

포트폴리오 분산투자 이론의 검정

김태호¹ · 원윤조²

¹충북대학교 정보통계학과, ²충북대학교 정보통계학과

(2010년 8월 접수, 2010년 10월 채택)

요약

본 연구는 포트폴리오 이론에 입각해 위험을 최소화하기 위한 투자의 국제적 분산 가능성에 대해 통계적으로 검정해 보았다. 국내의 주요 주식시장 간 동적 상호의존 관계와 구조변화를 검색하는 접근방식을 적용시켜 본 결과 아시아 외환위기에 따른 공통요인들의 존재로 인해 각 주식시장의 독자적 변동이 제약을 받아 투자의 다각화에 따른 수익이 제한되는 것으로 나타났다. 투자 다변화 여건이 조성되는 시기는 주식시장 간 동조화 현상이 약화된 이후로 판명되며, 검정결과는 당시 해외투자와 펀드판매의 증가 시기 및 시장성향의 현실을 그대로 반영한다.

주요용어: 분산투자, 공통확률추세, 예측오차.

1. 서론

포트폴리오 이론에 의하면 개별 국가로부터의 투자수익률이 완전한 상관관계를 갖지 않고 그 상관관계가 안정적이면 국제 증권시장에 분산투자를 함으로써 이익을 기대할 수 있다. 상관관계가 낮은 주식시장에 자금을 배분하여 투자하면 포트폴리오의 위험을 최소화하고 수익률을 극대화 할 수 있으므로 투자 주체들은 해외증시의 움직임을 주시하게 된다. 주식시장의 변동은 투자 위험을 의미하면서 시장에서의 정보 흐름의 측도를 나타내므로 변동성이 증가한다면 더 많은 관련 정보가 시장으로 집중된다고 할 수 있다. 세계화가 진행되는 과정에서 유사 산업의 업종, 영역, 국가 간 장벽이 무너지며 관련 시장의 상호연관성이 높아지고, 특히 외환위기 이후 본격적인 개방화 및 구조조정이 촉진되면서 IT산업 발전은 관련 시장의 동조화를 가속시키게 되었다. 국내 자본시장이 개방되고 국내외 금융시장이 밀접한 관계를 갖게 되면서 주식시장의 변동에 대한 연구는 위험과 수익을 연결시킨 분석에서 국가 주식시장 간 동태적 통합에 대한 분석으로 영역이 확장되었다.

주식시장의 통합은 주식시장의 활성화와 같은 긍정적인 면이 있는 반면 국제 금융시장의 충격이 국내 금융시장에 혼란을 가져오고 자산가격이 급등락 할 수 있다는 부정적인 면도 있다. 아시아-태평양 자본시장의 통합은 1990년대 중반부터 국가 간 자본의 유동성에 대한 정부의 공식 장벽이 낮아지면서 가속화되었으며, 특히 파생증권의 개발과 성장이 금융통합을 자극하였다. 경제·경영이론은 특정 금융시계열들의 장기적 동반 이동을 가정하며, 단기적으로는 서로 이탈할지 모르나 투자자들의 취향과 선호도, 시장의 힘, 정부 규제는 이들을 다시 균형점으로 이끌게 된다는 것이다.

Ghosh 등 (1999)은 아시아-태평양 주식시장 중 어느 시장이 미국과 일본 증시의 영향을 받는가를 조사하였으며, Malliaropulos와 Priestley (1999)는 분산률 통계량들(variance ratio statistics)의 소표본 분

이 논문은 2010년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

¹교신저자: (361-763) 충북 청주시 흥덕구 성봉로 410, 충북대학교 정보통계학과, 교수.

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

표 2.1. Augmented Dickey-Fuller 검정

변수	시차	수준			차분		
		모형 I	모형 II	모형 III	모형 I	모형 II	모형 III
<i>K</i>	1	-0.2562	-1.7382	-2.8510	-13.1481***	-13.1247***	-13.2731***
<i>D</i>	0	-0.4894	-2.6974*	-2.5688	-17.0374***	-17.0124***	-17.0407***
<i>N</i>	1	-1.8525*	-2.4854	-1.6112	-11.9392***	-12.0226***	-12.2355***
<i>H</i>	0	-0.5490	-1.6908	-1.4107	-17.9515***	-17.9240***	-17.9666***
<i>S</i>	0	-0.7666	-0.5642	-2.2802	-15.9431***	-15.9351***	-16.0476***

