

# 자본자유화 이후 이머징 주식시장과 국제 주식시장과의 연동성 변화 연구

A study on the changes in correlation between emerging stock markets  
and international stock markets after capital market liberalization

정 현 철 \*

目 次	
I. 서 론	IV. 실증분석 결과
II. 논의의 배경 및 선행연구	V. 결론 및 향후과제
III. 데이터 및 연구방법론	

## I. 서 론

지난 2-30년 동안 국제자본시장의 투자장벽 완화 또는 철폐로 인하여 국가 간에 자유로운 자본이동이 일어나고 있다. 이러한 현상은 특히 이머징마켓 (emerging markets)에서 현저히 나타났고 현재에도 꾸준히 진행되고 있다. 자본자유화에 따른 해외자본의 국내유입에 대한 긍정적 효과에 대한 기대와 부정적 폐해에 대한 염려가 팽배한 가운데, 자본자유화가 국내시장에 미치는 영향에 대한 연구가 활발히 이루어져 왔다.

본 연구에서는 자본자유화 영향의 다양한 분석대상 가운데 자본자유화를 전후한 시점의 이머징마켓과 국제주식시장의 연동성 (correlation)변화에 대한 연구로 한정하고 있다. 정치적/경제적 통합뿐 아니라 국제투자장벽의 점진적 제거가 금융시장의 국제적 연동성을 차츰 상

\* 단국대학교 상경대학 상경학부 ; 주소 : 서울시 용산구 한남동 산8번지 단국대학교 상경대학 상경학부 ; E-mail : hcchung@dankook.ac.kr; Tel : 02-799-1187 FAX : 02-709-2855

증시키려는 것이다. 자본자유화에 따른 자본시장개방으로 국가간 자유로운 자본이동이 일어나게 되고, 이로 인해 시장간 움직임이 동조화되는 경향을 보임으로써 국제분산투자효과를 줄인다는 것이 일반적인 인식이다.

선행연구들을 살펴보면 대부분 시장지수(Market Index)를 활용하고 있다. 이는 외국자본 유입이 국내시장과 국제시장과의 연동성에 미친 영향을 시장 전체적인 차원에서 분석하고 있는 것이나, 이미 잘 알려진 바대로 외국인 투자가 대형의 잘 알려진 기업에만 집중되는 현실에서<sup>1)</sup> 이러한 시장지수가 자본자유화에 따른 외국투자자의 실제 포트폴리오 구성을 대변한다고 보기 어렵다. 따라서, 시장지수를 이용한 자본자유화 영향분석에는 한계가 있다. 좀 더 정확한 자본자유화의 영향을 파악하기 위해서는 외국인 투자가 실제로 일어나는 기업들을 대상으로 연구가 이루어져야 할 것이다. 따라서 본 연구는 개별기업의 주가자료를 활용하여 자본시장 개방에 의한 외국자본유입이 주가연동성에 미치는 효과를 분석한다는 데 의의가 있다.

개별기업자료를 적용/분석함으로써 우리는 기존의 연구와 달리 다음과 같은 측면에서 진정한 자본자유화 효과를 측정할 수 있을 것으로 기대한다. 일반적으로 자본자유화가 이루어진다고 하면 상장기업 모두가 유입되는 외국자본의 수혜를 볼 것으로 가정하나 실제로는 수혜를 받게 되는 기업은 극히 제한적일 것이라는 것이다. 외국투자자의 입장에서는 비록 법적으로 시장이 개방되어 투자가 허용된다고 하더라도 정보의 비대칭성(information asymmetry) 등으로 인해 여전히 투자장벽이 존재한다고 할 수 있다. 즉, 비록 상장기업이라 할지라도 대규모기업에 비해 규모가 작은 기업의 경우 외국투자자들에게 덜 알려져 있어서 외형적 장벽(explicit barrier)인 법적/제도적 투자장벽이 허물어져 외국인의 투자가 이루어질 수 있다고 하더라도 정보부재 등으로 인한 내재적 장벽(implicit barrier)이 존재하여 자본자유화의 영향을 상대적으로 적게 받을 것이라는 것이다.<sup>2)</sup>

외국인의 실제 수요를 측정할 자료를 구하는 것이 불가능하여 본 연구에서는 기업의 규모를 외국인 투자수요의 대용치로 사용하고 있다. 즉 규모가 큰 기업이 작은 기업에 비해 외국인 투자수요가 높다는 것이다. 이렇게 기업의 규모를 외국인 투자수요의 대용치(proxy)로 사용하는 근거는 국제투자의사결정에 있어서 정보가용성 (information availability)의 중요성에 있다. Black(1974), Stulz(1981), Errunza & Losq(1985)등의 ICAPM에 따르면 정보장벽이 국제투자

1) Kang and Stulz(1997), Choe, Kho and Stulz(1999) 참조

2) 이를 뒷받침하는 연구결과로는 시장에 참여하고 있는 투자자 및 전문가들을 대상으로 실시한 Chuhan(1994)의 설문조사 결과로써 이에 따르면 제한된 정보(limited information)가 제한된 유동성 문제와 함께 이머징마켓에 투자하는 가장 중요한 장벽 중의 하나로 이를 극복하는 방법으로 이머징마켓 투자전략이 규모가 크고 유동성이 높은 기업을 중심으로 투자하는 것이라고 설명하고 있다.

비용을 증가시켜 투자를 위축시키거나, 때에 따라서는 전혀 투자를 불가능하게 한다는 것이다. 이외에도 국제투자환경에서 잘 알려진 소위 '홈바이어스(Home-bias)'현상-투자 포트폴리오 구성이 국내자산으로 심하게 쏠리는 현상'-을 이러한 정보비대칭성으로 설명하려는 연구들이 많이 있다.<sup>3)</sup> 다른 한편에서는 기업의 규모가 정보의 풍부성(information richness)의 대응치로 이미 활용되어 대응치로서의 적합성을 인정받았다.<sup>4)</sup> 따라서 우리는 기업의 규모를 외국인의 투자수요의 대응치로 활용하도록 한다.

제II장에서 자본자유화가 국내주식시장의 국제주식시장과의 연동성에 미친 영향을 분석한 선행연구들과 논의의 배경을 살펴본다. 제III장에서는 본 실증연구에서 활용된 자료와 적용된 분석방법에 대한 논의를 한다. 제IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고 제V장 결론에서는 앞에서 살펴본 자본자유화에 따른 이머징마켓주식시장의 국제주식시장과의 연동성변화를 간략히 정리하고 앞으로의 연구방향을 제시할 것이다.

