.8%로 나타났다. 미국시장에서 받은 충격이 7.0%로 나타났다. 외부시장에서 유입된 전이효과를 20.5%로 차지하였다. 대만시장과 홍콩시장이 연관성을 크고 앞에서 제시하는 그림에서 두 시장간 동조화 현상을 현저하게 나타난 것을 확인할 수 있다.

미국시장 주가지수수익률의 전체변동에서 자신요인으로 설명된 비중이 75.8%로 나타났다. 중국시장에서 유입된 영향이 0.5%로 나타났다. 홍콩시장에부터 유입된 영향이 16.4%로 나타났다. 대만시장에부터 유입된 영향이 7.3%로 나타났다. 외부시장에서 유입된 총 전이효과가 24.2%로 나타났다. 미국시장과 홍콩시장간 연관성을 높고 중국시장과 거의 연관하지 않다는 것을 나타냈다.

유출전이효과(To others)를 살펴보면 중국시장의 유출전이효과가 3.7%이고, 홍콩시장의 유출전이효과가 31.9%, 대만시장의 유출전이효과가 19.5%, 미국시장의 유출전이효과가 20.8%인 것으로 나타났다.

마지막에 순수전이효과(Net Spillover)를 살펴보면 중국은 -0.4%(유출전이효과-유입전이효과; 3.7%-4.1%)로 나타났다. 홍콩시장의 순수전이효과가 3.1% (31.9%-27.0%)로 나타났다. 대만시장의 순수전이효과는 -1%(19.5%-20.5%)로 나타났으며 미국시장의 순수전이효과는 -3.4%(20.8%-24.2%)로 나타났다. 이것을 통한 중국주식시장은 전체기간에서 타시장과 연관관계를 존재하지만 너무 낮은 수준에 있다는 것을 확인하였다.

<표 4-4> 4개 주식시장간 수익률의 전이효과(1993,1,7~2013,4,3)

	중국	홍콩	대만	미국	From Others
중국	95.8	2.7	0.9	0.5	4.1
홍콩	2.4	73.0	11.3	13.3	27.0
대만	0.8	12.8	79.5	7.0	20.5
미국	0.5	16.4	7.3	75.8	24.2
To others	3.7	31.9	19.5	20.8	19.0%

4개 주식시장 주가지수의 변동성의 전이효과를 살펴보면 첫째는 총전이효과는 6.7%로 나타났다. 평균적으로 한 나라의 지수변동성의 예측오차 분산의 6.7%는 타 나라 주가지수 변동성의 충격으로 설명될 수 있다는 의미이다.

둘째는 유입전이효과(from others)를 살펴보면 중국시장은 자신요인으로 설명된 부분이 99.6%로 나타났다. 홍콩시장, 대만시장으로부터 받은 영향이 0.2%로 같게 나타났다. 미국시장으로부터 영향은 거의 받지 않는 것을 나타냈다. 중국주식시장의 총유입전이효과가 0.4%로 나타났으며 이는 선행연구에서 언급된 독립적인 시장이라는 주장에 부합한다. 홍콩시장의 유입전이효과를 살펴보면 홍콩시장의 자신의 요인으로 설명된 부분이 92.9%로 나타났다. 중국시장으로부터 0.1%의 영향을 받고 대만시장으로부터 받은 영향을 3.0%로 나타났다. 미국시장으로부터 4%의 영향을 받으며 두 시장간 연관성을 상대적으로 높은 것을 나타냈다. 그리고 홍콩시장의 총유입전이효과가 7.1%로 나타났다. 대만시장에 대한 살펴보면 대만시장의 주가지수의 변동에서 자신요인으로 90.7%로 설명할 수 있다. 중국시장으로부터 설명된 부분이 0.9%로 나타났다. 홍콩시장으로부터 설명된 부분이 7.3%로 나타났다. 미국시장으로부터 설명된 부분이 1.1%로 나타나고 총유입전이효과가 9.3%로 나타났다. 미국주식시장 주가지수변동성의 유입전이효과를 살펴보면 자신요인으로 설명된 부분이 90.0%로 나타났다. 중국시장으로부터 설명된 비중이 0.4%로 나타났다. 홍콩시장으로부터 설명된 비중이 8.0% 이고 대만시장으로부터 설명된 비중이 1.5%로 나타났다. 그리고 총유입전이효과는 10.0%로 나타났다. 4개 주식시장 주가지수 변동성의 유입전이효과를 살펴보고 중국시장은 외부시장으로부터 낮은 영향을 받는 사실을 확인할 수 있다. 홍콩과 대만은 외부시장으로부터 유입된 전이효과가 거의 비슷하게 나타났다. 미국은 4개국 중 제일 많은 유입전이효과를 받은 것을 알 수 있다.

셋째, 각 나라의 주가지수변동성의 유출전이효과를 살펴보면 중국시장의 유출전이효과가 1.4%로 나타났다. 홍콩시장의 유출전이효과가 15.5%로 나타났다. 대만시장의 유출전이효과가 4.7%로 나타났고 미국시장의 유출전이효과가 5.1%로 나타났다. 그 중에 홍콩시장의 유출전이효과가 상대적으로 크게 나타나고 중국시장의 유출전이효과가 4개 나라에서 제일 낮게 나타났다.

마지막으로 순수전이효과(net spillover)를 살펴보면 중국시장의 순수전이효과가 1.0%(유출전이효과 - 유입전이효과; 1.4%-0.4%)로 나타났다. 홍콩의 순수전이효과가 8.4%(15.5%-7.1%)로 나타났다. 대만시장의 순수전이효과가 -4.6%(4.7%-9.3%)로 나타났다. 미국시장의 순수전이효과가-

4.9%(5.1%~10.0%)로 나타났다. 전체기간으로 볼 때 중국주식시장은 외부시장에부터 미친 영향에 민감하지 않고 상대적인 독립한 시장이다. 홍콩시장과 대만시장 및 미국시장간 연계성이 다소 존재하는 것으로 나타났다.

<표 4-5> 4개 주식시장간 변동성의 전이효과(1993,1,7~2013,4,3)

	중국	홍콩	대만	미국	From Others
중국	99.6	0.2	0.2	0.0	0.4
홍콩	0.1	92.9	3.0	4.0	7.1
대만	0.9	7.3	90.7	1.1	9.3
미국	0.4	8.0	1.5	90.0	10.0
To others	1.4	15.5	4.7	5.1	6.7%

2. 전이효과의 시간가변성

중국 주식시장이 발전하는 20여 년 동안에 다양한 변화를 겪어 왔다. 급격히 변화하는 시장 환경에서 앞 절에서 살펴본 전체샘플에 대한 전이효과분석은 평균적 연관관계에 대한 요약일 뿐, 전이효과에 대한 중요한 속성을 간과할 수 있다. 이에 우리는 수익률에 대해 250일과 변동성에 대해 500일 반복회귀분석(rolling sample analysis)을 적용하여 수익률과 변동성의 총 전이효과의 시간가변속성을 확인하였다. <그림 2> 및 <그림 3>에서 4개 시장의 수익률의 총전이효과와 변동성의 총전이효과의 시계열을 차트로 나타낸 것이다.

<그림 2>와 <그림 3>에서 수익률 및 변동성의 총전이효과의 차트로 나타난듯이 4국가 주식시장간의 수익률 및 변동성의 총전이효과가 상승하는 추세를 보이며 이는 4 시장간 연계성이 계속 늘어났다는 의미이다. 4국가 주식시장 수익률의 총전이효과와 변동성의 총전이효과가 1997년과 2007년 두 번의 아시아 및 세계금융위기에 큰 증가가 나타났다. 이는 경제가 불안할 때 국가간의 전이효과가 상대적으로 높아지기 때문이다. 하지만 이 두 차트로 살펴볼 때 어떤 시장간 전이효과를 더 강하다는 것을 설명할 수 없다.

수익률의 총전이효과와 변동성의 총전이효과가 앞에서 살펴본 각 시장의 주가지수의 차트와 대조(對照)해보면 먼저 4 국가 주식시장의 주가지수 추세를 비교하여 중국주식시장과 홍콩시장, 대만시장, 미국시장과 전체기간으

로 동조화 운행하는 현상이 현저하게 나타나지 않았다. 하지만 2007년 이후에 어느 정도의 동조화된 현상을 관측되었다. 중국주식시장외의 세 주식시장 수익률의 총전이효과 및 변동성의 총전이효과의 추세가 주가지수차트의 추세와 대비하면 어느 정도의 반비례로 운행하는 모습을 보였다. 반면에 중국주식시장은 발전하는 전기에 상대적인 독립한 경제환경에서 이런 반비례로 운행하는 현상이 현저하게 나타나지 않지만 2007년 이후에 총전이효과가 주가지수와 반비례로 운행하는 현상이 나타났다. 그렇다면 우리는 중국주식시장이 2007년 이후에 세계주식시장과 상대적인 높은 상관관계를 생겼다는 것을 추측할 수 있다. 하지만 우리는 총전이효과의 차트로 중국주식시장은 총전이효과를 올라가는 과정에 얼마나 역할이 되었는지 단언할 수 없다.

비록 중국주식시장은 2003년의 QFII제도를 시행과 2005년의 주권배치개혁 등 일련의 개혁수단을 실시하였지만 중국주식시장이 국제주식시장에게 여전히 젊고 자체의 결함과 부족을 가지는 시장이다. 그리고 중국정부는 주식시장을 점진적인 개방정책을 실행하고 있으므로 4 국가 주식시장 수익률의 총전이효과 및 변동성의 총전이효과의 차트만으로 중국주식시장의 역할이 얼마나 있는지를 무단하게 판정할 수 없다. 그리고 국제금융중심으로 알려지는 미국시장, 홍콩시장 및 대만시장간 상대적으로 더 긴밀한 관계를 존재하였다.

Anders, Johansson & Ljungwall(2008)의 연구는 홍콩시장과 대만시장간 연계성은 중국시장과의 관계보다 더 긴밀하다는 주장을 하였다. 그리고 박진우(2009)의 연구에 의하면 중국주식시장은 대체로 미국 주식시장과 양(+)의 상관관계를 존재하며 미국시장보다 홍콩시장과 상관관계가 더 높다는 것으로 나타났다. 동시에 중국주식시장은 해외주식시장간 동조화 현상을 가속화되는 추세에 있으므로 중국본토기업으로서 홍콩 거래소에서 거래되는 홍콩 H주는 중국 본토 지수보다 홍콩시장과의 동조화 현상이 훨씬 강하게 나타났다.

한편, 미국 시장의 주가변동이 홍콩시장 및 홍콩 H주에 커다란 영향을 미치며 중국 본토시장은 미국 주가변동에 대한 민감도가 점차 커지고 있는 것으로 나타났다. 많은 선행연구에서 미국시장과 홍콩, 대만시장간 연관성을 높다는 것을 알려지며 중국 주식시장의 전이효과에 대한 연구는 <그림 2> 및 <그림 3>에서 나타난 4 국가 수익률의 총전이효과 및 변동성의 총전이효과로 중국주식시장의 전이효과의 구체적인 상황을 설명하지 못한다. 그러므로 본 논문에서 중국주식시장을 중심으로 각 시장에 대한 단독적인 전이효과를 분석하며 더 의미적인 결과를 얻을 수 있다. 이 분석을 진행하기 전에

전이효과 사이의 건강성(Robustness)을 다음절에서 먼저 검토할 것이다.

<그림 2 >수익률 총전이효과와 시간가변성



<그림 3>변동성 총전이효과와 시간가변성



3. Robustness

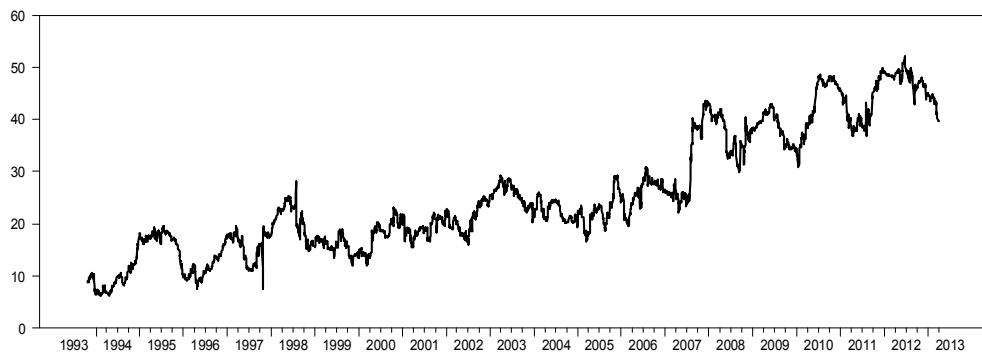
주가지수의 수익률과 변동성의 전이효과는 반복회귀분석을 통하여 얻을 수 있다. 반복회귀분석의 기준일과 예측일이 다르게 설정되면 전이효과의 전체 변동의 모양이 다른지 같은지를 확인하기 위하여 건강성(Robustness)을 검토하였다.