표 2.2. Phillips-Perron 검정

변수	수준			차분		
	모형 I	모형 II	모형 III	모형 I	모형 II	모형 III
<i>K</i>	-0.2606	-1.8279	-2.8512	-18.3809***	-18.3480***	-18.5085***
<i>D</i>	-0.4951	-2.6691*	-2.5286	-17.0636***	-17.0378***	-17.0713***
<i>N</i>	-1.6448*	-2.1664	-1.4070	-17.4079***	-17.4886***	-17.7216***
<i>H</i>	-0.5491	-1.6957	-1.4072	-17.9119***	-17.8858***	-17.9307***
<i>S</i>	-0.7493	-0.7164	-2.3791	-15.9621***	-15.9528***	-16.0517***

포를 추정하기 위해 부츠트랩기법을 사용하여 동남아 주식시장의 예측가능 요인을 평가하였다. 김찬웅 등 (2003)은 한국, 미국, 일본의 비거래소시장 지수의 일별 증가수익률 자료를 낮과 밤 수익률로 나누어 각 시장 간 정보이전효과를 통한 시장효율성을 분석하였다. Bessler와 Yang (2003)은 순환도 및 혁신적 어카운팅을 결합한 분석체계로 주요 주식시장의 상호의존성의 동적 구조를 파악해 본 결과 국제 주식시장은 완전히 통합되어 있지도 완전히 분리되어 있지도 않음을 보였다. 또한 Ericsson 등 (1998)은 일본은 가장 외생적 시장으로 다른 나라들과 격리되어 투자의 다양화에 적합한 것으로 분석하였다. 1990년대 금융시장의 세계화가 진척되면서 미국과 동아시아 주식시장 간 동조화 관계가 긴밀해진 것으로 추정된다. 본 연구에서는 우리나라 주식시장과 관련이 깊은 주식시장 간 동적 상호의존 관계를 분석함으로써 다른 각도에서 투자의 국제적 다각화 가능성에 대해 통계적으로 검증해 보고자 한다.

2. 공통확률추세의 검정

국내 주식시장과 관련이 깊은 미국과 동아시아 국가들의 주가지수로 국내 종합주가지수(*K*), 미국의 다우존스지수(*D*), 일본의 니케이지수(*N*), 홍콩의 항셱지수(*H*), 그리고 중국의 상하이B지수(*S*)를 선택한다. 선행연구들은 주식시장의 분석에 주식수익률을 사용하였으나 Baillie와 Bollerslev (1989)가 지적한 바와 같이 주식수익률은 많은 장기적 정보를 상실하고 결론을 잘못 이끌 가능성이 있다. 미국과 다른 나라들과는 시차가 존재해 주가가 다른 시간대에 결정되므로 동일한 시간대에 주가가 결정되는 것으로 표현되는 통상적인 일간자료를 사용하면 편의가 존재할 수 있다. 지청 등 (2001)은 종합주가지수의 일간수익률을 밤수익률과 낮수익률로 구분하여 미국지수의 변동이 두 수익률에 미친 영향을 추정한 결과 외환위기 이후 모두 유의한 반응을 보이는 것으로 결론지었다. 공휴일로 인한 각국의 개장일이 서로 다른 경우가 많은 것도 비슷한 문제점이 발생할 소지가 있다. 이 경우 휴장일이 포함된 일간자료는 모두 제외되어 대상 주식시장이 모두 개장한 날의 자료만 통상적으로 사용해 왔다. 본 연구는 선행연구들과는 달리 장기간 동향을 분석하는 데 더 적합한 단위기간이 긴 주간자료를 사용하여 모든 자료를 동일한 시간대에 맞추기로 하며, 2000년을 들어서면서부터 5년 반 동안의 주 평균자료를 구해 분석하기로 한다.

표 2.3. 시차의 선택

시차	AIC	SC
1	62.7229	63.2421
2	62.8343	63.6802
3	62.7586	63.9330
4	62.7815	64.2860
5	62.7955	64.6319
6	62.8255	64.9956

표 2.4. 공통추세 검정

시차	특성근	LR 통계량	5%임계치	1%임계치	귀무가설
	0.1071	66.85	59.46	66.52	$H_0 : r = 0^{***}$
1	0.0692	35.24	39.89	45.58	$H_0 : r \leq 1$
	0.0361	15.22	24.31	29.75	$H_0 : r \leq 2$

정상시계열은 시간에 관계없이 일정한 평균 주위로 회귀하고 분산은 시간에 대해 불변인 유한한 상수로 존재하며, 자기상관은 시차가 증가함에 따라 감소하게 된다. 비정상시계열은 회귀하려는 장기적 평균이 없고, 분산은 시간이 지남에 따라 점점 값이 커지며, 자기상관계수가 유한한 관측값에서 매우 천천히 감소한다. 시계열의 정상성을 검정하기 위한 단위근검정에 Augmented Dickey-Fuller 검정이 가장 보편적으로 사용되지만 기본구조에 동분산과 비상관오차를 필요로 한다. Phillips-Perron 비모수검정은 시계열의 제약적 가정을 완화함으로써 Augmented Dickey-Fuller과정을 일반화한다. Pantula 등 (1994)은 Weighted-Symmetric 검정에 대해 그 실증력을 뒷받침하는 확장된 몬테카를로 증거를 보인 바 있다.

