

미국 주가변동에 대한 아시아 신흥시장의 주가반응에 관한 실증적 연구

조 담* · Richard J. Bauer Jr.**

〈요 약〉

이 논문은 1994년 1월초부터 2001년 6월말까지 미국의 S&P 500지수와 6개 아시아 신흥시장(한국, 타이완, 홍콩, 싱가포르, 태일란드, 말레이시아)의 대표적 주가지수의 일간수익률 자료를 이용하여 미국 주식시장으로부터 아시아 신흥시장국가에로의 정보이전 효과를 분석하였다. 이를 위해 조건부변동성을 포함하는 시계열모형을 추정하여 미국 주식시장으로부터의 수익률충격과 변동성충격을 구하였다. 그 결과, 타이완을 제외한 다른 5개국에서 강한 평균이전 효과가 관찰되고 있고, 태일란드를 제외한 다른 모든 나라에서 (+)의 변동성이전 효과가 관찰되고 있으므로, 대체로 미국 주식시장으로부터 아시아 신흥시장에로의 정보이전 효과가 상당히 강하게 존재한다고 볼 수 있다. 한국의 경우 외환위기 이후 평균이전 효과가 크게 증가하였지만 다른 나라에서는 그렇지 않았다. 또 외환위기 이후 타이완과 홍콩에서는 변동성이전 효과가 감소하였지만, 태일란드와 말레이시아에서는 (+)값으로 바뀌어 일관성 있는 결과가 관찰되지 않고 있다. 따라서 1997년 아시아지역에서 발생한 외환위기가 정보이전 효과를 촉진하는 계기를 제공하였다고 보기 어렵다.

I. 서 론

아시아 지역 신흥시장국가의 자본시장 개방은 1980년대 이후 점진적으로 진행되어 왔으며, 그 결과 이들 국가에 대한 외국인 증권투자도 활발해졌고 국제자본시장, 특히 미국 증권시장과의 연관도 더욱 밀접해졌다¹⁾. 이런 추세는 이 국가들에서 전통적으로 유지해오던 은행중심 금융시스템이 미국형의 자본시장중심 금융시스템으로 이행하고 있다는 것을 의미하는 것으로서, 각국은 그 충격을 완화하기 위하여 여러 가지 정책수단을 통해 자본시장 개방의 폭과 속도를 조절하여 왔다.

* 전남대학교 교수

** St. Mary Univ. 교수

*** 이 논문은 2001년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2001-042-C00086).

익명의 심사자가 주신 도움에 대해 깊은 감사를 드린다.

흔히 1997년 아시아 지역의 금융위기는 이러한 금융시스템의 변화를 급속하게 촉진시킨 계기를 제공한 것으로 인식되었다. 이 시기에 말레이시아, 타일랜드, 인도네시아, 한국 등이 지니고 있던 금융시스템의 취약점이 일시에 노출되고, 이를 수습하는 과정에서 각종의 여러 가지 금융규제가 제거되고 국제기준의 도입이 촉진되었다. 그 결과 아시아 신흥시장국가에 대한 외국인의 증권투자 및 투자회수가 훨씬 더 자유로워지고 또 빈번하게 이루어지게 되었다. 이러한 상황에서 아시아 신흥시장국가의 주식시장은 국제 자본시장, 특히 그 중심에 있는 미국 주식시장으로부터 한층 더 민감하게 영향받게 되었을 것이라고 예상할 수 있다.

본 연구는 이러한 배경 하에서 아시아 신흥시장의 주가가 미국의 주가변동에 대하여 어느 정도 민감하게 반응하는가를 검증하고자 하는데 목적을 두고 있다. 즉, 1997년 금융위기의 전과 후에 아시아 신흥시장국가의 주가의 미국 주가변동에 대한 반응이 어떤 차이를 보이는가를 측정하고, 금융위기를 심각하게 경험한 국가(말레이시아, 타일랜드, 한국)와 그렇지 않은 국가(타이완, 싱가포르, 홍콩), IMF 권고를 수용한 국가(타일랜드, 한국)와 그렇지 않은 국가(말레이시아)들이 보여주는 차이를 추출해 내하고자 한다. 이런 시도는 세계경제의 중심시장이라고 할 수 있는 미국 주식시장으로부터 아시아 신흥시장으로의 정보이전(information spillover) 효과가 존재하는지, 그리고 그 효과가 어느 정도 큰 것인지를 계량적으로 측정함으로써 이루어질 수 있다. 일반적으로, 자본시장 개방이 한층 진전되어 세계금융시장 통합의 정도가 커질수록 이런 정보이전 효과는 더욱 커질 것이고 또 주가동조화 현상도 더욱 뚜렷해질 것으로 기대될 수 있다.

미국 주식시장으로부터 아시아 신흥시장으로의 정보이전 효과를 측정하기 위해 $t-1$ 일의 미국 주가로부터 발생한 수익률충격(return shock)과 변동성충격(volatility shock) - 이 두 가지 충격에 대해서는 IV의 1 항에서 구체적으로 정의하기로 한다 - 에 대하여 t 일의 아시아 신흥시장의 주가가 어떻게 반응하고 있는가가 이 논문의 주된 관심사이다²⁾. 즉, 이 논문에서는 아시아 신흥시장으로부터 미국 시장으로의 정보이전 효과나 동시적 상호작용을 다루지 않고 미국으로부터 아시아 신흥시장으로의 일방적 영향에만 초점을 맞추고자 한다. 따라서 만일 미국의 수익률충격과 변동성충격에 대하여 아시아 신흥시장의 주가가 충분한 크기로 반응한다면, 이것은 미국의 주가변동 쇼크에 대해 아시아 신흥시장이 효율적으로 반응한다는 시장효율성의 부분적인 증거로 해석될 수 있다.

1) 외환위기 이전의 아시아지역 자본시장 개방일정은 Ng(2000)의 <표 3>에 요약되어 있다.

2) 따라서 이 논문에서는 아시아로부터 미국 주식시장으로의 정보이전 효과나 동일시간대의 정보의 상호작용을 다루지 않는다.

II. 기존 연구

오늘날 각국의 증권시장이 큰 폭으로 개방된 상황에서, 사람들은 신흥시장 국가의 주가가 국제자본시장의 중심인 미국의 주가변동에 대해 민감하게 반응할 것이라는 점에 대해 매우 당연한 것으로 생각하고 있다. 그리고 이에 대한 학술적 연구는 몇 가지 서로 다른 관점에 다수의 연구가 이루어져 왔다.

한 가지 관점은 국제적 시장통합(market integration)이다. 이 흐름은 주요 국가의 자본시장간의 상호관련이나 국제적 시장통합의 실증적 증거를 찾기 위해 VAR 또는 공적분분석을 시도하여 왔으며, 그 대표적인 연구로서 Eun and Shim(1989)이나 Arshanapalli and Doukas(1993)를 들 수 있다. 또 이와 유사한 맥락에서 신흥시장에서의 자본시장 자유화가 자본비용과 베타계수 및 세계 시장과의 상관성에 대하여 어떤 영향을 미치고 있는지를 분석한 Bekaert and Harvey(2000), 국제자본시장 통합과 분할에 관한 Foerster and Karolyi(1999) 및 각국 주식시장의 투자성과를 비교한 Jorion and Goetzmann(1999)도 있다. 이런 관점에서 이루어진 우리나라의 연구는 의외로 그리 많지 않으며, 예외적으로 유태우, 김춘호(1997)와 차백인, 오세경(1999)이 있다. 이 중 유태우과 김춘호(1997)에서는 1985년 1월부터 1995년 6월까지의 주간수익률 자료를 사용하여 우리나라 주가변동이 미국 및 일본의 주가변동과 장기적 관계를 갖고 있는지를 공적분분석과 오차수정 모형을 사용하여 검증한 바 있다. 그 결과 이들 사이에 약한 수준의 장기적 관계가 존재하고 있다는 것을 관찰하였다.

