

# 미국과 동북아 국가 사이의 금융시장 연계성 분석

이우석\*<sup>1)</sup> · 이한식<sup>2)</sup>

본 논문은 예측오차 분산분해를 다양한 조합으로 구성할 수 있는 네트워크 분석 기법을 이용하여 국가간 금융시장 연계성 메커니즘 변화를 분석하였다. 구체적으로 변동성 전이효과 지수를 추정하고, 이를 토대로 미국과 동북아 3국인 중국, 일본, 한국 금융시장간 연계성 추이를 분석하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 전체기간에 대한 분석 결과, 미국 금융시장에서 일본과 한국 금융시장으로 변동성 전이효과가 두드러지게 나타났으며, 동북아 3국 금융시장간 상호 연관성은 낮은 것으로 나타났다. 그리고 국가간 전이효과와 국가내 전이효과 분석 결과, 국가간 전이효과 보다 국가내 전이효과가 더 크게 추정되었다. 마지막으로 기간별 네트워크 분석 결과, 글로벌 금융위기 기간에는 미국 주식시장이 아시아 3국 외환시장에 가장 큰 영향을 미친것에 반해, 중국의 신창타이(新常態) 기간에는 중국 주식시장을 중심으로 중국 금융시장의 영향력이 점진적으로 증대되는 것으로 분석됐다.

**핵심주제어:** 분산분해, 변동성 전이효과, 네트워크, 금융시장 연계성

**JEL Classification:** C32, G15, F36

---

1) 제1저자, 서강대학교 경제학과 박사과정, woosukone@gmail.com

2) 교신저자, 서강대학교 경제학부 교수, hahnlee@sogang.ac.kr, 서울특별시 마포구 백범로 35(신수동), 우 04107

## I. 서론

전이효과는 금융경제학 분야에서 중요한 연구 주제이다. 특히 금융 및 자본 자유화, 규제완화, 정보기술 발달 등으로 금융시장 통합이 가속화되면서 국가간 금융시장 또는 한 국가내의 금융시장간 전이효과는 피할 수 없는 상황이 되었으며, 이에 대한 연구가 과거부터 활발히 진행되었다.

금융시장간 전이효과에 관한 초기연구는 1987년 10월 미국의 블랙 먼데이 사건 이후 선진국 중심으로 주식시장을 대상으로 진행되어 왔으며, 대표적인 문헌으로는 Eun and Shim(1989), Hamao et al.(1990), King and Wadhvani(1990), Koutmos and Booth(1995) 등이 있다. 이들의 연구에서는 대부분 미국 주식시장의 영향력이 가장 크다는 점과 국가간 전이효과가 존재하는 것으로 분석되었다. 그리고 1997년 아시아 외환위기 이후에는 선진국과 신흥 아시아 주식시장을 대상으로 연구가 진행되었으며, Ng(2000), Lee(2004), Nam et al.(2008) 등은 아시아 신흥 주식시장은 미국 주식시장으로부터 영향을 받는다는 사실을 제시하였다.

한편 중국은 1978년 덩샤오핑의 개혁개방이후 30여년 동안 연 평균 9.7%의 고속 성장세를 유지하며 발전하였다. 특히 2008년 글로벌 금융위기를 계기로 경제 패권국인 미국의 경제적 위상은 심각하게 훼손된 반면, 중국의 부상이 눈에 띄게 진행되었다. 세계경제가 마이너스 성장을 기록한 금융위기 기간에도 중국은 견조한 성장세를 유지하며 세계경제 회복에 기여하였으며, 2010년에는 일본을 제치고 G2국가로 부상하였다. 아울러, 중국은 2013년 전 세계 무역규모 1위 국가가 되었으며 중국의 경제는 인접국인 한국을 비롯하여 전 세계 국가의 경제상황에 영향을 미치게 되었다. 비록, 2014년에 들어서며 중국 경제는 성장률이 둔화되는 ‘신창타이(新常态)’ 시대에 진입하게 되었으나, 앞으로도 중국이 세계 경제에서 차지하는 비중은 높아질 전망이다.<sup>3)</sup>

이와 같이 중국의 실물경제 영향력은 글로벌 금융위기 이후 높아졌으나, 금융시장은 경제규모에 비해 정부의 통제와 규제로 인해 개방도가 낮고 발전 속도가 느린 것이 사실이다. 이에 따라 2000년대부터 중국 금융시장을 대상으로 진행된 연구결과는 대부분 중국 금융시장과 다른 국가 금융시장간 상관관계 또는 전이효과가 제한적이라는 결과를 제시하였다(Huang et al., 2000; Wang and DiIorio, 2007; Lee and Hong, 2009; Lin, 2009; Li, 2012; Long et al., 2014). 그러나 글로벌 금융위기 이후 중국은 금융시장 개방의 필요성을 인정하고 금융개혁을 추진하고 있으며 주식시장 후강통(沪港通)제도 시행, 금리 자유화 및 위안화 국제화 등 다양한 금융개혁을 추진하고 있다.<sup>4)</sup> 따라서 중국 금융시장의 영향력도 점진적으로 증대할 것으로 예상되

3) 신창타이(新常态)는 2014년 5월 시진핑 국가 주석이 중국경제의 새로운 성장패러다임으로 강조한 용어로 신창타이 시대에 진입한 중국경제는 성장세의 약화, 산업구조조정의 지속과 시장기능의 강화, 사회경제적 불평등의 해소 등 성장속도·성장동력·성장내용 등에서의 변화를 추구하고 있다. 한재현(2015) 참조.

4) 후강통 제도는 상하이거래소와 홍콩거래소 간의 교차매매를 허용하는 제도로 그동안 외국인은 중

며, 기존의 미국 금융시장과 더불어 중국 금융시장이 한국 금융시장에 미칠 영향도 증대될 것으로 예상된다.

기존 연구에서는 금융시장 사이의 연계성 분석을 위해 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity)류의 모형을 주로 이용하였다. 그러나 GARCH류의 모형을 이용한 변동성 전이효과 분석은 시간불변이라는 가정하에 전체기간에 대한 평균적인 결과만 제시하며, 시간흐름에 따른 결과는 분석하지 못하는 어려움이 있다. 또한 시간가변 상관성을 고려한 상관관계 분석은 두 시장사이의 상관관계 추이를 분석할 수 있으나, 그 이상의 정보를 파악하는데 한계가 있다.

최근에는 이러한 한계점을 보완하여 분산분해 분석을 기초로 다수의 시장간 연계성을 측정할 수 있는 Diebold and Yilmaz의 연계성 지수를 이용한 연구가 다수 진행되었다. Diebold and Yilmaz(2009)는 글로벌 주식시장간 연계성을 분석하였다. Diebold and Yilmaz(2012)는 미국의 주식, 채권, 외환, 상품시장간의 연계성을 측정하였으며, Diebold and Yilmaz(2016)는 미국과 유럽 금융회사 사이의 연계성을 네트워크 방법론을 활용하여 분석을 시도하였다. 이외에도 주식시장간 연계성(Zhou et.al, 2012; Tsai, 2014), 채권시장간 연계성(Antonakakis Vergos, 2013), 외환시장간 연계성(Antonakakis, 2012; Chang, 2013)을 분석한 연구가 있으며, Liow(2015)는 8개의 신흥국의 주식, 채권, 외환, 리츠 시장을 대상으로 글로벌 금융위기 및 유럽재정위기 기간을 고려하여 연계성을 측정하였다. 한국 금융시장과 관련된 연구로 이우석·이한식(2015)은 한국의 CDS, 주식, 채권, 외환시장을 대상으로 연계성을 분석하였으며, Lee and Lee(2015)는 회사채 시장의 신용 스프레드간 연계성을 측정하였다.

본 논문에서는 예측오차 분산분해를 다양한 조합으로 구성할 수 있는 Diebold and Yilmaz(2016)의 네트워크 방법을 이용하여 국가간 다수의 시장을 동시에 고려하는 연계성 지수를 측정한다. 구체적으로 미국과 동북아 3국인 중국, 일본, 한국 금융시장 중 주식, 채권, 외환시장을 대상으로 전이효과를 추정하고 이를 토대로 동북아 3국의 연계성 메커니즘 변화를 분석한다. 네트워크 분석은 개체간의 상호작용 메커니즘을 단순화된 시각화로 표현하여 복잡한 금융시장의 연계성을 체계적으로 분석할 수 있는 방법으로 2008년 글로벌 금융위기 이후 이에 대한 논의가 활발히 진행되고 있다(Diebold and Yilmaz, 2015).

금융위기를 겪으면서 국가간 금융시장의 연계성이 높아짐에 따라 한 국가의 금융시장 안정을 도모하기 위해서는 금융시장간 연계성의 이해가 필요하다. 특히 기존의 미국 금융시장과 더불어 중국 금융시장의 금융개혁에 따라 중국 금융시장이 한국 금융시장에 미칠 영향력이 증대될 것으로 예상되어 금융시장간 연계성을 체계적으로 분석할 필요가 있다. 동북아 3국의 금융시장 연계성을 파악한 기존 논문을 살펴보면, 대표적으로 미국과 동북아 3국 주식시장간의 연계성을 파악한 정진호 외

---

국 정부의 규제에 의해 상하이 거래소에서 거래되는 주식을 매매할 수 없었으나, 2014년 11월 17일 후강통 제도 시행 이후 홍콩거래소를 통하여 상하이거래소 주식을 거래할 수 있게 되었다. 이창영(2015) 참조.

(2012), 동북아 3국 외환시장간 연계성을 분석한 박영규·빈기범(2013)의 연구 등이 있다. 이들은 단일 시장만을 대상으로 분석하였는데, 본 논문에서는 다수의 시장을 동시에 고려하여 동북아 3국 금융시장의 연계성 분석을 시행하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제 II절에서는 실증분석 자료 및 연구방법론을 소개한다. 제III 절에서는 다양한 실증분석 결과를 제시하고 대해 논의하고, 제 IV절에서는 주요 결과를 정리하고 결론을 맺는다.

## II. 분석자료 및 실증분석 방법

### 1. 자료 및 기초통계량 분석

본 연구에서는 미국과 동북아시아 국가의 주요국인 중국, 일본, 한국 금융시장을 대상으로 한다. 주식시장은 미국의 S&P 500지수, 중국의 상해종합지수, 일본의 니케이 225지수, 한국의 KOSPI지수를 선정하였으며, 채권시장은 각국의 10년 국채 수익률을 이용하였다. 외환시장은 위안화/달러, 엔/달러, 원/달러를 사용하였다. 한편, 미국 달러화는 국가간 금융 및 무역 거래에서 보편적으로 이용되는 기준통화로 분석에 포함될 경우 N번째 통화 문제(Nth currency problem)가 발생하여 제외하였다. 이에 따라 미국은 2개의 시장만 포함되었으며, 중국, 일본, 한국은 3개의 시장이 포함되었다.<sup>5)</sup> 분석기간은 2006년 4월부터 2015년 11월까지 총 2521개의 일별자료이며, 휴장일 등으로 거래가 없는 시장의 경우 전일의 자료를 해당일의 관측치로 사용하였다. 또한 미국과 동북아 3국 금융시장 사이에는 시차가 존재하므로, 미국의 (t-1)의 자료를 동북아 3국 금융시장의 (t)일 자료와 대응시켰다. 중국의 10년 국채 자료는 Bloomberg에서 추출하였으며, 그 외의 모든 자료는 Data Guide에서 얻었다.