## II. 논의의 배경 및 선행연구

일반적으로 국제시장에서의 통합의 정도를 측정하는데 있어서, 시장수익률의 통계학적 상관계수(correlation coefficient)는 시장통합의 직접적 측정치로 활용하기가 어려운 것으로 받아들여지고 있다. 예를들어, Errunza, Hogan과 Hung(1999)에 따르면 시장지수 수익률의 상관계수를 활용하여 시장통합의 정도를 측정하는 경우 실제 시장통합의 정도보다 과소평가할 수 있다고 주장하고 있다. 이는 투자자들이 국내에서 거래되고 있는 외국기업의 주식을 이용하여 해외시장에 직접 자금을 투자하지 않고서도 자국내에서 해외시장에 투자하는 것과 같은 효과를 누릴 수 있기 때문이라는 것이다.<sup>5)</sup> 그러나 정치적/경제적 통합뿐 아니라 국제

3) French & Poterba(1991); Cooper & Kaplanis(1994); Lewis(1999) 등 참조

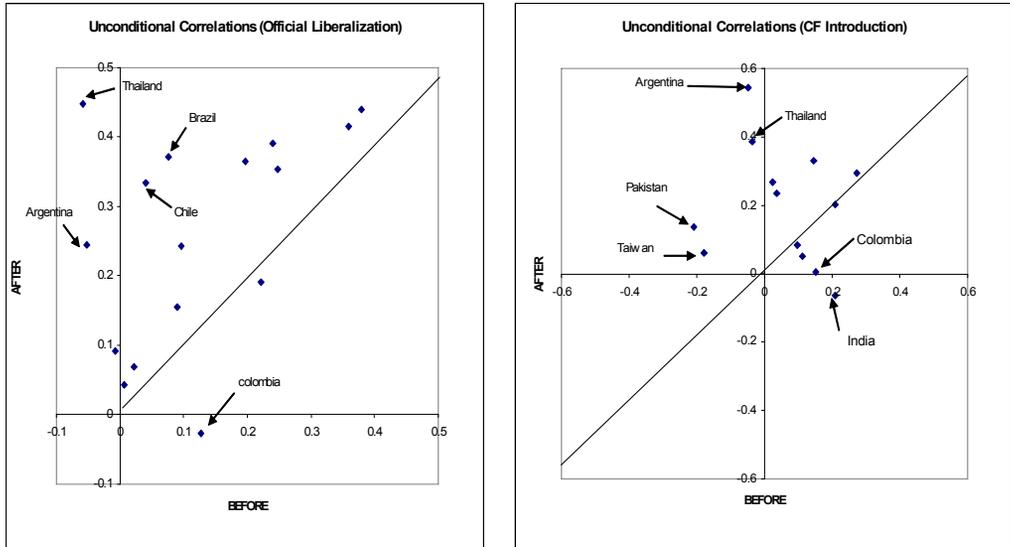
4) Kang & Stulz(1997); Bailey & Jagtiani(1994); Bailey, chung & Kang(1999) 등 참조

5) 그들은 해외분산투자와 자국내 국제분산투자(international diversification vs. home-made international diversification)를 다음과 같이 구분짓고 있다 : 해외분산투자는 타국에서만 거래되고 있는 외국자산에 대한 투자를 자국내 국제분산투자는 자국내에서 거래되고 있는 외국자산에 대한 청구권에 대한 투자를 일컫고 있다. 그들의 분석은 미국인 투자자의 입장에서 이루어지고 있으므로 자국내 국제분산투자는 미국시장지수, 12개 미국 산업 포트폴리오, 30개 다국적기업 주식, 킷츄리펀드 [closed-end country funds (CFs)]와 ADR로 구성되어 있다. 그들은 이렇게 미국내에서 거래되고 있는 자산만으로 구성된 포트폴리오를 활용하여 해외시장지수의 수익률을 모방할 수 있는지 그렇게 함으로써 해외분산투자로부터 얻을 수 있는 이득을 해외투자 없이 자국내에서도 성취할 수 있는지를 분석하였다.

투자장벽의 점진적 제거가 금융시장의 국제적 연동성을 차츰 상승시킨다는 것은 일반적으로 받아들여지고 있다. 예를 들어 Solnik et al.(1996)에 따르면 영국시장의 미국시장과의 상관계수 증가를 대처 전 수상에 의해 주도된 영국시장의 탈규제와 시장개방에 기인한 것이라고 주장하고 있다. 또한 Longin과 Solnik(1995)은 7개 선진국을 대상으로 월별 초과수익률을 이용한 상관계수를 분석한 결과 국가간 상관계수와 공분산이 시간이 경과함에 따라 변화하는 것을 발견하였다. 지난 30년동안 7개국간 상관계수가 증가함을 보여주고 있다. 그들이 인정하듯이 상관계수 하나의 변수만으로는 시장의 통합이 이루어지고 있다는 결론을 내리기에 근거가 약하고 ICAPM을 적용하여야만 시장통합을 제대로 검증할 수 있다. 비록 시장간의 상관계수가 직접적으로 시장의 통합성 정도를 결정하는 값으로 활용하기가 충분치 않다고 하더라도 상관계수 값은 시장간 상호의존성(interdependence)을 측정하는데 종종 사용된다. 사실 국내시장과 국제시장 간의 낮은 상관계수 값은 국제분산투자의 과실을 얻을 수 있는 원천인 것이다.

모간스탠리의 세계지수[Morgan Stanley International(MSCI) world index]와 이머징마켓들과의 단순 상관계수를 자본시장 자유화 전과 후를 비교하여 보면 아래 그림과 같다. 여기서 두개의 자유화시점이 활용되었다 : 1) 정부의 자본자유화 공표시점(공식자유화 시점)과 2)컨츄리펀드 도입일[Bekaert와 Harvey(2000)참조]. 공식자유화 시점을 적용한 경우 16개국 중 14개국에서 상관계수가 증가하는 것으로 나타났으며 나머지 2개국 중에서 1개국만이 매우 작은 감소를 보이고 있다. 컨츄리펀드 도입일을 적용한 경우 13개국 가운데 7개국은 상관계수의 증가를 3개국은 변화가 없고 1개국은 매우 미미한 감소를 2개국은 감소를 보이고 있다.

Bekaert와 Harvey(2000)은 자본자유화를 전후해서 세계시장의 수익률과 이머징마켓의 수익률과의 상관계수의 변화행태를 상관계수에 영향을 미칠 수 있는 모든 요인들을 통제/분석하였다. 그들이 발견한 점은 자유화 이후 상관계수가 증가하였고, 처음에 더 낮은 상관계수 값을 가지고 있던 국가일수록 더 높은 상관계수의 증가를 보였다는 것이다. 국내연구로는 유승훈(1999)이 있으며, 1992년 자본시장 개방이후 한국시장의 세계시장과의 동조화가 유의하게 나타남을 보여주었다. 지금까지 자본자유화가 국제시장과 국내시장과의 시장간 연동성 변화에 미친 영향에 대해 선행된 실증연구들을 중심으로 살펴보았다. 요약하면 자본자유화 이후 국내시장의 세계시장과의 연동성이 일정수준 증가한 것으로 분석되고 있다.



### III. 데이터 및 연구방법론

#### 1. 데이터

본 연구에서는 시장지수는 물론 개별기업의 데이터를 활용한다. S&P의 Emerging Market DataBase (EMDB)로부터 확보한 12개 대상국가 (남미6개국 : 아르헨티나, 브라질, 칠레, 콜롬비아, 멕시코, 베네주엘라 ; 아시아6개국 : 인도, 한국, 말레이시아, 필리핀, 대만, 태국)의 IFCG(International Finance Corporation Global) 지수를 시장지수로 활용하고, 동일한 데이터베이스에서 개별기업의 데이터를 확보하였다. Datastream으로부터 확보한 Morgan Stanley Corporation International (MSCI)의 The World Index를 세계주식시장지수로 활용하였다. Center for Research in Stock Prices (CRSP)로부터 획득한 Standard & Poor's (S&P) 500 지수를 미국 주식시장지수로 활용하고 있다.