<그림 4>과 <그림 5>은 200일 반복회귀 하여 2일후를 예측, 250일 반복회귀 하여 5일후를 예측, 300일 반복회귀 하여 5일후를 예측한 수익률과 변동성의 전이효과를 나타냈다.

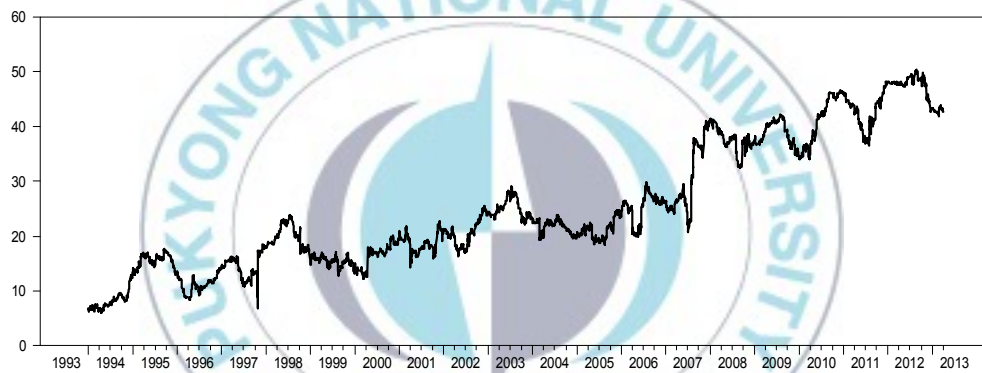
그림을 비교해보면 경제위기가 발생할 때 전이효과가 커지고 경제경기가 좋아질 때 전이효과가 작아지는 변동의 모양이 거의 변함이 없었다. 하지만 반복회귀의 기준일과 예측일 감소할수록 변동의 폭이 증가하고 가파른 형태를 보여줬다. 그러므로 4 나라 주식시장간 강력한 Robustness를 존재하는 것을 확인 할 수 있다.



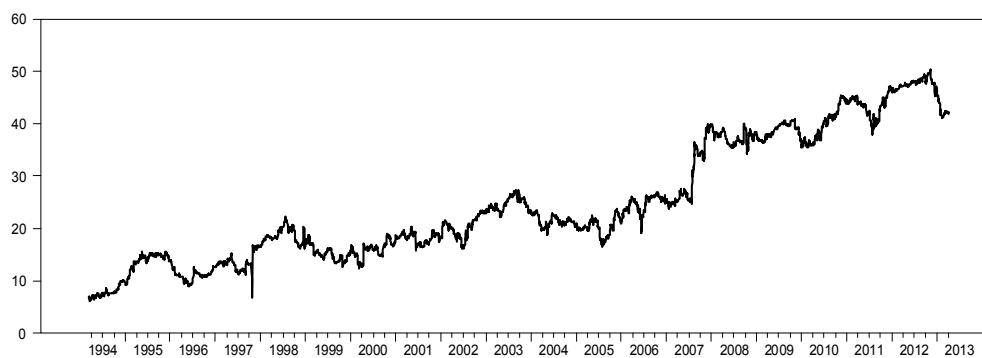
<그림 4> 4 국가 간 수익률의 반복회귀 변화



주.1) 200일을 반복회귀하여 2일 후를 예측한 전이효과 결과

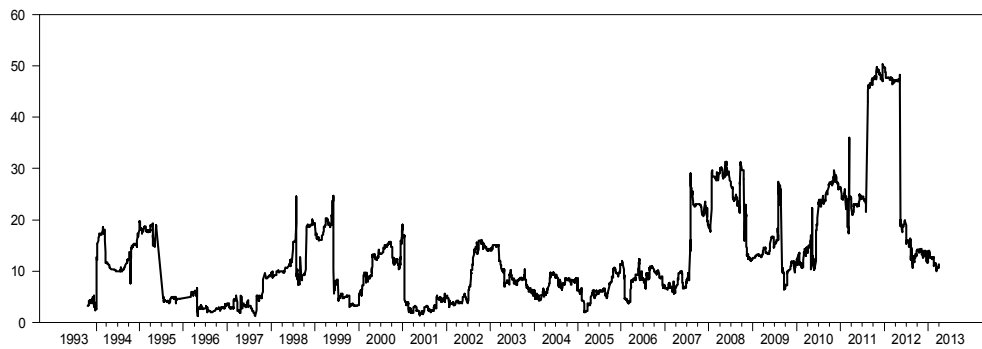


주.2) 250일을 반복회귀하여 5일 후를 예측한 전이효과 결과



주.3) 300일을 반복회귀하여 5일 후를 예측한 전이효과 결과

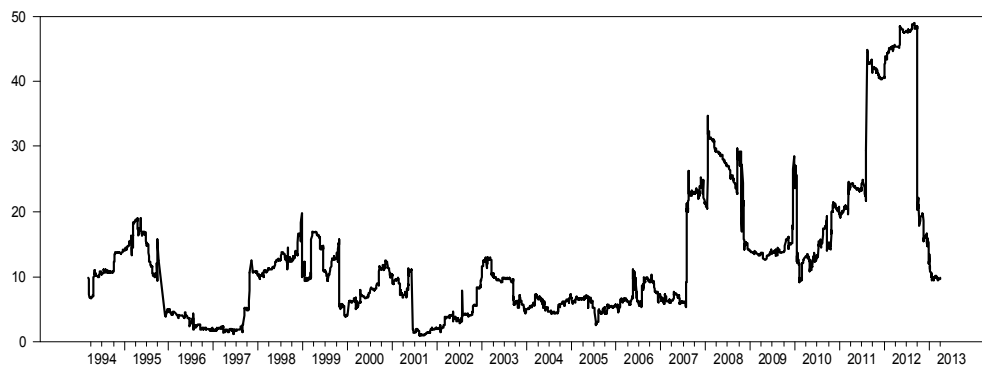
<그림 5> 4 국가 간 변동성의 반복회귀 변화



주.1) 200일을 반복회귀하여 2일 후를 예측한 전이효과 결과



주.2) 250일을 반복회귀하여 5일 후를 예측한 전이효과 결과



주.3) 300일을 반복회귀하여 5일 후를 예측한 전이효과 결과

4. 국가별 전이효과 비교

본 절에서는 전이효과의 시간가변 속성을 국가별로 비교하여 살펴본다. <그림 6>부터 <그림 9>까지는 각 국가별 수익률의 유입전이효과를 나타낸다. <그림 10>부터 <그림 13>까지는 각 수익률의 유입전이효과의 통계량 및 분포도를 나타냈다. 4 국가의 유입전이효과 차트에 의하면 모두 상승하는 추세를 가지고 있는 것을 나타냈다. 그리고 각 국가의 유입전이효과의 통계치를 비교하면 홍콩시장은 4국가 중에 유입전이효과가 제일 크며 그 다음에는 미국시장과 대만시장, 중국시장은 외부로부터 유입된 전이효과가 제일 작은 것을 나타냈다. 다음에 우리는 각 시장에 대해 구체적으로 분석할 것이다.

먼저 전체기간으로 살펴보면 중국주식시장의 유입전이효과의 평균치가 14.09%이며 크게 나타나지 않았다. 하지만 전체추세가 상승하는 것을 보여줬다. 여기에 가정 눈에 띄는 것은 2007년 이후에 유입전이효과가 급증하고 있는 것으로 나타났다. 중국주식시장은 수익률의 유입전이효과가 2007년 초기의 5.15%에서 2008년에는 30.46%로 올라가서 6배정도의 크기로 늘어났다. 반면 2007년 이전에 중국주식시장의 수익률의 유입전이효과가 계속 6.00% 근처에 왔다갔다하고 있으면서 외부시장충격에 대한 민감도가 높지 않았다.

陳守東, 韓廣哲, 荊偉 (2003)의 연구에 의해 중국주식시장과 국제주식시장간의 공적분관계가 존재하지 않고 장기적인 공동추세가 없었다. 따라서 중국주식시장과 국제주식시장이 각각 분리된 독립적 시장이라고 나타났다. 하지만 중국 주식시장 수익률의 유입전이효과차트에 보면 중국시장은 완전히 독립된 시장이 아닌 것을 확인할 수 있다. 張福, 趙華, 趙媛媛 (2004)의 연구에서 미국과 중국 주식시장의 상호관계에 대해 분석하여 미국에서 중국으로의 정보 이전효과는 있으나 중국에서 미국으로의 정보 이전효과는 나타나지 않는 것으로 보였다.

2007년 이전에는 중국 주식시장 수익률의 유입전이효과가 몇 차례의 상승한 파도가 나타났다. 차트로 살펴보면 1997년 IMF위기에 중국시장 수익률의 유입전이효과가 상승추세를 나타냈다. 그리고 2001년 중국 WTO에 가입함에 따라 유입전이효과가 역시 상승하였다. 중국 주식시장 수익률의 유입전이효과는 정식적인 상승추세는 2005년부터 시작하였다. 이 원인은 중국정부가

2003년에 QFII제도를 실행한 것과 관련 될 것이다. 이 제도를 실시하는 초기에 중국에 대한 투자금액의 증가폭이 크지 않으며 2005년 이후에 중국에 대한 투자규모가 확대되었다. <표1-1>국제대차대조표에 의해 2004년에 외국 자본이 중국에 직접적인 투자금액이 621억 달러이고 2006년에 1,241억 달러로 증가되었다. 그리고 중국정부는 2005년에서 환율 제도를 개혁하여 국제 자본시장간의 연관성을 더 강해졌다. 그 후에 2006년에 새로운 증권법을 발표하며 외국기관과 개인이 중국 주식시장에 투자의 제한을 더 넓혀졌다. 동시에 외국자본이 중국 내에 유입하는 과정이 촉진되었다.

중국 주식시장 수익률의 유입전이효과가 2007년 이후에 고속으로 상승하며 5.78%에 30.46%로 상승하였다. 이 시기에 중국 주식시장에서 일반 국민들이 자산효과에 따라 자금이 증시에 대량으로 몰려들면서 상하이지수가 6,030point의 고지에 달하였다. 동시에 중국정부가 홍콩거래소에 상장하는 주식들이 일반국민이 거래할 수 있도록 “홍콩직통차(香港直通車)”의 방안을 제정하였다. 그리고 같은 해에 미국에서 서브프라임위기가 발생하였다. 그 후에 미국금융위기의 확산 및 리먼브러더스의 파산에 따라 세계자본시장은 큰 쇼크를 받았으며 중국시장도 예외 없이 영향을 받았다. <표1-1>국제대차대조표에서 2009년 금융위기의 영향에 미쳐서 외국투자는 중국으로부터 잠깐 돌아났다.

유입전이효과 차트로 보면 중국시장은 외부시장간 연관성은 날로 강해지고 있는 것을 보여줬다. 국제경제의 악화와 그 후에 유럽재정위기의 확산에 따라 중국 주식시장의 수익률 유입전이효과가 계속 상승하는 상태가 나타났다. 그리고 2007년 이후에 중국주식시장에서 주가지수가 수익률의 유입전이효과와 현저한 반비례 움직임을 보였다. 이에 대해 주가지수와 유입전이효과 간의 상관계수를 살펴보면 주가지수와 유입전이효과간의 관계를 분석하는데 도움이 될 것이다.

<표4-6>은 각 국가의 주가지수와 유입전이효과를 사용하여 회귀분석해서 얻은 회귀계수이다. <표4-6>에서 나타난 데이터에 의해 중국주식시장은 전체기간에서 주가지수와 수익률의 유입전이효과가 0.0002 정(+)의 관계를 나타낸다. 그리고 2006년까지 주가지수와 유입전이효과와의 회귀계수는 0.0021이지만 2007년 이후에 양자 간의 회귀계수가 -0.0033로 전환되므로 부(-)상관을 나타낸다. 그리고 홍콩, 대만, 미국시장은 2007년 주가지수와 유입전이효과와의 회귀계수가 각각 -0.0007, -0.0025, -0.0162로 나타났다. 2007년 이후의 중국 주식시장은 홍콩, 대만, 미국시장과 같은 추세를 가지며 동조화현상을 나타나고 시장간 연계성이 강해지다는 것을 확인할 수 있다. 중

국주식시장은 일련의 개혁과 발전하기에 따라 국제시장에 점진적으로 융합하고 있으며 국제시장간 현저한 연관을 나타내었다. 많은 선행연구에서 유사한 현상을 포착하였다.