본 연구의 분석대상 지표의 수준 변수 추이를 제시한 <그림 1>을 보면 각국의 주식시장, 채권시장, 외환시장의 움직임에서 다음의 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 각국의 주식시장은 정도의 차이는 있으나 2008년 9월 리먼 브라더스 파산을 전후로 급격히 하락하였다. 이후 각 나라별로 주식시장의 상승 추이는 다소 차이를 보이고 있다. 특징적으로 중국은 2014년 하반기부터 급격히 상승한 후, 경기둔화 우려로 2015년 6월 초부터 큰 폭으로 하락한 것을 확인할 수 있다.

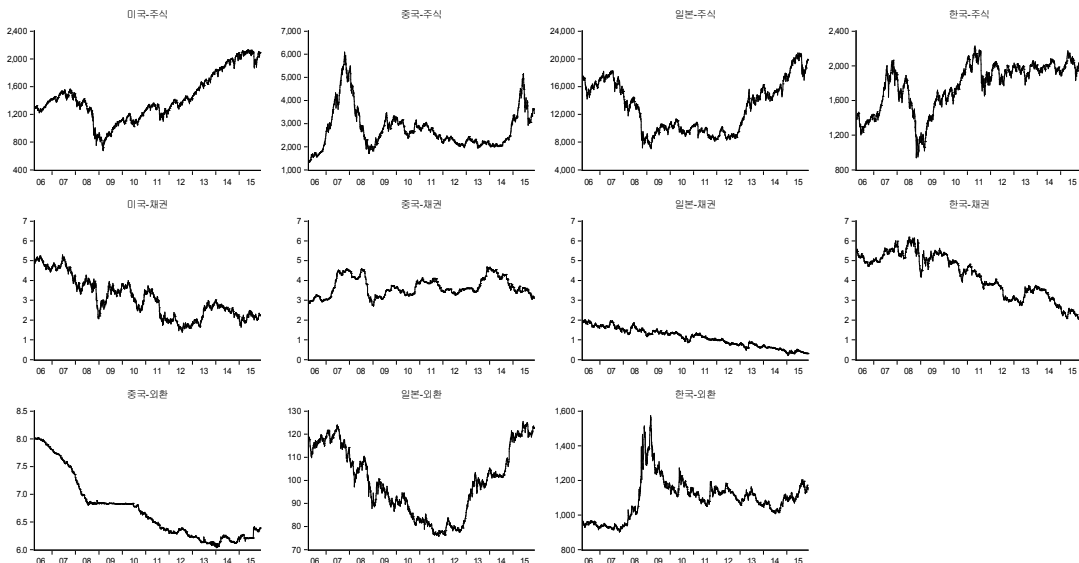
둘째, 채권시장은 미국, 일본, 한국 모두 10년 국채 수익률이 완만히 하락하는 추세로 비교적 금리의 동조화 현상이 뚜렷하게 나타나고 있다. 그러나, 중국의 10년 국채 수익률은 2009년부터 2013년 하반기까지 장기적으로 상승추세를 보이며 차별적인 양상을 보이고 있다. 이는 중국의 물가상승 압력과 기준금리

5) 편의상 중국, 일본, 한국 금융시장을 동북아 3국 금융시장이라 부르기로 한다.

인상에 따른 결과로 보인다.

셋째, 외환시장의 각 나라별 움직임은 큰 차이를 보이고 있다. 이는 각국의 환율제도 및 금융정책이 다르기 때문이다. 중국의 경우 2005년 7월부터 2008년 6월까지의 관리변동환율제도, 2008년 7월부터 2010년 5월까지의 사실상 고정환율제도를 유지했으며, 이후부터는 다시 관리변동환율제도를 시행하며 점진적으로 일일 환율 변동폭을 점차 확대해 나가고 있다<sup>6)</sup>. 특히 2015년 8월 11일에는 위안화 가치를 사상 최대폭으로 절하하였다. 반면, 일본과 한국은 자유변동환율제도를 시행하고 있다. 엔화 환율은 2012년 하반기까지 하락 추세를 보이다가 아베 정부의 양적완화 정책으로 그 이후부터는 상승추세로 반전된 것을 볼 수 있다. 원화 환율은 리먼 브라더스 파산 시기에 큰 폭으로 상승한 이후 1,100원 수준에서 횡보하고 있다.

<그림 1> 분석대상 지표의 수준 변수 추이

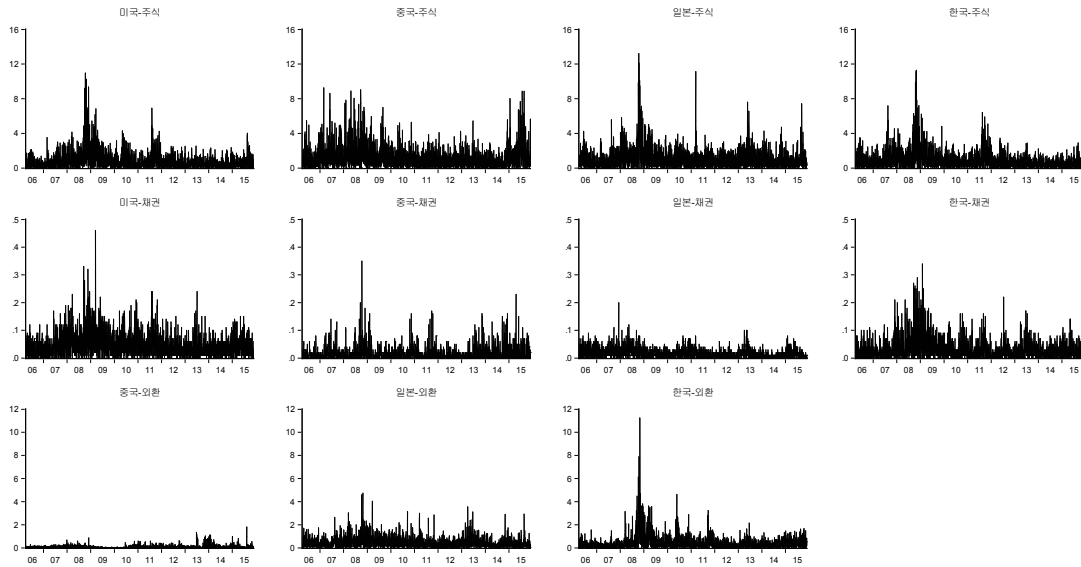


한편, 변동성은 금융당국 및 투자자 모두 회피 대상이지만 한 시장에서 다른 시장으로의 변동성 전이효과가 발생하면 예측에 도움을 줄 수 있다. 이를 고려하기 위해 각 지표의 일별변화(율)에서 절대치를 도출하여, 분석대상 지표의 변동성 추이를 살펴보았다.<sup>7)</sup> <그림 2>를 보면 위안화 환율을 제외하고 대부분의 지표에서 리먼 브라더스 파산 전후로 큰 폭의 변동성을 나타내고 있다. 이외에도 2010년 유럽재정위기, 2011년 미국 신용등급 강등, 2013년 버냉키 쇼크 등의 사건 발생 기간에도 변동성이 증가한 것을 확인할 수 있다.

6) 중국 외환시장의 제도 변천사에 관한 자세한 내용은 박영규·빈기범(2013) 참조.

7) 주식과 환율자료는 로그 차분 후 100을 곱하여 일별변화율(%)을 도출했으며, 채권 수익률은 차분하여 일별 변화를 도출하였다.

<그림 2> 분석대상 지표의 변동성 추이



<표 1>에서는 분석대상 지표의 변동성 기초 통계량을 정리하였다. 주식, 채권, 외환시장 중 전체적으로 주식시장의 변동성이 가장 높은 것으로 나타났으며, 채권시장의 변동성은 낮은 것을 볼 수 있다. 한편, 외환시장은 대체로 침도가 높은 것으로 나타났다.

<표 1> 분석대상 지표의 변동성 기초 통계량

	주식				채권			
	미국	중국	일본	한국	미국	중국	일본	한국
평균	0.818	1.181	1.057	0.866	0.046	0.016	0.017	0.031
중앙값	0.500	0.780	0.745	0.600	0.040	0.010	0.010	0.020
최대값	10.960	9.260	13.230	11.280	0.460	0.350	0.200	0.340
최소값	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
표준편차	1.011	1.296	1.158	0.999	0.042	0.024	0.017	0.036
왜도	3.394	2.162	3.137	3.210	1.986	3.741	1.987	2.548
침도	21.809	9.522	21.506	21.391	10.819	28.506	10.980	13.017
표본수	2520	2520	2520	2520	2520	2520	2520	2520
	외환							
	중국	일본	한국					
평균	0.087	0.460	0.447					
중앙값	0.050	0.340	0.280					
최대값	1.810	4.730	11.240					
최소값	0.000	0.000	0.000					
표준편차	0.134	0.453	0.615					
왜도	4.650	2.533	5.474					
침도	34.426	14.996	61.234					
표본수	2520	2520	2520					

## 2. 실증분석 모형

본 연구에서는 미국과 동북아시아 국가 사이의 금융시장간 변동성 전이효과를 측정하기 위해 Pesaran and Shin(1998)이 제안한 일반화 예측오차 분산분해 (generalized forecast error variance decomposition)를 적용한 Diebold and Yilmaz(2012, 2016)의 전이효과지수 모형을 이용한다.

$m$ 개의 안정시계열로 구성된 벡터  $X_t$ 에 대한 벡터자기회귀모형은 식(1)과 같이 표현된다.

$$X_t = \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \epsilon_t, \quad t=1,2,\dots,T, \quad \epsilon_t \sim i.i.d(0, \Sigma) \quad (1)$$

여기서  $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{mt})'$ 는 내생변수들의  $m \times 1$  벡터이며,  $\{\phi_i, i=1,2,\dots,p\}$ 는  $m \times m$  계수행렬이다. 약안전성(covariance stationary) 가정하에 식(1)은 무한 차수의 벡터이동평균(vector moving average : VMA)으로 나타 낼 수 있다.

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \epsilon_{t-i}, \quad t=1,2,\dots,T \quad (2)$$

여기서  $A_0 = I_m$  (항등행렬)이고,  $i < 0$ 인 경우  $A_i = 0$ 이다.

Sims(1980)는 변수  $X_j$ 에만 나타나는 충격에 대한 변수  $X_i$ 의 순수한 반응을 분석하기 위해 오차항  $\epsilon_t$ 의 분산행렬을 콜레스키(cholesky)분해로 직교화하여 충격반응함수(impulse response function)와 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)를 분석하는 방법을 제시했다. 이 방법은 변수의 나열순서에 따라 분석결과가 달라지는 현상을 나타내는데, 특정 금융시장이 다른 금융시장을 선행한다는 논리적·실증적 근거가 없는 경우 변수 순서의 설정이 어렵다는 문제를 초래한다.