다른 하나의 관점은 정보이전(information spillover) 효과 또는 효율적 시장의 관점으로 Hamao, Masulis and Ng(1990), Susmel and Engle(1994), Lin, Engle and Ito(1994), Ng(2000) 등이 그 예이다. 이 중 대표적인 연구의 하나인 Hamao, Masulis and Ng(1990)은 1985년 4월부터 1988년 3월까지 3년 동안의 S&P500, Nikkei225, FTSE100 지수의 일간수익률 자료를 사용하여 GARCH(1, 1)-M 모형을 추정하였다. 그 결과 뉴욕과 런던의 주가변동성 정보는 도쿄의 주가변동성에 이전되는 현상이 존재하고, 각 시장의 밤수익률과 낮수익률의 조건부평균도 서로 사이에 이전효과를 갖고 있다는 것을 발견하였다. 그들은 이 결과를 비효율적 시장의 부분적인 증거로 해석하였다.

Ng(2000)은 이 논문에서 대상으로 하고 있는 6개 아시아 신흥시장을 대상으로 미국과 일본 주식시장(미국은 세계요인, 일본은 지역요인을 대표하는 것으로 보고 있음.)으로부터의 변동성 이전효과를 분석하고 있다. 그는 1980년대부터 1996년말까지의 주간수익률 자료로부터 미국 및 일본으로부터 아시아 신흥시장으로 뚜렷한 변동성 이전효과가

존재하며, 특히 자본시장 개방이나 환율변동 등의 시장환경 변화가 이전효과의 상대적 중요성을 증가시킨다는 분석결과를 제시하고 있다.

우리나라에서도 국가간 정보이전 효과, 특히 미국 주식시장으로부터 우리나라 시장으로의 정보이전 효과를 분석하고자 시도한 많은 연구가 최근에 이루어졌다. 대표적인 연구로서, 지청, 조담, 양채열(2001), 남주하, 윤기향(2001), 김인무, 김찬웅(2001), 김태혁, 강석규(2001), 장국현(2002) 등을 들 수 있다. 이 연구들은 미국시장으로부터의 정보이전 효과에 대해서 다소 다른 증거들을 제시하고 있다. 지청, 조담과 양채열(2001)은 외환위기 이후 미국의 주가로부터 우리나라 주가에로의 평균이전 효과(mean spillover)가 뚜렷하게 나타나고 있으며, 남주하, 윤기향(2001)에서도 1999년 이후 변동성 이전효과가 나타난다고 보고 있다. 또 장국현(2002)은 2변량 GARCH 모형을 사용하여 우리나라 주식수익률과 미국 및 일본의 주식수익률 사이의 시간가변 상관성을 추정함으로써, 외환위기 이후 우리나라 주식시장이 미국과 일본 주식시장과 주가동조화 현상이 크게 증가하였음을 관찰하고 있다. 김인무, 김찬웅(2001)에서는 S&P 500의 KOSPI 200에 대한 충격반응함수를 관찰한 결과, 외환위기 이후 S&P 500의 변동이 KOSPI 200의 변동을 예측하는데 도움을 주지 않는다는 결론을 제시하고 있다.

이 논문에서는 아시아 지역을 대표하는 6개 신흥시장의 일간수익률 자료를 사용하여 평균이전 효과와 변동성이전 효과를 추정하고 있기 때문에, Ng(2000)의 연구와 밀접한 관련을 갖고 있다. 그러나 이 논문에서는 1994년 이후의 일간수익률 자료를 사용하고 이를 외환위기 이전과 이후로 구분하여 분석한다. 따라서 이 논문에서는 미국으로부터 아시아 신흥시장에 대한 단기적인 정보이전 효과와 외환위기의 영향을 보다 명료하게 관찰할 수 있을 것이다.

Ⅲ. 자료와 분석방법

1. 자료와 기술통계

이 논문에서는 미국 및 아시아 신흥시장 6개국의 거래소시장을 대표하는 주가지수를 자료로 사용한다. 구체적으로, 미국의 주가지수로서 스탠다드·푸어 500지수(S&P 500)를 사용하며, 한국은 KOSPI, 타이완은 타이페이거래소지수(TAIPEX), 홍콩은 항셱(Hang Seng)지수, 싱가포르를 스트레이트 타임즈(Strait Times)지수, 타일랜드는 타일랜드거래소지수(SET), 그리고 말레이시아는 쿠알라룸푸르거래소 종합주가지수(KLSE

Composite)를 사용한다.

이 국가들의 주식수익률은 다음과 같이 매일의 주가지수의 로그수익률을 100배하여 구해진 것이다.

$$r_{j,t} = 100 \times (\log p_{j,t} - \log p_{j,t-1}) \quad (1)$$

단, $r_{j,t}$: j 국가의 t 일 종가기준 주가지수의 로그수익률. j가 us이면 미국, kr이면 한국, tw이면 타이완, hk이면 홍콩, hk는 싱가포르, th는 태일랜드, ml은 말레이시아를 나타낸다.

$p_{j,t}$: j 국가의 t 일 종가기준 주가지수.

이 식에서 주가지수 로그수익률에 100배한 퍼센티지 수익률을 사용한 이유는 일간수익률 자체가 상당히 작은 값이므로 수치의 스케일을 확대함으로써 추정치의 식별과 해석이 보다 용이하도록 하기 위한 것이다. 물론 이와 같이 로그수익률을 100배한다 하더라도 그것이 통계적 추정과 검증 결과에 대해 어떠한 영향도 미치지 않는다.

자료의 기간은 1994년 1월3일부터 2001년 6월30일까지 7년 6개월이며, 이 전체기간은 다시 1997년 7월 2일을 기준으로 그 전과 이후의 두 하위기간으로 구분된다(각국 주가지수 자료의 기간은 동일하지만 각국의 영업일의 차이가 있기 때문에 관찰자료의 수도 국가에 따라 다르다)³⁾. 하위기간을 1997년 7월 2일을 기준으로 구분한 것은 이 날에 태일랜드 중앙은행이 복수환율바스켓 시스템으로부터 관리변동환율시스템으로 변경함으로써 외환위기를 공식적으로 인정하게 되고, 사실상 각국의 환율절하 경쟁을 야기함으로써 다른 동남아시아로 외환위기가 확산되는 계기를 만들었기 때문이다⁴⁾.

<표 1>은 미국과 6개 아시아 신흥시장 주식수익률의 기술통계를 요약한 것이다. 눈에 띄는 현상의 하나는 1994년 1월초 부터 2001년 6월말 사이의 기간중에 미국과 홍콩을 제외한 모든 국가의 평균수익률이 (-)값이었으며, 0과 유의한 (+)의 수익률을 갖는

3) 다만 외환위기의 기준이 되는 1997년 7월 이후의 관찰치의 수와 그 이전의 관찰치 수가 대체로 같은 크기가 될 수 있도록 하기 위해서 자료의 기간을 1994년 1월부터 시작하였다.

4) 1997년 7월 2일을 기준으로 시기구분을 한 것은 약간의 무리가 있다고 볼 수도 있다. 타이완, 홍콩, 싱가포르는 외환위기를 심각하게 겪지 않은 것으로 간주될 수 있고 한국은 1997년 12월에 IMF에 구제금융을 요청하였으며, 태일랜드와 말레이시아의 경우 이미 1997년 5월경부터 위기의 가능성을 국제금융시장이 우려하고 있었다. 또 이 세 나라의 외환위기도 위기설 유포로부터 구제금융신청에 이르기까지 여러 가지 단계를 거쳐 진행되었으므로 시기구분의 결정적 시점을 확정하기가 결코 쉽지 않다. 따라서 이 논문에서는 동남아 각국이 외환위기 가능성을 심각하게 인식하고 환율인하 경쟁을 촉발하게 된 1997년 7월 2일을 시기 구분 기준으로 사용하였다. 이 점에 대해서는 차백인, 오세경(1999)을 참조.