Anders, Johansson & Ljungwall(2008)의 연구에 의하면 중국, 홍콩, 대만 주식시장간의 관련성을 연구하여 시장간 장기적인 관계는 존재하지 않았지만, 단기적으로는 수익률과 변동성의 전이효과는 나타났다. 그리고 Cheng(2005)의 연구에서는 미국시장은 중국, 홍콩, 대만시장에 미친 영향이 일본시장보다 크다고 나타났으며, 홍콩시장은 세 시장간 영향력이 제일 강하는 결과를 나타냈다. 이런 연동성은 주식시장뿐만 아니라 자본시장에 중요한 지위를 차지하는 화폐시장에는 Nieh & Yau(2004)는 중국내륙, 홍콩, 대만의 화폐시장간 장기에서 세 지역 간의 경제의 균형을 확보하기 위해 서로 상호관련성을 유지하는 것으로, 단기에서는 중국 대륙의 금리가 대만과 홍콩의 금리에 현저한 영향을 미치는 것으로 나타난 관점을 주장하였다. 이상의 분석설명과 선행연구의 검토에 통해 우리는 중국 주식시장이 국제주식시장간 연계성이 날로 강해지고 있는 것으로 추정할 수 있으며 중국 주식시장은 국제주식시장에서 차지하는 지위가 날로 상승하고 있다.

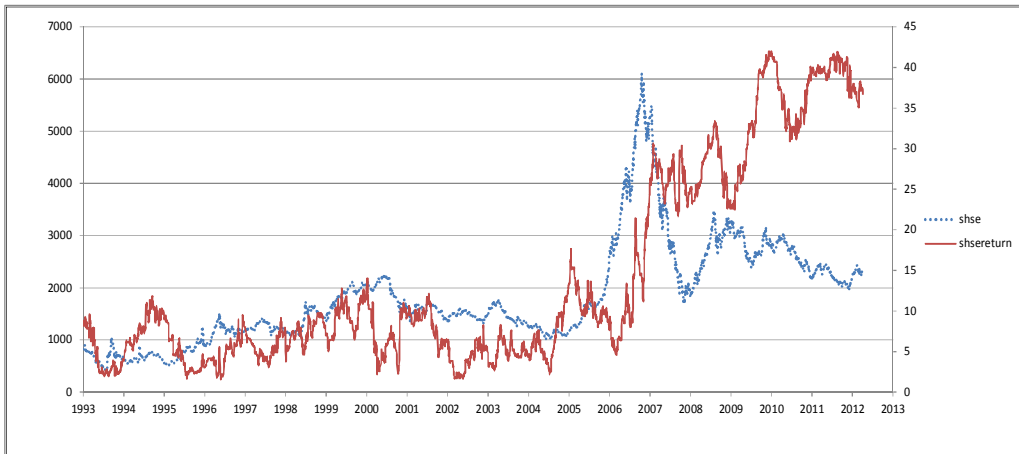
다음에 우리는 <그림 7>, <그림 8>과 <그림 9>를 통해 홍콩, 대만, 미국주식시장의 수익률의 유입전이효과가 살펴본다. 각 그림에 의해 세 시장의 수익률의 유입전이효과가 다 상승하는 추세를 가지며 대부분 기간에서 반비례로 움직인 모습을 나타냈다. 즉 주가지수 상승할 때 유입전이효과가 하락하며 주가지수 하락할 때 유입전이효과가 상승하는 것이다. 그리고 우리는 차트로 보면 홍콩, 대만, 미국시장의 유입전이효과는 1997년 IMF위기, 2001년 9·11테러사건, 2007년 미국 서브프라임위기, 2010년 유럽재정위기에 상승하는 현상이 나타났다. IMF위기에는 홍콩주식시장이 얻은 유입전이효과와 최고치는 37.51%로 나타났다. 그리고 대만주식시장은 수익률의 유입전이효과가 5%에서부터 25.52%로 증가하며 미국시장은 IMF위기에서 외부에서부터 유입된 수익률의 전이효과가 30.06%로 나타났다. 2001년의 9·11테러사건에서 홍콩, 대만, 미국시장은 외부에서부터 미친 수익률의 전이효과가 각각 33.70%, 20.66%, 28.91%로 나타났다. 그리고 2003년에 미국경제의 회복과 IT주식 열풍으로써 홍콩주식시장 수익률의 유입전이효과가 39.81% 유입되었으며 대만주식시장은 수익률의 유입전이효과가 37.51%로 나타났다. 동시에 미국주식시장은 외부시장에서부터 36.12%의 수익률의 전이효과를 유입되었다. 2007년 투자열풍을 나타나며 주가지수가 급등하였다. 같은 해에 미국에서부터 서브프라임위기를 시작하여 전 세계범위로 전파해서 확대되었다. 이 시기에

홍콩, 대만, 미국시장은 주가지수 수익률의 유입전이효과가 각각 49.71%, 49.81%, 38.98%로 나타났다. 2010년에 도래하여 유럽재정위기를 폭발하여 세계 각 주식시장에게 많은 영향을 미쳤다. 그 중에 홍콩, 대만, 미국시장의 수익률의 유입전이효과가 각각 52.38%, 50.11%, 43.03%로 나타났다. 2012년에 유럽재정위기는 계속 악화되므로 홍콩, 대만, 미국시장의 수익률의 유입전이효과가 각각 57.29%, 55.12%, 47.20%로 도달하였다. 이런 현상은 국제경제의 변동은 세 시장에 많은 영향을 미치면서 세 시장이 이런 변동에 대한 민감도를 날로 증가하고 있는 것을 추정될 수 있다.

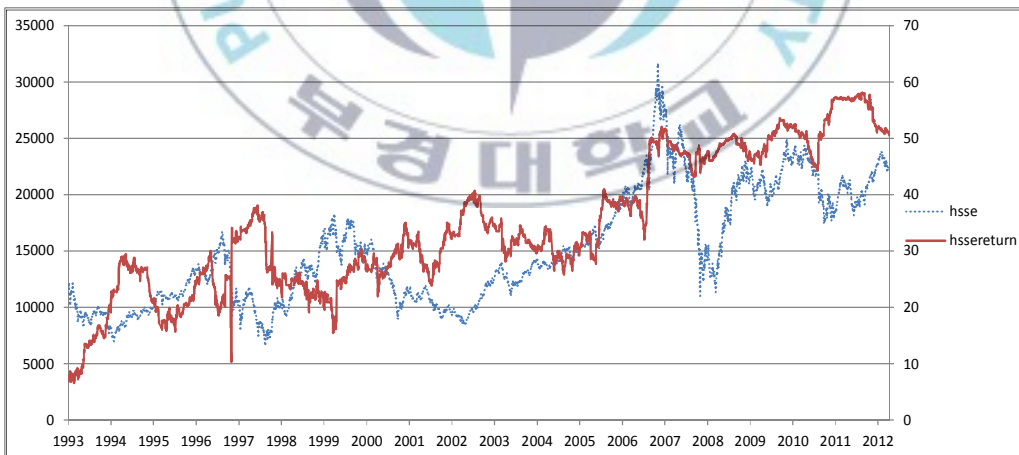
이상 각 시장에 대한 주가지수 수익률의 유입전이효과를 분석하므로 우리는 중국 주식시장은 2007년 이전에 유입전이효과가 현저하게 나타나지 않으며 중국정부는 일련의 개혁을 실시하여 중국 주식시장이 날로 개방되면서 유입전이효과가 계속 상승하고 국제시장간 동조화현상을 나타난 것을 밝혔다. 동시에 홍콩, 대만, 미국주식시장의 주가지수 수익률의 유입전이효과를 각 경제변동시기의 크기를 확인하며 각 시장은 외부영향에 대한 민감도를 날로 상승하고 있는 것을 나타냈다.



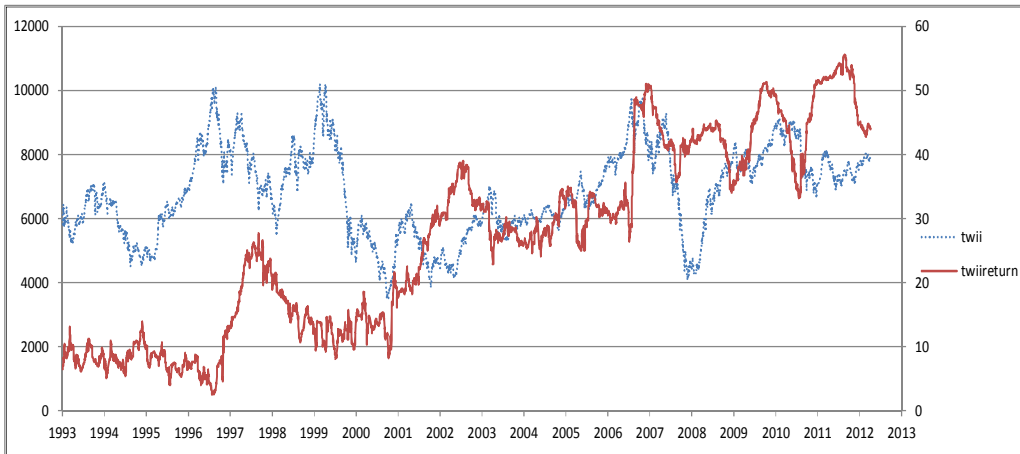
<그림 6>중국 주식시장 수익률의 유입전이효과 와 주가지수



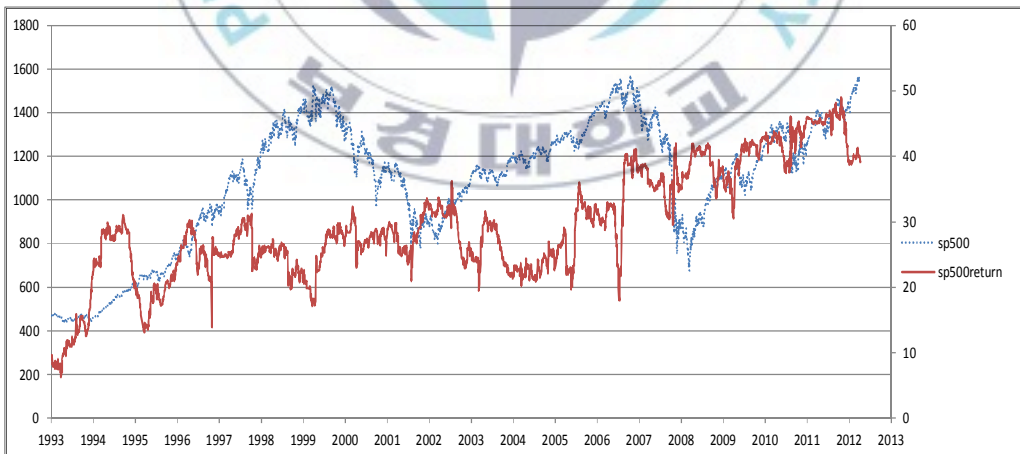
<그림 7>홍콩 주식시장 수익률의 유입전이효과 와 주가지수



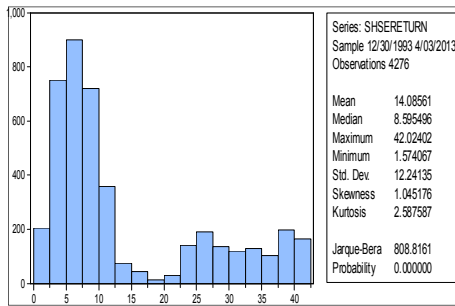
<그림 8> 대만 주식시장 수익률의 유입전이효과 와 주가지수



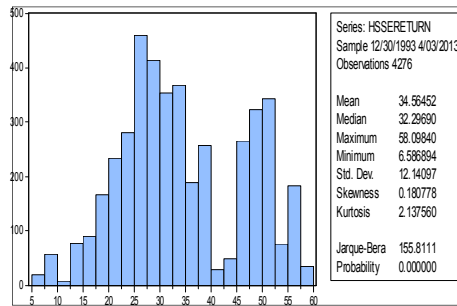
<그림 9> 미국 주식시장 수익률의 유입전이효과 와 주가지수



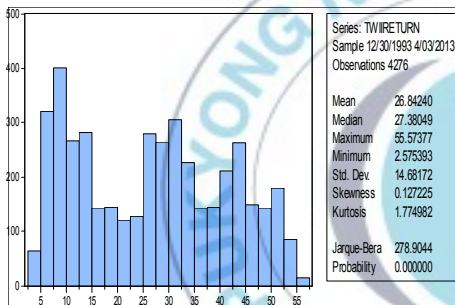
<그림 10> 중국시장 수익률의 유입 전이효과 통계치



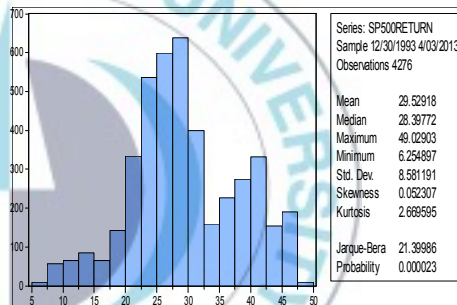
<그림 11> 홍콩시장 수익률의 유입 전이효과 통계치



<그림 12> 대만시장 수익률의 유입 전이효과 통계치



<그림 13> 미국시장 수익률의 유입 전이효과 통계치



<표 4-6> 각 국가 주가지수와 주가지수 수익률의 유입전이효과의 회귀계수

	1993y-2013y	1999y-2006y	2007y-2013y
중국	0.0002	0.0021	-0.0033
홍콩	0.0000	0.0000	-0.0007
대만	-0.0004	-0.0002	-0.0025
미국	-0.0028	-0.0002	-0.0162

주: 상관계수는 방정식 $Y = \alpha + \beta \cdot T + \gamma \cdot X$ 로 회귀분석을 통해 상관계수 γ 을 얻었다. 여기에 Y 는 주가지수, T 는 시간, X 는 주가지수 수익률의 유입전이효과이다.