이러한 문제를 해결하는 방법으로 Koop et al.(1996)은 일반화 충격반응함수를 제안했다. 그리고 Pesaran and Shin(1998)은 이를 발전시켜 일반화 충격반응함수를 다음과 같이 정의했다.

$$\psi_j^g(n) = \sigma_{jj}^{-\frac{1}{2}} A_n \Sigma e_j, \quad n=0,1,2,\dots \quad (3)$$

여기서  $\sigma_{jj}$ 는 j번째식 오차항의 표준편차이고,  $e_j$ 는 j번째 요소만 1이고 나머지는 0인  $m \times 1$  선택 벡터(selection vector)이다. 최종적으로 일반화 충격반응함수를 이용한 일반화 예측오차 분산분해는 다음과 같이 도출된다.

$$\Theta_{ij}^g(n) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{l=0}^n (e_i' A_l \Sigma e_j)^2}{\sum_{l=0}^n (e_i' A_l \Sigma A_l' e_i)} \quad (4)$$

직교화 예측오차 분산분해와 달리 충격들 사이의 공분산이 0이 아닐 경우 일반적으로  $\sum_{j=1}^m \Theta_{ij}^g(n) \neq 1$ 이 된다. 따라서 식(4)를 각 행의 예측오차 분산의 합( $\sum_{j=1}^m \Theta_{ij}^g(n)$ )으로 나누어 줌으로써 표준화한다. 표준화 과정을 통해 식(5)에서  $\sum_{j=1}^m \widetilde{\Theta}_{ij}^g(n) = 1$ 과  $\sum_{i,j=1}^m \widetilde{\Theta}_{ij}^g(n) = m$ 이 성립한다.

$$\widetilde{\Theta}_{ij}^g(n) = \frac{\Theta_{ij}^g(n)}{\sum_{j=1}^m \Theta_{ij}^g(n)} \quad (5)$$

Diebold and Yilmaz(2012)가 개발한 전이효과지수는 예측오차 분산분해를 이용하여 전이효과 분석을 쉽고 직관적인 방법으로 설명할 수 있는 장점이 있다. 이들은 n기간 예측오차 분산분해 중 자기변수의 충격에 의해 발생하는 비중과 타 변수의 충격에 의해 발생하는 비중을 각각 자기분산비율(own variance share)과 교차분산비율(cross variance shares) 또는 전이효과(spillovers)로 정의했다. 이를 기초로 변동성 전이효과의 상대적 크기와 방향성을 고려하여 다음과 같이 구분하여 분석한다.

### 1) 총 변동성 전이효과

총 변동성 전이효과(total volatility spillovers)는 금융시장 전체 예측오차 분산 중 타 시장의 충격에 의해 설명되는 비중을 의미하며, 식(5)의 개념을 토대로 다음과 같이 계산된다.



$$S^g(n) = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \widetilde{\Theta}_{ij}^g(n)}{\sum_{i,j=1}^m \widetilde{\Theta}_{ij}^g(n)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{i,j=1 \\ i \neq j}}^m \widetilde{\Theta}_{ij}^g(n)}{m} \times 100 \quad (6)$$

## 2) 방향성 전이효과

총 변동성 전이효과를 통해 금융시장 전체의 전이효과를 볼 수 있다. 여기서 일반화 예측오차 분산분해는 변수의 나열순서와 무관한 결과를 제공하므로, 분산분해의 각 요소들을 이용하여 특정 시장 변동성 전이효과의 방향성을 파악할 수 있다. 즉 다른 모든 시장  $j$ 들의 예측오차 분산이 시장  $i$ 에 미치는 영향을 유입 전이효과(spillovers from others)라 하고 다음의 식으로 도출한다.

$$S_i^g(n)^{\text{유입}} = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \widetilde{\Theta}_{ij}^g(n)}{\sum_{i,j=1}^m \widetilde{\Theta}_{ij}^g(n)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \widetilde{\Theta}_{ij}^g(n)}{m} \times 100 \quad (7)$$

이와 유사하게 시장  $i$ 의 예측오차 분산이 다른 모든 시장  $j$ 에 미치는 영향을 다음의 식으로 계산하며, 이를 유출 전이효과(spillovers to others)라 한다.

$$S_i^g(n)^{\text{유출}} = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \widetilde{\Theta}_{ji}^g(n)}{\sum_{i,j=1}^m \widetilde{\Theta}_{ji}^g(n)} \times 100 = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \widetilde{\Theta}_{ji}^g(n)}{m} \times 100 \quad (8)$$

## 3) 순 변동성 전이효과

순 변동성 전이효과(net volatility spillovers)는 다른 시장들에 미친 영향과 다른 시장들로부터 받은 영향의 차이로 유출 전이효과에서 유입 전이효과를 차감하여 구한다.

$$S_i^g(n)^{\text{순}} = S_i^g(n)^{\text{유출}} - S_i^g(n)^{\text{유입}} \quad (9)$$

순 전이효과가 (+)이면 이는 다른 시장들에 주도적으로 영향을 미치는 것을 의미

하며, (-)의 경우 다른 시장들로부터 영향을 더 많이 받는다는 것을 의미한다.

#### 4) 쌍별 순 변동성 전이효과

순 변동성 전이효과는 한 시장과 다른 시장들 사이의 전체적인 영향력을 측정하는 것인데, 이와는 달리 두 시장 간 상호영향력을 직접 비교하기 위해 다음과 같이 쌍별 순 변동성 전이효과(net pairwise volatility spillovers)를 분석할 수 있다.

$$S_{ij}^g(n) = \left( \frac{\widetilde{\Theta}_{ji}^g(n)}{\sum_{i,k=1}^m \widetilde{\Theta}_{ik}^g(n)} - \frac{\widetilde{\Theta}_{ij}^g(n)}{\sum_{j,k=1}^m \widetilde{\Theta}_{jk}^g(n)} \right) \times 100 = \left( \frac{\widetilde{\Theta}_{ji}^g(n) - \widetilde{\Theta}_{ij}^g(n)}{m} \right) \times 100 \quad (10)$$

즉 쌍별 순 변동성 전이효과는 두 시장 간 상호영향력을 차감하여 구한다. 순 전이효과와 유사하게 (+)이면 다른 시장에 주도적인 영향을 미치는 것을 의미하며, (-)의 경우 다른 시장에 종속적인 영향을 받는 것을 의미한다.

### III. 실증분석 결과

본고에서는 앞서 언급한 다양한 지표를 이용하여 금융시장간 변동성 전이효과를 분석한다. 먼저 Diebold and Yilmaz(2012)의 방법론에 따라 11개 금융시장의 변동성 전이효과를 분석하고, 이를 이용해서 연계성 지수(connectedness measure)를 도출하여 금융시장간 전이효과를 측정한다. 또한 표본이동분석 기법을 이용하여 전이효과지수의 시간가변 추이를 파악한다. 마지막으로 네트워크 분석 기법을 결합하여 기간별로 금융시장 연계성 메커니즘 변화를 분석한다.

#### 1. 금융시장 변동성 전이효과 분석

##### 1) 전체시장에 대한 전이효과

전체기간에 대한 금융시장간 변동성 전이효과 분석 결과를 <표 2>에 정리하였다. VAR 모형에서 시차는 SC기준에서 2로 선정하였으며, 일반화 예측오차 분산분해 기간은 12일로 설정하였다.

<표 2>에서 대각요소의 원소들은 해당 시장의 자체충격에 의해 설명되는 비중을 의미하며, 비 대각요소의 원소들은 다른 시장의 충격에 의해 설명되는 비중인 전이효과를 나타낸다. 여기서 대각 외에 위치한 모든 요소들의 합을 전체 요소들의 합으로 나누면 총 전이효과를 도출할 수 있다. 또한 자체요소를 제외한 열 또는 행을

모두 더하면 방향성 전이효과를 도출할 수 있다. 자체요소를 제외한 열을 모두 합하면 유출 전이효과가 되며, 자체요소를 제외한 행을 모두 합하면 유입 전이효과가 된다. 그리고 유출 전이효과에서 유입 전이효과를 차감하면 순 전이효과가 된다. 마지막으로 자체요소를 제외한 특정 열의  $(i, j)$  원소에서 특정 행의  $(j, i)$  원소를 차감하면 두 시장간 상호 영향력을 직접 비교할 수 있는 쌍별 순 전이효과가 된다.

<표 2>의 결과를 토대로 도출된 총 전이효과는 22.8%로 추정되었다. 이는 11개 금융시장 변동성에 대한 예측오차분산의 22.8%가 다른 시장의 충격에 의해 설명되고 나머지 77.2%는 개별시장 요인에 의해 설명되는 것을 의미한다. 총 전이효과는 비교적 낮은 것을 확인할 수 있는데, <표 2>를 자세히 보면 그 원인을 알 수 있다.

먼저, 중국 금융시장을 보면 주식시장 자체 충격에 의해 설명되는 비중은 87.80%, 채권시장은 93.82%, 외환시장은 98.64%로 다른 국가의 금융시장 보다 높은 것을 알 수 있다. 중국의 주식, 채권, 외환시장의 유출전이효과는 각각 8.79%, 3.82%, 1.23%이고, 유입전이효과는 각각 12.20%, 6.18%, 1.36%로 추정 되었다. 이를 토대로 순 전이효과를 계산하면 주식시장은  $-3.42\%(8.79\%-12.20\%)$ , 채권시장은  $-2.36\%(3.82\%-6.18\%)$ , 외환시장은  $-0.14\%(1.23\%-1.36\%)$ 이다. 유출 및 유입 전이효과와 순 전이효과를 모두 고려할 경우 중국 금융시장 중에서 주식시장의 절대적인 수치가 가장 크게 나타났으나, 이 수치도 다른 국가의 주식시장과 비교해 보면 낮은 것을 알 수 있다. 특히 외환시장은 다른 시장과 주고받는 영향이 거의 없는 독립적인 시장인 것으로 나타났다. 이는 중국 금융시장이 다른 시장과의 연계성이 상대적으로 낮기 때문에 총 전이효과도 낮게 추정된 것을 의미하는 것으로 해석된다.

본 연구에서 가장 중요한 시장인 미국 금융시장을 살펴보면 미국 주식시장과 채권시장의 순 전이효과는  $38.96\%(70.09\%-31.13\%)$ ,  $13.43\%(36.30\%-22.87\%)$ 로 추정되었으며, 전체 금융시장 중에서도 첫째와 둘째로 높게 나타났다. 한편, 두 시장 사이의 상호 영향력을 비교한 쌍별 순 전이효과를 보면 미국의 주식시장과 채권시장사이의 쌍별 순 전이효과가  $2.98\%(15.43\%-12.45\%)$ 로 추정되어 주식시장이 채권시장을 선도하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 미국 주식시장의 영향력이 가장 크다는 것을 의미하며, 기존 선행연구와 유사하게 미국 금융시장이 다른 국가의 금융시장을 선도하는 것으로 나타났다.

<표 2>의 결과로부터 시장별로 많은 정보를 분석할 수 있는데, 아래에서는 미국과 동북아 3국 금융시장간 및 국가간 금융시장으로 분석하기 위해 예측오차 분산분해 요소를 다양한 조합으로 구성할 수 있는 연계성 지수 추정법을 적용한 결과에 대해 논의한다.