<표 1> 각국 주식수익률의 기술통계

국 가	시 기	관찰 치수	평 균	표준 편차	왜 도	첨 도	JB 통계량	ADF 통계량
us	전기간	1,891	0.0504*	1.0601	-0.2820*	7.3664*	7,517*	-21.18*
	위기전	883	0.0735*	0.6863	-0.3607*	4.8286*		
	위기후	1,008	0.0300	1.3023	-0.2057*	5.7457*		
kr	전기간	2,074	-0.0188	2.0573	-0.0510	3.7928*	670*	-21.96*
	위기전	1,026	-0.0144	1.0672	0.2097*	3.8700*		
	위기후	1,048	-0.0231	2.6954	-0.0537	3.8043*		
tw	전기간	2022	-0.0103*	1.6152	-0.0817	5.1637*	395*	-20.85*
	위기전	956	0.0456	1.4245	-0.2604*	7.0821*		
	위기후	1,066	-0.0605	1.7680	0.0337	4.1744*		
hk	전기간	1,949	0.0041	1.9497	0.1307	11.222*	5,181*	-19.80*
	위기전	865	0.0265	1.4241	-0.4262*	6.2270*		
	위기후	984	-0.0155	2.3158	0.2497*	9.8528*		
sg	전기간	1,876	-0.0108	1.5171	0.4456*	13.018*	7,860*	-19.86*
	위기전	872	-0.0107	0.9735	-0.2157*	6.4426*		
	위기후	1,004	-0.0109	1.8654	0.4753*	10.256*		
th	전기간	1,834	-0.0966	2.9360	0.8888*	266.08*	5,260*	-19.80*
	위기전	850	-0.1389	3.4943	0.9254*	286.06*		
	위기후	984	-0.0601	2.3505	0.6646*	5.6586*		
ml	전기간	1,846	-0.0412	2.3436	0.1523*	64.285*	287*	-19.95*
	위기전	863	-0.0188	2.1033	-0.5654*	156.28*		
	위기후	983	-0.0609	2.5369	0.5158*	23.488*		

주) 1. 표준편차 이외의 * 표시는 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄(이하 동일).

2. JB 통계량은 Jarque-Bera 정규성통계량임.

3. ADF 통계량은 augmented Dickey-Fuller 통계량으로서 시차가 4일 경우임. us는 미국, kr은 한국, tw는 타이완, hk는 홍콩, sg는 싱가포르, th는 태일랜드, ml은 말레이시아를 나타낸다.

것으로 판단되는 나라는 미국뿐이라는 점이다. 또 싱가포르와 태일랜드를 제외한 각국의 평균수익률은 외환위기 이후에 크게 낮아지고 있다. 이는 외환위기 후 세계경제의 침체 때문인 것으로 보인다.

전체기간의 표준편차를 보면 아시아 6개국의 표준편차는 미국의 1.5배(타이완) 내지

2.8배(타일랜드) 수준으로서 아시아 각국의 주식시장은 미국보다 훨씬 큰 변동성을 보이고 있다는 것을 보여 주고 있다. 뿐만 아니라, 본래 매우 큰 변동성을 보이고 있던 타일랜드를 제외하면, 각국의 주식수익률의 변동성은 외환위기 이후 더 커지고 있다. 특히 미국, 한국, 홍콩, 싱가포르에서 변동성이 큰 폭으로 증가하였다.

표본으로 사용한 모든 나라의 주식수익률은 정규분포와 다른 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)를 보이고 있다. 특히 각국에서 관찰된 첨도는 정규분포의 3에 비해 현저히 큰 값을 보이고 있다. 그리고 각국 주식수익률의 ADF 통계량은 5% 유의수준에서 단위근의 존재를 기각하고 있으므로, 식 (1)과 같이 구한 주식수익률은 정상(stationary) 시계열로 간주될 수 있다.

2. 예비적 검증 : 그랜저인과성 검증

이 논문은 미국 주가변동의 충격(shock) 또는 뉴스가 아시아의 6개 신흥시장국가의 주식수익률과 변동성에 대하여 어떤 영향을 미치는가를 측정하고자 하는데 목적이 있다. 이를 위한 예비적 검증으로서 먼저 미국의 주식수익률이 아시아 각국의 주식수익률에 대해 그랜저인과성(Granger causality)을 갖고 있는지 검증해 보는 것도 도움이 될 수 있다. 이를 검증하기 위하여 다음 모형을 추정하고 $b_{j,1} = \dots = b_{j,6} = 0$ 의 귀무가설에 대한 F 값을 계산하였다⁵⁾.

$$r_{j,t} = a_{j,0} + \sum_{\tau=1}^6 a_{j,\tau} r_{j,t-\tau} + \sum_{\tau=1}^6 b_{j,\tau} r_{us,t-\tau} \quad (2)$$

단, $r_{us,t}$: t일의 미국 S&P 500의 주식수익률.

$r_{j,t}$: t일의 j국 주식수익률.

5) 아시아 각국과 미국의 거래시간과 영업일이 다르기 때문에, 식 (2)를 추정하기 위해서는 먼저 t일의 j국 주식수익률($r_{j,t}$)에 대응하는 t-1일의 미국의 주식수익률($r_{us,t-1}$)을 확정할 필요가 있다. 한국시간을 예로 설명한다면, 미국시간으로 t-1일 오후 4시(한국시간으로 t일 오전 5시)에 결정된 종가는 한국시간으로 t일 오전 9시의 개장 시점에 한국증권시장에 반영된다. 따라서 미국시장의 t-1일의 종가기준 일간 수익률은 아시아지역 시간기준으로도 t-1일의 수익률로 간주된다. 일반적으로 t일의 개장과 동시에 도착하는 미국 주가변동의 정보는 t-1의 주식수익률($r_{us,t-1}$)이다. 그러나 t-1일이 미국의 비영업일이고 t일이 j국가의 영업일인 경우 t-1일의 미국 주식수익률은 0으로 처리된다. 그리고 t-1일이 미국의 영업일이고 t일이 j국가의 비영업일인 경우, t-1과 t일의 미국 주가변동의 정보가 t+1일에 j국가의 주식시장에 전달된다. 따라서 이런 경우 t-1과 t일의 미국 주식수익률의 합계를 t일의 미국 주식수익률로 간주하였다. 미국의 수익률을 이와 같이 처리한 경우 수익률에 반영되는 정보량이 다른 일자의 정보량과 다르다는 문제점이 내포되어 있다.

위와 같이 계산된 F 통계량은 <표 2>에 주어져 있다. <표 2>에 의하면, 전체기간의 경우 미국 주식수익률이 아시아 6개국 모두의 주식수익률에 대해 그랜저인과성을 갖고 있다는 것을 보여 주고 있다. 그 중에서도 미국 주식수익률은 홍콩(hk)과 싱가포르(sg)에 대해 특히 유의한 그랜저인과성을 보여 주고 있다.

시기별로 보면 1997년의 외환위기를 거치면서 그랜저인과성의 유의성(significance)은 더욱 커지고 있다. 특히 외환위기 이전에 한국(kr), 타이완(tw) 및 태일란드(th)에 대한 미국 주식수익률의 그랜저인과성의 유의성이 약했었으나 외환위기 이후 상당히 강한 유의성을 보이게 되었다. 또 홍콩(hk), 싱가포르(sg), 말레이시아(ml)도 외환위기 이전보다 이후에 미국 주식수익률의 그랜저인과성의 유의성이 더욱 커졌다⁶⁾. 이 결과는 외환위기를 계기로 미국 주식수익률의 시차값이 각국의 주식수익률 변동에 대해 추가적 설명력을 갖고 있으며, 외환위기 전과 후를 구분하여 정보이전 효과를 분석할 필요가 있다는 것을 말해주고 있다.

반대로 아시아 국가에서 미국으로의 그랜저인과성의 유의성은 그리 크지 않다. 전체기간의 경우 태일란드와 말레이시아의 미국에 대한 그랜저인과성은 유의하지 않으며, 다른 나라의 경우도 유의하지만 검증통계량은 반대방향의 그랜저인과성에 비하면 현저히 낮은 수준이다.

<표 2> 미국에서 다른 국가로의 그랜저인과성 검증

	kr	tw	hk	sg	th	ml
미국 → 아시아 국가						
전체 기간	29.94*	13.76*	70.97*	48.50*	12.80*	12.66*
외환위기전	1.49	1.34	33.35*	16.58*	1.92	4.18*
외환위기후	21.09*	11.56*	38.23*	28.32*	11.99*	9.29*
아시아 국가 → 미국						
전체 기간	2.29*	2.12*	2.43*	5.83*	1.31	1.77
외환위기전	2.55*	1.18	0.34	2.73*	1.30	1.03
외환위기후	1.45	2.27*	1.79	3.84*	1.91	1.92

주) 각 수치는 F(6, T-k-1) 값(단, T는 관찰치수, k는 설명변수의 수)으로서 *은 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

6) 이 그랜저인과성을 나타내는 F 통계량을 해석할 때 주의할 필요가 있다. 이 통계량은 어떤 국가의 주식수익률에 대하여 미국 주식수익률의 시차값이 추가적 설명력을 갖는지에 대한 통계적 유의성만을 나타내는 것이므로, 그 자체가 정보이전(spillover) 효과의 크기를 나타내는 것은 아니다.