#### 가. IFCG 지수

S&P EMDB는 지수산출에 포함시킬 기업을 기업규모, 유동성, 소속 산업 등을 고려하여 선

産業研究

정함으로써 국가별 핵심 주식거래소에서 거래되고 있는 가장 규모가 크고, 유동성이 높은 기업들이 지수산정에 포함된다. 이렇게 선정된 기업들은 또한 개별 국가의 산업별 특성을 잘 대변하도록 구성되어 있다. 매년말 전체시장의 총시가총액의 60%, 연간 거래총액의 60%를 넘는 수준에서 대상기업을 재선정한다.<sup>6)</sup>

7개국(아르헨티나, 브라질, 칠레, 인도, 한국, 멕시코, 태국)의 경우 1976년 1월부터 월별 자료가 있고 나머지 5개국(콜롬비아, 말레이시아, 필리핀, 대만, 베네주엘라)의 경우 1985년 1월부터 자료가 있다.

<표 1>은 12개국 IFCG지수의 기초통계량을 보여주고 있다. 월평균 달러화 수익률은 말레이시아의 0.88%로부터 아르헨티나의 4.44%에 이르고, 12개국 전체의 월평균 수익률은 2.01%에 이르고 있는데 이는 미국의 1.05%와 전세계시장의 0.97%에 비해 훨씬 높게 나타나고 있어, 이머징마켓의 높은 평균 수익률을 보이고 있다 하겠다. Jarque-Bera값에 따르면 개별지수의 값이 정규분포를 이루지 않고 있다.

<표 1 : 국가별 IFCG지수 수익률 기초통계량 >

	ARG	BRA	CHI	COL	IND	KOR	MAL	MEX	PHI	TAI	THA	VEN	S&P 500	MSCI
데이터 시작	76.1	76.1	76.1	85.1	76.1	76.1	85.1	76.1	85.1	85.1	76.1	85.1		
시가총액	21,060	70,853	36,927	4,660	76,884	124,137	62,772	93,760	23,516	188,602	21,299	4,484		
기업수	29	97	51	24	141	171	147	66	58	106	64	18		
수익률 <sup>3)</sup>														
평균(%)	4.44	1.94	2.42	2.01	1.36	1.53	0.88	1.99	2.34	2.22	1.27	1.80	1.05	0.97
최대치(%)	178.11	57.53	62.86	37.34	35.27	70.92	53.74	39.60	46.91	53.34	46.89	48.55	13.18	11.57
최소치(%)	-64.95	-56.89	-28.03	-19.9	-24.38	-33.56	-31.18	-59.32	-29.30	-35.52	-33.82	-49.79	-21.76	-17.1
표준편차(%)	25.93	16.16	10.56	9.12	8.10	11.10	10.57	12.32	11.26	13.40	10.08	14.16	4.26	3.97
Skewness	2.28	0.47	0.90	1.16	0.54	1.33	0.65	-0.84	0.71	0.60	0.31	-0.04	-0.60	-0.52
Kurtosis	13.49	4.39	6.57	6.11	4.35	9.17	7.58	6.46	5.59	4.97	6.49	5.08	5.97	4.88
Jarque-Bera	1557.5	33.68	190.61	111.7	35.46	537.36	168.01	176.60	64.34	39.22	149.69	32.26	121.95	55.29

- 1) 시가총액(Market capitalization, 백만 US \$)와 기업 수는 1999년 10월 기준임.
- 2) 아르헨티나(ARG), 브라질(BRA), 칠레(CHI), 콜롬비아(COL), 인도(IND), 한국(KOR), 말레이시아(MAL), 멕시코(MEX), 필리핀(PHI), 대만(TAI), 태국(THA), 베네주엘라(VEN)
- 3) 모든 값은 월평균 US \$ 수익률 값임.

6) 좀 더 자세한 내용은 IFC (1999) 참조

나. 개별기업

동일한 EMDB의 12개국으로부터 개별기업 자료를 구했다. 국가별 IFCG지수 구성에 포함된 기업의 수는 <표 2>에 나타나 있다. 태국은 10개 기업으로 가장 적은 수의 기업으로 지수가 구성되어 있고 멕시코가 52개 기업으로 가장 많은 기업을 포함하고 있다. 평균적으로 28개 기업으로 IFCG지수가 구성되어 있다. 자본시장 자유화 시점을 기준으로 12개국에 총 332개 기업이 존재하고 있다. 시가총액규모는 자본자유화가 일어난 해당월과 그 이전 7개월을 포함한 총8개월간의 평균시장가치를 사용한다.

실제 분석에 있어서는 전체기업 332개가 모두 활용되지 못하고 305개 기업만이 활용되었다. 이는 자본자유화기간 총8개월 전기간 동안 자료가 없는 (존재하지 않았거나, 누락되었음) 27개 기업을 제거하고 분석을 실시하였다.

<표 2 : 국가별 IFCG지수와 개별기업자료 비교>

구분	IFCG지수		개별기업 자료						
	기업수	시가총액	전체기업대상			상위 10개 기업		상위 5개 기업	
			기업수	시가총액	% in IFCG	시가총액	% in IFCG	시가총액	% in IFCG
ARG	24	2,824	24	2,823	99.9	2,310	81.8	1,663	58.9
BRA	30	5,433	28	5,208	95.8	4,176	76.9	2,967	54.6
CHI	25	2,070	25	2,070	100	1,602	77.4	1,166	56.4
COL	20	1,934	20	1,934	100	1,603	82.9	1,037	53.6
IND	47	5,570	25	4,485	80.5	3,475	62.4	2,762	49.6
KOR	23	5,893	21	4,903	83.2	4,156	70.5	2,716	46.1
MAL	40	11,499	40	11,499	100	8,767	76.2	5,775	50.2
MEX	52	9,172	52	9,172	100	4,957	54.0	3,154	34.4
PHI	18	346	18	346	100	314	90.7	246	71.0
TAI	30	4,111	29	4,088	99.5	2,977	72.4	2,228	54.2
THA	10	2,916	10	2,905	99.6	2,905	99.6	2,425	83.2
VEN	13	784	13	784	100	758	96.8	527	67.3
총계	332	52,557	305	50,222		38,004		26,670	
평균	28	4,379	25	4,185	96.6	3,167	78.5	2,222	56.6

- 1) 기업의 수는 자본자유화 시점을 기준으로 산정하였으며, 자본자유화가 일어난 달과 그 이전 7개월을 포함한 총8개월간(DurLib기간) 내내 존재한 기업만 산정
- 2) 시가총액은 DurLib기간의 평균값임.(US 백만\$)

<표2>의 끝 4개월은 대규모기업이 국가별 시장지수를 얼마나 지배하고 있는 지를 보여주

고 있다. 앞서 말하였듯이 모든 수치는 자본자유화 기간 8개월의 평균치를 활용하고 있으며, IFCG지수가 최대 10개 또는 최대 5개 기업들에 의해 얼마나 지배를 받고 있는지를 보여주고 있다. 예를 들면 12개국 전체를 살펴보면 최대10대 기업이 시장지수에서 차지하는 비중이 평균적으로 78.5%에 달하고 있다고 하겠다. 상위 5개 기업을 활용한 경우도 시장지수에서 차지하는 비중이 56.6%에 이르고 있다.