<표 2> 금융시장간 변동성 전이효과

		미국		중국			일본			한국			유입
		주식	채권	주식	채권	외환	주식	채권	외환	주식	채권	외환	
미국	주식	68.87	12.45	0.96	0.46	0.07	2.99	0.17	1.22	4.98	1.25	6.57	31.13
	채권	15.43	77.13	0.65	0.26	0.10	0.87	0.31	0.57	1.47	1.33	1.88	22.87
중국	주식	1.91	1.08	87.80	0.88	0.12	0.84	0.69	0.53	2.95	1.73	1.48	12.20
	채권	1.12	0.43	0.95	93.82	0.21	0.37	0.09	0.51	0.75	0.77	0.99	6.18
	외환	0.07	0.22	0.01	0.18	98.64	0.05	0.20	0.01	0.04	0.38	0.18	1.36
일본	주식	15.31	2.43	0.81	0.30	0.13	58.09	2.48	3.22	9.96	0.82	6.44	41.91
	채권	1.01	3.04	1.12	0.02	0.12	3.59	87.71	1.68	0.83	0.55	0.34	12.29
	외환	4.86	4.97	0.61	0.41	0.03	3.82	0.96	80.65	1.14	0.53	2.03	19.35
한국	주식	12.28	2.80	1.87	0.16	0.07	10.08	0.57	1.13	58.17	1.65	11.23	41.83
	채권	6.99	5.84	0.94	0.67	0.24	1.53	0.69	1.97	2.28	75.35	3.50	24.65
	외환	11.12	3.04	0.86	0.49	0.13	6.96	0.59	2.62	10.25	1.41	62.54	37.46
	유출	70.09	36.30	8.79	3.82	1.23	31.09	6.74	13.47	34.65	10.41	34.65	251.23
	순	38.96	13.43	-3.42	-2.36	-0.14	-10.82	-5.55	-5.88	-7.18	-14.24	-2.81	22.8%

## 2) 금융시장간 및 국가간 변동성 전이효과

먼저 <표 2>의 예측오차 분산분해 결과값을 토대로 미국과 동북아 3국 금융시장간 전이효과 매트릭스 표를 다음과 같이 구성한다. 즉 동북아 3국 금융시장을 동일 시장별로 분류한 다음, 합산하여 11×11 전이효과 매트릭스 표를 5×5 매트릭스 표로 축소한 결과를 <표 3>에 제시하였다.

<표 3>의 Panel A에서 괄호값은 합산된 시장 수를 의미하는데, 여기에서 한 가지 눈에 띄는 점은 동북아 3국의 대각원소의 값이 비대각원소보다 현저히 높다는 것이다. 이는 동북아 3국 금융시장에서 동일시장간 자체 충격이 설명하는 비중과 동일 시장간 다른 국가 사이에서 주고받는 쌍별 전이효과를 합산한 수치를 대각원소에 기입하였기 때문이다. <표 3>에서는 미국 주식시장과 채권시장의 순 전이효과는 동일하게 추정되었지만, 동북아 3국 금융시장을 동일시장별로 분류하면 추가 분석을 시행할 수 있는 장점이 있다. 예를 들어 미국 금융시장은 동북아 3국 금융시장에 미치는 영향은 시장별로 다르지만, 동일 시장에 가장 큰 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 미국 주식시장이 동북아 3국 주식시장에 미치는 유출 전이효과는 29.50% 추정되어 가장 큰 것을 볼 수 있다. 유사하게 미국 채권시장이 동북아 3국 채권시장에 미치는 유출 전이효과는 9.31%로 가장 크게 나타났다. 이를 토대로 쌍별 순 전이효과를 제시한 Panel B를 보면 각각 20.58%, 7.41%로 추정되어 동일시장에 미치는 영향력이 가장 높은 것을 확인 할 수 있다.

<표 3> 미국과 동북아 3국 금융시장간 변동성 전이효과

Panel A : 전이효과 I							
		미국		동북아 3국			
		주식	채권	주식	채권	외환	유입
미국	주식	68.87	12.45	8.92	1.89	7.86	31.13
	채권	15.43	77.13	2.99	1.90	2.56	22.87
동북아 3국	주식(3)	29.50	6.31	230.56	9.27	24.36	69.44
	채권(3)	9.12	9.31	12.35	259.66	9.56	40.34
	외환(3)	16.04	8.23	23.76	5.14	246.83	53.17
유출		70.09	36.30	48.02	18.19	44.34	
순		38.96	13.43	-21.42	-22.15	-8.83	
Panel B : 쌍별 순 전이효과							
미국 주식 - 동북아 3국 주식	20.58	미국 채권 - 동북아 3국 채권	3.32	동북아 3국 주식 - 동북아 3국 채권	3.08		
미국 주식 - 동북아 3국 채권	7.23	미국 채권 - 동북아 3국 채권	7.41	동북아 3국 주식 - 동북아 3국 외환	-0.60		
미국 주식 - 동북아 3국 외환	8.18	미국 채권 - 동북아 3국 외환	5.67	동북아 3국 채권 - 동북아 3국 외환	-4.42		

동북아 3국 금융시장을 살펴보면 주식시장과 외환시장사이의 연계성은 높지만, 두 시장간 영향력의 크기를 고려하는 쌍별 순 전이효과는 -0.60%로 순 영향력은 거의 없는 것으로 나타났다. 주식시장과 채권시장사이의 쌍별 순 전이효과는 3.08%로 추정되어 두 시장사이에는 주식시장이 선도하는 것으로 분석되었다. 채권시장과 외환시장사이의 쌍별 순 전이효과는 -4.42%로 추정되어, 외환시장이 선도하는 것으로 나타났다. 이를 종합하면 채권시장이 가장 종속적인 시장인 것을 확인할 수 있다. 그러나 추정된 순 영향력의 크기는 대부분 낮아 뚜렷하게 선도적인 시장이 존재하지는 않고, 동북아 3국 금융시장이 미국 금융시장으로부터 공통적으로 영향을 받는다고 해석하는 것이 합리적이다.

이러한 금융시장간 전이효과는 국가별로 재구성하여 분석하는 것도 의미가 있는데, 그 결과는 <표 4>에 제시하였다. 국가간 전이효과를 구성한 Panel C를 보면 미국의 순 전이효과가 52.39%로 가장 크게 추정되었고, 한국의 순 전이효과는 -24.23%로 가장 낮게 나타났다. 이는 미국이 가장 주도적인 시장이며, 한국이 가장 종속적인 시장인 것으로 해석될 수 있다. 또한 쌍별 순 전이효과를 제시한 Panel D를 보면 미국은 일본에 미치는 영향력이 25.49%, 한국에 미치는 영향력은 24.58%로 추정되어 일본과 한국에 높은 영향력을 보이는 반면, 중국에 미치는 영향력은 2.32%로 효과가 매우 낮게 나타났다. <표 2>에서 중국 금융시장은 자체 충격이 설명하는 비중이 매우 큰 것으로 나타났는데, 여기서 중국 금융시장을 추가로 분석하면 유출 전이효과와 유입 전이효과가 각각 11.48%, 17.40%로 다른 국가보다 현저하게 낮은 것을 볼 수 있다. 이는 중국 금융시장의 개방도가 낮은 것을 의미한다. 마지막으로 일본과 한국을 살펴보면 두 국가간의 연계성은 비교적 높으나, 두 국가 사이의 쌍별 순 전이효과는 3.50%로 추정되어 영향력은 크지 않은 것으로 분석되었다.

<표 4> 국가간 변동성 전이효과

Panel C: 전이효과 II					
	미국	중국	일본	한국	유입
미국(2)	173.88	2.51	6.13	17.47	26.12
중국(3)	4.84	282.60	3.28	9.28	17.40
일본(3)	31.62	3.54	242.20	22.63	57.80
한국(3)	42.05	5.43	26.14	226.38	73.62
유출	78.51	11.48	35.55	49.39	
순	52.39	-5.91	-22.25	-24.23	
Panel D: 쌍별 순 전이효과					
미국 - 중국		2.32	중국 - 일본		0.26
미국 - 일본		25.49	중국 - 한국		-3.85
미국 - 한국		24.58	일본 - 한국		3.50

## 2. 표본이동 분석 기법을 이용한 전이효과지수 측정

앞에서 시행한 변동성 전이효과 분석은 전체기간에 대한 평균적인 수치에 대해서 제시하고 있으나, 전이효과는 경제상황에 따라 흐름이 달라질 수 있다. 특히 2008년 미국 서브프라임 모기지론으로 시작된 글로벌 금융위기는 전 세계 금융 시장에 큰 충격을 주었으며, 이후에도 여러 차례 큰 사태가 있었다. 이를 고려하기 위해 본 절에서는 표본이동 분석 기법을 이용하여 전이효과의 변화 추이를 250일(1년)단위로 분석한다. 먼저 총 전이효과에 대해 분석하고, 미국과 동북아 3국 금융시장 및 국가간 전이효과를 분석한다.

### 1) 총 변동성 전이효과

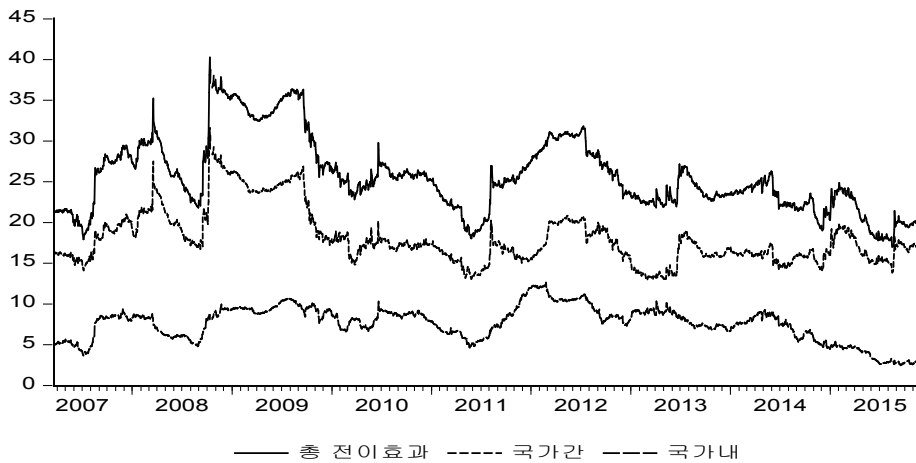
<그림 5>는 표본이동 분석 기법을 이용하여 총 변동성 전이효과지수의 추이를 추정한 것으로, 이를 보면 다음의 몇 가지 특징을 발견할 수 있다. 2007년 3월 20% 수준에서 시작된 총 전이효과는 2007년 7월부터 미국 서브프라임 사태가 전개되면서 점진적으로 상승한다. 이후 일시적으로 하락하였으나, 2008년 9월 리먼 브라더스 파산을 기점으로 총 전이효과는 40% 수준으로 급격히 상승하였으며 전체 기간 중에 가장 높은 것을 확인할 수 있다. 또한 2010년 5월 그리스의 구제금융 신청으로 촉발된 유럽재정위기, 2011년 8월 미국의 신용등급 강등 사건 및 2013년 5월 버냉키 쇼크 발생 당시에도 총 전이효과가 급등하는 것을 볼 수 있다. 마지막으로, 2015년 하반기에는 중국 주식시장 폭락과 위안화 환율 평가절하 등 중국 금융시장 변동 확대와 미국의 금리 인상 우려에 따른 불확실성 증대로 전이효과가 소폭 상승하였다. 이와 같이 총 변동성 전이효과는 시간에 따라 추이가 다르며 위기적 사태가 발생할 때 마다 상승하는 것을 볼 수 있다. 이는 한 시장에서 발생한 변동성 충격이 타 국가 및 국가내의 다른 시장으로 전이되어 금융시장간 연계성이 높아지는 결과로 해석된다.

총 전이효과는 국가간 전이효과와 국가내 전이효과로 분해하여 어느 시장의 전이효과의 비중이 더 높은가를 비교할 수 있다. <그림 5> 하단에는 총 전이효과를 국가간 전이효과와 국가내 전이효과로 분해한 결과를 제시하였다. 여기서 국가간 전이효과는 타 국가들 사이의 금융시장간 전이효과를 의미하며, 국가내 전이효과는 한 국가내의 금융시장간 전이효과를 의미하는 것으로 두 전이효과 지표를 합산하면 총 전이효과가 된다. 여기서 국가간 전이효과는 동일시장 분산 분해 요소 30개와 이종시장 분산분해 요소 60개를 이용하여 산출된 전이효과인 반면, 국가내 전이효과는 20개의 분산분해 요소를 이용하여 산출되었다. 이 경우 두 지표를 산출하는 분산분해 요소의 수가 다르므로, 두 지표간 올바른 비교를 위해서는 국가간 전이효과 지표를 4.5(=90/20)로 나눠 규모(scale)를 조정해 주어야 한다.

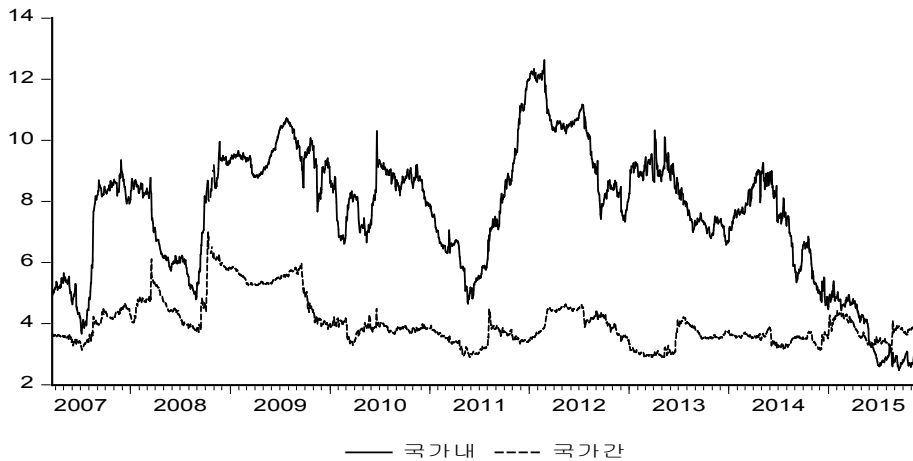
이를 고려한 전이효과는 <그림 6>에 제시하였으며, 규모를 조정한 결과 대부분

분의 표본기간 동안 국가내 전이효과가 국가간 전이효과 보다 더 높게 나타났다. 한편, 이 경우에도 국가내 전이효과와 국가간 전이효과는 동일한 비교가 어려운 문제점이 있다. 국가내 전이효과는 국가내의 이종시장간 전이효과를 나타내는 지표인 반면, 국가간 전이효과는 국가간 동일시장 및 국가간 이종시장 전이효과를 모두 포함한 지표이다. 국가내 전이효과는 국가간 이종시장 전이효과와 비교를 해야 타당한 분석이 되므로, 국가간 전이효과를 동일시장 전이효과와 이종시장 전이효과로 구분해야한다.

<그림 5> 총 변동성 전이효과



<그림 6> 총 변동성 전이효과



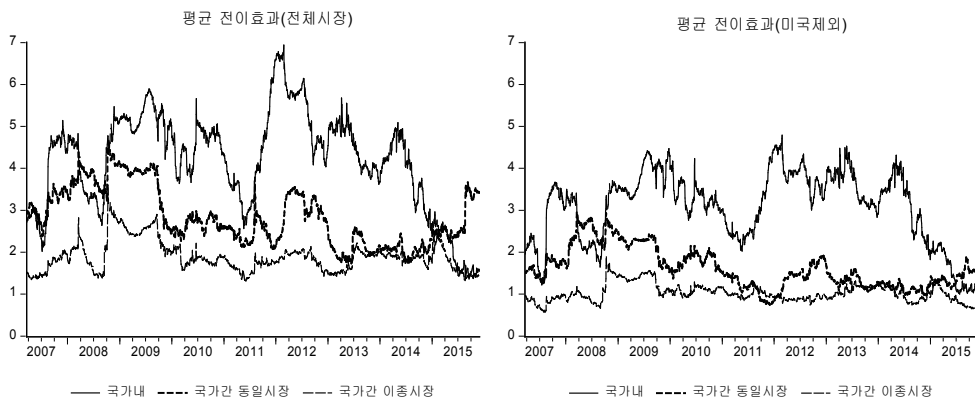
그러나 국가간 전이효과를 동일시장 전이효과와 이종시장 전이효과로 분해할 경우 국가간 동일시장 전이효과와 국가간 이종시장 전이효과도 분산분해 요소가 다르므로 두 지표간 크기를 직접 비교하는 것은 무리가 있다. 여기에서는 세 지



표간 동일한 비교를 위해 각각의 전이효과 지표를 도출하는데 합산된 분산분해 요소를 고려한 평균 전이효과를 이용하였다. 이를 통해 산출된 평균 전이효과는 전체시장과 미국을 제외한 동북아 3국 금융시장만 고려한 평균 전이효과로 구분하여 <그림 7>에 제시하였다.

<그림 7>을 통해 전이효과의 크기를 비교해 보면 전체시장과 동북아 3국 금융시장의 평균 전이효과는 전반적으로 국가내 전이효과, 국가간 동일시장 전이효과, 국가간 이종시장 전이효과 순서로 높게 추정되었다. 특징적으로 전체시장에서 국가내 전이효과는 2011년 8월 미국 신용등급 강등 시기에 가장 큰 것을 볼 수 있다. 이 시기에는 미국의 주식과 채권시장사이의 전이효과가 활발히 이뤄져 높게 나타난 것으로 판단된다. 그리고 국가간 동일시장 및 국가간 이종시장 전이효과는 2008년 리먼 브라더스 파산 시기에 가장 높게 추정되었으며, 국가간 이종시장 보다 동일시장 전이효과가 더욱 활발히 이뤄진 것을 알 수 있다. 한편, 2015년 하반기부터는 국가간 동일시장 전이효과가 국가내 전이효과와 교차하여 더 높은 크기를 보이고 있는데 어느 시장간의 전이효과로 인해 이러한 현상이 발생한 것인지 파악하기 어렵다. 따라서 국가간 동일시장 전이효과를 주식, 채권, 외환시장으로 구분하여 분석할 필요성이 있다.

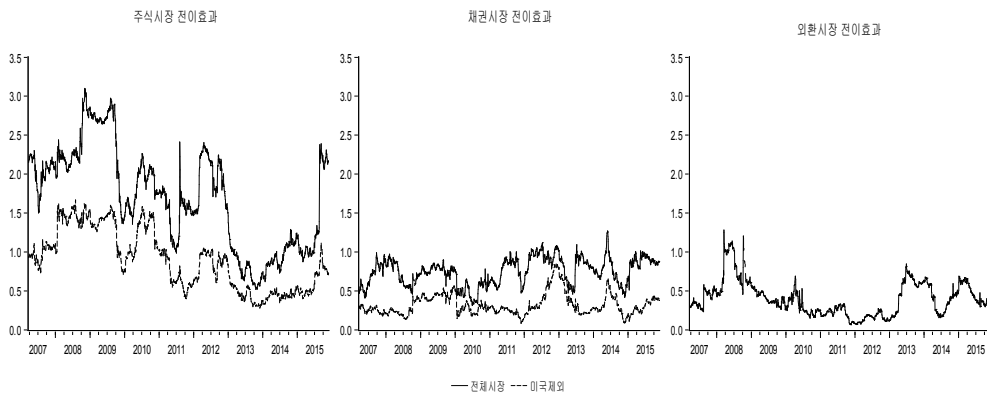
<그림 7> 평균 전이효과



마지막으로 <그림 8>에 국가간 동일시장 전이효과를 전체시장과 동북아 3국 주식, 채권, 외환시장으로 구분하여 제시하였다. <그림 8>을 통해 2015년 하반기부터 국가내 전이효과와 국가간 동일시장 전이효과가 교차된 원인을 파악할 수 있는데, 분석결과를 보면 국가간 주식시장 전이효과 상승 때문인 것으로 분석된다. 이는 2015년 하반기부터 미국의 금리인상에 따른 불확실성 증대와 중국의 주식시장 폭락 등으로 주식시장간 전이효과가 상승한 것으로 해석된다. 특히 주식, 채권, 외환시장간 전이효과는 전체시장 및 동북아 3국 모두 주식시장간 전이효과가 가장 높게 나타나 동일시장 전이효과에서 주식시장간 전이효과가 가장 큰 것을 알 수 있다.

전체시장의 주식시장간 전이효과에서 동북아 3국 주식시장간 전이효과를 차감하면 미국과 동북아 3국의 주식시장간 전이효과를 의미하며 이 크기 또한 상당히 큰 것을 확인할 수 있다. 채권시장간 전이효과는 전체시장의 경우 미국의 신용등급 발생 시기인 2011년 8월부터 소폭 상승하였으나, 아시아 3국 채권시장간에는 뚜렷한 추세 없이 0.5%정도에서 변동하고 있다. 마지막으로 아시아 3국 외환시장간 전이효과는 2008년 글로벌 금융위기 시기에 한차례 급격히 상승하였고, 2013년 초부터 점진적 상승을 보이고 있다. 이는 일본의 양적완화 정책에 따른 지속적인 엔화 가치 하락과 중국의 점진적인 위안화 변동폭 확대에 따라 아시아 3국 외환시장간 연계성이 점진적으로 상승하는 것으로 판단된다.

<그림 8> 국가간 동일시장 평균전이효과



## 2) 방향성 전이효과

앞의 <그림 5>의 총 전이효과를 통해 전이효과는 시기별로 다른 패턴을 보이는 것을 알 수 있었으며, <그림 7>과 <그림 8>을 통해 동일시장 및 이종시장간 전이효과 특징을 파악할 수 있었다. 여기에서는 미국과 동북아 3국 금융시장간 방향성 전이효과와 국가간 방향성 전이효과를 도출하여 전이효과의 특징을 파악해 보고자 한다.

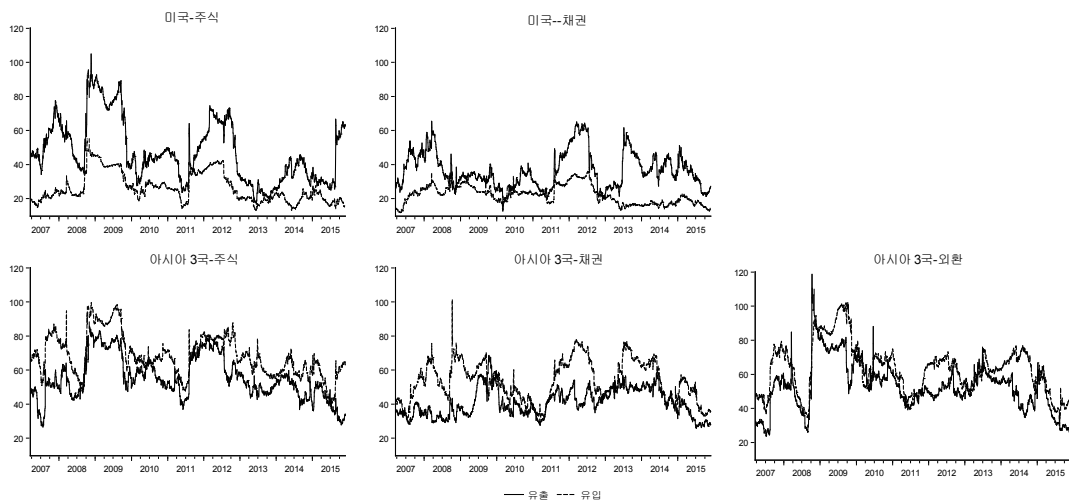
<그림 9>에 미국과 동북아 3국 금융시장의 방향성 전이효과 추정 결과를 제시하였다.<sup>8)</sup> 먼저 미국 금융시장을 살펴보면 미국의 주식시장과 채권시장은 대부분의 기간 동안 유출전이효과가 유입전이효과보다 높게 나타났다. 이는 앞 절의 분석 결과와 유사하게 미국 금융시장이 다른 금융시장을 선도하는 것을 의미한다. 특히 주식시장의 순 영향력이 채권시장의 순 영향력보다 더 높은 것을 확인할 수 있으며, 다른 시장에 미치는 영향은 시기별로 다른 것으로 나타났다. 특

8) 방향성 전이효과는 유출 전이효과와 유입 전이효과로 구성되며, 유출 전이효과에서 유입 전이효과를 차감하면 순 전이효과를 도출할 수 있다.

정적으로 미국의 주식시장은 2008년 리먼 브라더스 파산 시기에 순 영향력이 급격히 증가하였고, 미국의 채권시장은 2011년 미국의 신용등급 강등 시기에 순 영향력이 증가하였다. 두 위기적 사태는 모두 미국시장에서 발생하였지만, 위기 발생의 원인에 따라 시장별로 영향력은 다르게 나타난 것을 확인 할 수 있다.

아시아 3국 금융시장의 유출 및 유입 전이효과는 대부분의 기간 동안 유입전이효과가 더 높게 나타나 다른 시장으로부터 영향을 받은 것을 볼 수 있는데, 이는 대부분 미국 시장으로부터 받은 영향인 것으로 해석된다. 특히 아시아 3국 채권시장 유출전이효과는 특별한 추세 없이 40%수준에서 변동하였지만, 유입전이효과는 위기적 사태가 발생할 때마다 큰 폭으로 증가하여 가장 종속적인 시장으로 나타났다.

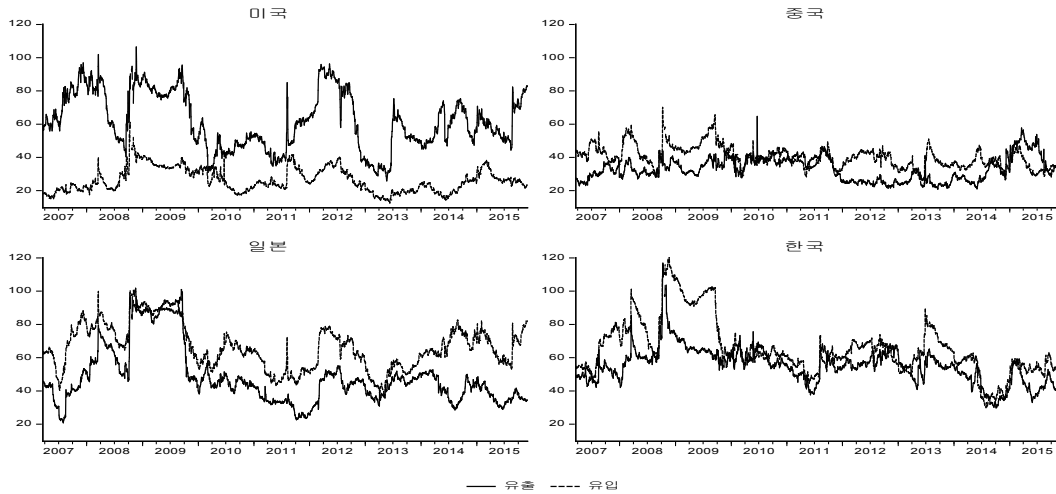
<그림 9> 미국과 동북아 3국 금융시장의 방향성 전이효과



다음으로 <그림 10>은 국가간 방향성 전이효과를 나타낸다. 미국은 <그림 9>의 미국의 주식과 채권시장의 방향성 전이효과와 유사하게 전체표본 기간 동안 아시아 3국에 지대한 영향력을 미치며, 아시아 3국으로부터 받는 영향력은 거의 없는 것으로 나타났다. 중국의 경우 전체기간 분석 결과에서 다른 시장과 주고 받는 영향이 거의 없는 독립적인 시장인 것으로 나타났으나, 표본이동 분석결과 새로운 사실을 발견할 수 있다. 2009년까지는 타 국가로부터 영향을 받는 종속적인 국가였으나, 2014년 하반기부터는 타 국가에 영향을 미치는 국가로 나타났다. 비록 그 영향력의 크기는 미국에 비해 상대적으로 낮지만, 이러한 결과는 중국 금융시장 영향력이 점진적으로 높아졌다는 의미로 해석될 수 있다. 일본은 글로벌 금융위기 시기에 유출 전이효과와 유입 전이효과의 크기가 비슷한 크기로 상승하여, 순 영향력은 거의 없었다. 그러나 2013년 일본의 양적완화 정책

시행 이후부터 유출 전이효과보다 유입 전이효과가 급격히 상승하여 다른 국가로부터 영향을 받는 것으로 나타났다. 마지막으로 한국은 대부분의 기간 동안 다른 국가로부터 영향을 받는 것으로 나타났으며, 2008년 리먼 브라더스 파산 시기에 가장 큰 영향을 받은 것을 알 수 있다.

<그림 10> 국가간 유출 및 유입 전이효과



### 3. 기간별 네트워크 연계성 분석

본 절에서는 네트워크 분석기법을 결합하여 금융시장 연계성 메커니즘 변화를 기간별로 분석하고자한다. 2006년 4월 4일 부터 2008년 6월 30일까지는 ‘글로벌 금융위기 이전 기간’ 으로, 2008년 7월 1일 부터 2010년 5월 31일까지는 ‘글로벌 금융위기 기간’ 으로, 2010년 6월 1일 부터 2013년 12월 31일까지는 ‘글로벌 금융위기 이후 기간’ 으로, 2014년 1월 1일부터 2015년 11월 30일까지는 ‘중국의 신창타이 기간’ 으로 설정하였다.<sup>9)</sup> 금융위기 기간은 중국이 금융위기로 인해 사실상 고정환율제도를 유지한 시기와 동일하게 간주하였다. 따라서 이 시기에 중국 외환시장이 다른 시장과 주고받는 전이효과는 낮을 것으로 예상된다. 한편, 중국은 연간 경제성장률 목표를 발표한 2004년 이후 2014년은 최초로 성장률 목표(7.5%)를 달성하지 못하였다.<sup>10)</sup> 아울러, 신창타이라는 용어는 2014년 5월 시진핑이 언급한 이후부터 주목받기 시작했으므로, 신창타이 기간 시작을 2014년 1월부터 설정한 것은 큰 무리가 없을 것으로 판단된다.

이에 따라 기간을 구분하는데 언급되지 않은 기간은 자동적으로 금융위기 이전 기간과 금융위기 이후 기간이 된다. 금융위기 이전 기간에는 미국의 서브프라임 모기지론이 발생하였으며, 금융위기 이후 기간에는 유럽 재정위기 및 미국

9) 편의상 “글로벌” 이라는 용어는 생략하기로 한다.

10) 한재현(2015) 참조.

신용등급 강등 등의 사태가 발생 하였다는 점에서 두 기간에 대한 변동성 전이 효과 분석에서도 의미있는 결과가 도출될 것으로 여겨진다. 또한 중국의 신창타이 기간은 그 이전 기간과 대비하여 중국 금융시장 변화를 포착할 수 있으므로, 한국 금융시장에도 중요한 정보를 제공할 것으로 판단된다.

기간별 네트워크 분석 결과는 <그림 11>에 제시하였다.<sup>11)</sup> 여기서 “US” 는 미국(빨강), “CN” 은 중국(파랑), “JP” 는 일본(갈색), “KR” 은 한국(녹색)을 의미하며, “s” 는 주식시장, “b” 는 채권시장, “e” 는 외환시장을 의미한다. 네트워크 개체를 표현하는 원(node)의 크기는 분산분해 요소에서 자체 충격이 설명하는 비중의 크기를 나타낸 것으로 자체 충격이 설명하는 비중이 클수록 원의 크기도 크게 나타난다. 원과 원 사이를 연결하는 선(edge, line)의 굵기는 쌍별 순 전이효과의 크기를 나타낸다. 또한 선의 크기가 굵을수록 원과 원사이의 거리가 가까워지며, 쌍별 순 전이효과의 크기가 높다는 것을 의미한다. 이러한 쌍별 순 전이효과의 방향은 화살표로 표시하였다.<sup>12)</sup>

먼저, 금융위기 이전 기간을 보면 총 전이효과는 23.3%로 추정되었다. 금융위기 이전 기간이지만, 이 시기에는 2007년 하반기부터 미국 서브프라임 사태가 촉발되면서 금융시장 불확실성이 확대되어 총 전이효과가 전체기간 대비 감소하지 않은 것으로 판단된다. 특히 유동화 증권인 MBS 및 CDO 등에 대한 신용등급 하락 및 신용경색 문제가 발생하며, 미국의 채권시장과 주식시장의 변동성이 확대되며 네트워크 중심에 위치하였다. 미국 채권시장에서는 한국 금융시장과 일본 외환시장으로 변동성 전이효과가 나타났으며, 미국 주식시장은 중국 채권시장과 외환시장에 영향을 미치고 있다. 반면 중국과 일본 주식시장은 쌍별 순 전이효과가 거의 없는 것으로 추정되어, 네트워크 가장 자리에 위치한 것을 볼 수 있다.

금융위기 기간을 살펴보면 총 전이효과는 34.7%로 추정되어 이전 기간 대비 10%이상 증가 하였다. 금융위기 기간에는 다른 기간과 비교해 총 전이효과가 가장 크게 추정되었으며, 시장별로 전이효과가 활발히 이뤄져 대부분의 시장에서 자체충격이 설명하는 비중이 이전 기간 대비 감소 한 것으로 나타났다. 그리고 미국 주식시장이 중심이 되어 다른 시장에 영향을 미치고 있다. 특히, 미국 주식시장은 아시아 3국 외환시장에 큰 영향을 미친 것을 볼 수 있으며, 한국과 중국의 외환시장의 자체 충격이 설명하는 비중이 금융위기 이전 기간에 비해 크게 감소한 것으로 나타났다. 당시 중국은 금융위기를 고려하여 고정환율제도를 시행하였으며, 실물경제도 큰 어려움을 겪지 않았었다. 그럼에도 불구하고 중국 외환시장의 자체충격이 설명하는 비중이 큰 폭으로 감소한 것은 중국 정부가 환율을 인위적으로 고정시켜 자체 충격이 설명하는 비중은 낮아지고, 외부 충격에

11) 기간별 분석결과는 모두 VAR 모형에서 2시차로 설정하였으며, 전이효과 표는 부록 <표 A1 -1> ~ <표 A1 - 4> 에 제시하였다.

12) 네트워크 분석을 위해 Gephi 프로그램을 이용하였으며, 원의 위치는 ForceAtlas2 알고리즘을 이용하여 결정하였다. ForceAtlas2에 대한 자세한 사항은 Jacomy et al.(2014) 참조.

의해 손쉽게 영향을 받은 것으로 추측된다.

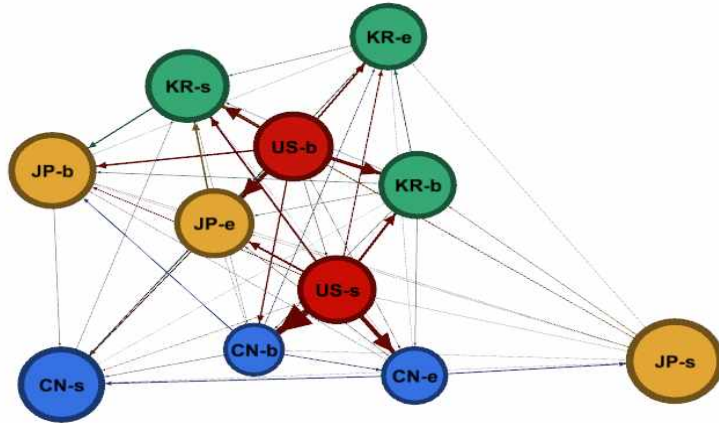
금융위기 이후 기간에는 금융위기 기간에 비해 상당히 다른 결과를 제시하고 있다. 이 시기에는 유럽 재정위기 및 미국의 신용 등급 강등이 발생한 시기였지만, 중국은 일본을 제치고 G2국가로 부상하던 시기이기도 하다. 또한 미국 달러화를 대신하여 위안화가 주목받은 시기였다. 이 기간에는 미국 신용 등급 강등 여파로 미국 채권시장이 네트워크 중심에 위치하며, 한국과 일본 금융시장에 영향을 미치는 모습이다. 그러나 중국 금융시장은 미국으로부터 받는 영향력이 거의 없는 것으로 나타났고, 중국 채권시장과 외환시장은 자체 충격이 설명하는 비중이 금융위기 기간에 비해 큰 폭으로 상승하였다. 이러한 사실은 중국 금융시장이 미국 금융시장의 영향에서 벗어나, 독립적인 시장으로 바뀌었다는 것을 의미한다.

마지막으로 중국의 신창타이 기간을 살펴보자. 총 전이효과는 16.9%로 추정되어 모든 기간과 비교해 가장 낮게 추정되어 금융시장간 연계성은 가장 낮은 것을 확인할 수 있다. 금융위기 이전 기간과 유사하게 일본과 한국 금융시장이 미국 금융시장으로부터 영향을 받지만, 이 기간에는 새로운 사실을 발견할 수 있다. 특징적으로 중국 주식시장이 네트워크 중심 쪽으로 이동하였으며, 한국 금융시장에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 중국 외환시장도 다른 금융시장과의 거리가 이전 기간에 비해 가까워진 것으로 나타났다. 이는 주식시장에서 후강통 제도 시행으로 주식시장 개방 확대 및 외환시장에서 위안화 국제화 추진을 위해 위안화 변동폭을 점진적으로 확대함에 따라 나타난 결과로 해석된다. 즉 신창타이 기간에는 이전 기간에 비해 중국 금융시장의 영향력이 점진적으로 증대하였으며, 이러한 사실은 한국 금융시장의 금융안정을 위해 참고해야 될 사항으로 여겨진다.

<그림 11> 기간별 쌍별 순 네트워크

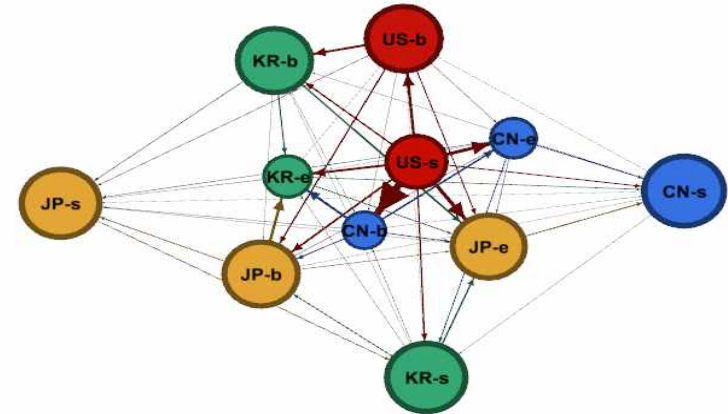
글로벌 금융위기 이전

총 전이 효과  
23.3%



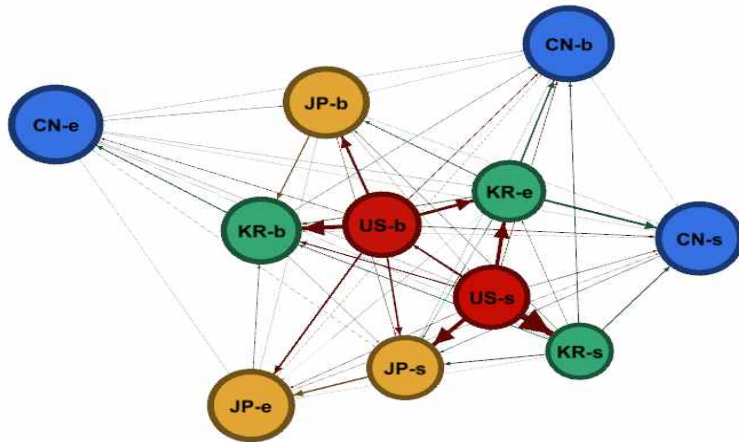
글로벌 금융위기/중국의 고정환율제도 시행

총 전이 효과  
34.7%



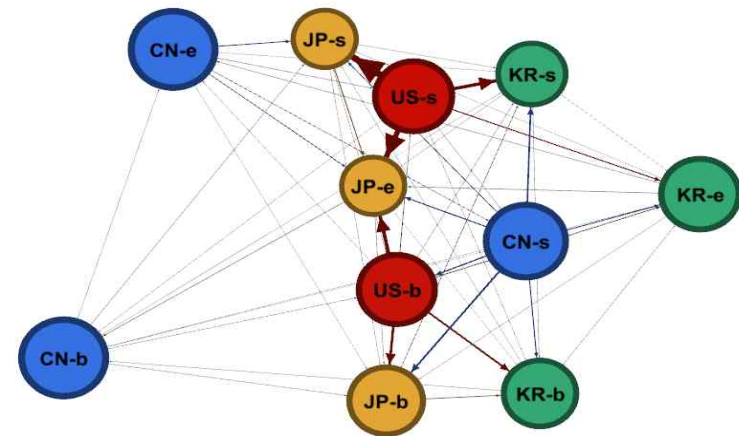
글로벌 금융위기 이후/유럽 재정위기 및 미국 신용등급 강등

총 전이 효과  
17.2%



중국의 신장타이

총 전이 효과  
16.9%



## V. 결론

2008년 글로벌 금융위기 이후 중국은 일본을 제치고 G2 국가로 부상하였으며, 최근 들어 금융개혁을 가속화하고 위안화 국제화를 추진하는 등 전 세계 경제에 영향력을 확대해 나아가고 있다. 이에 따라 기존의 미국 금융시장과 더불어 금융위기 이후 부상한 중국 금융시장과의 연계성을 파악하는 것은 한국 금융시장의 금융안정을 위해 중요한 연구 주제로 판단된다.

본 논문은 예측오차 분산분해를 다양한 조합으로 구성할 수 있는 연계성 지수 추정법을 이용하여 미국과 동북아 3국인 중국, 일본, 한국 금융시장간 연계성을 측정하였다. 그리고 네트워크 분석기법을 이용하여 기간별 연계성 메커니즘 변화 분석하였다.

본 연구의 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 전체기간에 대한 분석 결과 미국 금융시장은 일본과 한국 금융시장에 큰 영향을 미치는 것에 반해, 중국 금융시장과의 상호 연관성은 낮은 것으로 나타났다. 또한 아시아 3국 금융시장간에도 상호 연관성은 낮은 것으로 분석되었다.

둘째, 표본이동분석 결과 총 전이효과는 시간에 따라 가변적인 것으로 나타났으며, 위기적 사태가 발생할 때마다 큰 폭으로 급등하는 것으로 나타났다. 총 전이효과를 분해하여 국가간 전이효과와 국가내 전이효과를 분석한 결과 전체기간 동안 국가내 전이효과가 더 높은 것으로 추정되었다. 그리고 국가간 동일시장 전이효과 중에서 주식시장간 전이효과가 가장 높게 추정되었다.

셋째, 기간별 네트워크 분석결과, 금융위기 기간에는 미국 주식시장에서 아시아 3국 외환시장으로 변동성 전이효과가 두드러지게 나타났다. 그리고 중국의 신창타이 기간에는 중국 금융시장이 다른 시장과의 연계성이 증가한 것으로 나타났다. 특히 중국 주식시장이 한국 금융시장에 미치는 영향력이 증가하는 것으로 나타났다.

본 연구의 결과는 미국 금융시장이 한국 금융시장에 영향을 미친다는 기존의 선행연구와 일치하는 것으로 나타났다. 그리고 최근 들어 중국 금융시장의 영향력이 점진적으로 증가하는 것을 볼 수 있었다. 비록 그 영향력의 크기는 다소 낮은 것으로 나타났지만, 앞으로 중국 금융시장의 금융개혁에 따라 그 한국 금융시장에 미치는 영향력이 점진적으로 확대될 것으로 판단된다. 이에 따라 중금 금융시장 동향을 예의 주시해야 하며, 금융시장간 연계성을 파악하기 위해 향후에도 자료가 추가로 축적됨에 따라 중국 금융시장을 지속적으로 분석할 필요가 있다.



<부 록>

<표 A1-1> 금융시장간 변동성 전이효과

금융위기 이전 : 2006년 4월 4일 ~ 2008년 6월 30일, 총 585 거래일

		미국		중국			일본			한국			유입
		주식	채권	주식	채권	외환	주식	채권	외환	주식	채권	외환	
미국	주식	75.64	13.96	1.00	1.70	2.36	0.51	0.20	1.03	0.80	1.47	1.33	24.36
	채권	13.21	77.02	0.86	2.74	1.64	0.45	0.27	1.38	0.61	0.62	1.21	22.98
중국	주식	1.38	2.44	83.37	2.12	3.94	2.10	1.44	1.22	0.27	0.20	1.50	16.63
	채권	12.39	5.09	1.40	59.11	12.11	0.17	3.08	0.39	0.81	3.14	2.31	40.89
	외환	9.25	2.22	2.40	13.28	64.40	0.12	0.64	1.21	0.72	1.97	3.80	35.60
일본	주식	0.34	0.58	2.14	0.06	1.68	93.50	0.43	0.55	0.14	0.45	0.12	6.50
	채권	1.31	3.00	0.73	4.41	0.98	0.67	84.16	0.75	2.67	0.99	0.34	15.84
	외환	4.26	8.08	1.63	0.59	1.92	0.71	0.79	76.66	0.68	1.86	2.80	23.34
한국	주식	3.86	6.00	0.77	0.47	0.76	0.92	0.53	3.27	80.76	1.39	1.28	19.24
	채권	5.34	6.34	0.21	2.39	1.24	1.16	0.17	1.19	0.62	74.66	6.68	25.34
	외환	3.07	4.11	0.58	3.20	3.88	0.26	0.21	2.01	0.61	7.94	74.14	25.86
	유출	54.41	51.83	11.71	30.96	30.50	7.07	7.77	13.01	7.93	20.02	21.37	256.59
	순	30.06	28.84	-4.91	-9.93	-5.09	0.57	-8.07	-10.33	-11.30	-5.33	-4.49	23.3%

<표 A1-2> 금융시장간 변동성 전이효과

금융위기 기간/중국고정환율제 기간 : 2008년 7월 1일 ~ 2010년 5월 31일, 총 500 거래일

		미국		중국			일본			한국			유입
		주식	채권	주식	채권	외환	주식	채권	외환	주식	채권	외환	
미국	주식	59.32	12.53	1.32	4.84	4.12	3.73	2.41	0.82	2.67	2.79	5.45	40.68
	채권	17.43	73.66	0.69	1.02	0.64	0.86	0.53	0.97	1.00	1.75	1.45	26.34
중국	주식	3.02	0.58	78.96	1.95	4.00	0.99	0.76	2.83	2.78	1.71	2.42	21.04
	채권	18.00	1.47	1.71	42.1	14.6	1.93	4.95	0.48	0.98	4.32	9.46	57.9
	외환	10.48	1.37	2.58	17.85	45.3	1.25	2.31	0.61	1.06	3.07	14.12	54.7
일본	주식	3.92	1.67	1.02	2.46	2.06	77.08	2.57	2.26	3.9	1.65	1.42	22.92
	채권	5.98	3.03	0.48	6.73	1.37	1.31	73.04	0.42	3.69	2.79	1.18	26.96
	외환	7.66	2.89	1.13	1.94	1.36	2.62	1.31	71.9	4.47	3.14	1.59	28.1
한국	주식	5.16	0.98	3.16	0.44	2.53	5.02	2.26	1.88	77.47	0.83	0.28	22.53
	채권	5.52	5.83	2.13	3.97	3.17	0.58	2.48	0.23	1.06	73.05	1.98	26.95
	외환	9.6	1.55	1.41	13.65	13.95	1.57	5.94	0.45	0.82	4.15	46.9	53.1
유출		86.75	31.9	15.62	54.84	47.8	19.86	25.52	10.95	22.43	26.2	39.34	381.21
순		46.08	5.56	-5.42	-3.05	-6.9	-3.06	-1.44	-17.15	-0.11	-0.75	-13.77	34.70%

<표 A1-3> 금융시장간 변동성 전이효과

금융위기 이후/유럽 재정위기 및 미국 신용등급 강등 기간 : 2010년 6월 1일 ~ 2013년 12월 31일, 총 936 거래일

		미국		중국			일본			한국			유입
		주식	채권	주식	채권	외환	주식	채권	외환	주식	채권	외환	
미국	주식	77.66	13.50	0.03	0.27	0.24	0.53	0.24	0.30	5.69	0.41	1.14	22.34
	채권	14.22	79.54	0.40	0.47	0.19	0.31	0.74	0.48	1.72	0.50	1.41	20.46
중국	주식	0.53	1.06	88.63	1.07	0.24	0.32	0.26	0.55	2.51	0.95	3.88	11.37
	채권	0.85	1.13	1.07	91.99	0.85	0.19	0.09	0.28	0.83	0.71	1.99	8.01
	외환	0.43	0.67	0.26	0.73	95.38	0.29	0.18	0.18	0.23	1.53	0.12	4.62
일본	주식	4.64	1.96	0.80	0.27	0.22	77.73	3.90	3.44	3.59	1.41	2.04	22.27
	채권	0.09	3.18	0.23	0.14	0.51	3.38	86.79	2.45	0.66	0.56	1.99	13.21
	외환	0.71	2.24	0.30	0.21	0.22	5.08	2.37	87.80	0.18	0.43	0.46	12.20
한국	주식	11.92	3.07	1.50	0.08	0.24	2.68	0.21	0.21	68.75	3.51	7.83	31.25
	채권	1.51	4.76	0.94	0.35	0.57	1.16	1.69	1.02	4.20	81.12	2.69	18.88
	외환	4.69	4.56	1.79	0.47	0.27	1.60	1.20	0.43	8.17	1.97	74.86	25.14
유출		39.59	36.13	7.33	4.06	3.56	15.55	10.88	9.34	27.78	11.97	23.54	189.74
순		17.25	15.67	-4.04	-3.95	-1.05	-6.72	-2.33	-2.85	-3.47	-6.91	-1.61	17.2%

<표 A1-4> 금융시장간 변동성 전이효과

중국의 신창타이 기간 : 2014년 1월 1일 ~ 2015년 11월 30일, 총 499 거래일

		미국		중국			일본			한국			유입
		주식	채권	주식	채권	외환	주식	채권	외환	주식	채권	외환	
미국	주식	85.90	4.34	3.21	0.09	1.23	1.73	0.91	0.22	1.14	0.20	1.03	14.10
	채권	3.83	84.92	4.20	0.82	0.72	0.23	1.89	0.55	0.36	1.75	0.73	15.08
중국	주식	3.49	1.69	88.98	1.15	0.96	0.30	0.09	0.47	1.68	0.95	0.24	11.02
	채권	0.29	0.47	1.14	93.83	0.56	0.39	0.13	1.00	0.72	1.14	0.34	6.17
	외환	0.69	0.81	0.29	0.80	93.69	0.43	0.38	0.91	0.30	0.64	1.06	6.31
일본	주식	15.57	0.48	1.66	0.80	2.07	70.50	1.32	0.43	5.34	1.08	0.76	29.50
	채권	0.96	6.85	3.63	0.50	0.50	1.61	82.17	0.92	0.29	2.21	0.36	17.83
	외환	11.02	7.77	2.49	0.14	2.10	2.15	0.39	70.43	0.95	0.40	2.15	29.57
한국	주식	8.27	0.74	4.73	0.85	0.40	5.68	1.13	0.72	75.60	1.18	0.71	24.40
	채권	0.40	5.32	2.83	0.81	0.96	0.87	3.49	0.44	1.55	80.98	2.36	19.02
	외환	3.02	1.98	2.01	0.19	0.53	0.65	0.10	1.46	0.71	2.67	86.68	13.32
유출		47.54	30.44	26.20	6.15	10.01	14.04	9.83	7.12	13.04	12.21	9.73	186.31
순		33.43	15.36	15.18	-0.02	3.70	-15.46	-8.01	-22.44	-11.36	-6.81	-3.59	16.9%

## 참고문헌

1. 박영규·빈기범 (2013), “한, 중, 일 통화 간 가격 발견 및 변동성 전이에 관한 연구,” 『재무연구』, 제 26권 제 4호, 447-483.
2. 이우석·이한식 (2015), “금융시장간 변동성 전이효과 분석: CDS 프리미엄 중심으로,” 『시장경제연구』, 제 44권 제 2호, 101-142.
3. 이창영 (2015), 중국의 금융개혁개방정책 현황, 전망 및 향후 과제, KRX MARKET, 한국거래소, 제122호, 25-43.
4. 정진호·임재욱·제상영 (2012), “한국, 중국, 일본, 미국 주식시장의 변동성 이전과 상관관계 변화에 관한 비교 연구,” 『금융공학연구』, 제 11권 제 1호, 1-16.
5. 한재현 (2015), 뉴노멀 시대 중국경제의 변화방향과 과제, 국제경제리뷰, 한국은행, 제2015-2호.
6. Antonakakis. N. (2012), “Exchange Return Co-movements and Volatility Spillovers before and after the Introduction of Euro,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(5), 1091-1109.
7. Antonakakis, N., Vergos, K. (2013), “Sovereign Bond Yield Spillovers in the Euro Zone During the Financial and Debt Crisis,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 26, 258-272.
8. Chang, B.-K. (2013), “Return and Volatility Spillovers in East Asian Currency Markets - A Generalized Variance Decomposition Analysis,” *Journal of Korea Trade*, 17(2), 53-76.
9. Diebold, F.X. and K. Yilmaz (2009), “Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets,” *Economic Journal*, 119(534), 158-171.
10. \_\_\_\_\_(2012), “Better to Give than to Receive : Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers,” *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
11. \_\_\_\_\_(2015), *Financial and Macroeconomic Connectedness: A Network Approach to Measurement and Monitoring*, Oxford University Press.
12. \_\_\_\_\_(2016), “Trans-Atlantic Volatility Connectedness Among Financial Institutions. 2004-2014,” *Journal of Financial Econometrics*, 14(1), 81-127.
13. Eun, C. and S. Shim (1989), “International Transmission of Stock Market Movement,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24(2), 241-256.
14. Hamao, Y.R., R.W. Masulis and V.K. Ng (1990), “Correlations in Price

- Changes and Volatility across International Stock Markets,” *The Review of Financial Studies*, 3(2), 281-307.
15. Huang, B., Yang, C., and Hu, J.(2000), “Causality and Cointegration of Stock Markets among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle,” 9(3), 281-297.
  16. Jacomy, M., S. Heymann, T. Venturini, and M. Bastian (2014), “ForceAtlas2, A Continuous Graph Layout Algorithm for Handy Network Visualization Designed for the Gephi Software,” PLOS ONE
  17. King, M. and S. Wadhvani (1990), “Transmission of Volatility between Stock Markets,” *The Review of Financial Studies*, 3(1), 5-33.
  18. Koutmos, G. and G.G. Booth (1995), “Asymmetric Volatility transmission in International Stock Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 747-762.
  19. Nam, J.H., K.H. Yuhn, and S.B. Kim (2008), “What Happened to Pacific-Basin Emerging Markets after the 1997 Financial Crisis?,” 18(1), 639-658.
  20. Lee, H. and S.-H. Lee (2015), “Spillover Effects Across Credit Spreads in Korean Bond Market,” *Journal of Economic Research*, 20, 21-38.
  21. Lee, H.S (2004), “International Transmission Mechanism of Stock Market Movements: A Wavelet Analysis,” *Applied Economics Letters*, 11(3), 197-201.
  22. Lee, H.S. and W.H. Hong (2009), “International Transmission of Swap Market Movements: The U.S., Korea, and China,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 38(5), 723-744.
  23. Ng, A (2000), “Volatility Spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin,” *Journal of International Money and Finance*, 19(2), 207-233.
  24. Li, H. (2012), “The Impact of China’s Stock Market Reforms on its International Stock Market Linkages,” 52(4), 358-368.
  25. Lin, K.-P., Menkveld, A.J. and Z. Yang (2009), "Chinese and World Equity Markets: A Review of Volatilities and Correlations in the First Fifteen Years," *China Economic Review*, 20(1), 29-45.
  26. Liow, K.H. (2015), “Conditional Volatility Spillover Effects Across Emerging Financial Markets,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 44(2), 215-245.
  27. Long, L., Tsui, A.K. and Zhang, Z. (2014), “Conditional Heteroscedasticity with Leverage Effect in Stock Returns: Evidence from

- the Chinese Stock Market,” *Economic Modelling*, 37, 89-102.
28. Koop, G., M.H. Pesaran, and S.M. potter (1996), “Impulse Response Analysis in Non-linear Multivariate Models,” *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147.
  29. Pesaran, M.H. and Y. Shin (1998), “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models,” *Economics Letters*, 58(1), 17-29.
  30. Sims, C.A. (1980), “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48(1), 1-48.
  31. Tsai, I.-C. (2014), “Spillover of fear: Evidence from the Stock Markets of Five Developed Countries,” *International Review of Financial Analysis*, 33, 281-288
  32. Wang, Y. and Di Iorio, A. (2007), “Are the China-related Stock Markets Segmented with Both World and Regional Stock Markets?,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17(3), 277-290.
  33. Zhou, X., W. Zhang, and J. Zhang (2012), Volatility Spillovers between the Chinese and World Equity Markets, *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2), 247-270.