IV. 분석모형과 추정결과

1. 미국의 주가변동 충격

미국의 주가변동의 뉴스 또는 충격(shock)이 발생할 때, 이에 대한 아시아 신흥시장의 반응은 주식수익률의 반응과 변동성의 반응으로 구분하여 측정할 수 있다. 즉, 미국 주가변동 뉴스, 즉 기대 밖의 주가변동이 발생하면, 이 뉴스에 대해 아시아 각국 주식수익률과 변동성이 어떻게 반응하고 있는지를 추정할 수 있다. 이를 위해서는 먼저 미국 주가변동의 뉴스를 추정하는 회귀모형을 설정하여야 한다.

본 연구에서는 미국의 일간수익률을 적절하게 설명할 수 있는 시계열모형을 선택하기 위하여 평균방정식을 ARMA(p, q) 모형에서 p와 q가 0부터 3까지 9가지 경우에 대해 조건부 분산($h_{us,t}$)을 설명변수로 포함한 경우와 그렇지 않은 경우로 구분하였다. 그리고 이 18가지 형태의 평균방정식 각각에 대해 ARCH(1), GARCH(1, 1), GJR-ARCH(1) 또는 GJR-GARCH(1, 1)의 4가지 형태의 분산방정식이 부가된 72가지 모형을 전체기간 자료를 사용하여 추정하고⁷⁾, 이 중 슈와쯔 정보기준(Schwartz information criterion)이 최소이고 분산방정식의 계수가 비음 조건을 충족하는 모형을 선택하였다.

그 결과 다음과 같은 ARMA(0, 0) - ARCH(1) - M 모형, 즉 평균방정식에 상수항과 조건부분산만이 설명변수로 포함된 모형이 최종적으로 선택되었다.

$$\text{평균방정식 : } r_{us,t} = a_{us} + c_{us} h_{us,t} + \epsilon_{us,t} \quad (3a)$$

$$\text{분산방정식 : } h_{us,t} = a_{us} + \beta_{us} \epsilon_{us,t-1}^2 \quad (3b)$$

단, $\epsilon_{us,t}$: 오차항으로서 $\epsilon_{us,t} \sim N(0, h_{us,t})$.

$h_{us,t}$: 조건부 분산.

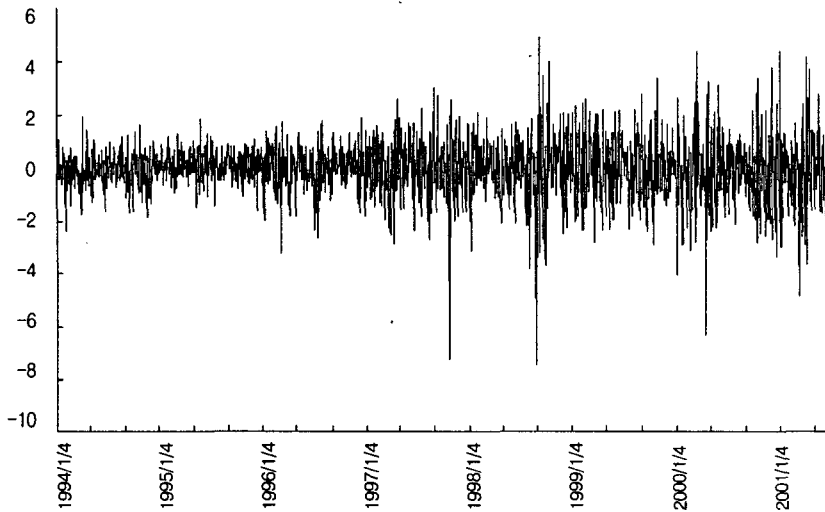
미국 주가변동이 아시아 신흥시장에 주는 충격 또는 뉴스는 두 가지이다. 하나는 아시아 신흥시장의 주식수익률 자체에 대해 주는 충격, 즉 수익률충격(return shock)이라고 할 수 있는 것으로서 식 (3a)와 식 (3b)에서 $\epsilon_{us,t}$ 로 계산된다. 두 번째 것은 아시아 신흥시장의 주식수익률 변동성에 미치는 충격, 즉 변동성충격(volatility shock)이라고 할 수 있는 것으로서 위 식에서 $\epsilon_{us,t}^2$ 으로 구해진다. 이 수익률충격과 변동성충격을 그림

7) 이 모든 모형에 대하여 t일 직전의 휴일수를 평균방정식의 설명변수로 추가하여 추정해 보았으나 회귀계수가 모두 유의하지 않았다. 그리고 GJR 모형의 경우 비대칭성을 나타내는 회귀계수가 유의하지 않았다.

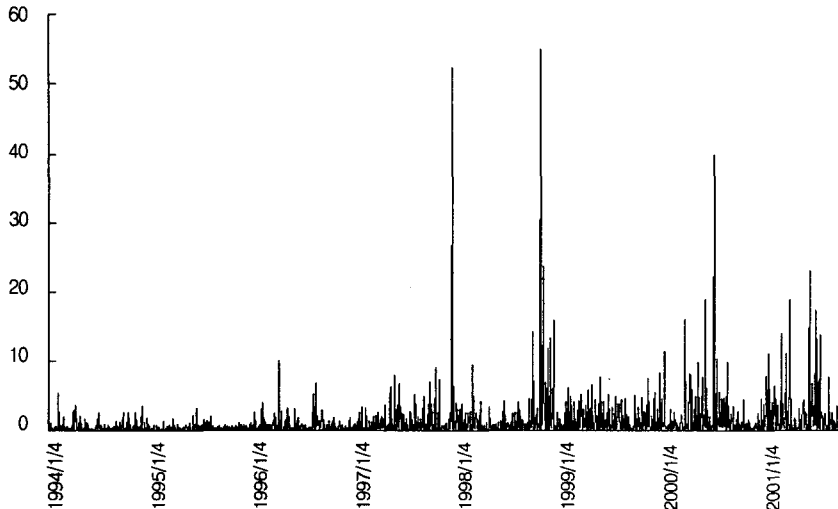
으로 나타낸 것이 [그림 1]과 [그림 2]이다.

식 (3a)와 식 (3b)를 전체기간과 외환위기 전과 후로 나누어 추정한 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 전체기간의 결과를 보면, 분산방정식에서 잔차제곱(ϵ_{us}^2)의 시차값에 대한 회귀계수인 β_{us} 가 0.2758로서 강하게 유의한 값이므로, 미국 주식수익률은 상당히 강한 조건부 변동성(conditional volatility)을 보이고 있다고 할 수 있다. 그리고 평균방

[그림 1] 미국으로부터의 수익률충격(ϵ_{us})



[그림 2] 미국으로부터의 변동성충격(ϵ_{us}^2)



정식에서 주식수익률에 대한 조건부 분산(h_{us})의 영향을 나타내는 c_{us} 의 추정치가 0.2058로서 유의한 (+)값이므로 보다 큰 위험에 대해 더 큰 기대수익률이 주어졌다고 할 수 있다.

미국의 경우 외환위기 전과 후에 조건부 이분산성이 공통적으로 유의하게 나타나고 있지만 외환위기 이후에 더욱 강하다. 또 주식수익률에 대한 조건부 변동성의 영향은 외환위기 전에는 유의하지 않지만 외환위기 후에는 유의하게 나타나고 있다. 이런 차이는 아시아지역의 외환위기가 직접적 원인이 되어 나타난 것일 수도 있고 단순히 시간의 흐름에 따라 나타나는 미국 주식수익률의 특징일 수도 있다.

<표 3> 미국 주식수익률의 ARCH(1) - M 추정 결과

평균방정식 : $r_{us,t} = a_{us} + c_{us}h_{us,t} + \epsilon_{us,t}$

분산방정식 : $h_{us,t} = \alpha_{us} + \beta_{us}\epsilon_{us,t-1}^2$

	전 체 기 간	외 환 위 기 전	외 환 위 기 후
a_{us}	-0.1350(-2.81*)	-0.2395(-0.99)	-0.4924(-1.88)
c_{us}	0.2058(4.94*)	0.6671(1.27)	0.3296(2.06*)
α_{us}	0.8416(30.58*)	0.4394(23.87*)	1.4740(21.36*)
β_{us}	0.2758(10.75*)	0.0645(2.36*)	0.1222(4.12*)
로그우도	-2,735.73	-915.61	-1,681.53
Q(6)	18.16*	10.88	5.61
관찰치수	1,890	882	1,008
F 값	3.09(0.0152)		

- 주) 1. 회귀계수 추정치의 괄호 안은 t 값임.
- 2. *은 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄.
- 3. Q(6)는 잔차로부터 구해진 6시차까지의 Ljung-Box Q 통계량임.
- 4. F 값은 Chow 검증을 위한 F(4,1882) 값임. F 값의 괄호 안의 값은 유의수준을 나타냄.

외환위기 전과 후의 추정결과의 차이가 유의한 것인지를 검증하기 위해 Chow 검증을 행한 결과, F(4,1882) 값이 3.09로서 5% 유의수준에서 유의하다⁸⁾. 따라서 전체기간

8) Chow 검증은 두 하위기간에 대한 모형의 차이를 검증하기 위한 검증으로서, 발생전체 기간을 각각 T_1 과 T_2 개의 관찰치를 갖는 두 기간 1과 2로 나누어 k 개의 모수를 갖는 모형을 추정할 경우, Chow 검증 통계량 F는 다음과 같다.

$$F(k, ndf_1 - ndf_2) = \frac{\{SSR - (SSR_1 + SSR_2)\} / k}{(SSR_1 + SSR_2) / (ndf_1 + ndf_2)}$$

단, SSR : 잔차제곱의 합계로서 첨자는 하위기간을 나타냄.

$ndf_1 = T_1 - k$ 및 $ndf_2 = T_2 - k$.

을 대상으로 할 경우, 아시아 6개국 주식시장에 대한 미국 주가변동의 충격은 <표 3>의 두 번째 열의 추정치를 사용하여 계산된 잔차(ε_{us})와 잔차제곱(ε_{us}^2)에 의해 측정되지만, 두 개의 하위기간을 대상으로 할 경우에는 각 하위기간에 대응하는 잔차와 잔차제곱에 의해 측정될 필요가 있다.

2. 아시아 신흥시장의 반응

아시아 신흥시장의 주식수익률과 변동성이 미국 주가변동의 충격에 대해 어떻게 반응하는가를 추정하기 위해서는, 각국 주식수익률의 평균방정식과 분산방정식이 전일(t-1일)의 미국 주가변동으로부터 발생한 수익률충격과 변동성충격을 설명변수로 포함하여야 할뿐만 아니라, 각국 주식수익률 변동이 갖고 있는 고유의 시계열적 요소도 포함하여야 한다. 이를 위해 이 논문에서 채용한 추정모형의 일반적인 형태는 다음과 같다.

$$\text{평균방정식 : } r_{j,t} = a_j + \phi_j r_{j,t-1} + \varepsilon_{j,t} + \theta_j \varepsilon_{j,t-1} + b_j \varepsilon_{us,t-1} + c_j h_{j,t} \quad (4a)$$

$$\text{분산방정식 : } h_{j,t} = \alpha_j + \beta_j \varepsilon_{j,t-1}^2 + \gamma_j h_{j,t-1} + \zeta_j \varepsilon_{us,t-1}^2 \quad (4b)$$

단, $\varepsilon_{j,t}$: j국의 오차항으로서 $\varepsilon_{j,t} \sim N(0, h_{j,t})$.

$h_{j,t}$: j국의 조건부 분산.

위의 평균방정식 우변의 처음 네 개 항은 통상적인 ARMA(1, 1) 모형에 해당하는 것이 다. 다섯 번째 항은 미국 주가변동 뉴스의 영향을 추정하기 위한 항으로서, 이 항의 회귀계수 b_j 가 평균이전효과의 크기를 나타낸다⁹⁾. 여섯 번째 항은 조건부 분산이 기대수익률에 미치는 영향을 나타낸다¹⁰⁾.

식 (4b)의 분산방정식 우변의 처음 세 개 항은 통상적인 GARCH(1, 1) 모형에 해당한다. 다섯 번째 항은 미국 주가변동의 변동성충격에 대한 반응을 추정하고자 하는 것으로서 회귀계수인 ζ_j 가 변동성이전효과의 크기를 나타낸다. 이 논문에서는 평균방정식의 b_j 와 분산방정식의 ζ_j 의 통계적 유의성과 크기에 주된 관심을 갖고 분석한다.

각국의 주식수익률 생성과정이 다를 수 있으므로 모든 국가에 대해 식 (4a)와 식 (4b)

9) 이 경우에도 각주 5)와 동일한 방법으로 미국 주가변동 충격의 크기와 일자를 결정하였다.

10) 미국 주가변동 뉴스의 비대칭적 영향, 즉 수익률충격과 변동성충격의 영향을 나타내는 항도 포함하여 추정하였으나, 전체기간 자료에서 어떤 나라도 비대칭적 영향이 유의한 것으로 나타나지 않았다. 따라서 이 논문에서는 미국 주가변동 뉴스의 비대칭성이 고려되지 않았다.

가 동일하게 적용될 수 없으며, 각국에 적합한 추정모형이 찾아져야 한다. 이를 위해 식 (4a)와 식 (4b)의 처음 4개 항만을 포함한 모형을 최우추정하고 슈와쯔 정보기준이 최소인 모형을 잠정적인 최적모형으로 간주하였다. 그 다음 잠정적 최적모형에 평균방정식의 마지막 2개 항과 분산방정식의 마지막 1개항을 추가하여 다시 추정하고, 그 추정 결과에서 모수 추정치의 유의성을 검토하여 최종적 모형을 선택하였다. 따라서 실제로 추정된 모형은 식 (4a)와 식 (4b)의 특정한 항이 빠져 있을 수 있으며, 국가에 따라 다른 형태의 모형이 추정될 수 있다.

1) 한 국

한국의 주식수익률을 설명하는 적절한 모형은 AR(1) - GARCH(1,1)으로서 그 추정 결과는 <표 4>에 주어져 있다(외환위기후의 추정결과는 $\beta_{kr} + \gamma_{kr} = 1$ 의 귀무가설을

<표 4> 한국 주식수익률의 AR(1) - GARCH(1, 1) 추정 결과

평균방정식 : $r_{kr,t} = a_{kr} + \phi_{kr} r_{kr,t-1} + \epsilon_{kr,t} + b_{kr} \epsilon_{us,t-1}$

분산방정식 : $h_{kr,t} = \alpha_{kr} + \beta_{kr} \epsilon_{kr,t-1}^2 + \gamma_{kr} h_{kr,t-1} + \zeta_{kr} \epsilon_{us,t-1}^2$

	전 체 기 간	외환위기 전	외환위기 후
a_{kr}	-0.0001(-0.00)	-0.0004(-0.01)	-0.0298(-0.43)
ϕ_{kr}	0.1286(5.71*)	0.1642(4.72*)	0.0916(2.85*)
b_{kr}	0.2963(8.23*)	0.0699(1.38)	0.5784(11.17*)
α_{kr}	0.0346(6.06*)	0.1204(3.87*)	0.0145(0.71)
β_{kr}	0.1108(8.75*)	0.1189(3.94*)	0.0639(5.87*)
γ_{kr}	0.8680(74.56*)	0.7679(16.53*)	0.9361
ζ_{kr}	0.0514(3.68*)	0.0221(0.83)	0.0250(1.13)
로그우도	-3,940.35	-1,478.19	-2,417.11
Q(6)	20.06*	16.38*	13.52*
관찰치수	2,072	1,024	1,048

- 주) 1. 회귀계수 추정치의 괄호 안은 t 값임(이하 동일).
- 2. *은 5% 유의수준에서 유의함을 나타냄(이하 동일).
- 3. 외환위기후의 γ_{kr} 추정치는 IGARCH에 의한 추정치임.
- 4. Q(6)는 잔차로부터 계산된 6사차까지의 Ljung-Box Q 통계량임(이하 동일).

기각하지 못하였으므로 $\gamma_{kr} = 1 - \beta_{kr}$ 의 제약을 주어 추정하였다).

<표 4>에서 미국 주가변동의 수익률충격에 대한 한국 주식수익률의 반응을 나타내는 b_{kr} 의 추정치는 전체기간 자료의 경우 0.2963으로서 매우 유의한 (+)값이다. 이 b_{kr} 의 추정치는 외환위기 전과 후에 매우 큰 차이를 보여 주고 있다. 즉, 외환위기 전의 추정치는 0.0699로서 0과 유의한 차이를 갖지 않지만 외환위기 후의 추정치는 0.5784로서 매우 유의한 (+)값으로서 외환위기 전의 값에 비해 거의 8배에 달한다. 이것은 지청, 조담, 양채열(2001)의 결과와 동일한 것으로서, 외환위기 이후 한국의 주가변동에 대해 미국 주가변동의 영향이 크게 증가하였다는 것을 의미한다.

미국 주가변동이 주는 변동성충격에 대한 한국 주가의 반응을 나타내는 ζ_{kr} 의 추정치는 매우 해석하기 곤란한 값을 보이고 있다. 전체기간 자료를 사용한 추정치는 0.0514로서 유의한 (+)값을 보이고 있지만, 두 개의 하위기간의 추정치는 5% 유의수준에서 0과 유의한 차이를 보이고 있다고 할 수 없다. 따라서 한국 주가가 미국 주가의 변동성충격에 대해 유의한 반응을 보이고 있다거나, 또는 외환위기로 변동성충격에 대한 반응이 보다 강해졌다는 결론을 내릴 수는 없다.

2) 타이완

타이완의 주식수익률 변동을 절절하게 설명하는 모형은 평균방정식에 미국주가의 수익률충격과 조건부분산만이 설명변수로 포함되는 ARMA(0, 0) - GARCH(1, 1) - M으로서 그 추정결과는 <표 5>에 주어져 있다. <표 5>의 추정결과가 보여주는 특징은 타이완 주가가 미국주가의 수익률충격($\varepsilon_{us,t-1}$)에 대해 유의한 반응을 보이지 않으나 변동성충격($\varepsilon_{us,t-1}^2$)에 대해서는 상당히 유의한 반응을 보이고 있다는 점이다. 수익률충격에 대한 반응의 크기를 추정하는 b_{tw} 는 전체기간의 경우 0.0680으로서 약하게 유의하지만 두 하위기간의 자료에서는 유의하지 않으며, 외환위기 후의 추정치가 오히려 감소하고 있다.

미국주가의 변동성충격에 대한 반응을 나타내는 ζ_{tw} 추정치는 전체기간과 하위기간의 구분에 관계없이 유의한 (+)의 값이다. 외환위기 전의 추정치는 0.1004이지만 외환위기 후의 추정치는 그보다 다소 작은 0.0784이다. 따라서 다른 나라와는 달리, 외환위기 후의 타이완의 주가는 미국주가의 수익률충격과 변동성충격에 대하여 대체로 덜 민감하게 반응하고 있다고 할 수 있다.

<표 5> 타이완 주식수익률의 GARCH(1, 1) - M 추정 결과

평균방정식 : $r_{tw,t} = a_{tw} + b_{tw} \varepsilon_{us,t-1} + c_{tw} h_{tw,t} + \varepsilon_{tw,t}$

분산방정식 : $h_{tw,t} = \alpha_{tw} + \beta_{tw} \varepsilon_{tw,t-1}^2 + \gamma_{tw} h_{tw,t-1} + \zeta_{tw} \varepsilon_{us,t-1}^2$

	전체기간	외환위기 전	외환위기 후
a_{tw}	-0.0935(-1.32)	-0.0694(-0.65)	-0.3017(-2.65*)
b_{tw}	0.0680(1.92*)	0.0925(1.30)	0.0458(1.06)
c_{tw}	0.0599(1.98*)	0.0831(1.51)	0.1044(2.51*)
α_{tw}	0.2452(7.42*)	0.3070(5.45*)	0.2360(3.09*)
β_{tw}	0.1474(8.75*)	0.1474(7.34*)	0.1459(5.14*)
γ_{tw}	0.7212(32.86*)	0.6828(20.10*)	0.7401(16.34*)
ζ_{tw}	0.1015(5.30*)	0.1004(2.53*)	0.0784(2.70*)
로그우도	-3,703.18	-1,646.44	-2,053.04
Q(6)	10.04	8.45	10.73
관찰치수	2,020	954	1,066

3) 홍콩

홍콩의 주식수익률 변동은 ARMA(0, 0) - GARCH(1, 1) - M에 의해 가장 잘 설명되며, 그 추정결과는 <표 6>에 주어져 있다. 홍콩의 추정결과가 보여주는 특징은 홍콩 주가가 미국주가의 수익률충격과 변동성충격 모두에 대해서 유의한 반응을 보이고 있다는 점이다. 수익률충격에 대한 반응의 크기를 추정하는 b_{hk} 는 전체기간의 경우 0.4096으로서 강하게 유의하며, 이런 결과는 두 하위기간에서도 거의 같은 크기로 나타나고 있다.

미국주가의 변동성충격에 대한 반응을 나타내는 ζ_{hk} 추정치는 전체기간과 하위기간의 구분에 관계없이 유의한 (+)의 값이지만, 그 크기는 시기에 따라 다르다. 즉, 외환위기 전의 추정치는 0.2342이지만 외환위기 후의 추정치는 그보다 다소 작은 0.1064이다. 따라서 외환위기 후에도 미국주가의 수익률충격에 대한 홍콩 주가의 반응은 그 이전과 거의 같은 정도로 민감하지만, 변동성충격에 대해서는 덜 민감하게 반응하고 있다고 할 수 있다.

4) 싱가포르

싱가포르의 주식수익률 변동은 MA(1) - GARCH(1, 1) - M에 의해 가장 잘 설명되는 것으로 판단되며, 그 추정결과는 <표 7>에 주어져 있다. 싱가포르의 추정결과에서도 미국

<표 6> 홍콩 주식수익률의 ARMA(1, 1) - GARCH(1, 1) - M 추정 결과

$$\begin{aligned} \text{평균방정식: } r_{hk,t} &= a_{hk} + \phi_{hk} r_{hk,t-1} + \theta_{hk} \varepsilon_{hk,t-1} \\ &\quad + b_{hk} \varepsilon_{us,t-1} + c_{hk} h_{hk,t} + \varepsilon_{hk,t} \\ \text{분산방정식: } h_{hk,t} &= \alpha_{hk} + \beta_{hk} \varepsilon_{hk,t-1}^2 + \gamma_{hk} h_{hk,t-1} + \zeta_{hk} \varepsilon_{us,t-1}^2 \end{aligned}$$

	전체기간	외환위기전	외환위기후
a_{hk}	-0.0188(-0.86)	-0.03764(-0.94)	-0.0095(-0.28)
ϕ_{hk}	0.6672(16.26*)	0.6862(9.77*)	0.6588(12.79*)
θ_{hk}	-0.6966(-16.03*)	-0.6872(9.04*)	-0.7076(13.04*)
b_{hk}	0.4096(16.64*)	0.4059(7.29*)	0.3940(8.81*)
c_{hk}	0.0169(2.39*)	0.03171(1.48)	0.0072(0.80)
α_{hk}	0.5308(37.75*)	0.6882(28.73*)	0.1324(2.15*)
β_{hk}	0.2060(8.61*)	0.2441(5.40*)	0.1255(6.44*)
γ_{hk}	0.5108(19.84*)	0.3284(7.52*)	0.8053(29.83*)
ζ_{hk}	0.3295(6.60*)	0.2342(2.92*)	0.1064(3.35*)
로그우도	-3,525.50	-1,449.81	-2,049.47
Q(6)	29.17*	8.00	21.95*
관찰치수	1,847	863	984

주가의 수익률충격에 대하여 싱가포르 주가가 유의하게 반응하지만 시기 구분에 따라 크게 달라지지 않고 있다. 즉, 미국주가의 수익률충격에 대한 반응인 b_{sg} 는 전체기간의 경우 0.3895로서 강하게 유의하며, 이런 결과는 두 하위기간에서도 거의 같은 크기로 나타나고 있다.

미국주가의 변동성충격에 대한 싱가포르 주가의 반응은 외환위기 전과 후에 상당한 차이를 보이고 있다. 전체기간의 경우 ζ_{sg} 의 추정치는 0.0662로서 유의한 (+)값이지만, 외환위기 전에는 0.0455로서 0과 유의한 차이를 갖지 않는 값이고 외환위기 후에는 0.0559로서 유의한 (+)값이다. 따라서 싱가포르의 경우 미국주가의 수익률충격에 대해서는 외환위기에 관계없이 민감하게 반응하여 왔지만, 변동성충격에 대해서는 외환위기 후에 비로소 민감하게 반응하게 되었다고 할 수 있다.

5) 타일랜드

전체기간에 대한 타일랜드의 주식수익률 변동은 ARMA(0, 0) - GARCH(1, 1)에 의해

<표 7> 싱가포르 주식수익률의 MA(1, 1) - GARCH(1, 1) - M의 추정 결과

$$\text{평균방정식: } r_{sg,t} = a_{sg} + \theta_{sg} \epsilon_{sg,t-1} + b_{sg} \epsilon_{us,t-1} + c_{sg} h_{sg,t} + \epsilon_{sg,t}$$

$$\text{분산방정식: } h_{sg,t} = \alpha_{sg} + \beta_{sg} \epsilon_{sg,t-1}^2 + \gamma_{sg} h_{sg,t-1} + \zeta_{sg} \epsilon_{us,t-1}^2$$

	전체기간	외환위기 전	외환위기 후
a_{sg}	-0.11096(-3.01*)	-0.1719(-3.27*)	-0.0649(-0.71)
θ_{sg}	0.1302(4.76*)	0.1799(4.23*)	0.1027(2.81*)
b_{sg}	0.3895(13.79*)	0.4066(10.75*)	0.4221(10.90*)
c_{sg}	0.0990(4.71*)	0.2218(3.46*)	0.0471(1.25)
α_{sg}	0.1134(25.12*)	0.2782(12.25*)	0.1074(4.50*)
β_{sg}	0.1873(10.32*)	0.3201(7.13*)	0.1287(7.21*)
γ_{sg}	0.7130(53.11*)	0.3040(6.26*)	0.8000(45.13*)
ζ_{sg}	0.0662(6.29*)	0.0445(1.44)	0.0559(4.62*)
로그우도	-2,980.84	-1,071.64	-1,848.01
Q(6)	5.17*	3.98	8.86
관찰치수	1,874	870	1,004

가장 잘 설명되며, 그 추정결과는 <표 8>에 주어져 있다. 태일랜드 주가의 미국주가의 수익률충격에 대한 반응은 외환위기를 계기로 오히려 더 작아지고 있다는 점이다. 전체기간의 b_{th} 는 0.5120으로서 강하게 유의하며 두 하위기간에서도 유의한 값이다. 그러나 외환위기 전의 추정치는 1.3698으로서 미국주가로부터 발생한 충격보다도 더 크게 반응하는 경향을 보여 주었다. 그러나 외환위기 후의 추정치는 외환위기 전의 1/4에 지나지 않은 0.3675이다. 이처럼 미국주가의 수익률충격에 대한 반응이 감소하는 것은 홍콩과 타이완에서도 약하게 관찰되지만, 태일랜드와 말레이시아의 경우가 특히 현저하다.

미국주가의 변동성충격에 대한 태일랜드 주가의 반응은 외환위기 전과 후에 현저한 차이를 보이고 있다. 전체기간의 경우 ζ_{th} 의 추정치는 -0.1153으로서 유의한 (-)값이다. 특히 외환위기 전에는 -1.2304로서 매우 큰 (-)값이다. 이것은 외환위기 이전에 미국주가의 변동성충격이 클수록 태일랜드 주가의 변동성은 더 큰 폭으로 감소하였다는 것을 의미하며, 이는 다른 나라의 경우와 크게 다른 특징이다. 그러나 외환위기 후의 추정치는 유의한 (+)값인 0.0950으로서, 다른 나라와 동일한 경향을 보이게 되었다.

<표 8> 태일랜드 주식수익률의 GARCH(1, 1) 추정 결과

평균방정식 : $r_{th,t} = a_{th} + b_{th} \epsilon_{us,t-1} + \epsilon_{th,t}$

분산방정식 : $h_{th,t} = \alpha_{th} + \beta_{th} \epsilon_{th,t-1}^2 + \gamma_{th} h_{th,t-1} + \zeta_{th} \epsilon_{us,t-1}^2$

	전 체 기 간	외환위기 전	외환위기 후
a_{th}	0.2094(1.31)	0.8151(4.45*)	-0.1171(-1.71)
b_{th}	0.5120(4.79*)	1.3698(6.53*)	0.3675(7.00*)
α_{th}	0.5318(3.19*)	4.2329(4.57*)	0.5132(3.62*)
β_{th}	0.0678(6.14*)	0.7675(4.37*)	0.1355(5.61*)
γ_{th}	0.5785(4.54*)	0.5379(7.18*)	0.7286(17.37*)
ζ_{th}	-0.1153(-4.50*)	-1.2304(-8.07*)	0.0950(2.86*)
로그우도	-4,479.20	-2,110.48	-2,151.32
Q(6)	99.42*	128.89*	13.71*
관찰치수	1,831	847	984

6) 말레이시아

말레이시아의 전체기간의 주식수익률 변동도 ARMA(0, 0) - GARCH(1, 1)에 의해 가장 잘 설명되며, 그 추정결과는 <표 9>에 주어져 있다. 말레이시아의 미국주가의 수익

<표 9> 말레이시아 주식수익률의 GARCH(1, 1) 추정 결과

평균방정식 : $r_{ml,t} = a_{ml} + b_{ml} \epsilon_{us,t-1} + \epsilon_{hk,t}$

분산방정식 : $h_{ml,t} = \alpha_{ml} + \beta_{ml} \epsilon_{ml,t-1}^2 + \gamma_{ml} h_{ml,t-1} + \zeta_{ml} \epsilon_{us,t-1}^2$

	전 체 기 간	외환위기 전	외환위기 후
a_{ml}	-0.0942(2.35*)	-0.0700(-1.47)	0.0022(0.04)
b_{ml}	0.2577(5.83*)	0.4662(6.78*)	0.2501(6.22*)
α_{ml}	1.9935(25.53*)	1.5367(191.02*)	0.1272(2.24*)
β_{ml}	0.5263(12.10*)	0.2022(13.37*)	0.1990(5.31*)
γ_{ml}	0.1481(21.13*)	0.3843(126.85*)	0.7623(17.17*)
ζ_{ml}	0.0181(4.48*)	-0.2434(-9.81*)	0.0615(2.38*)
로그우도	-3,855.97	-1,677.50	-2,011.10
Q(6)	0.00	80.61*	24.62*
관찰치수	1,844	861	983

를 충격에 대한 반응은 유의한 (+)값이지만, 태일랜드의 경우와 마찬가지로, 외환위기를 계기로 더 작아지고 있다는 점이다. 즉, 외환위기 전의 추정치는 0.4662이지만, 외환위기 후의 추정치는 외환위기 전의 약 1/2 수준인 0.2501이다. 이런 현상은 태일랜드와 말레이시아의 경우가 특히 현저하다.

미국주가의 변동성충격에 대한 말레이시아 주가의 반응은 외환위기 전과 후에 상당한 차이를 보이고 있다. 전체기간의 경우 ξ_{th} 의 추정치는 0.0181으로서 유의한 (+)값이다. 외환위기 전에는 -0.2434으로서 태일랜드의 경우보다는 약하지만 (-)값이다. 그러나 외환위기 후의 추정치는 유의한 (+)값인 0.0615로서, 다른 나라와 동일한 경향을 보이게 되었다.

3. 국가간 비교

<표 10>은 미국 주식시장에서 아시아 신흥시장으로의 정보이전 효과에 대한 추정결과를 요약한 것이다. 이 결과를 보면, 미국 주식시장으로부터 아시아 신흥시장으로의 정보이전 효과가 상당히 강하게 존재한다는 것은 사실인 것 같다. 타이완을 제외한 다른 5개국에서 강한 평균이전 효과가 관찰되고 있고, 태일랜드를 제외한 다른 모든 나라에서 (+)의 변동성이전 효과가 관찰되고 있다.

그러나 1997년 아시아 지역에서 발생한 외환위기가 정보이전 효과를 촉진하는 계기를 제공하였다는 주장은 설득력이 있는 것 같지 않다. 한국의 경우 외환위기 후 평균이전효과와 커다란 증가가 관찰되지만 다른 나라에서는 그 크기가 크게 감소(태일랜드, 말레이시아)하거나 약간만 증가(싱가폴)하였다. 외환위기가 변동성이전 효과에 대해서도 큰 영향을 미쳤다고 보기 어렵다. 외환위기 후에 타이완과 홍콩에서는 변동성이전 효과가 감소하였지만, 태일랜드와 말레이시아에서는 (+)값으로 바뀌었다.

또 외환위기를 심각하게 경험한 국가(한국, 태일랜드, 말레이시아)와 그렇지 않은 국가(타이완, 홍콩, 싱가포르) 사이에도 어떤 일관성 있는 차이가 관찰되는 것 같지는 않다. 구태여 그 차이를 찾아낸다면, 외환위기를 심각하게 경험하지 않은 국가들의 경우 외환위기 전과 후에 평균이전효과 및 변동성이전효과 모두 큰 차이를 보이지 않고 있지만, 외환위기를 심각하게 경험한 국가들의 경우 어떤 방향으로든 평균이전효과와 변동성이전효과와 커다란 변화가 있었다는 것이 관찰된다.

<표 10> 추정결과의 요약

	평균이전효과(b_j)			변동성이전효과(ξ_j)		
	전체	위기 전	위기 후	전체	위기 전	위기 후
한국	0.2963*	0.0699	0.5784*	0.0514*	0.0221	0.0250
타이완	0.0680	0.0925	0.0458	0.1015*	0.1004*	0.0784*
홍콩	0.4096*	0.4059*	0.3940*	0.3295*	0.2342*	0.1064*
싱가폴	0.3895*	0.4066*	0.4221*	0.0662*	0.0445*	0.0559*
타일랜드	0.5120*	1.3698*	0.3675*	-0.1153*	-1.2304*	0.0950*
말레이시아	0.2577*	0.4662*	0.2501*	0.0181*	-0.2434*	0.0615*

V. 요약과 시사점

이상으로 1994년 1월초부터 2001년 6월말까지 미국의 S&P 500지수와 6개 아시아 신흥시장(한국, 타이완, 홍콩, 싱가포르, 타일랜드, 말레이시아)의 거래소시장을 대표하는 주가지수로부터 일간수익률 자료를 계산하고, 이를 이용하여 미국 주식시장으로부터 아시아 신흥시장국가에로의 정보이전 효과를 분석하였다. 이를 위해 조건부변동성을 포함하는 시계열모형을 추정하여 미국 주식시장으로부터의 수익률충격과 변동성충격을 구하였다.

미국의 수익률충격과 변동성충격에 대한 반응을 추정하기 위해 각국 주식수익률에 적합한 시계열 모형을 설정하고, 평균방정식에 수익률충격을 설명변수로 포함하고 분산방정식에 변동성충격을 외생변수로 포함하는 모형을 추정하였다. 그 추정결과를 보면, 타이완을 제외한 다른 5개국에서 강한 평균이전효과가 관찰되고 있고, 타일랜드를 제외한 다른 모든 나라에서 (+)의 변동성이전효과가 관찰되고 있으므로, 대체로 미국 주식시장으로부터 아시아 신흥시장에로의 정보이전 효과가 상당히 강하게 존재한다고 볼 수 있다.

한국의 경우 외환위기 이후 평균이전 효과가 크게 증가하였지만 다른 나라에서는 크게 감소(타일랜드, 말레이시아)하거나 약간만 증가(싱가폴)하였다. 또 외환위기 이후 타이완과 홍콩에서는 변동성이전효과가 감소하였지만, 타일랜드와 말레이시아에서는 (+)값으로 바뀌어 일관성 있는 결과가 관찰되지 않고 있다. 따라서 1997년 아시아 지역에서 발생한 외환위기가 정보이전 효과를 촉진하는 계기를 제공하였다고 보기 어렵다.

또 외환위기를 심각하게 경험하지 않은 타이완, 홍콩, 싱가포르에서는 외환위기 전과 후에 평균이전 효과 및 변동성이전 효과 모두 큰 차이를 보이지 않고 있다. 그러나 외

환위기를 심각하게 경험한 국가들의 경우, 외환위기가 평균이전 효과와 변동성이전 효과에 대해 일관성 있는 변화를 가져온 것으로 보이지 않는다. 이런 결과는 외환위기 이후 아시아 금융시장이 중심시장인 미국의 영향을 더욱 민감하게 받을 것이라는 판단을 부정하는 것이다. 물론 그 이유를 구명하는 것이 중요한 과제이지만 여기에서는 추후의 추가적인 연구과제로 남겨 두고자 한다.

이 논문에서 검토한 6개 국가 중 한국만이 외환위기를 계기로 미국으로부터의 평균 이전 효과가 특히 크게 증가하였다. 이것은 외환위기 이후 한국이 미국으로부터의 주가 변동충격에 대해 매우 민감하게 반응하게 되었다는 것을 의미하는 것으로서, 흔히 말하는 주가동조화로 해석될 수 있다. 그리고 이 논문의 결과는 외환위기 이후 미국시장과의 주가동조화 증가가 한국에서의 특징적 현상이지 이를 다른 나라에까지 일반화하기가 곤란하다는 것을 말해 주고 있다.

참 고 문 헌

- 김인무, 김찬웅, “한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달 : KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ 과 거래소시장을 중심으로”, 증권학회지, 28, (2001), 481-513.
- 김태혁, 강석규, “나스닥증권시장이 한국증시의 가격변동성에 미치는 영향”, 증권학회지, 28, 2001.
- 남주하, 윤기향, “미국 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 이전효과 분석”, 국제경제연구, 7, (2001), 23-45.
- 유태우, 김춘호, “미·일 주가의 한국주가에 미치는 영향에 대한 실증분석”, 증권·금융연구, 제3권 제1호, 서울대 증권·금융연구소, (1997), 1-20.
- 장국현, “주식시장 동조화와 다운사이드 리스크”, 한국금융학회, 2002년 춘계학술발표연구발표회 발표논문, 2002.
- 지 청, 조 담, 양채열, “우리나라 주가에 대한 미국 주가변동의 영향”, 증권학회지, 28, (2001), 1-20.
- 차백현, 오세경, “미국 및 일본 주식시장의 아시아 신흥주식시장에대한 영향력 분석”, 금융연구(한국금융연구원), (1998), 1-23.
- Arshanapalli, B. and J. Doukas, “International Stock Market Linkages : Evidence from the Pre- and Post- October 1987 Period,” *Journal of Banking and Finance*, 17, (1993), 193-208.
- Bekaert, G. and C. R. Harvey, “Time Varying World Market Integration,” *Journal of Finance*, 50, (1995), 403-444.
- Bekaert, G. and C. R. Harvey, “Emerging Equity Market Volatility,” *Journal of Financial Economics*, 43, (1997), 29-77.
- Bekaert, G. and C. R. Harvey, “Foreign Speculators and Emerging Equity Markets,” *Journal of Finance*, 55, (2000), 565-614.
- Eun, C. S. and S. Shim, “International Transmission of Stock Market Movement,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, (1989), 241-260.
- Foerster, S. R. and G. A. Karolyi, “The Effect of Market Segmentation and Investor Recognition on Asset Prices : Evidence from Foreign Stocks Listing in the United States,” *Journal of Finance*, 54, (1999), 981-1013.
- Hamao, Y., R. W. Masulis and V. K. Ng, “Correlation in Price Changes and Volatility

across International Stock Market," *Review of Financial Studies*, 8, (1990), 773-816.

Harvey, A., *The Econometric Analysis of Time Series*, 2nd ed.(MIT Press), 1990.

Henry, P. B., "Stock Market Liberalization, Economic Reform and Emerging Market Equity Prices," *Journal of Finance*, 55, (2000), 529-564.

Jorion, P. and W. N. Goetzmann, "Global Stock Markets in the Twentieth Century," *Journal of Finance*, 54, (1999), 953-980.

Lee, B., O. M. Rui and S. S. Wang, "Information Transmission and Asian Second Board Markets," 2002년 춘계공동학술연구발표회 발표논문집(한국선물학회, 한국재무관리학회, 한국재무학회, 한국증권학회, 한미재무학회), (2002), 297-341.

Lin, W., R. Engle and K. Ito, "Do Bulls and Bears Move Across Borders? : International Transmission of Stock Returns and Volatility," *Review of Financial Studies*, 7, (1994), 507-538.

Ng, A., "Volatility Spillover Effects from Japan and the US to the Pacific-Basin," *Journal of International Money and Finance*, 19, (2000), 207-233.

Susmel, P. and R. F. Engle, "Hourly Volatility Spillovers between International Equity Markets," *Journal of International Money and Finance*, 13, (1994), 3-25.