#### 다. 자본자유화 시점

자본자유화란 외국인 투자자가 국내주식시장에 국내투자자가 해외주식시장에 투자가 가능하게 되는 것을 이른다. 정확한 자본자유화 시점을 선정하는 것은 쉬운 일이 아니다. 종종 정부의 공식적인 공표시점을 자본자유화 시점으로 활용하나, 단순히 법적/제도적 차원에서 의 시장개방이 외국인 자본의 실질적 투자를 유발시키지는 않는다는 점과 킨츨리펀드, DR(Depository Receipt)등 간접투자방식에 의하여 주식시장 개방 이전에도 이미 실제적으로 외국자본의 국내 주식투자가 이루어질 수도 있다는점 등 자본시장자유화 시점 선정에 많은 어려움이 있다. 이에 실증분석에서는 여러 가지 측면을 고려한 시점을 활용하고 있다. 예를 들면 Bekaert & Harvey(2000)는 정부의 공식적 공표시점, 킨츨리펀드 도입, ADR도입, 실제적 자본흐름 등 4가지 측면에서 자본자유화 시점을 산정하고 있다. Henry(2000)는 정부의 공식발표와 킨츨리펀드 도입을 기준으로 자본자유화 시점을 산정하였다. 본 연구에서는 Henry와 같은 12개국을 연구대상으로 삼고 있어서 Henry(2000)에 적용된 자본자유화 시점을 활용토록 한다. 아래 <표 3>은 실증분석에 사용된 자본자유화 시점을 비교한 것이다.

<표 3 : 실증분석의 국가별 자본자유화 시점 비교>

구 분	Henry(2000)	Bekaert & Harvey (2000)	Kim & Singal(2000)
아르헨티나	89.11	89.11	89.11
브라질	88.3	91.5	91.5
칠레	87.5	92.1	89.10
콜롬비아	91.12	91.2	91.2
인도아	86.6	92.11	92.11
한국	87.6	92.1	92.1
말레이시아	87.5	88.12	85.1
멕시코	89.5	89.5	89.5
필리핀	86.5	91.6	86.3
대만	86.5	91.1	91.1
태국	88.1	87.9	88.8
베네주엘라	90.1	90.1	90.1

## 2. 연구방법론

기본적으로 패널회귀분석(panel regression)을 이용한 이벤트스터디(event study)를 다음 세 가지 유형의 모델에 적용함으로써 자본자유화에 따른 주가연동성 변화를 측정한다. 첫째는 자본자유화가 시장전반에 미치는 평균적 효과를 시장지수를 이용하여 측정하고[식(1)], 둘째는 시장지수 대신에 단순히 개별기업 데이터를 이용하여 개별기업 전체의 평균적 효과를 추정하고[식(2)], 마지막으로 기업고유의 특성 중 외국인 투자자의 수요대용치인 기업규모를 고려한 개별기업 데이터를 이용하여 실제로 외국인 자본 유입에 따른 자본자유화의 영향을 살펴 보도록 한다[식(3,4)]. 여기서는 연구방법론에 대한 기본개념을 설명하고 상세한 것은 실증분석 결과 제시와 함께 설명한다.

자본시장자유화 이후의 연동성을 측정하기 위하여 아래와 같이 연동성(correlation)을 종속 변수로 한 회귀모형을 이용한다.

$$CR_{i,t} = \alpha_i + \gamma Postlib_{i,t} + [\lambda V_{w,t}] + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$CR_{sit} = \alpha_{si} + \gamma Postlib_{i,t} + [\lambda V_{w,t}] + \varepsilon_{sit} \quad (2)$$

$$CR_{sit} = \alpha_{si} + \gamma Postlib_{i,t} + \delta WRank(size_{si})Postlib_{i,t} + [\lambda V_{w,t}] + \varepsilon_{sit} \quad (3)$$

$$CR_{sit} = \alpha_{si} + \gamma Postlib_{i,t} + \delta DRank(size_{si})Postlib_{i,t} + [\lambda V_{w,t}] + \varepsilon_{sit} \quad (4)$$

위의 식에서 상호연동성 측정치인 CR은 개별기업의 주가 수익률과 MSCI World Index 수익률의 실질 상관계수(correlation coefficient)를 계산하여 적용한다. 연동성은 일별수익률 데이터를 이용하여 월별 실질 주가변동성을 계산하여 활용한 French, Schwert and Stambaugh (1987)와 같은 방식을 적용하여 실현연동성이 아래와 같이 산출된다. 다만 본 연구에서는 월별수익률 데이터를 이용하여 계산된 연간 연동성을 적용하고 있다 :

실현연동성은  $CR_{sit} = [ \sum_{\tau=1}^{12} (r_{sit,\tau} - \mu_{sit})(r_{wmt,\tau} - \mu_{wmt}) ] / \sigma_{sit} \sigma_{wmt}$  에 의해 산출되며, i국 s기업의 해당년도 평균수익률은  $\mu_{sit} = \frac{1}{12} \sum_{\tau=1}^{12} r_{sit,\tau}$  에 의해, 변동성은  $\sigma_{sit} = \sqrt{ \sum_{\tau=1}^{12} (r_{sit,\tau} - \mu_{sit})^2 }$  에 의해 산출된다.

위의 식에서 자본시장자유화 이후 상호연동성의 변화를 측정하기 위하여 자본시장자유화 이전 24개월을 통제기간으로 사용하여 이후 24개월 기간과 비교하며 자본시장 자유화 기간 8개월은 제외하였다.<sup>7)</sup> 자본시장개방 더미변수 Postlib은 자본자유화 이후의 24개월 기간동안

7) 분석대상기간(test window) 선정에 있어서는 다음과 같은 두가지 요소를 동시에 고려하였다. 즉 분석대상기간이 길수록 자본자유화 이외의 요소가 개입될 가능성이 더 많아져 순수한 자본자유

은 “1”의 값을 갖고 나머지 기간은 “0”의 값을 갖는다.

이상의 분석모델을 기본으로 설정하고, 주식시장연동성 변화에 영향을 미칠 가능성이 있는 제요인들을 통제함으로써 주식시장 연동성에 대한 순수한 자본자유화 영향을 분석토록 한다. 이를 위해 위의 식(1)~(4)에 아래의 통제변수를 공통으로 적용시킨다. 먼저 세계주식시장의 움직임에 통제하기 위하여 MSCI World Index를 활용한다. 국제시장 추가변동성(World market volatility)  $V_{w,t}$ 를 통제변수로 활용하는 것은 매우 중요하다. 이는 최근 국제 자본시장에서 주지되는 바와 같이 한 나라 주식시장의 국제시장과의 연동성이 세계시장의 변동성에 따라 동조하는 경향이 있기 때문이다. 이러한 현상은 특히 세계의 추가변동성이 매우 클 때 (extremely volatile) 뚜렷이 나타났다.(Solnik et. al., 1996 ; De Santis and Gerard, 1997; Longin and Solnik 1995, 1999) 그리고 주식시장 연동성이 거시경제적 요인들의 움직임에 의해 변동이 일어날 가능성을 제거하기 위하여 산업생산지수, 실질환율, US 3개월분 T-bill 이자율, 소비자물가지수 등과 같은 대표적인 거시경제변수들을 통제한다.