<그림-14>과 <그림-17>은 각 국가별 변동성의 유입전이효과의 차트를 나타냈다. 각 국가의 주식시장 변동성의 유입전이효과가 수익률의 유입전이효과와 거의 비슷하게 나타났다.

<그림-18>과 <그림-21>은 각 시장의 변동성 유입전이효과의 통계표를 나타냈다. 변동성의 유입전이효과의 차트에 의해 우리는 각 시장은 유입전이효과가 상승하는 추세를 가지고 있는 것을 확인할 수 있다. 그리고 각 시장의 변동성 유입전이효과의 통계표를 살펴보면 중국시장은 전체기간에서 제일 낮은 평균치 6.07%로 나타났다. 홍콩시장은 전체기간에서 변동성 유입전이효과가 제일 높게 나타나며 미국시장과 대만시장의 변동성의 유입전이효과의 평균치는 거의 똑같이 나왔다.

중국 주식시장 주가지수 변동성의 유입전이효과의 차트를 살펴보면 수익률의 유입전이효과와 유사하게 2007년 이후에 변동성의 유입전이효과가 급등하였다. 2007년 이전에 변동성의 유입전이효과가 크지 않고 3.07% 근처에 갔다 왔다 하고 있었다. 2007년 말에는 유입전이효과가 급등하며 그 이후에 계속 상승하는 추세를 유지하면서 움직이고 있다.

중국 주식시장 주가지수 변동성의 유입전이효과에 대한 더 구체적으로 살펴보면 1997년에 IMF위기의 시기에 유입전이효과를 상승하고 2001년에 중국 WTO회원국을 가입되므로 유입전이효과가 커지며 2007년에 미국에서부터 발생한 서브프라임위기의 영향에 미치기 때문에 유입전이효과를 지속적으로 상승하였으며 13.50%에 도달하였다. 그리고 2010년에 유럽재정위기에 중국주식시장의 변동성의 유입전이효과가 23%에 도달하며 2012년에 유럽재정위기의 악화되기에 따라 중국주식시장의 변동성의 유입전이효과가 28%로 나타났다. 이런 변화를 통해 중국주식시장은 날로 개방되고 있는 것을 추정될 수 있다.

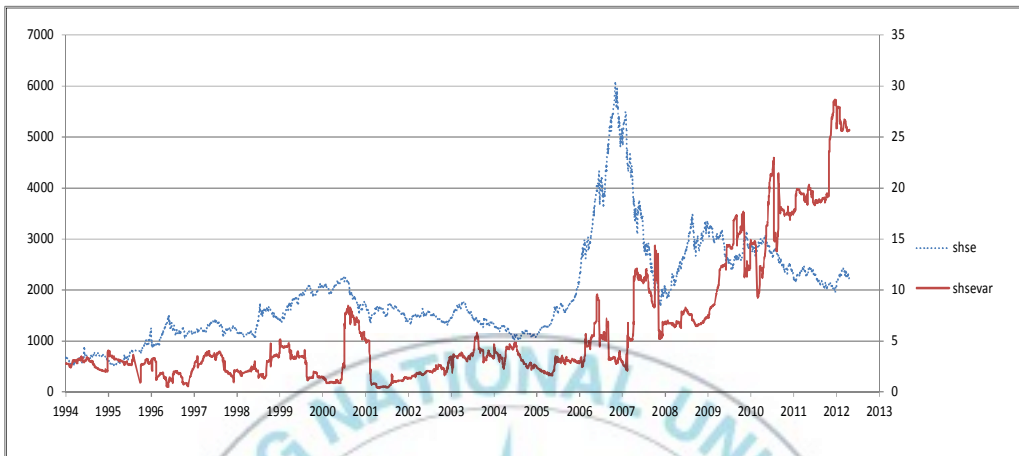
다음에 우리는 홍콩, 대만, 미국주식시장 주가지수 변동성의 유입전이효과에 대한 살펴보면 1997년에 IMF위기에 홍콩, 대만, 미국주식시장은 변동성의 유입전이효과가 모두 상승하는 모습을 나타나며 유입전이효과의 크기는 각각 11.31%, 15.04%, 20.51%이다. 2001년 9·11테러사건의 영향에서 홍콩시장의 변동성의 유입전이효과가 9.63%의 크기를 나타나지만 대만시장은 변동성의 유입전이효과가 2.24%뿐이다. 이 시기에 미국주식시장이 변동성의 유입전이효과가 8.68로 나타났다. 2003년에 미국경제 회복하기에 따라 홍콩, 대만주식시장 변동성의 유입전이효과를 상승하였으며 20.12%와 12.05%

를 나타냈다. 2007년에 미국발 서브프라임위기에 각 시장 변동성의 유입전 이효과가 급등하고 홍콩시장은 변동성의 유입전이효과가 35.30%를 나타나고 대만 시장은 변동성의 유입전이효과를 21.20%로 나타나며 미국시장은 변동성의 유입전이효과를 50.65%에 도달하였다. 2010년에 유럽재정위기를 폭발하여 세계경제에 큰 쇼크를 충격했다. 이 시기의 홍콩, 대만, 미국주식시장의 변동성의 유입전이효과크기는 각 41.65%, 33.77%, 30.11%로 나타났다. 그 후에 유럽재정위기의 확산하여 2012년에 홍콩, 대만, 미국시장의 변동성의 유입전이효과가 50.37%, 44.28%, 46.28%에 도달한다.

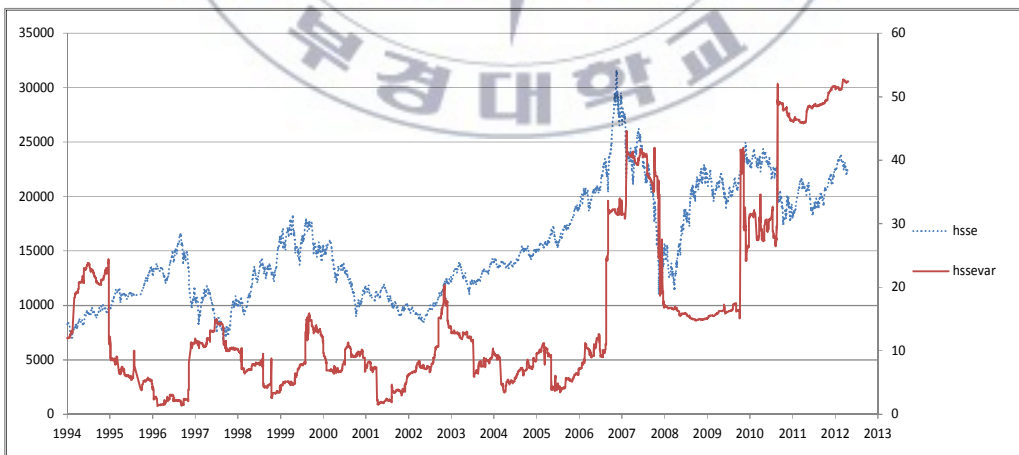
앞에 주식시장 주가지수 수익률의 전이효과를 살펴본 결과가 나온 듯이 중국주식시장은 2007년 이전에 유입전이효과가 현저하게 나타나지 않았다. 중국 주식시장의 개혁 및 발전하기에 따라 외국자본이 중국금융시장에 유입함을 날로 증가하여 국제금융시장간의 연동관계를 날로 강한 모습을 나타냈다. 국제시장에서 활발한 홍콩, 대만, 미국주식시장은 세계경제가 파동이 커질 때 외부로부터 많은 영향을 유입한 것을 확인하였다.