각 변수들에 대한 검정결과는 표 2.1과 같으며, 표 안의 값들은 Augmented Dickey-Fuller 통계량 값이다. 시차 길이의 선택은 검정결과에 영향을 미치므로 본 연구에서 적정 시차는 AIC(Akaike Information Criteria)와 SBC(Schwarz Bayesian Criteria)의 값을 최소로 하는 시차로 정하며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 각 단위근 검정모형은 상수와 추세가 없는 모형 I, 상수를 포함하는 모형 II, 그리고 상수와 추세를 모두 포함하는 모형 III의 세 가지로 구성된다. 표 2.1에 의하면 거의 모든 수준변수에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 성립되어 자료가 정상성을 유지하지 못하지만 차분변수는 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 정상성이 회복되므로 모든 변수들이 I(1) 과정을 따르는 것으로 간주한다. 표 2.2의 값은 Phillips-Perron 통계량 값이며, 검정은 표 2.1의 결과를 뒷받침한다.

단위근검정 결과 차분변수를 사용할 경우 각 시계열이 갖는 고유한 정보를 상실할 수 있으므로 공적분 검정을 실시한다. 단위근을 갖는 시계열자료 간 공적분관계가 성립하는 경우 차분하지 않고도 회귀분석이 가능하고 오차수정모형을 통해 장·단기 동태분석이 가능하다. Granger (1981)에 의해 도입된 공적분 개념은 더욱 개발되면서 모형화 과정에서 비정상성, 장기적 관계, 단기동학의 존재를 통합하게 되었다. 표 2.3에 나타난 바와 같이 수준 벡터자기회귀모형에서 AIC와 SBC 값이 최소가 되는 시차는 1이지만 이 경우 최소 시차를 2로 정하고 한 시차를 빼 공적분 검정의 적정 시차로 결정하며, AIC와 SBC 기준에 의해 공적분회귀식이 추세와 상수항을 갖지 않는 모형이 선택된다. 표 2.4에서 보는 바와 같이 공적분위수가 0이라는 귀무가설이 유의수준 1%에서 기각되어 공적분위수는 1이고 따라서 변수들 간 장기균형식이 한 개 존재하게 된다.

중합주가지수에 정규화시킨 장기균형식은 아래와 같고 ()안은 표준오차이다. 연구기간 동안 5개국 주

표 2.5. 모형 추정결과

	ΔK	ΔD	ΔN	ΔH	ΔS
오차수정	-0.0913 (-4.7811***)	0.0018 (0.0118)	-0.1968 (-0.8811)	-0.0420 (-0.1668)	-0.0276 (-0.9889)
$\Delta K(-1)$	-0.2364 (-3.3440**)	-1.2894 (-2.2188*)	-1.3260 (-1.6045)	-0.3099 (-0.3325)	-0.3450 (-3.3323**)
$\Delta D(-1)$	0.0158 (1.8908)	0.0239 (0.3480)	0.3848 (3.9360**)	0.5304 (4.8100***)	0.0257 (2.1003*)
$\Delta N(-1)$	0.0085 (1.4744)	-0.0207 (-0.4338)	-0.0657 (-0.9678)	0.0647 (0.8451)	0.0178 (2.1008*)
$\Delta H(-1)$	0.0042 (0.8359)	0.0626 (1.5135)	0.0534 (0.9076)	-0.1774 (-2.6726**)	0.0138 (1.8761)
$\Delta S(-1)$	0.0907 (2.2567*)	0.0480 (0.1453)	-0.1813 (-0.3857)	-0.4385 (-0.8270)	0.0725 (1.2319)

식시장 간에 공통의 확률추세가 존재하여 투자의 다변화로 위험을 최소화하고 수익을 극대화 할 수 있는 투자정책을 취하기가 어려움을 알 수 있다. 서로 다른 나라들의 주가들 간에 유의한 장기적 관계가 존재한다는 것은 관련국들 간에 강한 경제적 연계와 정책적 협력관계가 있는 것으로 볼 수 있다. 주식시장 간에 공적분되어 있으면 공통요인들의 존재 때문에 독자적 변동이 제약을 받게 되므로 투자의 국제적 다각화에 따른 이익이 제한된다. 국내 주식시장은 미국 주식시장과 통계적으로 유의한 장기적 동반이동 성향이 있으나 홍콩 및 중국의 주식시장과는 장기적 경쟁관계에 있는 것으로 추정된다.