또한, 본 연구의 핵심은 자본자유화에 따른 외국인 자본유입/유출에 대한 주식시장 연동성변화를 개별기업의 규모의 함수로 측정하는 데 있다. 개별기업의 규모는 자유화기간 8개월 동안(DurLib)의 평균 시가총액을 기준으로 측정한다. 개별기업의 규모는 시가총액 절대치를 활용치 않고, 상대적 개념인 서열을 활용토록 한다. 이는 개별기업의 규모가 매우 큰 편차를 보이고 있으며(최소 0.69백만US\$부터 최대 2,197.36백만US\$), 우리의 관심이 절대적 기업 규모와 자본자유화의 관계가 아니고, 단순히 기업규모의 크고 작음에 따른 추가변화에 있기 때문이다.

이를 위해 두 가지 차원에서 기업의 규모를 서열화 시켰다. 첫째는 분석대상국 12개국 전체를 대상으로 모든 기업을 시가총액을 기준으로 서열화하여 각 기업에 ‘0’에서 ‘1’사이의 값을 갖도록 한다. 예를 들어, 분석대상기업 전체가 305개이므로 규모가 가장 큰 기업은  $1.00(=305/305)$ 을 부여하고, 규모가 가장 작은 기업은  $0.0033(=1/305)$ 을 부여한다. 두 번째는 개별국가 내에서 기업을 규모별로 서열화하여 국가별로 기업들이 ‘0’에서 ‘1’사이의 값을 갖도록 한다. 예를 들면, 한국의 경우 기업수가 21개이므로 최소기업의 경우  $0.0476(=1/21)$ 을 최대기업의 경우  $1(=21/21)$ 의 값을 갖는다. 이러한 기업서열을 포함한 두개의 기업규모변수 [WRank(sizesi) : 12개국 전체 서열; DRank(sizesi) : 국가별 서열]를 위의 식 (3)과 (4)와 같이 활용한다. 결국 외국투자자의 수요대용치로 기업규모를 고려한 경우, 추가연동성변화는 식 (1),

---

화 영향 분석이 어려워질 개연성이 높기 때문에 가능한 자본자유화 시점을 전후한 짧은 기간을 분석 대상으로 잡으려고 했고, 또한 그 기간이 너무 짧을 경우 분석대상인 자본비용변동, 변동성, 연동성 등의 변화를 충분히 반영하지 못할 수 있다는 것을 고려하여, 자본비용 테스트에서는 3년을 변동성과 연동성에서는 2년의 기간이 적절할 것으로 판단, 적용하였다.본 연구에서는 robustness-test를 위해 대상기간을 각각 2년, 3년 모두 적용하여 보았다.

(2)와는 달리 단순히  $\gamma$ 의 함수가 아니라 다음과 같은 기업규모의 함수 형태를 갖게 된다.

$$\Delta CR = \gamma + \delta * WRank(size_{si}) \quad (5)$$

$$\Delta CR = \gamma + \delta * DRank(size_{si}) \quad (6)$$

## IV. 실증분석 결과

### 1. 시장지수를 이용한 시장평균 주식시장 연동성변화

기존의 연구에서 활용하였던 것과 같이 시장지수를 이용한 주식시장 연동성변화를 먼저 분석함으로써 본 연구의 주연구대상인 개별기업을 활용한 분석결과를 비교해 볼 수 있다. 따라서 먼저 벤치마크로서 IFCG지수를 적용하여 아래와 같은 패널회귀분석을 통하여 시장 연동성 변화를 분석한다.

$$CR_{i,t} = \alpha_i + \gamma Postlib_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$CR_{i,t}$ 는  $i$ 국가  $t$ 시점의 IFCG지수의 연간 연동성 값이고, 더미변수  $Postlib$ 는 자본자유화 기간 8개월 이후 24개월 기간 동안 1의 값을 그 이외에는 0의 값을 갖는다.

아래 <표 4>의 첫번째 열은 시장지수를 활용한 결과이다. 회귀계수  $\gamma$ 값 0.0157은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉 이머징마켓의 주식시장과 국제시장의 연동성이 자본 시장자유화 이전 24개월과 이후 24개월 비교 시 양의 상관관계를 가지고 있으나 통계적으로 유의한 수준의 변화는 없었던 것으로 분석되었다.

### 2. 개별기업을 활용한 평균 주가연동성변화

다음으로 개별기업을 활용한 결과를 위의 벤치마크로 사용된 값과 비교하여 보자.  $i$ 국가의  $s$ 기업의 국제주식시장과의 주가연동성( $CR_{sit}$ ) 변화는 아래 식을 통하여 분석이 가능하다.

$$CR_{sit} = \alpha_{si} + \gamma Postlib_{i,t} + \varepsilon_{sit} \quad (8)$$

〈표 4〉의 둘째 열 회귀계수  $\gamma$ 값 0.0605는 통계적으로 유의하다. 즉, 개별기업을 활용한 주식시장 전체의 연동성 변화는 자본자유화 이후 2년 기간동안 연평균 0.0605만큼 증가한 것으로 나타나고 있다.

### 3. 개별기업 고유의 특성인 기업규모를 고려한 주가연동성변화

해외투자자의 수요크기에 따라 주가의 연동성이 상이하게 나타나는 지를 분석하기 위해, 개별기업 고유의 특성인 기업규모를 외국인투자자 수요의 대응치로 적용하였다. 앞서 언급한 바와 같이 정보의 가용성 측면에서 내국인에 비해 불리한 위치에 있는 외국인 투자자는 규모가 큰 기업을 선호한다는 것에 근거를 둔 것이다. 기업의 규모를 절대적 크기가 아닌 상대적 크기인 서열화 시켜서 표본전체에서의 상대적 기업규모와 각국 내에서의 상대적 기업 규모로 나누어 기업규모별로 주가의 국제시장과의 연동성에 차이가 있는지를 아래 식을 적용하고 분석하고 있다.

$$CR_{sit} = \alpha_{si} + \gamma Postlib_{i,t} + \delta WRank(size_{si}) Postlib_{i,t} + \varepsilon_{sit} \quad (9)$$

$$CR_{sit} = \alpha_{si} + \gamma Postlib_{i,t} + \delta DRank(size_{si}) Postlib_{i,t} + \varepsilon_{sit} \quad (10)$$

표본으로 사용하고 있는 12개국 전체 모든 기업을 대상으로 한 기업규모 순위에 따라 분석한 경우는 주가연동성변화 크기가  $\gamma + \delta * WRank(size_{si})$ 로 표현되고, 각 개별국가 안에서의 상대적 기업의 규모를 대상으로 분석한 경우는 주가연동성변화 크기가  $\gamma + \delta * DRank(size_{si})$ 로 나타난다. 따라서 주가연동성 변화가 기업규모의 비선형함수로 나타나는 것이다.

〈표 4〉의 세 번째 열(개별기업+세계규모)은 기업의 규모를 12개국 전체 국가 내에서 서열지어 분석한 위의 식9의 분석결과를 나타내고 있다. 회귀계수  $\delta$ 가 통계적으로 유의한 양(+)의 값 0.1524를 가지고 있다. 이는 자본자유화에 따른 주가연동성 변화에 있어서 기업의 규모가 클수록 연동성이 더 많이 증가한다는 것을 보여주는 결과이다. 예를들어 기업규모가 가장 작은 기업의 연평균 주가연동성 변화는 0.0005(=0+0.1524\*0.0033)인 반면 최대 규모 기업의 경우 주가연동성 변화가 연평균 0.1524 (=0+0.1524\*1) 규모의 주가연동성 증가효과를 보여주고 있다.