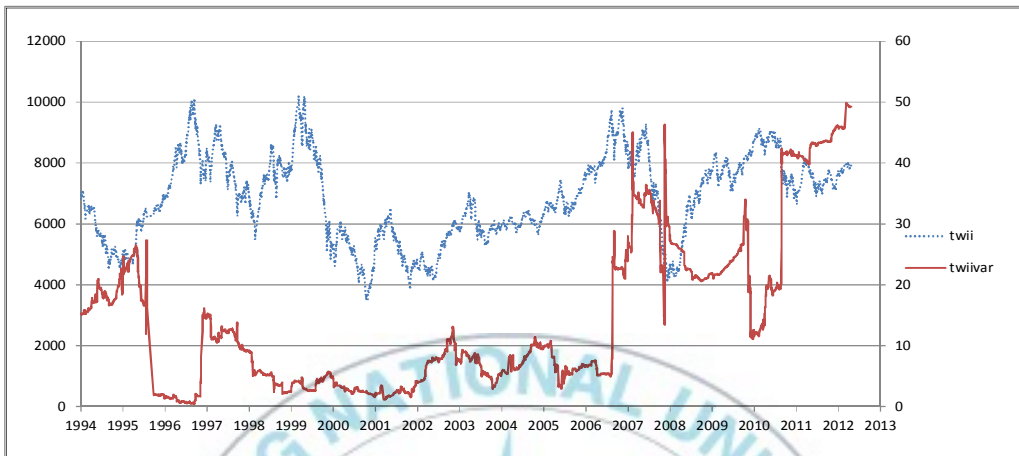
<그림 14>중국 주식시장 변동성의 유입전이효과 및 주가지수



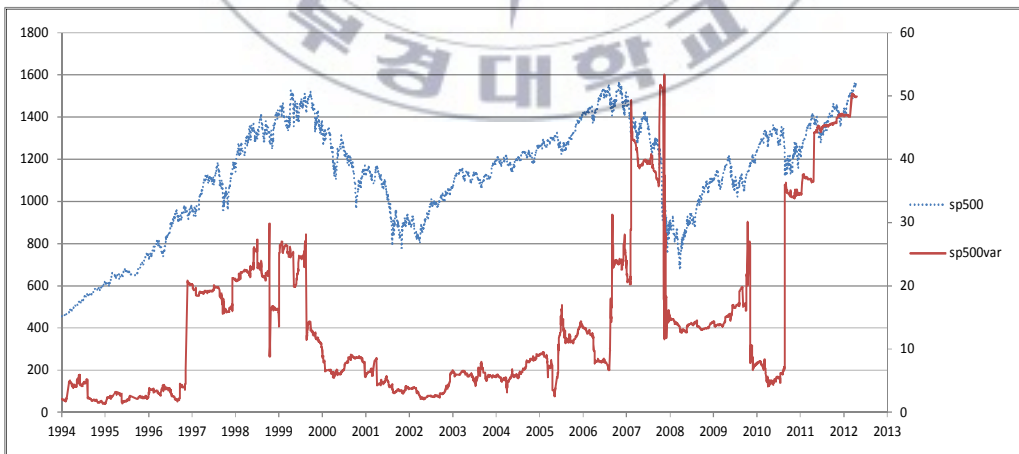
<그림 15>홍콩 주식시장 변동성의 유입전이효과 및 주가지수



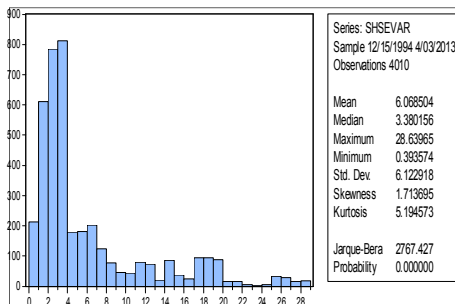
<그림 16>대만 주식시장 변동성의 유입전이효과 및 주가지수



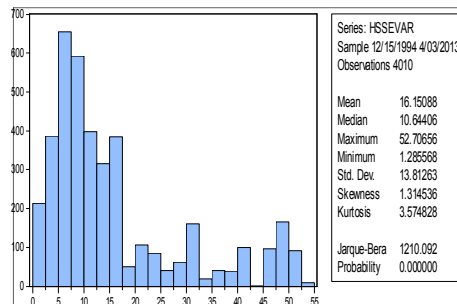
<그림 17>미국 주식시장 변동성의 유입전이효과 및 주가지수



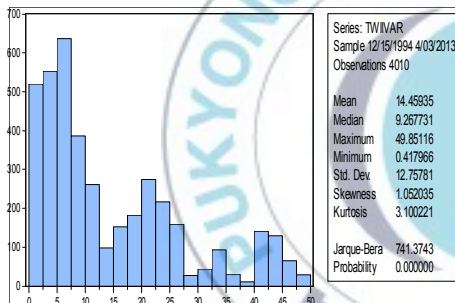
<그림 18>중국 주식시장 변동성의
유입전이효과 통계치



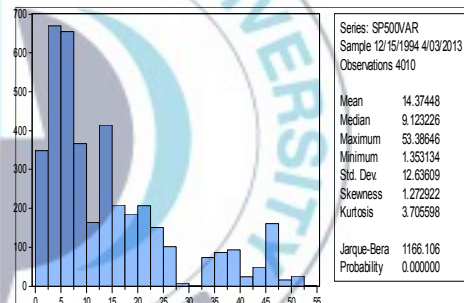
<그림 19>홍콩 주식시장 변동성의
유입전이효과 통계치



<그림 20>대만 주식시장 변동성의
유입전이효과 통계치



<그림 21>미국 주식시장 변동성의
유입전이효과 통계치



<표4-7> 각 국가 주가지수와 주가지수 변동성의 유입전이효과와 회귀계수

	1994y-2013y	1994y-2006y	2007y-2013y
중국	-0.0199	0.0129	-0.0059
홍콩	0.0021	0.0059	-0.0062
대만	0.0015	0.0003	-0.0090
미국	0.0062	0.0102	-0.0032

주: 상관계수는 방정식 $\ln Y = \alpha + \beta \cdot T + \gamma \cdot X$ 로 회귀분석을 통해 상관계수 γ 을 얻었다.
여기에 $\ln Y$ 는 주가지수의 로그수치, T 는 시간, X 는 주가지수 수익률의 유입전이효과이다.

5. 순수 전이효과(net spillover) 분석

각 국가주식시장의 전이효과의 변화하는 추이를 파악하기 위해 우리는 각 국가 주식시장의 순수전이효과를 살펴봤다. 순수전이효과이란 한 국가가 타 국가에게 유출된 전이효과와 타 국가로부터 유입된 전이효과간의 차이를 말한다. <그림 22>는 각 국가별 주가지수 수익률의 순수전이효과를 나타냈다. 그림a, b, c, d를 살펴보면 각 국가의 주가지수 수익률의 전이효과가 시간이 흐름에 따라 정(+)과 부(-)의 영역에 왔다 갔다 하고 매우 시간가변적인 것을 확인할 수 있다.

<그림 22.a>는 중국주식시장의 주가지수 수익률의 순수전이효과를 나타냈다. 그림으로 살펴보면 중국주식시장의 순수전이효과가 정(+)과 부(-)의 영역에 갔다 왔다 하고 시간가변성을 가지는 것이 확인하였다. 1997년에 IMF 위기에서 중국주식시장이 외부시장에 17%의 순수전이효과를 유출됐다. 2003년과 2006년에 외부시장에게 미친 영향을 각각 8%와 9%로 나타냈다. 2007년에 들어가서 중국주식시장이 지속적으로 영향을 받는 모습을 보여줬다. 이것을 중국주식시장이 개방되므로 국제시장의 영향을 많이 받으며 국제시장과 연관성을 증가하고 있는 것이 추정될 수 있다.

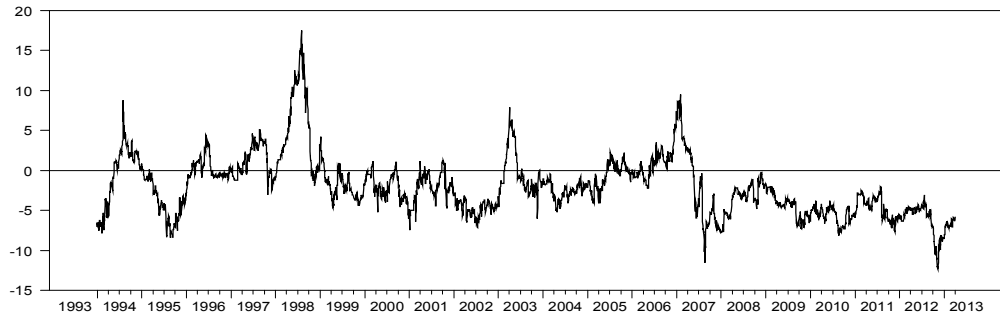
<그림 22.b>는 홍콩주식시장의 주가지수 수익률이 순수전이효과를 나타냈다. 그림으로 살펴보면 홍콩주식시장의 주가지수 수익률의 순수전이효과가 대부분 기간에 정(+)의 영역에서 있는 것이 확인할 수 있으며 외부시장에 영향을 많이 미친 것을 추정될 수 있다. 특히 서브프라임위기 이후에 외부시장에 미친 영향을 급격히 상승하였다.

<그림 22.c>에서 대만 주식시장 주가지수 수익률의 순수전이효과 확인해보면 순수전이효과가 정(+)과 부(-)의 영역에 갔다 왔다 하면서 매우 시간가변적인 것을 나타냈다. 대만시장은 외부시장에게 준 영향과 받은 영향을 거의 비슷하게 나타냈다. 2011년에 들어가서 외부시장에게 영향을 미치고 있는 것을 나타냈다.

<그림 22.d>에서 미국주식시장의 주가지수 수익률의 순수전이효과를 나타냈다. 미국주식시장 수익률의 순수전이효과가 대부분 기간에 부(-)의 영역에서 머무르고 외부로부터 영향을 많이 받은 시장인 것을 확인할 수 있다. 서브프라임위기 발생할 때 미국주식시장이 순수전이효과가 급격히 하락하며 -23%의 영향을 받은 것을 확인할 수 있다. 유럽재정위기의 환경에서 미국주식시장이 지속적으로 영향을 받은 모습을 나타냈다.

<그림 22> 국가별 순수 전이효과(net spillover)

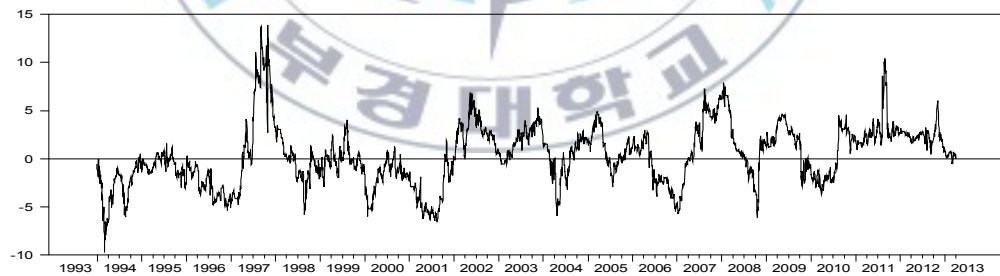
a. 중국 주가지수 수익률의 순수전이효과



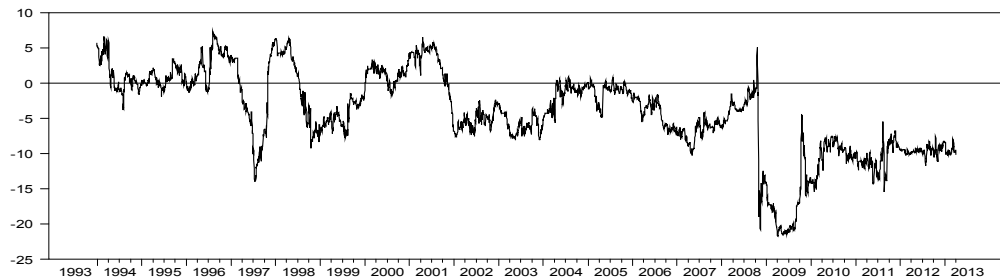
b. 홍콩 주가지수 수익률의 순수전이효과



c. 대만 주가지수 수익률의 순수전이효과



d. 미국 주가지수 수익률의 순수전이효과



<그림 23>에서는 국가별 변동성의 시간가변 순수 전이효과(net spillover)가 제시되었다. 국가별 변동성의 순수전이효과가 역시 시간 가변적인 것을 확인할 수 있다. 각 국가에 대한 변동성 순수 전이효과가 시간에 따라 양과 음의 영역을 왔다 갔다 한다.

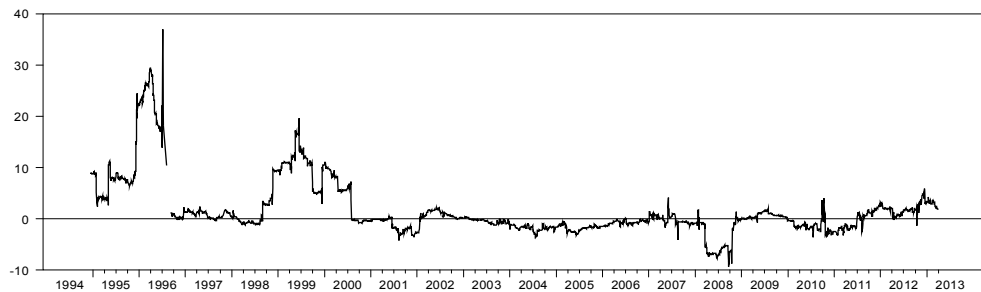
<그림 23.a>에서는 중국 주식시장 변동성의 순수전이효과를 살펴보면 1995년과 1997년부터 2000년까지 이 기간에 순수전이효과가 양(+)의 값을 가지고 2008년에 부(-)의 값을 가지고 있는 사실을 확인할 수 있다. 2011년 이후에 변동성의 순수전이효과가 양(+)의 값에 들어가지만 수치가 좀 낮게 나타났다. 이것을 중국주식시장의 변동이 타 시장에게 영향을 미칠 수 있다는 것을 추정될 수 있다는 의미하며 국제금융시장과 연동성이 커진 것을 추정될 수 있다.

홍콩주식시장의 주가지수 변동성의 순수전이효과가 <그림 23.b>에서 나타났다. 홍콩주식시장은 IMF위기 발생하는 시기에 순수전이효과가 양(+)의 값을 가지고 있었다. 2007년 이후 서브프라임위기에 순수전이효과가 급격히 변화하고 -15%에 2010년의 25%에 도착하며 외부시장에게 영향을 많이 미친 것을 나타났다. 유럽재정위기 발생하기에 따라 변동성의 순수전이효과가 급락하여 외부시장에게 미친 영향력을 작아지며 2012년에 영향을 받은 모습을 나타났다. <그림 23.c>에서는 대만주식시장의 주가지수 변동성의 순수전이효과가 나타났다. 그림으로 살펴본 결과는 대만주식시장은 2008년 서브프라임위기에 영향을 많이 받은 것을 확인할 수 있다. 그리고 2010년에 유럽 재정위기 발생한 후에 대만 주식시장의 변동성이 외부시장에게 영향을 미친 것을 나타났다.

<그림 23.d>에서 미국주식시장의 주가지수 변동성의 순수전이효과를 살펴보면 대부분 기간에 변동성의 순수전이효과가 음(-)의 영역에서 머무르고 영향을 받은 상태를 확인할 수 있다. 특히 IMF위기, 서브프라임위기, 유럽 재정위기의 세 시각에서 영향을 현저하게 받은 것이 나타났다.