$$K = 0.2008D + 0.0004N - 0.0486H - 0.3975S.$$

(0.0214) (0.0125) (0.0196) (0.0611)

Johansen 공적분 검정과정의 장점은 Engle-Granger 과정과는 달리 유일 공적분벡터의 가정을 하지 않고 장기균형과정의 오차구조를 고려한다는 점이다 (Hall, 1989). 오차수정모형의 모수는 동시, 단기, 장기적 구조에 대한 정보를 제공하기 위해 분할될 수 있다. 장기구조와 단기구조는 시차 변수의 계수행렬과 차분 시차변수의 단기동학 계수행렬에 대한 가설검정을 통해 식별되지만 동시성 구조는 오차벡터의 구조적 모호화를 통해 식별할 수 있거나 오차의 상관 또는 공분산행렬의 도표분석을 통해 식별될 수 있다 (Pearl, 1995; Swanson과 Granger, 1997; Bessler와 Yang, 2003). 표 2.5는 벡터오차수정모형의 추정결과로 ()안은 t 통계량이다. 종합주가지수에 대한 오차수정모형을 보면 오차항의 계수가 음수로 유의하게 추정되어 전기에서 발생한 불균형이 새로운 균형을 찾아가는 조정과정에 있음을 반영하며, 매 기간 9% 가량 오차가 제거되는 것으로 나타난다.

3. 공통확률추세의 불변성 검정

외환위기 발생 이후 산업개편과 구조조정, 개방화·자율화에 따른 정보이동의 가속화로 유발된 경제 및 금융환경의 변화로 주식시장 간 장기적 관계에 구조변화 가능성이 존재한다. 이 경우 공적분벡터의 불변성을 가정하는 Johansen 공적분은 검정력이 약해지고 검정결과는 신뢰하기 어렵다. 구조변화의 발생 시점에 대한 뚜렷한 정보가 없을 때는 시계열의 특성을 이용해 시점을 식별해야 하며 이는 회귀계수의 불변성에 대한 검정과 직결된다. Zeileis 등 (2003)은 선형 회귀모형의 구조적 변동 여부 및 발생 시점을 발견하는 방법을 제시하였다. 본 연구에서는 Bahmani-Oskooee와 Brooks (1999)가 제안한 오차수정모형을 사용하여 반복잔차를 구하며 그림 3.1과 같이 신뢰구간을 가장 급격히 벗어난 2002년 4월 둘

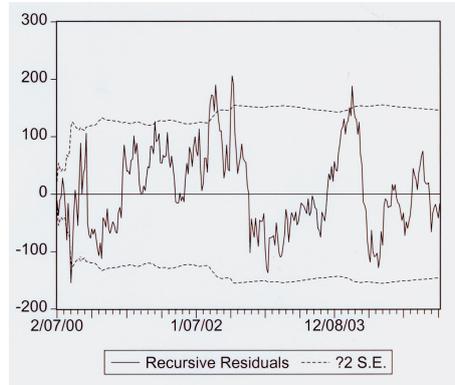


그림 3.1. 기간 분리 검증

표 3.1. 기간 분할의 타당성 검증

구조변화 시점 : 2002년 4월 둘째 주			
F-statistic	60.92004	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	211.87990	Probability	0.000000

표 3.2. 기간별 Augmented Dickey-Fuller 검증

변수	시차	전			후		
		모형 I	모형 II	모형 III	모형 I	모형 II	모형 III
K	0	-11.3709***	-11.3244***	-11.7465***	-14.2935***	-14.2558***	-14.4386***
D	0	-11.3246***	-11.2971***	-11.2848***	-12.3246***	-12.2892***	-12.2949***
N	0	-11.2556***	-11.4633***	-11.4512***	-12.8521***	-12.8123***	-12.8728***
H	0	-11.7797***	-11.7982***	-11.7675***	-12.8661***	-12.8654***	-12.9088***
S	0	-10.3044***	-10.2641***	-10.4559***	-12.0314***	-12.1005***	-12.1104***

표 3.3. 기간별 Phillips-Perron 검증

변수	전			후		
	모형 I	모형 II	모형 III	모형 I	모형 II	모형 III
K	-11.4064***	-11.3580***	-11.9639***	-14.3427***	-14.3068***	-14.5477***
D	-11.3261***	-11.2988***	-11.2875***	-12.3243***	-12.2876***	-12.2949***
N	-11.2453***	-11.4685***	-11.4645***	-12.9057***	-12.8627***	-12.9475***
H	-11.7567***	-11.7808***	-11.7516***	-12.8647***	-12.8641***	-12.9093***
S	-10.3378***	-10.2984***	-10.4640***	-12.0191***	-12.0877***	-12.0976***

제 주를 구조변화 시점으로 잡는다.

