

동아시아국가들과 일본의 금융위기 전염효과에 대한 연구*

박영배**
ybpark@deu.ac.kr

<目次>

- | | |
|-----------------|------------|
| 1. 서론 | 4. 실증분석 결과 |
| 2. 이론적 모형 | 5. 결론 |
| 3. 데이터 및 기초적 분석 | |

主題語: 금융위기(Financial Crisis), 전염효과(Contagion Effect), 단위근(Unit Root), 상관관계 (Correlation), GARCH 모형(GARCH Model)

1. 서론

지금까지 세계경제는 대형 금융위기를 수차례 경험하였다. 그 대표적인 사례로는 1980년대 초반의 남미외채위기, 1990년초 북미 3국의 금융위기, 1992-3년의 유럽통화위기, 1994년의 멕시코 위기, 1997년의 동아시아 금융(외환)위기, 1998년의 러시아브라질 위기, 2008년 미국의 금융위기 및 2011년의 유럽재정위기 등을 들 수 있다. 이러한 금융위기의 지속적 그리고 반복적 발생으로 금융위기의 발생원인 및 영향에 대한 연구는 이전부터 활발하게 이루어져 왔다. 그러나 금융위기의 전염효과에 대한 연구는 멕시코 위기이후 “소위”테킬라 (Tequila)효과“의 파급에 대한 연구의 일환으로 1995년이후 시작되어 1997년 7월 태국발 외환위기가 인근 동남아시아 국가뿐만 아니라 한국, 일본 그리고 러시아로 전염되는 양상을 보이자 본격적인 연구가 활발히 진행되었다.

대체적으로 신흥시장국 경제는 위기시 변동성 (volatility)이 급격히 상승하는 가운데 위기의 전염 (contagion)에 쉽게 노출되는 경향이 있다. 여기에서 전염이란 기초경제여건 (fundamentals)

* 이 논문은 2012학년도 동의대학교 연구년 지원에 의하여 연구되었음.

** 동의대학교 상경대학 금융보험학과 교수

으로 설명할 수 있는 부분을 넘어서는 국가간의 자산가격 동조화 현상 (co-movement)을 의미한다. 즉, 한 국가의 금융시장에서 발생한 변동성이 다른 나라의 금융시장으로 전파되는 것을 금융위기의 전염효과라 한다. 금융위기의 전염은 주로 외환시장, 주식시장 또는 국제신용시장 등을 통하여 전이되고, 전염효과는 여러 국가에서 동시에 또는 약간의 시차를 두고 금융위기가 발생된다.

전염효과는 대체적으로 두가지 유형으로 구분할 수 있다. 첫 번째 유형은 국가간 경제적 의존관계로 인하여 발생하는 전염효과이다. 이러한 경우 한 국가의 금융위기 다른 국가의 경제적 기본요인 (fundamentals)에 영향을 끼쳐 전염효과가 발생한다. Calvo and Reinhart (1996)는 위와 같은 유형의 전염효과를 경제적 기본요인에 의한 전염효과 (fundamental-based contagion effect)라 부르고 있다. 반면 Mussa (1998)는 경제적 기본요인과 관련된 금융위기의 전이는 전염효과라고 할 수 없으며 이는 단지 경제적 교란의 확산 (spillover)이라고 주장한다. 금융위기의 전염효과는 경제적 기본요인의 변화로는 그 원인을 설명할 수 없으며 시장정서 (market sentiments)의 변화나 경제적 기본요인에 대한 기존정보의 재해석 등으로 인하여 발생하고 있다고 설명하고 있다. 이것이 두 번째 유형의 전염이며, 이를 순수한 전염효과 (pure contagion effect)라고 부르기도 한다.

이러한 전염효과는 Radelet and Sachs (1998a, 1998b)의 주장처럼 패닉이 중요한 역할을 할 수 있으며 군집행동 (herding behaviour)의 결과로도 발생할 수 있다. 또한 순수한 전염효과는 복수균형이 존재하는 상황에서 자기실현적 (self-fulfilling)인 기대의 변화로 인하여 발생할 수 있다.

전염효과가 구체적으로 어떠한 경제현상을 나타내는가에 대한 연구로서 아직 확실한 공감대가 형성되어 있지 못하지만, 통상적으로 시차를 두고 금융위기가 발생한 국가들의 금융시장간에 높은 상관관계가 관찰되면 전염효과가 존재한다고 볼 수 있다. 여기서 금융시장간의 상관관계라 함은 환율, 주가, 금리 등 금융자산 가격을 나타내는 금융변수간의 상관관계를 의미한다.

예를 들어 1997년 동아시아 금융위기에서 태국의 외환위기 발생 이후 인도네시아, 말레이시아, 필리핀, 한국, 일본 등의 주가나 환율이 태국의 주가나 환율과 높은 상관관계를 보였다면 이는 태국의 외환위기가 이들 국가로 전염되었다는 것을 의미한다. Arias et al (1998) Bhattacharya et al (1998), Baig and Goldfajn (1999), Park and Song (2000) 등은 금융위기의 상관관계가 과도하게 높아졌을 때 전염효과가 존재한다고 설명하였다. 따라서 금융위기의 상관관계 증가가 이와 같은 요인들의 변화로 충분히 설명될 수 있다면 이는 금융시장간의 정상적인 상관관계를 반영하고, 더 나아가 전염효과가 존재하는 것으로 볼 수 있다고 주장한다.

하지만 현재까지의 연구 결과들을 살펴보면 금융위기의 전염효과에 대해서는 다양한 결과가 존재하고 있다. 특히, Braig and Goldfajan (1999)은 확실한 전염효과가 존재하고 있다는 연구결과를 발표하였고, Forbes and Rigobon (2002)는 1997년 아시아 금융위기에는 전염효과가 존재하지 않는다고 주장하고 있다.

따라서 본 논문에서는 Rigobon (2003)의 이분산성 (heterocedasticity)과 내생성 (endogeneity) 분석방법을 Caporale et al (2002)가 소개한 시스템의 안정성에 대한 전체 샘플 검정방법 (full sample test of the stability of the system)을 사용하여 1997년 동아시아 금융위기가 일본과 같은 선진국 (developed countries)에도 전염이 되는지, 그리고 선진국에 전염된 금융위기가 다른 동아시아국가에 전염이 되는지를 살펴보는 데 목적이 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 검정하고자 하는 이론적 모형을 살펴보고, 제3장에서는 데이터 및 검정대상 자료에 대한 기초적 분석을 통해 시계열적 특성을 분석한다. 제 4장에서는 실증적 분석을 통해 전염효과의 존재유무를 살펴보고, 마지막으로 제 5장에서는 본 연구의 결론을 요약 정리한다.

2. 이론적 모형

두 나라의 주식 수익성간의 연립적 상호관계는 구조적 형태로 다음의 수식 (1)로 정의할 수 있다.

$$A_0 y_t = A_1 y_{Dt} + \epsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

수식 (1)에서 $y_t = [y_{1t}, y_{2t}]'$ 는 시간 t에 대한 두 내생적 변수의 벡터이고 (국가적 자산 수익, country-specific asset return), $y_{Dt} = [D_t y_{1t}, D_t y_{2t}]'$ 는 더미 D_t 의 두 내생적 변수로서 금융위기 기간 동안 그 값은 1이고 기타는 0으로 한다. 또한 $\epsilon_t = [\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}]'$ 는 구조적 충격 (structure shocks)의 벡터이다. 상기 행렬은 금융위기 전후의 기간에 대한 두 내생적 변수간의 연립적 상호관계를 설명할 수 있고 다음과 같이 제한된다.

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{01} \\ -\alpha_{02} & 1 \end{bmatrix}; A_1 = \begin{bmatrix} 0 & \alpha_{11} \\ \alpha_{12} & 0 \end{bmatrix}$$

Σ_s 를 축약된 형태의 충격 (reduced form shocks)이라 하고, Ω_s 를 구조적 혁신 $[\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}]'$ 의 공분산 행렬로 하고, Ψ 는 혁신의 공분산 행렬로 $[D_{1t}y_{1t}, D_{1t}y_{2t}]'$ 한다. 따라서 우리는 상기 수식을 정리하여 다음의 수식 (2)를 도출한다.

$$\Sigma_s = A_0^{-1} \Omega_s A_0^{-1} + A_1 \Psi A_1^{-1} \dots\dots\dots (2)$$

수식 (2)에서 우리는 구조적 혁신 Ω_s 에 대한 공분산 행렬은 분산 내 대각선적 이동을 할 수 있다고 가정한다. 예를 들면 금융위기 전후 (수식에서 아래 첨자형 소문자 s=1, 2)로 표시할 수 있다. 그리고 공분산 행렬 Ψ 는 일반적으로 1에 접근하는 대각선적 분산이다.

Rigobon (2003)에 따르면 이분산성 (heteroscedasticity)은 안정적인 연립방정식으로 규정할 수 있다.¹⁾ 수식 (2)로 표시된 방정식은 6개의 공분산 수식²⁾과 6개의 불명³⁾으로 분류할 수 있다. 그러나 수식 (2)처럼 지역간 교환에 대한 연립방정식에서, 우리는 2개의 추가적 제약조건을 부여한다.⁴⁾ 이분산성과 관련된 최근의 실증적 연구에서 사용되어진 추가적 제약조건은 본 논문에서 정확하게 명시하기는 어렵다. Forbes and Rigobon (2002)은 충격승수행렬 (impact multiplier matrix)에 대해 영의 배제제한 (zero exclusion restrictions)으로 규정하였고, Rigobon (2003)은 구조적 충격 중 한개는 등분산성 (homoscedasticity)으로 가정하였다. 이러한 두 개의 가정은 선진국과 신흥국 시장간의 연계를 고려하기가 상당히 어렵다. 그리고 체제 (regime)가 변하여 위기가 발생할 때 어떻게 이들이 영향을 받는지도 설명하기 어렵다.

Caporale et al. (2002)에 따라 본 논문에서는 금융위기 이전의 안정적인 기간 동안 자산 수익률간의 동조성 (co-movement)의 정도를 측정하기 위해 계수 a_{01}, a_{02} 를 추정하고, 금융위기 기간 동안의 자산 수익률간의 동조성의 정도를 측정하기 위해 $a_{01}+a_{11}$ 과 $a_{02}+a_{12}$ 를 추정하는데 목적이 있다. 만약 추정에서 더미와 연계하여 계수 a_{11} 과 a_{12} 가 통계적으로 유의하다면 검정대 상국가간에는 전염효과 존재한다고 결론지을 수 있다. 구조적 혁신이 가우지안 (Gaussian)이라고 가정한다면 조건부 로그 우도함수 (conditional log-likelihood)는 다음과 같이 정리한다.

$$L_t = -\frac{1}{2} \log |\Omega_t| - \frac{1}{2} \epsilon'_t (\Omega_t)^{-1} \epsilon_t$$

1) 단, 이 수식에는 더미 (dummy)를 포함하지는 않는다.
 2) 체제 (regime)당 3개로 계산한다.
 3) 각 지역별로 두 개의 구조적 충격의 분산과 계수 a_{01}, a_{02} 로 한다.
 4) 이는 주어진 계수 a_{11} 과 a_{12} 처럼 추가 2개의 불명계수 말한다.

이분산성이 존재한다는 것을 명확히하기 위해 수식의 분산에 대해 우리는 GARCH (1,1)형식을 사용한다. 따라서 우리는 다음의 수식을 도출할 수 있다.

$$h_{y_{1t}} = (1 - \delta_1 - \delta_2) + \delta_1 h_{t-1} + \delta_2 \epsilon_{y_{1t-1}}^2 \dots\dots\dots (3)$$

$$h_{y_{2t}} = (1 - \delta_3 - \delta_4) + \delta_3 h_{t-1} + \delta_4 \epsilon_{y_{2t-1}}^2$$

King, Sentana, and Wadhvani (1994)와 Normandin and Phaneuf (1997)이 사용한 무조건부 분산의 동일성을 위하여 두 개의 추가적 제약조건을 부여한다.⁵⁾

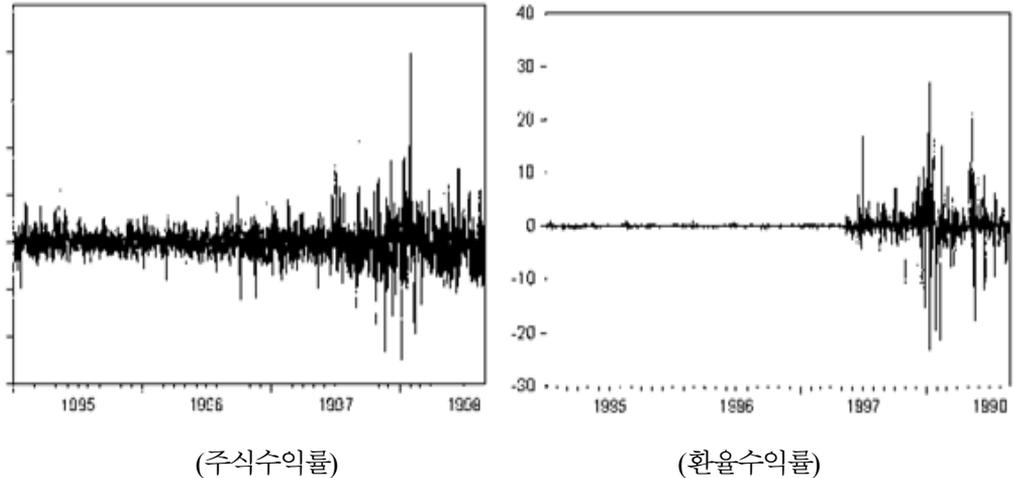
우리는 결합로그 우도함수 Σ_L 의 극대화를 위하여 첫 번째 몇 개의 수식의 단순형 알고리즘을 사용하여 조건부 평균과 분산 수식의 파라미터를 나누고, Broyed-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) 알고리즘을 사용한다. 그리고 확실한 표준오차 (standard error)값을 구하기 위해 Bollerslev and Wooldrige (1992)의 준최대가능도 추정량 (quasi maximum likelihood estimator)을 사용한다.

3. 데이터 및 기초적 분석

본 연구에 사용되어진 자료는 선진국의 경우 일본, 신흥시장국의 경우 태국, 인도네시아, 말레이시아 및 한국으로 구분하였고, 주가의 경우 종가, 환율의 경우 달러대비 자국통화를 로그함수화하여 사용하였고, 검정대상기간은 1995년 1월1일부터 1998년 12월 31일까지 이다. 금융위기 발생기간 동안의 전염효과를 측정하기 위해 1997년 7월 태국의 주가가 급락하는 동안 인도네시아의 경우 1997년 8월에 급락을 하는 시차적 문제가 발생하기에, 우리는 Baig and Goldfajn (1999)와 Forbes and Rigobon (2002)의 분석방법에 따라 해당 기간동안의 주요 경제금융적 사건을 기초로 하였다.⁶⁾ 이러한 문제에 대해 Baur (2012)는 전염효과에 관한 연구에 있어 금융위기의 기간을 정확하게 정의하기 위해 노력하고 있지만, 적절한 계량경제적 모형을 사용하여 시차적 문제를 해결함이 금융위기 기간에 대한 명확한 추정이 적절하다고 하였다.

5) 수식 (2)를 풀고 동시에 수식 (1) 확인한다.
 6) Boyer et al. (2006), Rodriques (2007)과 같은 연구에서는 Markov regime switching모형의 통계적 기법을 사용하여 금융위기 기간 동안의 내생성 (endogenously)을 파악하기도 한다.

<그림 1>에서는 검정 대상기간 동안의 주식수익률과 환율수익률을 시계열적으로 분석하였고, 금융위기 발생 초기에 지역적 충격과 외환시장에서 충격이 발생하고 그리고 지역간 이전에 의해 더욱 더 변동성이 커짐을 보여준다. 또한 금융위기 초기에는 변동성이 매우 커지만 점차 안정화되는 반면 주식시장의 경우 검정대상기간 전체적으로 변동성이 큼을 알 수 있다.



<그림 1> 주식수익률과 환율수익률의 변동성

검정 대상 자료의 특성을 정확하게 분석하기 위해 기술적 통계분석 (descriptive statistics)을 실시하였으며, 그 결과는 <표 1>에 정리되어져 있다. 일본을 제외한 검정대상 모든 국가들의 주식시장에서 음(-)의 주식평균수익률을 보이고 있으며, 양 (+)의 왜도 및 과도한 첨도를 보이고 있다. 이중에서도 태국이 가장 낮은 수익률을 보여준다. 이 결과표에 따르면 지역내에서 금융위기가 발생하여 가장 어려웠으며 대부분의 음의 수익률의 근원이 되었다. 또한 검정대상국들 모두의 외환시장에서 환율은 미국 달러화 대비 평가절하됨을 보여준다. 금융위기 발생후 해당국들은 자본유출 (capital flight)과 투기적 공격 (speculative attack)으로 인해 페그 고정환율제도 (pegged exchange rate system)을 포기하자, 해당국 통화들의 가치는 급락하게 된다.

<표 1> 주식과 환율 수익률의 기술적 통계분석표

1) 주식수익률

구분	태국	인도네시아	말레이시아	한국	일본
Mean	-0.31	-0.19	-0.24	-0.21	0.07
Maximum	13.17	12.12	21.45	11.01	4.95
Minimum	-12.72	-11.04	-12.17	-10.87	-7.25
Std. Dev.	1.77	1.92	2.01	2.65	0.94
Skewness	0.66	0.79	1.55	0.21	-0.62
Kurtosis	14.52	8.25	24.78	7.94	10.11
Jarque-Bera	5243.6	1158.9	1884.0	1004.2	2548.2
Probability	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

2) 환율수익률

Mean	태국	인도네시아	말레이시아	한국	일본
Maximum	0.17	0.08	0.05	0.06	0.09
Minimum	31.54	17.25	6.49	17.95	14.27
Std. Dev.	-8.94	-5.78	-5.87	-21.21	-19.45
Skewness	2.14	1.21	0.94	1.63	1.89
kurtosis	2.04	2.85	0.51	-0.75	-0.99
Jarque-Bera	42.78	45.77	15.68	70.28	64.25
Probability	175823.6	465210.5	81652.9	145782.5	9587.62
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

최근에는 거시경제변수들이 단위근을 가지고 있음이 일반적인 사항으로 인식되고 있으며, 단위근 검정은 대부분의 시계열 자료 분석에서 필수적인 사항으로 고려되고 있다. 또한 상기 기술적 분석의 확실성을 보여주기 위하여 Dickey-Fuller (1979)의 ADF검정을 실시하였다. 그 결과 <표 2>에 정리되어져 있으며, 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설은 수준변수에서 (level)에는 모든 대상자료에서 기각됨을 발견하였으나, 차수분 이후 (first level difference)의 검정에서는 5%의 임의수준에서 기각됨을 보여준다.

<표 2> 단위근 검정 결과

구분		태국	인도네시아	말레이시아	한국	일본
주식수익률	수준변수	-0.94	-1.25	-1.5	-1.19	-1.19
	차분변수	-17.25	-15.44	-15.84	-15.92	-16.01
환율수익률	수준변수	-0.85	-0.76	-0.68	-1.25	-0.67
	차분변수	-15.98	-15.25	-16.87	-22.19	-15.99

주) Critical Value: 1%: -3.43, 5%: -2.86

4. 실증분석 결과

본 논문에서는 Caporale et al. (2002)의 통계적 분석방법을 사용하여 계수 a_{11} 과 a_{12} 의 통계적 유의성을 분석하기 위해 수개의 상이한 단계적 더미 (step dummy)를 사용한다. 실증분석의 결과는 <표 3-1>과 <표 3-2>에 정리되어져 있다.

금융위기 이전의 경우 우리는 계수 a_{01} 과 a_{02} 가 통계적으로 어떠한 단계적 더미의 경우에도 유의함을 알 수 있기에 주식시장간 연계가 있음을 알 수 있다. 그러나 전염효과에 대해서는 확실하지 않다. 먼저 선진국인 일본에서 신흥국시장으로 전염되었을 가능성을 살펴보면, 일본은 한국의 경우 모든 단계적 더미구간마다 영향을 미쳤으며, 태국의 경우 1997년 11월 위기 발생 초기에만 영향을 미쳤으며, 인도네시아의 경우 1998년 2월 이후부터 영향을 미쳤으며, 말레이시아의 경우 1998년 1월이후부터 영향을 미친것으로 판명되었다.

동아시아국가들로부터의 전염효과를 분석한 결과 태국은 1998년 1월부터 일본에 영향을 미쳤으며, 인도네시아의 경우 1998년 2월부터 영향을 미쳤으며, 말레이시아와 한국의 경우 1998년 3월부터 영향을 미친 것으로 판명되었다.

이러한 결과에 비추어보면 금융위기의 전염효과 존재한다고 할 경우 태국 바트화가 평가절하된 시점인 1997년 7월부터 금융위기가 시작되어 시간적 차이를 두고 역내 신흥국시장에 전염이 되었음을 알 수 있다.⁷⁾ 따라서 <표 3-1>의 계수 a_{01} 과 a_{02} 에 대한 추정결과에 따르면 금융위기 이전의 기간에서 선진국과 신흥국시장간의 연계는 통계적으로 매우 유의함을 알 수 있다. <표 3-2>에서는 계수 a_{11} 과 a_{12} 의 추정 결과를 정리하였으며, 그 결과는 위의 <표 3-1>의 결과와 같음을 알 수 있다.

7) Corsetti et al. (1999) 참조

<표 3> 계수 검정 결과

3-1) 계수 a_{01} 과 a_{02} 검정 결과⁸⁾

구분	태국		인도네시아		말레이시아		한국	
일본	0.14 (2.88)	0.15 (1.82)	0.08 (2.24)	0.05 (1.46)	0.29 (5.21)	0.21 (4.28)	0.09 (2.89)	0.16 (2.31)

3-2) 계수 a_{11} 과 a_{12} 검정 결과

구분	태국		인도네시아		말레이시아		한국	
일본	0.18 (1.24)	0.55 (2.42)	0.25 (1.26)	0.89 (10.98)	0.07 (0.75)	0.21 (4.28)	0.20 (1.70)	0.81 (2.49)

주) ① 주) ()의 경우 t-값임. ② Critical Value, 5%: 1.65

마지막으로 상기의 결과를 재검정하기 위해 본 논문에서는 조건부 이분산성의 존재여부를 살펴보기로 한다. 수식 (1)과 (3)의 추정에서 추정계수 $\delta_1 + \delta_2$ 및 $\delta_3 + \delta_4$ 는 거의 1에 접근한다. 이를 재검정하기 위해 우리는 GARCH(1,1)모형을 사용하였으며, 두 모형의 변수에 대한 추정은 최우추정 (maximum likelihood estimation)으로 수행되며, 반복과정을 위한 알고리즘으로는 Berndt, Hall, Hall and Hausman (1974)이 제안한 BHHH알고리즘을 사용하였다.

최우추정치에 대한 검정방법으로는 Lagrange승수 (LM)검정을 이용하였으며, 분석모형에 대한 정규잔차가 시계열 상관이 되어 있는지를 검증하기 위하여 Ljung-Box (1978)의 Portmanteau검정 통계량을 계산하였다. 추정의 결과는 <표 4>에 정리되어져 있다. 결과를 보면 모든 검정대상 자료의 Mean수식에서 오차항에 대한 결과치는 유효하며 자기상관 관계가 있음을 알 수 있다. 또한 분산수식에서 변수에 대한 결합적 유효성 (jointly significance)을 검증하기 위한 LR(2)검정에서 유효성이 존재함을 알 수 있다. 조건부 이분산성이 강정상과정 (strictly stationary process)이기 위한 충분조건을 GARCH모형에서 충족시키고 있어 공분산 안정성 (covariance stationary)임을 알 수 있다. 그리고 조건부 평균항들도 만족스러운 결과를 보여주고 있다.

8) 상기 <표 3> 좌측 칸의 계수 추정치는 i번째 종속변수에 대한 j번째 설명변수 영향을 측정한 값이며, 우측 칸의 계수 추정치는 j번째 종속변수에 대한 i번째 설명변수 영향을 측정한 값이다.

<표 4> GARCH(1,1) 모형 검정 결과

구분	태국	인도네시아	말레이시아	한국	일본
μ	6.47 (0.85)	6.22 (0.82)	5.88 (0.21)	7.21 (0.21)	7.49 (624.2)
α_0	0.00 (0.84)	0.00 (0.28)	0.00 (0.41)	0.00 (1.99)	0.00 (6.42)
α_1	0.43 (3.25)	0.41 (2.78)	0.51 (3.47)	0.42 (3.42)	1.28 (8.21)
α_2	0.38 (8.99)	0.84 (8.21)	0.65 (7.29)	0.65 (6.98)	0.94 (75.29)
β	1.21 (45.32)	1.04 (38.24)	0.98 (29.42)	0.89 (25.42)	-0.62 (-1.85)
LM(0)	87.52	94.14	79.99	88.21	11.25
LM(1)	42.12	40.19	46.25	35.79	28.52
LM(2)	3781.24	2947.28	2644.95	2143.52	1337.42
Skewness	-0.25	-0.23	-0.24	-0.24	-0.22
Kurtosis	3.77	3.55	3.33	3.88	4.54
Q(12)	2887.56	2645.12	2578.36	2547.09	2948.66
Q2(12)	99.87	104.25	105.99	109.45	208.41

위의 결과들을 종합해보면, 신흥국시장으로부터 선진국(일본)으로 전염되는 효과와 선진국(일본)에서도 신흥국시장으로 전염효과가 있음을 알 수 있다. 이러한 분석결과는 은행의 대출의 반전현상을 들 수 있다. 동 아시아 국가들의 주요 대출자인 일본의 경우 BIS의 통계자료)에 따르면 일본계 은행들이 1997년 하반기부터 동아시아국가의 거주자들의 요청에 신속하게 대응하여 대출을 감소시키고, 1998년 상반기에 라틴아메리카와 동유럽 국가들의 차입에 대해 그들의 노출(exposure)를 증가시킴을 알 수 있다. 1997년 3,4분기 일본계 은행들의 이런 급격한 국제대출의 감소세는 동아시아 국가들에게 전염효과를 가중시키게 되는 원인이었다.

5. 결론

본 논문에서 우리는 1997년 발생한 동아시아 금융위기가 지역내 신흥국시장과 선진국간에 전염되는 효과가 있는지 여부를 Forbes and Rigobon (2002)와 Rigobon (2003)의 분석방법에 따라 살펴보았다. 먼저 기술적 통계분석을 통하여 대상국의 자료를 검정한 결과 금융위기 발생후 해당국들은 자본유출(capital flight)과 투기적 공격(speculative attack)으로 인해 페그

9) Basel Committee on Banking and Supervision, 1999) 참조.

고정환율제도 (pegged exchange rate system)을 포기하자, 해당국 통화들의 가치는 급락하게 됨을 알 수 있다.

또한 Caporale et al. (2002)의 통계적 분석방법을 사용하여 분석한 결과 금융위기 이전의 경우 주식시장간 연계가 있음을 알 수 있다. 그러나 전염효과에 대해서는 확실하지 않다. 먼저 선진국인 일본에서 신흥국시장으로 전염되었을 가능성을 살펴보면, 일본은 한국의 경우 모든 단계적 더미구간마다 영향을 미쳤으며, 태국의 경우 1997년 11월 위기 발생 초기에만 영향을 미쳤으며, 인도네시아의 경우 1998년 2월 이후부터 영향을 미쳤으며, 말레이시아의 경우 1998년 1월이후부터 영향을 미친것으로 판명되었다.

동아시아국가들로부터의 전염효과를 분석한 결과 태국은 1998년 1월부터 일본에 영향을 미쳤으며, 인도네시아의 경우 1998년 2월부터 영향을 미쳤으며, 말레이시아와 한국의 경우 1998년 3월부터 영향을 미친 것으로 판명되었다.

이러한 결과에 비추어보면 금융위기의 전염효과 존재한다고 할 경우 태국 바트화가 평가절하된 시점인 1997년 7월부터 금융위기가 시작되어 시간적 차이를 두고 역내 신흥국시장에 전염이 되었음을 알 수 있다

그리고 조건부 이분산성을 살펴보기 위해 GARCH(1,1) 모형을 검정한 결과 모든 검정대상 자료에 대한 결과치는 유효하며 자기상관 관계가 있음을 알 수 있다.또한 분산수식에서 변수에 대한 결합적 유효성 (jointly significance)을 검증에서도 유효성이 존재함을 알 수 있다. 조건부 이분산성이 강정상과정 (strictly stationary process)이기 위한 충분조건을 GARCH모형에서 충족시키고 있어 공분산 안정성 (covariance stationary)임을 알 수 있다. 그리고 조건부 평균항들도 만족스러운 결과를 보여주고 있다.

위의 결과들을 종합해보면 1997년 동아시아 금융위기가 일본과 같은 선진국에도 전염이 되어 영향을 미쳤으며, 선진국은 동아시아국가에 상대적으로 미미한 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 즉, 금융시장이 깊고 넓으며 (deep and broad) 금융시스템이 상대적으로 안정화되어져 있는 선진국이 금융위기의 전염이 발생하더라도 국내 시장에서 잘 흡수하고 충격을 최소화하여 타국으로의 전염을 최소화하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

【參考文獻】

지준호, 김영일 (1999)「환율과 주가의 관계: 국제적 실증비교」『재무관리연구』제46권 제1호, 국제재무관리학회, Vol 6, pp.261-81
Acharya, V and Pedersen, L, (2005)「Asset pricing with liquidity risk」Journal of Financial Economics 77, pp.375-410
Allen, F and Gale, D, (2000)「Financial contagion」Journal of Political Economy 108, pp.1-33

- Arias, E, Hausman, R and Rigobon, (1998)「Contagion on Bond Market」mimemo, MIT
- Baele, L, (2005)「Volatility spillover effects in European equity markets」*Journal of Financial and Quantitative Analysis* 40, pp.371-401
- Baig, T and Goldfajn, I, (1999)「Financial market contagion in the Asian crisis」*IMF Staff Papers* 46, pp.167-195
- Baur, D. G, (2012)「Financial contagion and the real economy」*Journal of Banking and Finance* 36(10), pp.2680-2698
- Bekaert, G, Harvey, C, and Lumsdaine, C, (2002)「Dating the integration of world equity markets」*Journal of Financial Economics* 65, pp.203-247
- Bekaert, G, Harvey, C and A. Ng (2005)「Market integration and contagion」*Journal of Business* 78, pp.39-68
- Bhattacharyas, A, Claessens, Ghosh, S Hernandez, I and Alba, P, (1998)「Volatility and Contagion in Financially-Integrated world, Lessons from East Asia's Recent Experience」*World Bank Policy Research Paper No.2008*
- Bollerslev, T (1986)「Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity」*Journal of Econometrics* 31, pp.307-327
- Boyer, B, Kumagai, T and Yuan, K, (2006)「How do crises spread? Evidence from accessible and inaccessible stock indices」*Journal of Finance* 66, pp.957-1003
- Calvo, G and Reinhart, C, (1996)「Capital flows to Latin America: Is there evidence of contagion effect? Private capital flows to emerging markets after the Mexican crisis」*Institute for International Economics*
- Cappiello, L Engle, R, Sheppard, L, (2006)「Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns」*Journal of Financial Econometrics* 4, pp.537-572
- Chiang, T, Jeon, B and Li, H, (2007)「Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Asian markets」*Journal of International Money and Finance* 26, pp.1206-1228
- Corsetti, G, Pericoli, G and Sbracia, M, (2005)「Some contagion, some interdependence: more pitfalls in tests of financial contagion」*Journal of International Money and Finance*, 24(8), pp. 1177-1199
- Eichengreen, B, Rose, A and Wyplosz, (1996)「Contagious Currency Warm」*NBER Working Paper No. 05681*
- Engle, R, (1982)「Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of variance of United Kingdom inflation」*Econometrica* 50, pp.987-1008
- Engle, R, (2002)「Dynamic conditional correlation—a simple class of multivariate GARCH model s」*Journal of Business and Economic Statistics* 20, pp.339-350
- Fernandez-Izquierdo, A and Lafuente, J, (2004)「International transmission of stock exchange volatility: Empirical evidence from the Asia crisis」*Global Finance Journal* 15, pp.125-137
- Forbes, K and Rigobon, R, (2002)「No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements」*Journal of Finance* 57, pp.2223-2261
- Glick, R and Rose, A, (1999)「Contagion and trade: Why are currency crises regional?」*Journal of International Money and Finance* 18, pp.603-617
- Kallberg, J, Liu, C and Pasquariello, P, (2005)「An examination of the Asian crisis: regime shifts in currency and equity markets」*Journal of Business* 78, pp.169-211
- Kaminsky, G and Reinhart, C, (1999)「The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems」*The American Economic Review* 89, pp.473-500
- Kaminsky, G, Reinhart, C. and Vegh, C, (2003)「The unholy trinity of financial contagion」*Journal of Economic Perspectives* 17, pp.51-74
- Masih, A and Masih, R, (1999)「Are Asian stock market fluctuations due to mainly-regional contagion effects? Evidence based on Asian emerging stock markets」*Pacific-Basin Finance Journal* 7, pp.251-282
- Pesaran, M and Pick, A, (2007)「Econometric issues in the analysis of contagion」*Journal of Economic Dynamics*

& Control 31, pp.1245-1277

Rigobn, R, (2003a)「On the Measurement of the International Propagation of shocks: Is the Transmission Stable?」
Journal of International Economics, Forthcoming

Rigobn, R, (2003b)「Identification through Heteroscedasticity」Review of Economics and Statistics, Forthcoming

Rodriquez, J, (2007)「Measuring financial contagion: A copula approach」Journal of Empirical Finance 14, pp.401-423

논문투고일 : 2014년 12월 10일

심사개시일 : 2014년 12월 20일

1차 수정일 : 2015년 01월 08일

2차 수정일 : 2015년 01월 14일

게재확정일 : 2015년 01월 19일

 <要旨>

동아시아국가들과 일본의 금융위기 전염효과에 대한 연구

본 논문에서 우리는 1997년 발생한 동아시아 금융위기가 지역내 신흥국시장과 선진국간에 전염되는 효과가 있는지 여부를 Forbes and Rigobon (2002)와 Rigobon (2003)의 분석방법 및 Caporale et al. (2002)의 통계적 분석방법을 사용하여 분석한다. 먼저 금융위기 이전의 경우 주식시장간 연계가 있음을 알 수 있으나, 전염효과에 대해서는 확실하지 않다. 동아시아국가들로부터의 전염효과를 분석한 결과 금융위기의 전염효과 존재하며, 태국 바트화가 평가절하된 시점인 1997년 7월부터 금융위기가 시작되어 시간적 차이를 두고 역내 신흥국시장에 전염이 되었음을 알 수 있다. 결론적으로, 1997년 동아시아 금융위기가 일본과 같은 선진국(developed countries)에도 전염이 되어 영향을 미쳤으며, 선진국은 동아시아국가에 상대적으로 미미한 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

Testing for Financial Contagion Between East Asia Countries and Japan During Financial Crisis

In this paper we have examined whether during the 1997 East asian crisis there was any contagion from the region (Thailand, Indonesia, Malaysia, Korea) to the Japan. Following Forbes and Rigobon (2002), Rigobon (2003), and Caporale et al. (2002), we have tested the contagion as a positive shift in the degree of co-movement between asset returns, taking into account heteroscedasticity and endogeneity bias. Also we found that the impact of the East Asian crisis on Japan was small.