〈표 4〉의 네 번째 열(개별기업+국내규모)은 기업의 규모를 전체 12개국을 기준으로 서열짓지 않고, 해당 국가별로 기업의 규모를 서열 지워 분석한 결과를 나타내고 있다. (개별기업+세계규모)의 결과와 달리 회귀계수  $\delta$ 가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 기업규모를 고려한 두가지 경우를 종합하여 보면, 기업규모가 주식시장의 연동성에 영

향을 미치나, 개별국가 내에서의 상대적 기업규모가 아닌 전세계 시장을 대상으로한 투자 대상 기업 전체에서의 기업규모가 세계시장과의 연동성에 영향을 미치는 것으로 드러난 것이다.

<표 4 : 자본자유화에 따른 주기연동성변화 >

$$M1 \text{ (IFCG 지수)} : CR_{it} = a_i + \gamma * PostLib_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$M2 \text{ (개별기업-평균)} : CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \varepsilon_{sit}$$

$$M3 \text{ (개별기업-세계규모)} : CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \delta * WRank(size_{si}) * PostLib_{it} + \varepsilon_{sit}$$

$$M4 \text{ (개별기업-국내규모)} : CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \delta * DRank(size_{si}) * PostLib_{it} + \varepsilon_{sit}$$

	시장지수	개별기업-평균	개별기업+세계규모	개별기업+국내규모
$\gamma$	0.0157 (0.37)	<b>0.0605***</b> (9.40)	-0.0141 (-0.97)	<b>0.0652***</b> (4.40)
$\delta$			<b>0.1524***</b> (5.68)	-0.0094 (-0.31)
Adj. $R^2$	0.4103	0.7218	0.7282	0.7217
횡단면	12	305	305	305
관측치	46	1096	1096	1096

+ 괄호 안은 t값이며, \*\*\*는 1%의 유의수준을 표시함

#### 4. 세계 주식시장변동성을 통제한 후의 주기연동성 변화

위에서 나타난 주기연동성 증가가 자본자유화에 의한 것이 아니고 단순히 세계주식시장의 움직임에 따른 것일 수도 있기 때문에 이를 통제할 필요가 있다. 국제시장 주기변동성 (World market volatility)  $V_{w,t}$ 를 통제변수로 활용하는 것이 중요한 이유는 최근 국제자본시장에서 주지되는 바와 같이 한 나라의 변동성 및 연동성이 세계시장의 변동성에 따라 동조하는 경향이 있고, 그러한 현상은 변동성의 크기가 클 수록 더 현저하게 나타나기 때문이다. 세계주식시장의 움직임을 통제하기 위하여 MSCI World Index를 활용한다. 아래 식 11~14를 이용 세계주식시장 변동성을 통제하고 난 후의 자본시장 개방이 주기연동성에 미치는 영향을 분석한다.

$$CR_{it} = a_i + \gamma * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + \varepsilon_{it} \tag{11}$$

$$CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \lambda * V_{wt} + \varepsilon_{sit} \tag{12}$$

$$CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \delta * WRank(size_{it}) * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + \varepsilon_{sit} \quad (13)$$

$$CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \delta * DRank(size_{it}) * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + \varepsilon_{sit} \quad (14)$$

여기서,  $V_{wt}$ 는  $t$ 시점의 세계주식시장(MSCI World Index)의 주가변동성 (월별 주가수익률의 연평균 표준편차) 적용

<표 5>의 결과는 세계주식시장의 움직임을 통제하고 난 후의 결과를 보여주고 있다. 첫 번째 열은 시장지수를 이용한 주가연동성 변화로 세계주식시장의 변동성을 통제하기 전의 결과와 마찬가지로 자본자유화 이전과 이후의 연동성에 변화를 일으키지 않은 것으로 나타나고 있다. 두 번째 열은 개별기업 자료를 이용한 결과로 회귀계수  $\gamma$ 값이 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있는 것으로 나타났다. 이는 자본자유화 이후에 시장의 연동성이 오히려 줄어든 것을 나타내고 있는데 이는 세계주식시장의 변동성을 통제하기 이전의 결과와 상반된 결과이다. 한편 기대했던 바와 같이  $\lambda$ 가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지고 있다. 즉 세계시장의 변동성 증가가 주식시장의 연동성 증가에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로 세 번째, 네 번째 열의 결과는 개별기업의 고유의 특성인 기업의 규모를 12개국 전체에서 차지하는 해당기업의 크기 순과 개별 국가 내에서의 해당기업의 규모서열을 고려한 분석결과이다. 세계시장 변동성을 통제하기 이전과 같은 결과를 보이고 있다. 즉 12개국 전체를 대상으로 기업규모를 고려한 경우는 기업규모와 주가의 연동성이 양(+)의 관계를 가지고 있는 반면 개별국가 내에서의 기업규모 고려시 주가연동성에 변화를 미치지 않는 것으로 드러났다. 예를들어 12개국 전체를 대상으로 한 분석 결과를 보면, 기업규모가 서열상 가장 작은 기업의 연평균 주가연동성 변화는  $-0.1053 (= -0.1058 + 0.1647 * 0.0033)$ 로 자본자유화 이후 오히려 연평균  $-0.1053$ 의 주가연동성 감소를 보여주고 있다. 반면 최대 규모 기업의 경우 연평균 주가연동성 변화는  $0.0589 (= -0.1058 + 0.1647 * 1)$ 로 동기간  $0.0589$ 만큼의 주가연동성 증가효과를 보여주고 있다. 즉 12개국 전체대상 연동성변화는 소규모 기업의 경우 연동성이 감소한 반면 대규모 기업의 경우 연동성이 증가한 것으로 나타났다.

<표 5 : 자본자유화에 따른 주가연동성변화 : 세계주식시장 움직임 통제 후>

$$M1 \text{ (IFCG 지수)} : CR_{it} = a_i + \gamma * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + \varepsilon_{it}$$

$$M2 \text{ (개별기업-평균)} : CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + \varepsilon_{sit}$$

$$M3 \text{ (개별기업-세계규모)} : CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \delta * WRank(size_{si}) * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + \varepsilon_{sit}$$

$$M4 \text{ (개별기업-국내규모)} : CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \delta * DRank(size_{si}) * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + \varepsilon_{sit}$$

	시장지수	개별기업-평균	개별기업+세계규모	개별기업+국내규모
$\gamma$	0.0039 (0.08)	<b>-0.0223***</b> (-3.62)	<b>-0.1058***</b> (-8.81)	-0.0120 (-0.86)
$\delta$			<b>0.1647***</b> (7.33)	-0.0191 (-0.82)
$\lambda$	<b>1.3001**</b> (2.18)	<b>2.2129***</b> (35.54)	<b>2.2361***</b> (36.06)	<b>2.2121***</b> (35.50)
Adj. $R^2$	0.3965	0.8671	0.8684	0.8669
횡단면	12	305	305	305
관측치	46	1096	1096	1096

+ 괄호안은 t값이며, \*\*\*,\*\*는 각각 1%,5%의 유의수준을 표시함

세계주식시장의 주가변동성 통제 이후 시장지수 적용 결과는 국제시장과의 주가연동성에 변화가 없는 것으로, 개별기업을 적용한 경우는 시장전체의 연동성이 감소한 것으로 나타나고 있다 (앞서 이루어진 세계주식시장의 변동성을 통제하기 전의 결과와 비교하여, 주가연동성 변화가 양(+의 관계에서 음(-)의 관계를 보이고 있음). 해외투자자 수요의 반영을 통한 진정한 자본자유화의 영향을 분석하기 위하여 개별기업 고유의 특성인 규모를 고려한 경우에 특기할 것은 기업규모가 주가연동성과 양(+의 상관관계를 지니고 있는 것으로 나타나고 있다는 것이다. 즉 규모가 큰 기업일수록 상대적으로 주가연동성이 증가하여 기업규모가 큰 경우는 앞서 본 시장평균 연동성 감소와는 달리 자본자유화 이후에 연동성 증가를 나타내고 있다.

### 5. 거시경제변수를 통제하고 난 후의 주가연동성변화

세계시장의 변동성을 통제변수로 활용한 것과 더불어 마지막으로 통제가 필요한 것이 거시경제변수들이다. 즉 일련의 거시경제변수들의 변동으로 인하여 국내시장이 국제시장과의 연동성이 변화할 수도 있으므로 이를 통제하는 것이 요구된다. 우리는 여기서 다음과 같은 거시경제변수들을 통제변수로 활용하였다 : 산업생산지수, 물가상승률, 3개월 US T-bill 이자율, 실질환율.

아래 <표 6>은 세계시장변동성 통제와 더불어 거시경제 변수들을 통제한 결과를 요약한 것이다. 일련의 거시경제 변수를 통제하고 난 후, 시장지수를 이용한 시장 전체의 연동성 변화는 통계적으로 유의한 수준은 아니나, 음(-)의 값을 가지고 있다. 즉, 자본시장개방이 오히려

려 주가연동성을 줄여준 것으로 나타나고 있다. 두 번째 열은 개별기업 자료를 이용한 결과로 같은 기간동안에 0.0466만큼의 주가연동성 감소효과를 보이고 있다.

다음으로 세 번째, 네 번째 열의 결과는 개별기업의 고유의 특성인 기업의 규모를 12개국 전체에서 차지하는 해당기업의 크기 순과 개별 국가 내에서의 해당기업의 규모서열을 고려한 분석결과로 기업의 규모가 큰 기업일수록 주식시장 개방에 따른 주가연동성 감소가 상대적으로 작은 것으로 나타나고 있다. 12개국 전체를 대상으로 한 분석 결과를 보면, 기업규모가 서열상 가장 작은 기업의 연평균 주가연동성 변화는  $-0.1056(=-0.1059+0.1035*0.0033)$ 으로 자본자유화 이후 0.1056만큼의 주가연동성 감소를 보여주고 있다. 반면 최대 규모 기업의 경우 연평균 주가연동성 변화는  $-0.0024(=-0.1059+0.1035*1)$ 로 동기간 0.0024만큼의 주가연동성 감소효과를 보여주고 있다. 즉 자본자유화 이후 오히려 주식시장의 연동성이 감소하나 기업의 규모가 클 수록 연동성 감소효과가 적다는 것이다.

한편 네 번째 열의 개별국가 내에서의 상대적 기업규모를 고려한 경우를 살펴보면, 12개국 전체를 대상으로 한 위의 결과와 마찬가지로 전체적으로 자본자유화 이후 연동성이 감소한 것으로 나타났으며, 이러한 현상은 기업의 규모가 작을 수록 더 크게 나타났고 해외투자의 직접적 영향을 받을 대규모기업의 경우는 상대적으로 연동성 감소의 영향이 작게 나타났다. 산업생산성 증가, 이자율 상승과 실질환율 증가가 주가연동성과 음(-)의 상관관계를 보이고 있는 것으로 나타났다. 외국인 투자자의 실제수요가 기대되는 대규모기업의 경우 상대적으로 주가연동성 감소현상이 적게 나타나고 있다.

전체적으로 보아 본 연구결과는 일반적으로 인식되어온 자본시장개방 이후 주식시장의 연동성 증가를 지지하고 있지 못하다. 자본자유화에 따라 실질적으로 해외투자자의 수요가 일어날 것으로 기대되는 대규모기업의 경우에도 기업규모가 연동성과 양(+ )의 상관관계를 가지고 있음에도 불구하고 상대적으로 연동성 감소가 작은 정도에 그치고 있다. 물론 본 연구는 다음과 같은 한계를 안고 있다. 첫째, 앞서 언급한 바와 같이 국내시장과 국제시장의 연동성을 측정하기 위해서 사용한 실현연동성 값이 시장 간의 진정한 연동성을 제대로 반영할 수 없을 가능성이 있다. 둘째, 자본시장개방은 정부의 정책적 의사결정 사항으로, 일련의 경제개혁 정책들과 동시에 이루어지는 것이 일반적이다. 따라서 자본시장개방 고유의 영향을 분석하기 위해서는 이러한 일련의 동시대적 경제개혁정책들 예를 들면 시장안정화정책, 환율 및 금리자유화 등을 통제할 필요가 있으나 본 연구에서는 그러한 통제활동을 실행치 못한 한계가 있다는 것이다.

<표 6 : 자본자유화에 따른 주기연동성변화 : 거시경제변수 통제 후>

$$M1 \text{ (IFCG 지수)} : CR_{it} = a_i + \gamma * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + 'MF + \varepsilon_{it}$$

$$M2 \text{ (개별기업-평균)} : CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + 'MF + \varepsilon_{sit}$$

$$M3 \text{ (개별기업-세계규모)} : CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \delta * WRank(size_{it}) * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + 'MF + \varepsilon_{sit}$$

$$M4 \text{ (개별기업-국내규모)} : CR_{sit} = a_{si} + \gamma * PostLib_{it} + \delta * DRank(size_{it}) * PostLib_{it} + \lambda * V_{w,t} + 'MF + \varepsilon_{sit}$$

	시장지수	개별기업-평균	개별기업+세계규모	개별기업+국내규모
$\gamma$	-0.0813 (-1.13)	<b>-0.0466***</b> (-7.68)	<b>-0.1059***</b> (-7.42)	<b>-0.0895***</b> (-6.76)
$\delta$			<b>0.1035***</b> (4.41)	<b>0.0731***</b> (3.35)
$\lambda$	<b>0.1875**</b> (2.38)	<b>1.9769***</b> (73.19)	<b>1.9702***</b> (73.01)	<b>1.9675***</b> (73.48)
산업생산지수	-0.4508 (-1.55)	<b>-0.2081***</b> (-4.74)	<b>-0.2250***</b> (-5.03)	<b>-0.2177***</b> (-4.92)
무위험 이자율(US-T bill)	<b>-0.8661***</b> (-8.69)	<b>-0.0614***</b> (-7.88)	<b>-0.0665***</b> (-7.73)	<b>-0.0638***</b> (-8.13)
인플레이션	0.0171 (0.16)	0.0022 (0.26)	0.0086 (0.96)	0.0040 (0.47)
실질환율	-0.0777 (-0.62)	<b>-0.0267***</b> (-3.27)	<b>-0.0261***</b> (-3.09)	<b>-0.2498***</b> (-23.92)
횡단면	12	305	305	305
관측치	35	972	972	972

+ 괄호 안은 t값이며, \*\*\*, \*\*는 각각 1%,5%의 유의수준을 표시함

## V. 결론 및 향후과제

자본자유화는 국제자본시장에서의 거스를 수 없는 대세이다. 자본자유화에 따른 외국자본의 국내 유입이 어떠한 영향을 미치는 가는 투자자 입장에서나 정부의 입장에서나 의사결정에 있어서 주요한 현상이다. 지금까지 많은 선행연구들이 이루어져 왔으나, 대부분 시장 전체적인 차원에서 시장지수(Market Index)를 이용하여 외국자본의 유입이 주식시장에 미친 영향을 분석하였다. 그러나 이미 잘 알려진 바대로 외국인 투자가 대형의 잘 알려진 기업에

만 집중되는 현실에서 과연 이러한 시장지수가 자본자유화에 따른 외국인 투자자의 실제 포트폴리오 구성을 잘 대변한다고 보기 어렵다. 따라서 좀 더 정확한 자본자유화의 영향을 파악하기 위해서는 외국인 투자자가 진정으로 선호하는 기업을 대상으로 한 분석이 이루어져야 할 것이다. 이에 본 연구에서는 12개 이머징마켓을 대상으로 자본시장 개방을 전후하여 시장지수는 물론 개별종목을 활용하여, 자본시장 개방이 이머징마켓과 국제시장간의 주가연동성에 미치는 영향을 분석하여 보았다.

벤치마크로 활용하고 있는 시장지수 적용 결과는 국제시장과의 주가연동성에 변화가 없는 것으로 나타났다. 개별기업을 적용한 경우는 일반적인 기대와는 달리 시장전체의 연동성이 오히려 감소한 것으로 나타나고 있다. 해외투자자 수요의 반영을 통한 진정한 자본자유화의 영향을 분석하기 위하여 개별기업 고유의 특성인 규모를 고려한 경우에 특기할 것은 기업규모가 주가연동성과 양(+)의 상관관계를 지니고 있는 것으로 나타나고 있다는 것이다. 따라서 규모가 큰 기업일수록 상대적으로 주식시장 개방에 따른 주가연동성 감소가 상대적으로 작은 것으로 나타나고 있다.

전체적으로 보아 본 연구결과는 일반적으로 인식되어온 자본시장개방 이후 주식시장의 연동성 증가를 지지하고 있지 못하다. 자본자유화에 따라 실질적으로 해외투자자의 수요가 일어날 것으로 기대되는 대규모기업의 경우에도 기업규모가 연동성과 양(+)의 상관관계를 가지고 있음에도 불구하고 상대적으로 연동성 감소가 작은 정도에 그치고 있다. 앞서 언급한 바와 같이 다음과 같은 연구의 한계로 인하여 향후 더욱 심도있는 연구가 이루어져야 할 것으로 보인다. 첫째, 국내시장과 국제시장의 연동성을 측정하기 위해서 사용한 실현연동성 값이 시장 간의 진정한 연동성을 제대로 반영할 수 없을 가능성이 있으며, 둘째로는 자본시장개방은 정부의 정책적 의사결정 사항으로, 일련의 경제개혁 정책들과 동시에 이루어지는 것이 일반적이다. 따라서 자본시장개방 고유의 영향을 분석하기 위해서는 이러한 일련의 동시대적 경제개혁정책들 예를 들면 시장안정화정책, 환율 및 금리자유화 등을 통제할 필요가 있으나 본 연구에서는 그러한 통제활동을 실행치 못한 한계가 있다는 것이다.

본 연구는 12개 이머징마켓을 대상으로 개별기업의 고유한 특성 중에서 규모의 측면만을 고려하여 자본자유화가 이머징마켓과 국제시장과의 주가연동성에 미치는 영향을 살펴보았다. 앞으로 규모뿐만 아니라 유동성, 산업 등 해외투자자의 수요에 영향을 미칠 것으로 기대되는 기업고유의 특성을 고려한 분석이 가능할 것이며, 하나의 개별국가를 대상으로 한 집중적인 연구도 가능할 것이다. 또한 자본자유화가 미칠 여러 가지 영향들 예를 들어 주식시장의 자본비용 변화, 국내주식시장의 변동성변화 등 다양한 분석대상이 있다 하겠다.

## 참고문헌

- 유승훈, 1999, 『An Empirical test of Integration vs. Segmentation in the Korean Stock Market』, 『재무연구』 제12집1호, pp.227-248.
- Bailey, Warren and Julapa Jagtiani, 1994, "Foreign ownership restrictions and stock prices in the Thai capital market", *Journal of Financial Economics* 36, 57-87.
- Bailey, Warren, Peter Chung and Jun-Koo Kang, 1999, "Foreign ownership restrictions and equity price premiums : what drives the demand for cross-border investments?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, 489-511.
- Chuhan, Punam, 1994, "Are institutional investors an important source of portfolio investment in emerging markets?", *Policy Research working paper* 1243, World Bank.
- Cooper, Ian and Evi Kaplanis, 1994, Home Bias in Equity Portfolios, Inflation Hedging and International Capital Market Equilibrium, *Review of Financial Studies* 7, 45-60.
- De Santis, Giorgio and Bruno Gerard, 1997, "International asset pricing and portfolio diversification with time-varying risk", *Journal of Finance*, 52, 1881-1912.
- Errunza, Vihang, and Etienne Losq, 1985, "International asset pricing under mild segmentation : theory and test", *Journal of Finance* 40, 105-124.
- French, Kenneth and James Poterba, 1991, International Diversification and International Equity Markets, *American Economic Review* 81, 222-226.
- Henry, Peter Blair, 2000, "Stock market liberalization, economic reform, and emerging market equity prices", *Journal of Finance* 55, 529-564.
- Kim, E. Han and Vijay Singal, 2000, "Stock market opening : Experience of emerging economies", *Journal of Business* 73, 25-66.
- Lewis, Karen K., 1999, Trying to Explain Home Bias in Equities and Consumption, *Journal of Economic Literature* 37, 571-608.
- Longin, Francois and Bruno Solnik, 1995, "Is the correlation in international equity returns constant : 1960-1990?", *Journal of International Money and Finance* 14, 3-26.
- Longin, Francois and Bruno Solnik, 2001, "Extreme correlation of international equity markets", *Journal of Finance*, 56, 649-676.
- Solnik, Bruno, Cyril Boucelle and Yann Le Fur, 1996, "International market correlation and volatility", *Financial Analysts Journal* 52, 17-34.

産業研究

Stulz, Rene M., 1981, "On the effects of barriers to international investment", *Journal of Finance* 36, 923-934.

Tesar, Linda and Ingrid Werner, 1995, "U.S. portfolio investment and emerging stock markets", *World Bank Economic Review* 9, 109-130.

<ABSTRACT>

A study on the changes in correlation between emerging stock markets and international stock markets after capital market liberalization

Hyun-chul Chung \*

This paper studies the impact of stock market liberalization(SML) on the changes in correlation between emerging markets and international markets by applying not only market indices but also individual firm data. The empirical results show that SML does not increase correlations, rather decreases in some cases after controlling for macroeconomic fundamentals. Therefore the general perception that SML increases the market correlation has not been supported.

---

\* Professor of Business Administration, Dankook University.