구조변화 시점이 판명됨에 따라 검증결과를 재확인하기 위해 이 시점을 기준으로 전체 연구기간을 둘로 나눈다. 그리고 각 기간의 잔차합을 구해 전체기간의 잔차합과 비교함으로써 계수의 구조변화를 진단하는 Chow검정을 시행한 결과는 표 3.1과 같다. 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 매우 유의하게 기각함에 따라 구조변화 시점 전후로 연구기간을 분할하는 것이 타당함을 재차 입증해준다. 외환시장에서 일일 환율 변동폭의 제한이 폐지되고 주식시장에서 외국인의 국내 주식과 채권 투자한도, 국내 금융기관과 기업의 해외자금 차입한도가 대폭 완화된 정책효과가 나타나면서 이 시기 변수들 간 장기적 관계에 구조변화가 발생한 것으로 사료된다.

표 3.4. 공통추세 검정(전)

시차	특성근	LR 통계량	5%임계치	1%임계치	귀무가설
	0.359	104.19	77.74	85.78	$H_0 : r = 0^{***}$
1	0.232	52.58	54.64	61.24	$H_0 : r \leq 1$
	0.098	21.89	34.55	40.49	$H_0 : r \leq 2$

표 3.5. 모형 추정결과(전)

	ΔK	ΔD	ΔN	ΔH	ΔS
오차수정	0.0262 (1.9381*)	-0.4524 (-4.2588***)	-0.0054 (-0.2799)	0.2793 (1.3909)	0.3628 (2.1866*)
$\Delta K(-1)$	-0.3062 (-2.5507**)	-0.4668 (-0.4953)	-0.3417 (-1.9948*)	0.8676 (0.4870)	-1.3369 (-0.9083)
$\Delta D(-1)$	0.0189 (1.5555)	0.0485 (0.5087)	0.0351 (2.0260*)	0.5258 (2.9151**)	0.3075 (2.0639*)
$\Delta N(-1)$	0.1284 (1.9416*)	0.5963 (1.1484)	0.0616 (0.6530)	-0.8474 (-0.8633)	-0.4184 (-0.5159)
$\Delta H(-1)$	0.0017 (0.2404)	0.0086 (0.1478)	0.0104 (0.9753)	-0.2138 (-1.9283*)	0.0700 (0.7642)
$\Delta S(-1)$	0.0179 (2.0662*)	-0.0292 (-0.4286)	0.0197 (1.5928)	0.0498 (0.3861)	-0.0569 (-0.5344)
추세	-17.2750 (-2.4343**)	-59.5542 (-1.0689)	12.8832 (1.2722)	47.5710 (0.4517)	-122.2499 (-1.4051)
상수	0.2972 (2.8311**)	0.7528 (0.9133)	-0.1648 (-1.1002)	-1.4670 (-0.9415)	0.9413 (0.7312)

검정결과에 근거해 전체 기간을 구조변화 전과 후로 분할하여 변수들 간 장기균형관계에 대해 비교, 분석해 보기로 한다. 구조변화 전과 후의 단위근을 검정한 결과 역시 대부분의 수준변수에는 단위근이 존재하지만 차분변수에는 단위근이 존재한다는 귀무가설이 모든 경우에서 기각되므로 전체 기간에서와 같이 모든 변수들은 I(1)과정을 따르는 것으로 나타난다. 구조변화 전과 후의 차분변수에 대한 Augmented Dickey-Fuller 검정결과는 표 3.2와 같으며, Phillips-Perron 검정결과는 표 3.3과 같다.

구조변화 전과 후 I(1) 변수들 간 공적분관계를 검정하기 위한 시차는 AIC와 SBC의 최소값을 기준으로 1로 결정되며, 구조변화 전에는 추세와 상수항을 모두 갖는 모형, 또 구조변화 후에는 상수항을 갖는 모형을 검정한다. 구조변화 전은 표 3.4에서 보듯 전체기간에 대한 검정결과와 동일하게 귀무가설 $H_0 : r = 0$ 이 유의수준 1%에서 기각되므로 공적분위수가 1이 된다. 벡터오차수정모형을 추정한 결과는 표 3.5과 같다. 다우존스지수의 오차수정모형은 오차항의 계수가 음수로 통계적으로 유의하며 두 기간 내에 오차의 90% 이상이 제거되면서 장기균형으로 빠르게 수정되어 감을 보여준다. 종합주가지수와 상하이지수의 오차수정모형은 오차항의 상향 조정과정을 통해 장기균형으로 접근해 가는 과정을 반영한다. 종합주가지수의 오차수정모형을 보면 니케이지수와 상하이지수에 의해 유의수준 10%에서 양의 영향을 받으며 추세효과가 강하게 존재하는 것으로 추정된다. 니케이지수는 유의수준 10%에서 종합주가지수에 의해 음의 영향을, 또 다우존스지수에 의해 양의 영향을 받는 한편 항생지수와 상하이지수는 모두 다우존스지수에 의해 양의 영향을 받는 것으로 나타난다. 따라서 다우존스지수는 다른 주가의 영향은 받지 않으면서 영향을 주기만 하는 당시의 현실이 반영된다.