<그림 23> 국가별 변동성의 순수전이효과(net spillover)

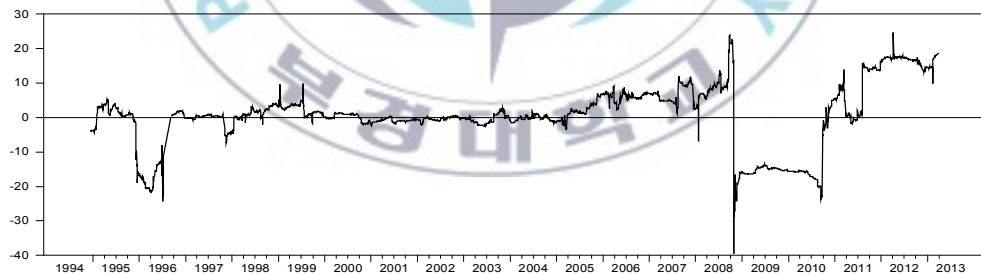
a. 중국 주가지수 변동성의 순수전이효과



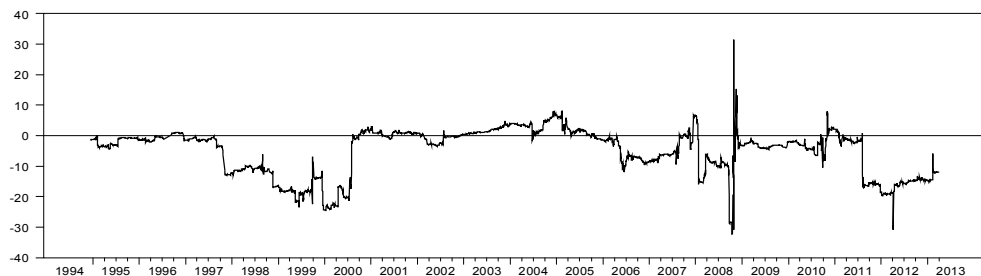
b. 홍콩 주가지수 변동성의 순수전이효과



c. 대만 주가지수 변동성의 순수전이효과



d. 미국 주가지수 변동성의 순수전이효과



6. 중국을 중심으로 쌍별 전이효과 분석

중국주식시장의 전이효과가 구체적으로 변화하는 과정을 파악하기 위해 본 절에서는 중국주식시장을 중심으로 홍콩, 대만, 미국주식시장과 1대1로 쌍별 전이효과를 분석하였다. <그림 24>는 중국주식시장과 홍콩, 대만, 미국주식시장의 주가지수 수익률의 쌍별 전이효과를 나타냈다.

<그림 24.a>는 중국주식시장이 홍콩주식시장에게 유출된 전이효과를 나타냈다. 그림으로 살펴보면 IMF위기에서 중국주식시장이 홍콩주식시장에 12%의 영향을 준 것으로 나타났다. 2005년에 중국주식시장은 주권분치개혁을 실시하여 홍콩시장에 전이효과를 유출한 것을 나타냈다. 2007년의 서브프라임위기에 중국주식시장이 홍콩주식시장에 유출된 전이효과가 급격히 상승하는 모습을 나타나며 영향력이 19%에 도달하였다.

<그림 24.b>를 살펴보면 홍콩주식시장이 중국주식시장에 유출된 전이효과를 나타냈다. 1995년에 홍콩주식시장에서 중국주식시장에 8%의 전이효과를 보였다. 이 시기에 홍콩본토의 기업이 중국내륙에 이전하기에 따라 중국경제에 적극적인 영향을 미쳤다. 2001년에 9·11테러사건의 영향이 홍콩을 통해 중국주식시장에 영향을 미친 것을 추정할 수 있다. 2007년의 서브프라임위기에 홍콩주식시장이 중국주식시장에 미친 영향을 급등하여 지금까지 24%에 도달하였다. 그림으로 살펴보면 중국주식시장과 홍콩주식시장간의 연관성을 2007년 이전에 존재하지만 현저하게 나타나지 않고 2007년 이후에 두 시장간 연관성을 급격히 높여지며 중국주식시장이 국제적인 시장에 전환하는 의미를 가지고 있다.

<그림 24.c>에서 중국주식시장은 대만주식시장에게 유출된 전이효과를 나타냈다. 1994년에 대만의 기업들이 중국내륙에 진출하여 대만시장의 중간재를 판매함을 늘기에 따라 대만경제의 발전에 추진하였다. 이시기에 중국주식시장은 대만주식시장에 4%의 전이효과가 유출된 것을 그림으로 확인할 수 있다. 1997년의 IMF위기 이후에 중국주식시장의 수익률의 전이효과가 대만에 유출되며 7%에 도달하였다. 2007년 서브프라임위기 이후에 중국주식시장이 대만주식시장에 유출된 전이효과가 지속적으로 상승하는 추세를 나타냈다. 2010년 유럽재정위기에 중국주식시장에서 유출된 전이효과가 급격히 올라가며 14%에 도달하였다.

대만주식시장은 중국주식시장에게 유출된 전이효과가 <그림 24.d>로 나타났다. 그림으로 살펴보면 대만주식시장은 중국주식시장에게 유출된 전이효

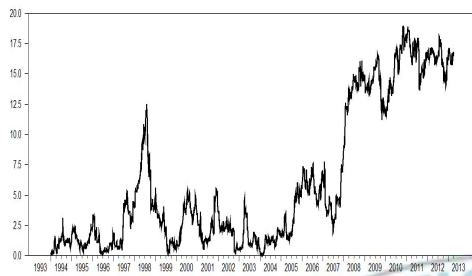
과가 IMF위기 발생할 때 상승하여 7%에 도달하였다. 2005년 이후에 대만주식시장은 중국주식시장에게 유출된 전이효과가 지속적으로 상승하는 모습을 보여줬다. 2007년의 서브프라임위기에 대만주식시장은 중국주식시장에 유출 전이효과가 급등하여 12%에 도달하고 2010년 유럽재정위기 발생하는 시기에 15%에 도달하였다. 중국주식시장과 대만주식시장간 연동성이 2005년 이후에 날로 증가하고 있는 모습을 그림으로 확인할 수 있다.

<그림 24.e>과 <그림 24.f>는 중국과 미국 주식시장간 서로 영향을 미친 정도를 나타냈다. 그림으로 살펴보면 중국과 미국주식시장간 연동성을 현저하게 나타나지 않는 것이 확인할 수 있다. 하지만 1997년 IMF위기에 중국은 미국주식시장에 7.5%의 전이효과를 준 것을 나타냈다. 그리고 2007년 서브프라임위기 이후에 중국과 미국주식시장간의 서로 미친 영향이 상승하는 모습을 나타냈다.

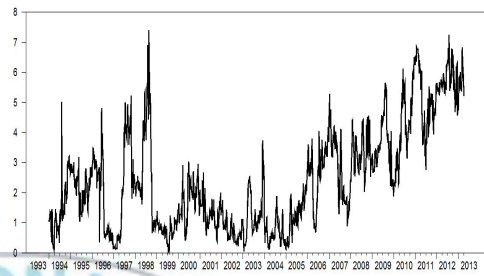
중국주식시장과 세 국가주식시장간 전이효과가 단독적으로 비교해본 결과, 중국주식시장이 홍콩, 대만, 미국주식시장간의 연계관계가 2007년 서브프라임위기 이후에 상승한 모습을 보여줬다. 그리고 중국주식시장은 홍콩주식시장과 서로 미친 영향의 크기는 대만, 미국주식시장간의 상호관계보다 크게 나타나고 미국주식시장과의 상호관계가 제일 낮게 나타났다.

<그림 24> 두 나라 시장간 수익률의 전이효과

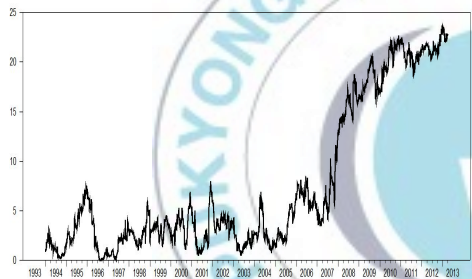
a. 중국 → 홍콩



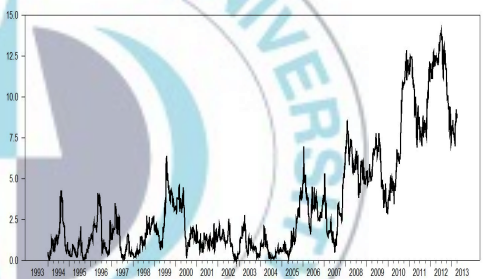
b. 홍콩 → 중국



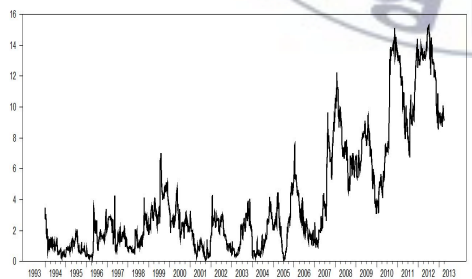
c. 중국 → 대만



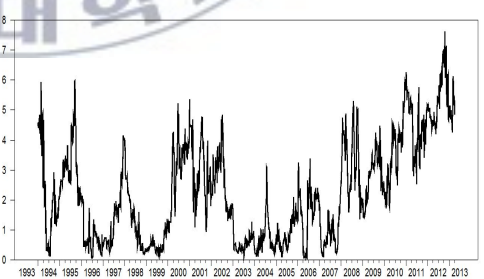
d. 대만 → 중국



e. 중국 → 미국



f. 미국 → 중국



<그림 25>에서는 중국과 홍콩, 대만, 미국주식시장 변동성의 쌍별 전이효과를 제시하였다. 그림으로 살펴본 결과는 수익률의 전이효과와 거의 비슷하게 나타났다.

먼저 중국과 홍콩주식시장의 변동성의 전이효과를 <그림 25.a>와 <그림 25.b>에서 살펴보면 중국주식시장은 1996년에 홍콩주식시장에게 변동성의 전이효과가 유출된 것을 나타났다. 이것은 당시에 중국국유기업자금이 주식시장에 많이 유입해서 변동성이 커지는 요인으로 나타난 것을 추정될 수 있다. 2007년 서브프라임위기에 중국주식시장은 홍콩주식시장에 변동성의 전이효과가 8%로 유출된 것을 나타났다. 그 후에 중국은 홍콩에 유출된 변동성의 전이효과가 상승하는 추세를 가지고 2010년 유럽재정위기의 시기에 급등하며 17.5%에 도달하였다. 홍콩주식시장은 중국주식시장의 방향에 2001년에 변동성의 전이효과가 6% 유출되고 2007년에 9%에 도달하며 지속적으로 올라갔다. 유럽재정위기의 시기에 홍콩주식시장은 중국주식시장에 21%의 전이효과를 유출된 것을 나타났다. 이것이 중국주식시장과 홍콩주식시장이 2007년 이후에 주가지수 변동성의 연관관계를 계속증가 하여 두 시장간 높은 연동성이 존재한다는 것을 추정될 수 있다.

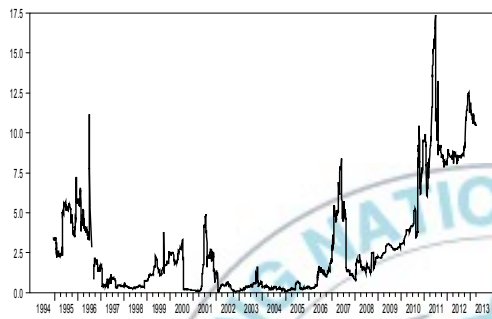
<그림 25.c>와 <그림 25.d>는 중국주식시장과 대만주식시장간 변동성의 전이효과의 흐름을 나타났다. 그림으로 살펴보면 중국주식시장은 1996년에 대만주식시장에 25%의 유출전이효과를 나타났다. 이것이 당시에 중국경제가 풀면서 국유기업자금을 주식시장에 밀려서 주가가 큰 변동을 끌었다. 그 후에 중국주식시장은 대만주식시장에 변동성의 전이효과가 거의 나타나지 않았다. 2011년에 들어가서 중국주식시장은 대만주식시장에 유출된 변동성의 전이효과를 5%로 나타났다. 대만주식시장은 중국주식시장에 유출된 변동성의 전이효과를 살펴보면 2007년 서브프라임위기의 시기에 중국에 유출된 전이효과가 3%로 나타나고 2010년 이후에 전이효과가 급등하여 2013년에 9.5%에 도달하였다.

<그림 25.e>와 <그림 25.f>는 중국주식시장과 미국주식시장간 변동성의 전이효과가 나타났다. 중국주식시장은 IMF위기의 시기에 미국주식시장에 변동성의 전이효과가 유출된 것을 나타났다. 그리고 서브프라임위기에 및 유럽재정위기에 중국은 미국에 변동성의 전이효과가 8%와 10%로 유출된 것을 그림으로 확인할 수 있다. 미국주식시장 중국주식시장에 유출된 변동성의 전이효과가 2001년 9·11테러사건의 시기에 및 2003년 중국 QFII제도를 도입한 후에 나타난 것을 그림으로 확인할 수 있다. 그리고 서브프라임위기에

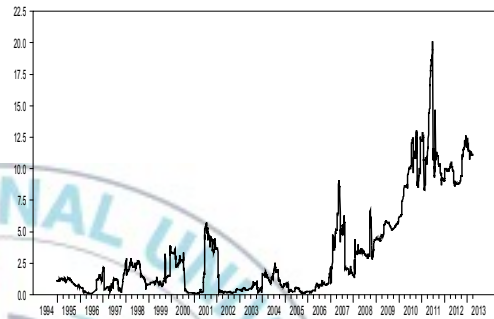
유출된 변동성의 전이효과가 급격히 상승하여 7.5%로 나타나고 유럽재정위기에 유출된 변동성의 전이효과가 6.5%로 나타난 것을 확인할 수 있다. 이것을 중국주식시장은 국제주식시장간의 연동성이 높아지고 있는 것을 의미한다.

<그림 25> 두 나라 시장간 변동성의 전이효과

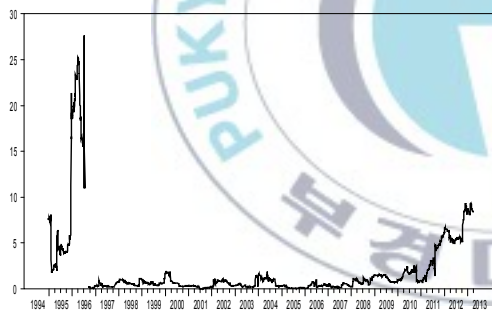
a. 중국 → 홍콩



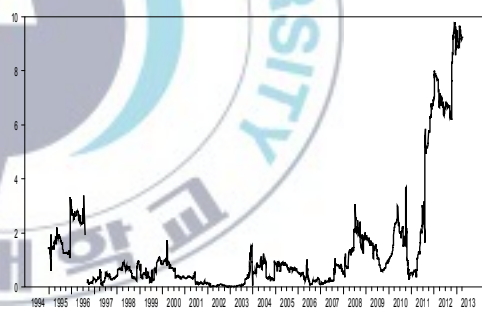
b. 홍콩 → 중국



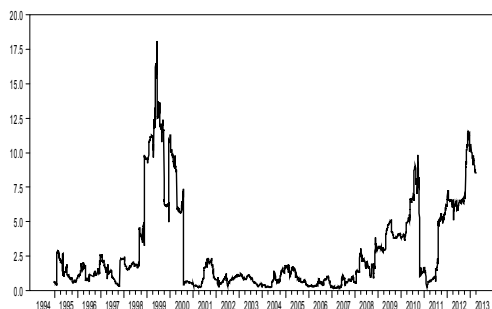
c. 중국 → 대만



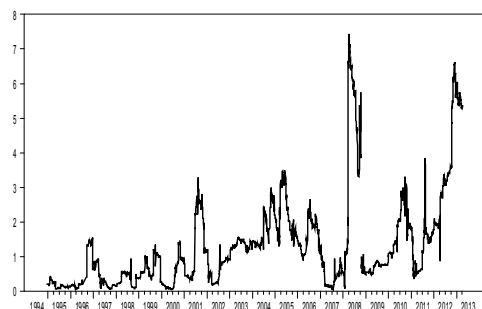
d. 대만 → 중국



e. 중국 → 미국



f. 미국 → 중국



7. 중국을 중심으로 쌍별 순전이효과 분석

중국주식시장은 발전하는 과정에서 외부시장으로부터 받은 영향과 외부시장에 미친 영향을 더욱 구체적으로 살펴보기 위하여 두 시장간 쌍별 순전이효과를 분석하였다. <그림 26>는 중국주식시장과 홍콩, 대만, 미국주식시장의 주가지수 수익률의 쌍별 순전이효과를 나타낸다.

먼저, <그림 26.a>는 중국시장을 중심으로 중국과 홍콩시장간 순수전이효과가 나타낸다. 즉, 중국이 홍콩에 미친 영향에서 홍콩이 중국에 미친 영향을 뺀 값이다. 따라서 양수는 중국이 홍콩에 영향을 더욱 크게 미쳤다는 의미이며 음수는 홍콩이 중국에 더욱 영향을 미쳤다는 의미이다. 그림으로 살펴보면 순수전이효과가 매우 시간가변적인 것이 확인할 수 있다. 1997년 IMF위기에 중국주식시장은 홍콩주식시장에 10%의 영향을 미친 것을 나타냈다. 그 후에 순수전이효과가 계속 정(+)과 부(-)의 영역에 갔다 왔다 하고 2007년 서브프라임위기 이후에 중국주식시장은 지속적으로 홍콩주식시장으로부터 영향을 받은 것을 나타내며 2012년 말에는 제일 낮은 -7.5%에 도달하였다.

다음에 <그림 26.b>에서 나타난 중국주식시장과 대만주식시장간 주가지수 수익률의 순수전이효과를 살펴보면 시간가변적인 속성을 가지고 있는 것을 확인할 수 있다. 중국과 대만간의 수익률의 순수전이효과가 2007년 이전에는 계속 정(+)과 부(-)의 영역에 갔다 왔다 하며 서로 미친 순수한 영향이 현저하게 나타나지 않았다. 하지만 2007년 서브프라임위기에 중국주식시장은 대만주식시장으로부터 -6%의 순수 전이효과가 나타나며 지금까지 순수전이효과가 지속적으로 부(-)의 영역에서 머무르고 중국주식시장이 대만주식시장으로부터 영향을 받은 것을 의미하였다.

마지막에 <그림 26.c>에서 중국주식시장과 미국주식시장의 주가지수 수익률의 순수전이효과를 살펴봤다. 순수전이효과가 정(+)과 부(-)의 영역에 갔다 왔다 하므로 시간가변적인 것을 확인할 수 있다. 2001년 9·11테러사건에 -4%의 순전이효과를 받고 2005년 중국정부 주권배치 개혁한 후에 미국시장에 영향을 미친 것을 나타냈다. 2007년 서브프라임위기에 미국에 3%의 영향을 미친 것을 알 수 있다. 그 이후에 순수전이효과가 대부분 기간에 정(+)의 영역에 머무르지만 영향력이 크게 나타나지 않았다. 이것은 중국주식시장과 국제주식시장간의 연동성을 존재하지만 낮은 영향력이 의미하였다.

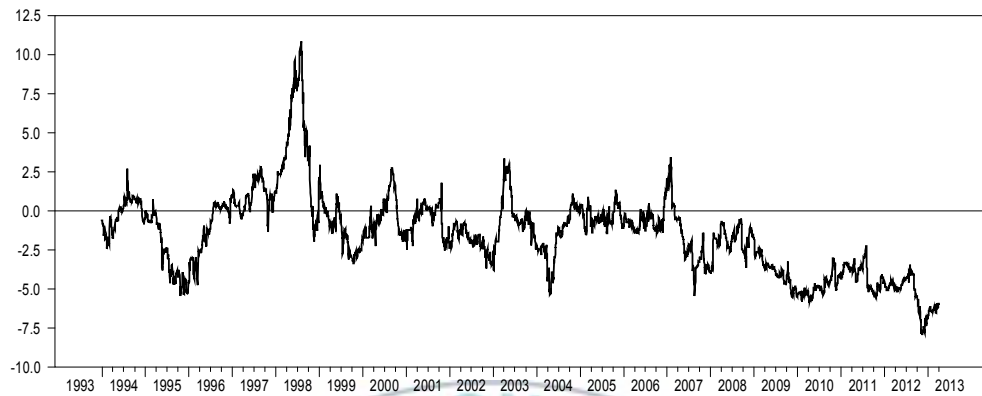
Pair순수전이효과를 분석한 결과는 중국주식시장과 홍콩, 대만, 미국주식

시장간의 순수전이효과가 다 시간가변적인 속성을 갖고 있는 것을 확인하였다. 그리고 중국주식시장은 다른 세 주식시장으로부터 받은 영향이 홍콩의 미친 영향력이 제일 큰다는 것을 나타냈다.

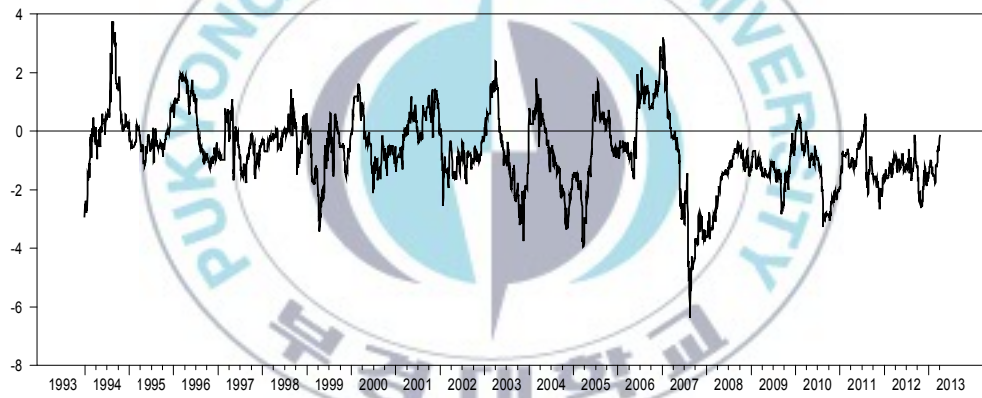


<그림 26> 수익률의 쌍별 순전이효과(pair net spillover)

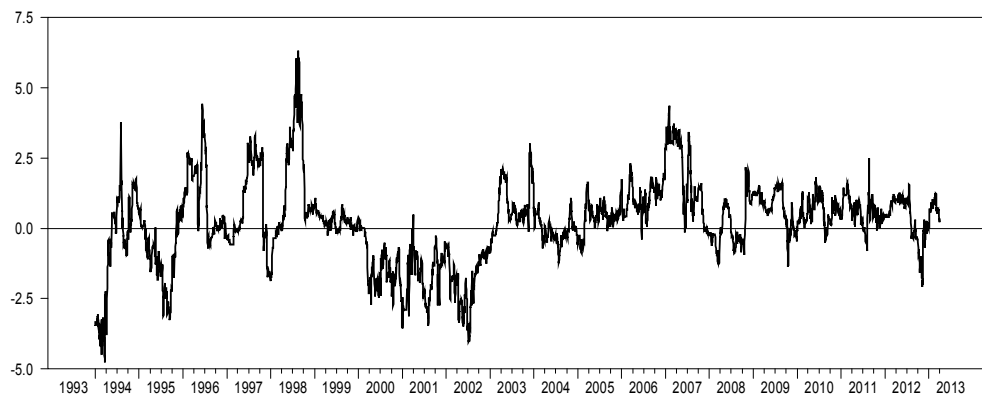
a. 중국 <-> 홍콩



b. 중국<-> 대만



c. 중국 <-> 미국



<그림 27>는 중국주식시장과 홍콩, 대만, 미국주식시장의 주가지수 변동성의 쌍별 순전이효과를 나타낸다. 수익률의 쌍별 순전이효과와 유사하게 시간가변적인 것을 나타냈다.

<그림 27.a>에는 중국과 홍콩시장간의 연계이다. 1996년이전에는 중국이 홍콩에 영향을 더욱 크게 미쳤으나 1997년 이후에는 홍콩주식시장으로부터 영향을 받은 것으로 확인할 수 있다. 2007년 서브프라임위기에 중국주식시장이 홍콩주식시장으로부터 -2.5%의 영향을 받으며 2010년 유럽재정위기에 -6%의 영향을 받았다.

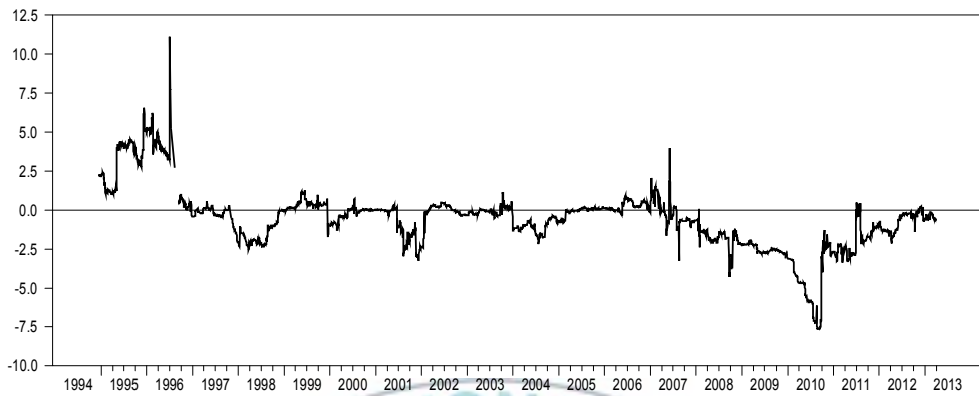
<그림 27.b>는 중국과 대만주식시장간의 주가지수 변동성의 순수전이효과를 살펴보면 1995년에 23%의 영향을 미치며 그 이후에 서로간의 변동성의 영향은 현저하게 나타나지 않았다.

<그림 27.c>에서 중국과 미국주식시장간의 주가지수 변동성의 순수전이효과를 살펴보면 IMF위기에 중국이 미국에 18%의 영향을 미치며 2007년 서브프라임위기에 미국으로부터 -5%의 영향을 잠깐 받지만 2008년 이후에 미국시장에 평균적인 3%의 영향을 미쳤다. 그리고 2010년 유럽재정위기에 들어가서 중국주식시장이 미국주식시장에 3%의 영향을 미친 것을 나타냈다.

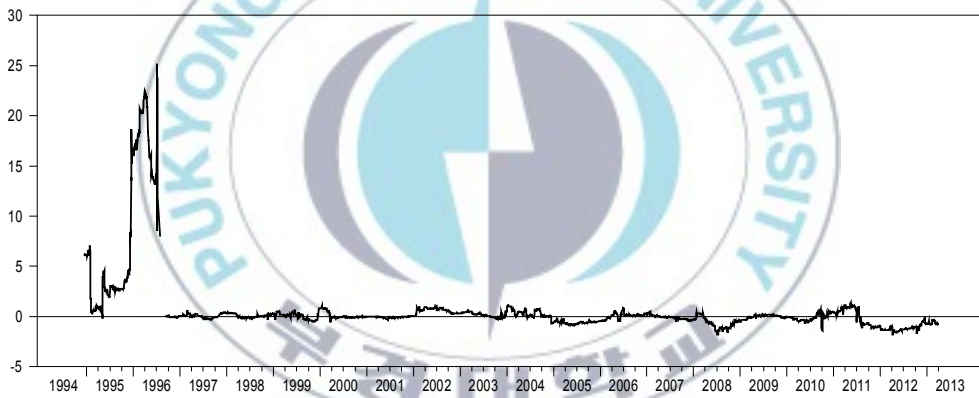
변동성의 Pair순수전이효과를 분석하기에 따라 홍콩주식시장은 중국주식시장에 영향을 많이 미친 것을 추정할 수 있다. 그리고 대만시장과의 변동성 순수전이효과가 현저하게 나타나지 않은 것을 알 수 있다. 그리고 금융위기가 발생한 시점에 중국주식시장이 미국주식시장에 영향을 준 것으로 나타났다.

<그림 27> 변동성의 쌍별 순전이효과(pair net spillover)

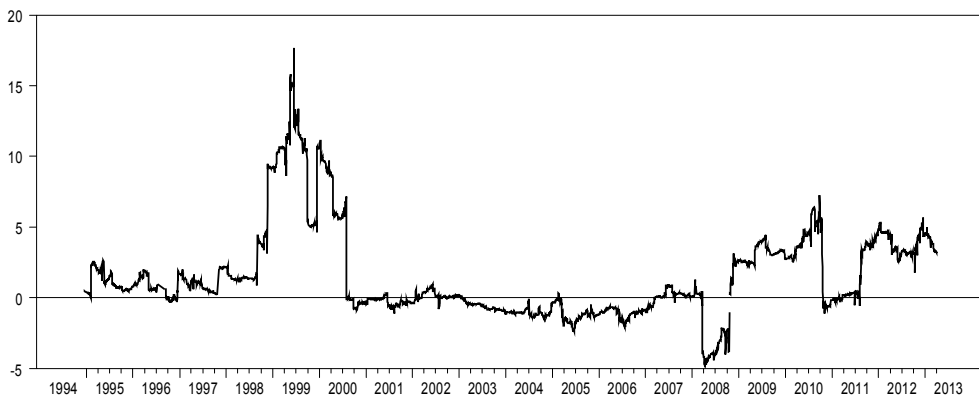
a. 중국 <-> 홍콩



b. 중국<-> 대만



c. 중국 <-> 미국



제5장 결론

본 연구에서는 중국주식시장을 중심으로 중국, 홍콩, 대만, 미국 4개국 주식시장간의 수익률 및 변동성의 전이효과를 단기적 관점에서 동태적으로 분석하였다. 대부분 기존연구에서는 국가별 공적분관계나 그랜저인과관계를 연구하였는데 금융시장에서는 단기적인 관계의 연구가 더욱 의미 있을 수 있다. 이런 각도에 착안해본 연구는 벡터자기회귀모형과 일반화 예측오차분산분해 모형을 이용하여 분석하였으며 Diebold and Yilmaz(2012)의 전이효과 지수 개념을 적용하였다. 실증분석 결과, 본 연구는 아래와 같은 중요한 사실들을 확인할 수 있었다.

첫째, 전체기간에 대해서 분석한 결과 중국 주식시장은 홍콩, 대만, 미국 주식시장에 비하여 상대적으로 매우 독립적인 것으로 확인되었다. 1993년 1월 7일부터 2013년 4월 3일까지의 일별 주가지수에 대하여 분석한 결과, 19%의 총전이효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이것은 평균적으로 한 나라 주가지수수익률의 예측오차 분산의 19%는 타 나라 주식시장의 주가지수수익률의 충격으로 설명될 수 있다는 의미이다. 그러나 중국의 경우 4.1%에 불과하였다. 한편 전체기간에 대한 변동성 총전이효과는 6.7%로 나타났으나 중국의 경우는 0.4%에 불과하였다.

둘째, 그러나 중국 주식시장 역시 글로벌화가 진행되면서 타 시장과의 연계가 급속히 강화되고 있는 것으로 나타났다. 전이효과의 시간가변 속성을 파악하기 위하여 수익률에 대해서는 250일, 변동성에 대해서는 500일 표본이동분석(rolling sample analysis)을 실시한 결과, 중국주식시장의 전이효과 역시 급격히 상승하고 있는 것으로 나타났다. 수익률 유입전이효과의 경우 2006년까지는 거의 10% 아래 수준에 머물렀으나 2007년 이후 급격히 상승하여 2010년 이후에는 40% 수준까지 상승하였다. 다른 3국 역시 전이효과가 지속적으로 증가하였는데 이는 글로벌 금융시장의 동조화를 의미하는 것이며 중국 역시 2000년대 후반 들어서 글로벌 금융시장으로 강하게 편입되고 있다는 것을 확인할 수 있다.

셋째, 전이효과는 주식시장 시황과 반비례하는 모습을 보이는데 중국 역시 2007년 이후에는 유사한 모습을 보이게 되었다. 홍콩, 대만, 미국은 전반적으로 주가수준이 높을 때 전이효과가 감소하고 불황일 때 전이효과가 증가하는 것으로 나타났다. 즉, 불황에서 글로벌 동조화가 더욱 심화되는 것이다. 중국의 경우도 2006년까지는 이러한 반비례 현상이 관찰되지 않았으나

2007년 이후에는 전이효과의 급등과 더불어 전이효과와 시황의 반비례 현상이 관찰되었다.

넷째, 중국 주식시장은 타 시장에 미치는 영향보다는 타 시장으로부터 받는 영향이 큰 수동적 시장인 것으로 나타났다. 즉, 수익률의 순전이효과를 살펴보면 거의 대부분 기간에서 음(-)의 값을 보여 타 시장으로부터 유입되는 전이효과가 유출전이효과를 압도하는 것으로 나타났다. 중국이 실물경제에서는 그 영향력이 급격히 증가하고 있지만 여전히 금융시장의 선진화는 낮은 단계에 머물고 있어서 나타나는 현상일 것이다.

다섯째, 중국 주식시장은 홍콩, 대만, 미국 순으로 연계가 강하며 영향을 많이 받는 것으로 나타났다. 두 국가간 쌍별 전이효과를 살펴보면 특히 홍콩과의 유출입 전이효과가 많이 증가하여 10%를 훨씬 초과하였으며 대만과의 전이효과도 10% 근처까지 증가하였다. 미국과의 전이효과는 증가하였으나 홍콩이나 대만에 비해서는 많이 낮은 상황이다. 이로부터 우리는 중국의 글로벌화가 여전히 중화권의 연계를 거치는 간접적 수준에 머무르고 있다고 유추할 수 있다. 서양의 외국인 투자자가 중국본토에 직접 증권투자를 하는 경우 보다 홍콩에 상장된 중국기업에 더욱 관심을 가지는 것과 무관하지 않을 것이다.

본 연구는 중국시장을 중심으로 홍콩, 대만, 미국의 주식시장간 전이효과를 분석함으로써 중국 주식시장이 개방되면서 국제화되어 가는 추세를 확인하였다. 중국주식시장은 국제시장과의 연계성이 날로 증가하고 있다. 본 연구의 결과는 대 중국에 투자하려는 개인이나 기관 그리고 정책입안자에게 유용한 정보가 될 수 있을 것이다.

참고문헌

- Anders C. Johansson & Christer Ljungwall, "Spillover Effects Among the Greater China Stock Markets", *World Development* Vol.37, No.4, pp.839-851, 2009
- Chien-Chung Nieh & Hwey-Yun Yau, "Time series analysis for the interest rates relationships among China, Hong Kong, and Taiwan money markets", *Journal of Asian Economics* 15, (2004), pp.171-188
- David E. Allen, Ron Amram, Michael McAleer, "Volatility spillover from the chinese stock market to economic neighbours", *Mathematics and Computers in Simulation*, Matcom-3894, No. of Page 20, 2013.
- Eun, C. S. and S. Shim, "International Transmission of Stock Market Movement," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 1989, pp.241-260.
- Glimore, Claire G. and Ginette M. McManus, "International Portfolio Diversification : US and Central European Equity Markets", *Emerging Markets Review*, 3, 2002, pp.69-83
- Hamao, Y.R., R.W. Masulis, and V.K. Ng "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets" *Review of Financial Studies* 3, 1990, pp.281-307
- Hsiao, S. T., M. W. Hsiao, and A. Yamashita, "The Impact of the US Economy on the Asia-Pacific Region: Does It Matter?", *Journal of Asian Economics*, 14, 2003, pp.219-241.
- Hwahsin Cheng, "Dynamic Linkages Between the Greater China Economic Area Stock Markets-Mainland China, Hong Kong, and Taiwan", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 24, 2005, pp.343-357
- Ng, A., "Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin," *Journal of International Money and Finance* 19, 2000, pp.207-233.
- Pesaran and Shin(1998), "Generalized impulse response analysis in

liner multivariate models,” *Economics Letters*, Vol.58, pp.17-29.

俞世典, 陳守東, 黃立華, “主要股票指數的聯動分析”, 《統計研究》8期, 2001, pp42~46

陳守東, 韓廣哲, 荊偉, “主要股票市場指數和我國股票市場間的協整分析” [J], *數量經濟技術經濟研究*, 2003, (5):124-129

張福, 趙華, 趙媛媛, “中美股市協整關係的實證分析”, 《統計與決策》2期, 2004, pp.93-94.

김명균, 최려화, “동아시아 주식시장의 정보이전효과 분석”, *한국재무관리학회, 하계학술대회*, 2005.)

김경원, 최준환, “한국주식시장과 중국 주식시장간의 정보이전효과 연구” *국제 경영연구*, 제17권, 제4호, 31~46 (2006)

김경수, 이경희, “중국, 홍콩 및 미국 주식시장간의 국제적 관련성에 대한 연구” *대한경영학회지* 제 25 권 제3호 (통권92호) 2012년6월 (PP.1745~1767)

박진우 “중국 주식시장의 동조화 현상과 미국시장의 영향에 관한 연구” *국제지역연구* 제12권 제4호 2009년1월30일 PP.285~306.

서석홍 “중국 주식시장의 주권분치(株權分置) 개혁에 관한 연구 ‘동북아 문화연구’ 제29집 (2011) pp.371~395

정진호, 임준형, “한국, 중국, 미국 주식시장간 동조화 현상에 대한 연구” *국제지역연구*, 11(3), 838-867(2007)

장병기, 강주화, “제도변화에 따른 중국주식시장의 글로벌화와 경제변수의 영향력 변화” *‘동북아문화연구’* 제31집 (2012)