벡터자기회귀모형처럼 오차수정모형의 개별 계수들도 해석이 수월하지 않아 단기 동학구조 파악에 어려움이 존재한다. Swanson과 Granger (1997)의 연구결과는 오차항에 대한 평가가 시계열 간 동적관계를

표 3.6. 예측오차 분해(전)

	기간	표준편차	<i>K</i>	<i>D</i>	<i>N</i>	<i>H</i>	<i>S</i>
<i>K</i>	3	58.1651	92.9107	4.8728	1.9228	0.0325	0.26090
	6	81.7268	90.5632	6.7756	2.4675	0.0483	0.14510
	9	99.9053	89.6335	7.5323	2.6748	0.0591	0.10010
	12	115.2598	89.1371	7.9363	2.7837	0.0661	0.07660
<i>D</i>	3	433.7499	21.7838	71.2065	0.9049	2.7918	3.31286
	6	599.6690	24.2281	56.3718	0.5938	7.0374	11.76860
	9	735.8758	25.1872	47.0402	0.4060	9.6711	17.69520
	12	853.3218	25.6301	41.5011	0.3042	11.2313	21.33300
<i>N</i>	3	89.3272	0.0354	1.5544	95.4745	1.6913	1.24410
	6	126.0287	0.0184	1.2662	95.3262	2.7265	0.66240
	9	153.8682	0.0144	1.0284	95.0756	3.3335	0.54780
	12	177.3205	0.0132	0.8815	94.8839	3.7014	0.51980
<i>H</i>	3	891.7705	37.3938	15.6231	0.2595	45.8857	0.83760
	6	1255.3309	38.2304	17.3764	0.1821	43.4136	0.79730
	9	1535.3312	38.5076	17.8161	0.1573	42.7086	0.81020
	12	1771.7685	38.6488	18.0065	0.1455	42.3751	0.82390
<i>S</i>	3	715.4198	22.0228	9.6419	0.1619	0.0165	68.15660
	6	985.9827	22.7884	12.6287	0.1182	0.0585	64.40590
	9	1194.1710	23.1074	14.0573	0.0977	0.0910	62.64630
	12	1370.4230	23.2792	14.8766	0.0859	0.1124	61.64560

표 3.7. 공통추세 검증(후)

시차	특성근	LR 통계량	5%임계치	1%임계치	귀무가설
1	0.152	55.94	59.46	66.52	$H_0 : r = 0$
	0.095	29.44	39.89	45.58	$H_0 : r \leq 1$
	0.066	13.43	24.31	29.75	$H_0 : r \leq 2$

가장 잘 나타냄을 보인 바 Bessler와 Yang (2003)은 이를 위해 비정상성 벡터자기회귀모형에 공적분 제약을 가했으며, 이는 일치 충격반응과 예측오차 분해 산출에 매우 중요한 것으로 입증되었다 (Phillips, 1998). 분산분해는 예측오차의 분산을 벡터자기회귀 시스템에 속하는 각 변수들의 충격의 기여도에 비례하여 분해함으로써 각 변수의 상대적 중요도를 판별한다. 표 3.6에서 종합주가지수는 시간이 지나도 자체 설명력의 비중이 별로 감소하지 않아 초기의 93%에서 장기적으로도 90%의 설명력을 유지하며, 다우존스지수에 의해서도 초기에는 5% 정도, 장기적으로는 8% 설명되는 것으로 계산된다. 니케이지수의 변동은 종합주가지수보다 더 외생적 영향을 받지 않으며 단지 항생지수가 장기적으로 4% 가까이 설명력을 유지한다. 그 외 다우존스, 항생, 상하이지수는 모두 시간이 가면서 외생적 영향이 증가해 자체 설명력의 비중은 장기적으로 42-62% 정도 차지하는 것으로 나타난다. 구조변화 이전 기간의 특징은 니케이지수 이외 다른 지수들의 변동에 대한 종합주가지수의 설명력이 초기부터 22-37%를 차지하며, 시간이 가면서 서서히 증가해 장기적으로 가장 중요한 외생적 설명력을 유지한다는 것이다. 즉 일본을 제외한 다른 나라의 주식시장은 한국 주식시장과 그 변동성향이 크게 다르지 않다고 볼 수 있으며, 따라서 구조변화 이전은 이들 시장이 투자 다각화의 고려 대상이 되기에는 적절하지 않은 시기인 것으로 사료된다.

구조변화 이후는 귀무가설 $H_0 : r = 0$ 이 기각되지 않아 공적분위수가 0이 되며, 표 3.7에서와 같이 변수들 간에 공통확률추세가 검색되지 않으므로 장기균형이 존재하지 않는 것으로 확인된다. 이는 시장에

표 3.8. 모형 추정결과(후)

	ΔK	ΔD	ΔN	ΔH	ΔS
$\Delta K(-1)$	0.81001 (16.9807***)	-0.8430 (-2.2890*)	-0.1129 (-1.5321)	-0.3322 (-0.6968)	-0.1797 (-0.3771)
$\Delta D(-1)$	0.0112 (1.5999)	0.9413 (17.3989***)	0.0093 (0.8593)	0.2841 (4.0557***)	0.2754 (3.9341**)
$\Delta N(-1)$	-0.0037 (-0.2633)	-0.0738 (-0.6793)	0.9890 (45.4632***)	-0.3023 (-2.1494*)	0.1329 (0.9457)
$\Delta H(-1)$	0.0107 (2.6693**)	0.0906 (2.9090**)	0.0058 (0.9319)	0.8884 (22.0197***)	-0.0038 (-0.0944)
$\Delta S(-1)$	-0.0067 (-1.6938)	-0.0322 (-1.0402)	-0.0071 (-1.1504)	-0.0485 (-1.2101)	0.8163 (20.3571***)
상수	-8.4478 (-0.2351)	610.5500 (2.2017*)	17.0738 (0.3075)	-220.3890 (-0.6137)	-754.6557 (-2.1030*)

표 3.9. 예측오차 분해(후)

	기간	표준편차	K	D	N	H	S
K	3	37.3647	95.8621	1.8297	0.0153	1.7920	0.5007
	6	47.0640	81.0437	9.0117	0.3047	7.7176	1.9221
	9	54.8655	64.6451	17.6762	1.3117	13.3979	2.9689
	12	62.1253	51.7948	24.8370	3.1901	16.8546	3.3232
D	3	312.2683	11.6205	86.4720	0.0509	1.7186	0.1377
	6	424.2654	6.7983	86.8025	0.4521	5.5473	0.3996
	9	505.4869	4.8015	84.9399	1.3995	8.3342	0.5245
	12	568.0233	3.8401	82.8233	2.9161	9.8851	0.5351
N	3	65.8876	2.8983	0.1316	96.6260	0.1008	0.2430
	6	93.1884	6.4039	0.2940	92.1415	0.4336	0.7267
	9	113.6305	9.7473	0.4862	87.9804	0.7036	1.0822
	12	129.8565	12.5568	0.5631	84.7768	0.8258	1.2773
H	3	421.0782	7.3168	21.7729	0.3587	70.4379	0.1135
	6	310.1058	5.9127	37.1034	1.7676	54.7585	0.4575
	9	767.6474	4.4654	45.8965	3.9298	45.0147	0.6933
	12	901.8030	3.5112	50.3531	6.6667	38.7187	0.7500
S	3	393.1407	27.1100	15.2132	0.0618	0.0098	57.6050
	6	520.3653	22.7752	35.0936	0.1460	0.5530	41.4320
	9	621.2409	17.2673	50.2760	0.1210	2.1125	30.2229
	12	709.9494	13.3072	59.3009	0.1472	4.0109	23.2336

따라 독자적 변동에 대한 제약 및 각 증시 간 연계관계가 전에 비해 약화되었음을 의미한다. 표 3.8은 공적분점정 결과에 따른 벡터자기회귀모형의 추정결과로 종합주가지수와 양방향 영향을 주고 받는 변수는 더 이상 존재하지 않는 것을 알 수 있다. 표 3.9에 요약된 바와 같이 종합주가지수의 변동에 대한 내생적 설명력은 초기의 96%에서 급감하여 장기적으로는 52% 정도 유지되는 반면 다우존스지수의 설명력은 2%에서 25%로 크게 증가해 구조변화 이전과는 다른 것으로 나타난다. 다우존스, 항셱 또 상하이 지수의 변동에 대한 종합주가지수의 설명력은 이 시기 들어 현저히 감소한데다 시간이 가면서 계속 하락한다는 점이 구조변화 전과는 다른 패턴을 보이며, 증시 변동성향이 서로 상이해져 분산투자의 여건이 개선되었음을 시사한다.

4. 결론

Granger와 Hallman (1991)은 단기 자산수익에만 근거한 투자 결정은 자산가격의 장기관계가 고려되지 않으므로 적절하지 않음을 입증했다. 또한 상관성에 근거해 개발된 헤징전략은 잦은 포트폴리오 재균형 조치가 필요한 반면 공적분에 근거해 개발된 전략은 재균형 조치가 필요하지 않음을 보였다. 본 연구에서는 포트폴리오 이론에 의한 투자의 국제적 분산 가능성에 대해 현실적으로 국내 주식시장과 관련이 깊은 미국 및 동아시아 주요 주식시장에 공적분검정을 적용시켜 통계적 분석을 실시해 보았다. 아시아 외 환위기 이후 2002년 1분기까지는 이들 주식시장 간 동조화 관계로 인해 투자의 위험을 최소화하고 수익을 극대화하기 위한 투자 다변화가 이루어지기 어려운 여건이었으나 그 이후는 국제 분산투자의 여건이 개선되는 것으로 검증된다. 분석결과는 국내 투자주체의 해외투자과 펀드 판매의 증가 시기 및 성향을 제대로 반영하는 것으로 나타난다.

참고문헌

- 김찬웅, 문규현, 홍정호 (2003). 나스닥시장의 코스닥 및 자스닥시장에 대한 정보이전 효과에 관한 연구, <재무관리연구>, **20**, 163-190.
- 지청, 조담, 양채열 (2001). 우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향, <증권학회지>, **28**, 1-19.
- Bahmani-Oskooee, M. and Brooks, T. J. (1999). Cointegration approach to estimating bilateral trade elasticities between U.S. and her trading partners, *International Economic Journal*, **13**, 119-128.
- Baillie, R. T. and Bollerslev, T. (1989). The message in daily exchange rates : A conditional variance tale, *Journal of Business and Economic Statistics*, **7**, 297-305.
- Bessler, D. A. and Yang, J. (2003). The structure of interdependence in international stock markets, *Journal of International Money and Finance*, **22**, 261-287.
- Ericsson, N. R., Hendry, D. F. and Mizon, G. E. (1998). Exogeneity, cointegration and economic policy analysis, *Journal of Business and Economic Statistics*, **16**, 370-387.
- Ghosh, A., Saidi, R. and Johnson, K. H. (1999). Who moves the Asia-Pacific stock markets-US or Japan? empirical evidence based on the theory of cointegration, *The Financial Review*, **34**, 159-170.
- Granger, C. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification, *Journal of Econometrics*, **16**, 121-130.
- Granger, C. W. J. and Hallman, J. J. (1991). Long memory series with attractors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **53**, 11-26.
- Hall, S. G. (1989). Maximum likelihood estimation of cointegration vectors : An example of the Johansen procedure, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 213-218.
- Malliaropoulos, D. and Priestley, R. (1999). Mean reversion in Southeast Asian stock markets, *Journal of Empirical Finance*, **6**, 355-384.
- Pantula, S. G., Gonzalo-Farias, G. and Fuller, W. A. (1994). A comparison of unit-root test criteria, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12**, 449-459.
- Pearl, J. (1995). Causal diagram for empirical research, *Biometrika*, **82**, 669-710.
- Phillips, P. (1998). Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs, *Journal of Econometrics*, **83**, 21-56.
- Swanson, N. R. and Granger, C. W. J. (1997). Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions, *Journal of the American Statistical Association*, **92**, 357-367.
- Zeileis, A., Kleiber, C., Kramer, W. and Hornik, K. (2003). Testing and dating of structural changes in practice, *Computational Statistics and Data Analysis*, **44**, 1-38.

Test for Theory of Portfolio Diversification

Tae Ho Kim¹ · Youn Jo Won²

¹Department of Information Statistics, Chungbuk National University

²Department of Information Statistics, Chungbuk National University

(Received August 2010; accepted October 2010)

Abstract

This study investigates the dynamic structure of interdependence on the domestic and related major stock markets by employing a statistical framework. Finance theory predicts potential gains by international portfolio diversification if returns from investment in different national stock markets are not perfectly correlated or not cointegrated. The benefit of international diversification is limited when national stock markets are cointegrated because of the limited amount of independent variation by the presence of common factors. The statistical tests suggest that international diversification appears to be favorable after the period of the comovement of the stock prices caused by 1997 Asian financial crisis. The result reflects the increase in overseas investment and purchase of overseas funds after the early 2000's.

Keywords: Diversification, common stochastic trend, forecasting error.

This work was supported by the research grant of Chungbuk National University in 2010.

¹Corresponding author: Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 410 Seongbong-ro, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr