

시장여건의 변화가 시장통합의 검정에 미치는 영향

김태호¹

¹충북대학교 정보통계학과

(2010년 12월 접수, 2010년 12월 채택)

요약

시장 간 통합을 검정한 연구들은 시장변수들 자체의 연관성으로만 분석을 한정시키는 경향이 있어 경우에 따라 시장 변동체계의 전반적 현실을 파악하는데 한계가 있다. 주식시장의 경우 위기를 겪은 나라와 그렇지 않은 나라와는 일정 기간 주가변동 성향이 다르므로 이들의 동적 연관성에 대한 연구에 선행연구들과 같이 주가만 고려할 경우 주식 시장에 영향을 미친 변수들을 제외함에 따른 통계적 편의가 존재하게 된다. 본 연구에서는 우리나라와 주요 투자국의 주식시장 간 통계적 통합의 검정모형에 각국의 주가 외에 국내 외환 및 금융시장을 동시에 포함시켜 보았다. 분석 결과 위기에 따른 변화의 영향이 계속되는 기간에는 이들이 주식시장의 통합에 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되어 주식시장만 고려할 경우 모형의 설정오류 가능성이 존재함을 입증한다.

주요용어: 확률적 추세, 오차구조, 반복잔차.

1. 서론

그간 주요 주식시장의 동반이동 현상은 증권시장의 통합에 대한 학문적 관심을 증대시켰으며, 국내 주식시장이 독립적으로 움직이는 것이 아니라 외국 주식시장과 상호 의존적이라는 인식이 확산되었다. 한 주식시장의 변동은 어떤 메커니즘을 통해 다른 주식시장에 영향을 주며 주식시장의 연계는 또 다른 요인들에 의해 설명될 수 있다. 해외 주식시장이 한국의 주식시장에 장단기적으로 영향을 미친다면 한국 시장의 일정 부분이 이들의 동향에 의해 설명될 수 있다는 뜻이며, 따라서 국내 주식시장이 세계화 되어 갈수록 해외의 충격에 민감해질 수 있음을 의미한다. 선진국 주식시장의 하락은 경기의 침체를 의미하고 이는 소비의 감소로, 또 수입의 감소로 연결되어 주요 교역국의 경기 침체로 귀결되므로 우리에게 즉각 영향이 오게 된다. 국제시장 간에는 정책적, 제도적 차이가 존재하며, 정보와 자본 이동의 장애가 되어 시장의 효율성을 떨어뜨리므로 주식시장의 국제 간 역학관계를 파악하는데는 상황에 따라 이러한 요인들을 고려해야 할 필요가 있다.

Bessler와 Yang (2003)은 미국 주식시장이 다른 나라 주식가격의 장기적 움직임에 일관성 있게 영향을 미치는 반면 일본의 주식시장은 가장 외생적이어서 다른 나라 주식시장들로부터 상대적으로 격리되었음을 보였다. 노상운 (2010)은 우리나라와 주요 선진국 주가수익률 간에 통계적으로 유의한 인과관계 및 환류효과가 존재함을 밝혔다. 지청 등 (2001)은 국내 주식수익률과 미국·일본 주식수익률 간 시간가변 상관성을 추정하였다. 김인무와 김찬웅 (2001)과 길재욱 (2003)은 개장일이 일치하는 한·미·일 거래소 및 비거래소 지수들의 일별 증가 수익률자료를 사용하여 정보전달 메커니즘을 분석하였다. 그러나 이들은 주식시장 간 연관관계에만 분석을 한정시켜 전반적인 주식시장 변동의 현실을 파악하는데

¹(306-736) 충북 청주시 흥덕구 성봉로 410, 충북대학교 정보통계학과, 교수. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

한계가 있다. 이기성과 유재원 (2006)은 미국 S&P500 지수의 상승 충격이 국내 주가를 상승시키지만 원/달러 환율은 하락시킴을 보였다. 미국과 일본은 우리의 중요한 투자자임과 동시에 교역 상대국이고 또 정치, 경제적으로 꾸준히 영향을 미쳐 왔으므로 변동이 심했던 중국과는 달리 금융시장 간 장기적 연관관계의 일관성 여부에 관심이 모아진다.

한국은 아시아 외환위기를 겪었기에 환율과 금리의 변동이 심했고 그 여파가 경제 전반에 걸쳐 큰 영향을 미치게 되었으며, 따라서 주식시장의 변동체계가 미국, 일본과는 다르다. 국내외 주식시장 간 연관성을 분석한 선행연구들은 이러한 점을 고려하지 않았기에 일반 회귀분석에서 중요한 설명변수가 누락되는 것과 같은 문제점이 발생할 소지가 있으며, 결과는 현실을 오도하게 된다. 개방화·자유화로 외국인의 국내 증권, 외환, 금융시장 참여가 증가하고 시장의 수급에 영향을 미치게 되면서 각 시장 간에 연계가 이루어지고, 이에 따라 주가, 환율, 금리 간 상호연관성이 심화되었다. 특히 국내외 시장 간에 정보의 이동이 신속해지면서 이들의 변동폭도 커지고 그 결과 예측은 더욱 어렵게 되었다. 본 연구에서는 위기 후 국내 금융시장이 발전하면서 한·미·일 3국의 주가와 국내 금리, 환율 간에 장단기적 연관관계가 존재하는지 검정하고, 시간이 흐름에 따라 이들이 변화해 가는 동학구조를 통계적으로 분석해 주식시장 변동체계의 현실을 구체적으로 파악해 보고자 한다.

2. 모형의 설정

한국은 대외 수출의존도가 높아 환율이 상승하면 수출기업의 경쟁력이 강화되어 경영호전으로 주가는 상승한다. 국가 전체로는 총생산 중 수출의 비중이 증가할수록 양의 관계는 증가한다. 자본시장의 개방이 확대될수록 해외자금의 유입은 환율 하락을 유발하게 된다. 주가와 환율은 양과 음의 관계를 모두 가질 수 있으며, 수출의존도가 높을수록 양의 관계가, 또 주식시장의 대외개방도가 증가할수록 음의 관계가 강해질 것이다. 외환위기 이후 환율제도가 자유변동환율제로 변경됨에 따라 이전과는 달리 환율의 급격한 변화가 가능해지고 주가 역시 일일 변동폭이 확대되고 외국인 주식투자 한도가 완전 자유화 되면서 주식시황에 따라 자본의 급격한 유출입이 발생할 가능성이 커지게 되었다. 금융 및 외환시장의 자유화와 개방화로 환율과 주가의 관계는 전보다 더 밀접해진 것으로 예상된다. 금리는 기업의 생산활동에 영향을 미치며, 금리가 하락하면 기업의 금융부담이 완화되고 기업수익이 호전되어 주가는 상승하게 된다. 금리가 상승하면 기대수익률의 증가로 주가는 하락하게 되고, 기업의 신용등급과 담보가치의 하락에 따른 위험 증가로 금리는 상승하게 된다. 반면 주가도 시장 수요와 공급에 의해 결정되므로 주가와 금리가 반드시 음의 관계만 가지지는 않는다. 미래의 경기회복 전망이 기업의 미래수익 증가를 기대하여 주가를 상승시키고 투자 증대로 인한 자금수요의 증가로 금리의 상승을 유발해 주가와 금리 간 양의 관계가 성립된다. 따라서 주가와 금리의 관계는 금융시장의 구조와 상황변화에 따라 다르게 나타난다.

3국의 주가로 국내 종합주가지수(Z_K), 미국의 다우존스지수(Z_D), 일본의 니케이지수(Z_N)를 선정하며, 추가로 원·달러 환율(Z_E) 그리고 금리(Z_I)를 선정한다. 첫 세 변수에 대해서는 증권업협회, 나머지 두 변수는 한국은행 자료를 사용하며, 2000년부터 2005년 중반까지 주 평균자료를 구하여 적용한다. 주가 변수의 경우 주 평균자료는 3국의 개장일이 일치하는 일간자료만 사용함으로써 발생하는 불연속성에 따른 통계적 편의의 가능성을 방지한다. 먼저 종합주가지수의 변동을 설명하는 회귀모형을 추정한 결과는 식 (2.1)과 같으며, ()안은 t 통계량 값이다.

$$Z_K = 991.2952 + 0.0495Z_D + 0.0001Z_N - 0.5659Z_E - 14.5039Z_I, \quad (2.1)$$

(8.0883) (4.1960) (0.0170) (-7.8875) (-1.6264)

$$R^2 = 0.3614, \quad \bar{R}^2 = 0.3522, \quad DW = 0.2615,$$

$$\text{S.E. of reg.} = 108.9160, \quad \text{Mean dependent Var} = 734.0209,$$

$$\text{S.D. dependent Variable} = 135.3209,$$

$$F\text{-stat} = 39.1907, \quad \text{Prob}(F\text{-stat}) = 0.0000.$$

일본 주가만이 통계적으로 유의하지 않은 반면, 금리는 10% 유의수준에서, 또 나머지 변수들은 매우 유의하게 종속변수에 영향을 미치는 것으로 추정된다. 미국과 국내 주식시장은 동반 이동하며, 환율과 금리의 상승은 국내 주가를 하락시키는 것으로 나타난다. 모형은 통계적으로 매우 유의하며, 회귀 표준오차는 종속변수 평균의 14.8%로 그리 크지는 않은 것으로 보인다. 그러나 R^2 값이 낮고 자기상관이 강한 데다 상수가 매우 유의하게 추정된 것은 중요한 요인이 모형에서 누락되어 있음을 암시한다. 따라서 모형에 가변수(dummy variable)를 추가하여 재차 추정한 결과는 식 (2.2)와 같다.

$$Z_K = -199.4738 + 0.0545Z_D + 0.0309Z_N - 0.1153Z_E - 3.5421Z_I + 286.7853D, \quad (2.2)$$

$$(-2.1238) \quad (7.4996) \quad (7.5350) \quad (-2.3534) \quad (-0.6420) \quad (21.3098)$$

$$R^2 = 0.7586, \quad \bar{R}^2 = 0.7542, \quad DW = 0.2465,$$

$$\text{S.E. of reg.} = 67.0870, \quad \text{Mean dependent Var} = 734.0209,$$

$$\text{S.D. dependent Variable} = 135.3209,$$

$$F\text{-stat} = 173.4594, \quad \text{Prob}(F\text{-stat}) = 0.0000.$$

추정결과에 의하면 금리만 제외하고는 모든 변수가 국내 주가에 유의한 영향을 미치며, 앞의 모형과 구조적으로 별다른 차이를 보이지는 않는다. R^2 의 값은 배 이상 증가했고 모형 전체는 통계적으로 매우 유의하며 회귀 표준오차는 종속변수 평균의 9%에 불과해 모형의 질적 수준이 향상된 것으로 나타난다. 그러나 여전히 강한 자기상관이 존재하고, 또 상수의 유의도가 크게 감소한 대신 가변수가 매우 유의하게 추정되어 여전히 모형의 설정 오류 가능성을 시사한다. 따라서 주어진 변수로는 모형화가 어려우며, 본 연구의 성격에 적합한 모형설정 과정을 도입해 보고자 한다.

벡터자기회귀모형은 사전적으로 특정 이론에 입각함이 없이 자체 시차변수와 필요한 다른 변수들을 모형 내에서 모두 설명변수로 사용함으로써 자의적인 제약을 배제하면서 복잡한 현실구조를 방정식체계로 표기할 수 있다. 그러나 시계열자료의 정상성을 회복하기 위한 변수들의 차분과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실한다는 문제점으로 인해 단기 동태적 관계는 규명할 수 있으나 장기적 균형관계는 식별하지 못하는 한계점을 갖고 있다. 본 연구에서는 비정상성 시계열 간에 공적분이 존재하는 경우 수준변수와 차분변수를 모두 포함시켜 수준치가 주는 장기적 정보를 모형 내에 도입함으로써 시계열변수들 간의 장기균형 관계와 단기 동적 구조를 동시에 파악하는 모형을 추정한다.

대부분의 실증연구들은 주식이가격보다는 주식수익이나 그 변동성에 초점을 맞추었다. 주식이가격의 비정상적 속성은 주식시장 간 장기적 관계의 가능성을 타진하게 되고 Taylor와 Tonks (1989), Francis와 Leachman (1998) 등은 주요 주식이가격의 장기적 상호 의존성의 증거에 대해 논한 바 있다. 본 연구에서는 선행연구들과는 달리 앞의 회귀모형에서와 같이 각국의 주식이가격을 그대로 사용하며, 이에 따라 시계열자료에 대한 검정을 먼저 실시한다. 개별 시계열에 대한 검정은 ADF 검정법을 사용하며 각 검정모형의 적정 시차 길이는 Akaike 정보기준(AIC)과 Schwarz 정보기준(SIC)에 의해 최소값을 주는 시차로 결정하기로 한다. 각 수준변수(Z)와 차분변수(DZ)에 대한 ADF 검정결과는 표 2.1과 같으며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻한다. 표 안의 값은 ADF 통계량

표 2.1. 일변량 검정

변수	시차	Z			DZ		
		B	C	C/T	B	C	C/T
Z_K	1	-0.2562	-1.7382	-2.8510	-13.1481***	-13.1247***	-13.2731***
Z_D	0	-0.4894	-2.6974*	-2.5688	-17.0374***	-17.0124***	-17.0407***
Z_N	1	-1.8525*	-2.4854	-1.6112	-11.9392***	-12.0226***	-12.2355***
Z_E	4	-0.4234	-1.9289	-2.5769	-12.0608***	-12.0450***	-12.1103***
Z_I	2	-2.1961	-2.1640	-2.7328	-12.7468***	-12.9072***	-12.9469***

표 2.2. 다변량 검정

특성근	귀무가설	LR통계량	5%임계치	1%임계치
0.105	$H_0 : r = 0^{**}$	60.72	59.46	66.52
0.048	$H_0 : r \leq 1$	29.73	39.89	45.58
0.038	$H_0 : r \leq 2$	15.75	24.31	29.75

의 값이며, 검정은 기본모형(B), 상수가 포함된 모형(C), 또 상수와 추세가 포함된 모형(C/T) 등 모든 검정모형에 대해 실시한다.

표 2.1의 검정결과에 의하면 수준변수들과는 달리 모든 차분변수에 대해 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되므로 각 변수들은 1차 적분되어 있음을 알 수 있다. 1차 적분된 시계열들의 확률적 추세는 공적분 결합에 의해 제거되며, 공통확률추세의 존재는 개별적으로는 불안정한 움직임을 보여도 장기적으로는 같이 움직이고 있음을 의미한다. Baillie와 Bollerslev (1989)의 지적대로 주식수익은 장기정보를 누락시켜 결론을 오도할 수 있으므로 주가의 의존성을 분석하기 위해서는 공적분의 사용을 권했으나 주식시장을 분석한 선행연구들은 벡터자기회귀모형에 주식수익을 사용하였다. 변수들 간 장기적 관계를 분석하기 위해 Johansen 다변량 공적분 검정을 실시한 결과 적정 시차는 AIC와 SIC에 의해 1로 결정되며, 시계열 내에 추세가 포함되지 않고 공적분회귀식이 상수항을 갖지 않는 모형이 선택된다. 표 2.2는 공적분 검정결과이며 변수들 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 유의수준 5%에서 기각하여 한 개의 장기균형식이 존재함을 나타낸다. 장기균형식은 식 (2.3)과 같으며 ()안의 표준오차를 보면 모든 변수들이 종합주가지수의 변동에 장기적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 국내 주가는 장기적으로 미국 주가, 금리와는 동반이동 관계에 있는 반면 일본 주가, 환율과는 역의 관계에 있는 것으로 나타났다.

$$Z_K = 0.4439Z_D - 0.2156Z_N - 2.0878Z_E + 254.9826Z_I. \quad (2.3)$$

(0.1322) (0.0837) (0.7664) (110.9110)

Hall (1989)은 Johansen 공적분 검정과정이 유일 공적분 벡터의 가정을 하지 않고 장기균형 과정의 오차구조를 고려하는 장점이 있다는 점을 지적한 바 있다. 표 2.3은 한국, 미국, 일본의 주가지수에 대한 오차수정모형 추정결과이며, ()안은 t 통계량 값이다. Hendry (1986)는 표준 인과관계 검정식에 의한 추론은 장기정보를 간과하게 되므로 편의가 존재함을 입증하였다. 공적분 관계가 성립하는 경우 인과관계 분석은 오차수정모형 설정을 위한 Granger (1986) 정리를 사용하는 접근법이 더 나은 것으로 알려져 있다. 표 2.3에 의하면 원·달러 환율과 금리는 예상대로 국내 주가에 영향을 주는 한편 미국 주가가 한국과 일본의 주가에 영향을 미치며 일본의 주가는 아무 변수에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 또 추정결과는 일부 국내 대기업의 미국 증시 상장 등의 영향으로 한때 국내 증시 동향이 미국 증시에 영향을 미쳤던 2000년대 전반기의 상황을 반영하는 것으로 보인다.

벡터자기회귀모형과 벡터오차수정모형은 시차변수들로 인해 개별 계수들에 대한 해석이 수월하지 않음

표 2.3. 주가의 장단기 동적 구조의 추정

	$DZ_{K,t}$	$DZ_{D,t}$	$DZ_{N,t}$	$DZ_{E,t}$	$DZ_{I,t}$
α	-0.0092 (-1.5177)	0.0955 (2.0003**)	-0.0637 (-0.9256)	-0.0584 (-4.1061***)	0.0002 (2.7698***)
$DZ_{K,t-1}$	-0.2110 (-2.9844***)	-1.0086 (-1.8220*)	-1.1514 (-1.4428)	-0.2116 (-1.2821)	-0.0002 (-0.2942)
$DZ_{D,t-1}$	0.0251 (2.9957***)	0.0737 (1.1207)	0.4077 (4.2977***)	-0.0237 (-1.2085)	0.0001 (0.9937)
$DZ_{N,t-1}$	0.0085 (1.4331)	-0.0135 (-0.2906)	-0.0383 (-0.5714)	0.0225 (1.6260)	0.0001 (0.1975)
$DZ_{E,t-1}$	0.0443 (1.9015*)	-0.0950 (-0.5212)	0.1968 (0.7484)	-0.4178 (-7.6808***)	-0.0001 (-0.5068)
$DZ_{I,t-1}$	-7.5133 (-1.5622*)	-79.0687 (-2.1005**)	-62.2852 (-1.1477)	-5.8608 (-0.5220)	-0.3933 (-7.1012***)

표 2.4. 변수의 상대적 비중 분포

	기간	표준편차	Z_K	Z_D	Z_N	Z_E	Z_I
Z_K	3	49.0763	93.5024	5.9931	0.2289	0.2050	0.0704
	6	67.9255	89.3056	10.3077	0.1229	0.1560	0.1075
	9	82.8417	86.8406	12.6790	0.1092	0.1956	0.1754
	12	95.5969	85.1888	14.1979	0.1241	0.2517	0.2371
Z_D	3	418.1220	10.5990	88.4871	0.0239	0.1699	0.7198
	6	576.1340	10.2978	86.9861	0.3710	0.9757	1.3692
	9	689.9389	10.8298	84.0207	0.9982	2.0212	2.1298
	12	784.4537	11.3510	81.2412	1.6300	2.9795	2.7980
Z_N	3	605.6378	18.9682	8.4289	72.3398	0.0176	0.2453
	6	856.7098	18.2150	11.7041	69.8601	0.0126	0.2079
	9	1049.1877	17.9480	12.8409	69.0010	0.0093	0.2005
	12	1211.4889	17.8142	13.4111	68.5698	0.0075	0.1972
Z_E	3	78.1683	1.0414	0.0029	0.5599	98.1007	0.2948
	6	94.6800	1.6515	0.6830	0.9278	95.5408	1.1966
	9	107.2177	2.2227	2.0111	1.8142	91.6939	2.2579
	12	118.3363	2.6810	3.4397	2.7762	87.8797	3.2231
Z_I	3	0.4268	0.5334	0.1396	2.3061	1.8199	95.2008
	6	0.5465	0.7314	0.5514	4.3349	3.4968	90.8852
	9	0.6432	0.9022	1.2074	6.1147	5.0221	86.7534
	12	0.7283	1.0304	1.8383	7.4843	6.2213	83.4254

므로 단기 동학구조 분석이 어렵다는 문제점이 존재한다. 시계열 간의 동적 관계는 오차항에 대한 평가로 분석될 수 있음을 Swanson과 Granger (1997)은 보인 바 있으며, 이는 충격반응과 예측오차 분해 산출로 연결된다. 분산분해는 예측오차의 분산을 벡터자기회귀 시스템 내 각 변수들의 충격 기여도에 비례·분해 하여 각 변수의 상대적 중요도를 계산한다. 분산분해는 변수들 간 직접적인 인과관계는 보여주지 않으나 다른 시점에서 한 변수의 변화가 다른 변수의 예측력에 장단기적으로 얼마나 영향을 미치는가 분석된다.

표 2.4의 분해결과에 의하면 일본 주가를 제외하고 모든 변수들은 장기적으로 자체 설명력이 80% 이상을 유지하기 때문에 다른 변수들의 상대적 중요도가 크지 못하다. 국내 주가의 변동에 미국 주가의 설명

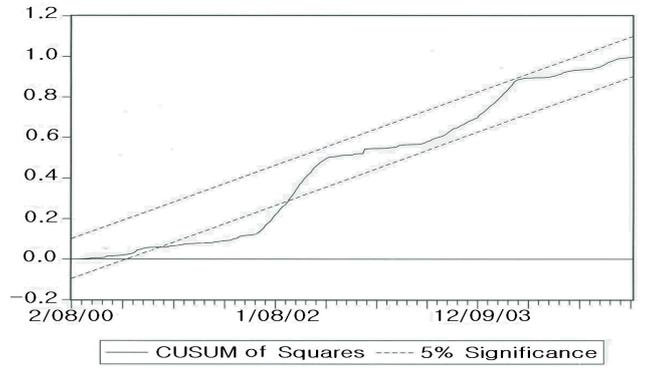


그림 3.1. CUSUMSQ 검정

력은 장기적으로 14%에 달하며, 미국 주가의 변동에 국내 주가의 변동이 차지하는 비중도 장기적으로 11% 이상을 차지해 중요도에서 다른 변수들을 각각 크게 앞선다. 이와는 달리 일본 주가의 변동은 자체 설명력이 장기적으로 69% 정도에 불과 하며, 한국과 미국 주가가 장기적으로 일정 부분 설명력을 차지하는 것으로 계산 된다. 환율의 경우 모든 국내외 변수들의 설명력이 고르게 분포되어 있으나 금리에 대한 설명에는 일본 주가와 환율이 상당한 비중을 차지하는 것으로 나타난다.

3. 전환점 탐색과 비교 분석

외환위기 이후 산업개편과 개방화의 촉진으로 유발된 경제 및 금융환경의 변화로 2000년대 들어서 3국의 주식시장 변동체계에 구조변화의 발생 가능성이 존재한다. 공적분 검정은 공적분 벡터의 시간 불변성을 가정하므로 변수들 간 장기적 관계에 구조변화가 존재할 경우 검정력이 약해지고 결과는 신뢰할 수 없게 된다. 구조변화 발생 여부와 시점에 대한 정보가 없으므로 이를 식별하기 위해 회귀계수의 급격한 변화에 따른 전환점을 탐색하는 절차를 적용하기로 한다. 이에 대한 연구로는 Ploberger와 Krämer (1990, 1992)와 Bazen과 Marimoutou (2002) 등이 있다. 본 연구에서는 회귀모형을 사용하는 대신 오차수정모형을 사용하며, 수집된 잔차를 이용하여 시행한 CUSUMSQ 검정 결과는 그림 3.1과 같다.

CUSUMSQ 통계량을 나타내는 실선이 5% 유의수준을 나타내는 점선을 한 번 벗어나므로 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 기각한다. 구조변화가 확인되었으므로 변화의 시점을 찾기 위해 모형의 반복잔차를 구하면 그림 3.2와 같으며, 반복잔차가 신뢰구간을 연속해 벗어나기 시작하는 2002년 1월 둘째 주를 구조변화 발생 시점으로 잡는다. 이 검정 결과를 재차 확인하기 위해 변화 시점을 기준으로 전체 연구기간을 둘로 나누어 모형을 다시 추정한 후 Chow 검정을 실시하였다. F 통계량 값 115.5633, 또 log likelihood ratio 값 22.7986을 얻게 되고 각각의 p 값이 0.0000으로 매우 유의하여 이 시점을 전후한 기간 분할이 타당함을 확인할 수 있다. Chow 검정은 두 기간의 잔차합을 전체기간의 잔차합과 비교해 계수의 구조변화를 검정하는 방법이다.

검정결과에 근거해 구조변화 전과 후를 표본 A와 B로 분할하여 동태적 모형체계 하에 관련 변수들 사이의 장기적 관계에 대해 분석하기로 한다. 구조변화 전과 후의 단위근 검정 결과는 표 3.1 및 표 3.2와 같으며, 앞서와는 달리 Phillips-Perron 검정법을 사용한다. 일부 수준변수는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지만 차분변수는 모두 유의수준 1%에서 귀무가설을 기각하므로 모든 변수들을 1차 적분변수로 간주한다.

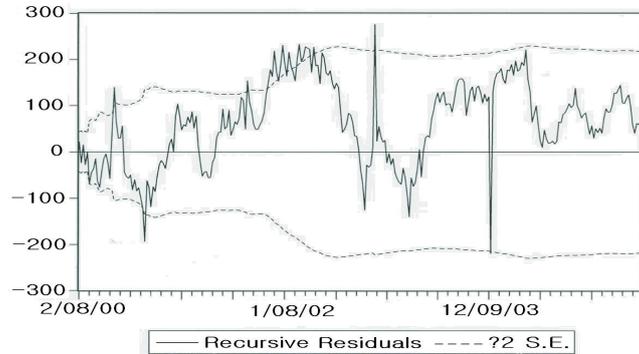


그림 3.2. 반복잔차 검정

표 3.1. 일변량 검정(표본 A)

변수	Z			DZ		
	B	C	C/T	B	C	C/T
Z_K	-0.9970	-2.1914	-1.0903	-10.5926***	-10.5739***	-10.9851***
Z_D	-0.5794	-3.1815**	-3.5783**	-10.8598***	-10.8311***	-10.8178***
Z_N	-1.8289*	-0.5729	-3.4529*	-10.8267***	-11.1886***	-11.1305***
Z_E	1.1796	-0.6555	-1.9858	-9.0674***	-9.1747***	-9.0768***
Z_I	-1.3111	-1.5587	-3.4512*	-16.8405***	-17.1548***	-10.7267***

표 3.2. 일변량 검정(표본 B)

변수	Z			DZ		
	B	C	C/T	B	C	C/T
Z_K	0.5967	-1.0799	-1.7855	-15.1510***	-15.1648***	-15.1627***
Z_D	0.0552	-1.3955	-2.2745	-12.4949***	-12.4619***	-12.4498***
Z_N	0.0803	-1.4566	-1.9256	-13.0999***	-13.0657***	-13.0380***
Z_E	-0.7321	-7.6197***	-11.7205***	-31.9683***	-32.0098***	-31.8986***
Z_I	-1.1900	-2.1353	-5.2981***	-23.0067***	-23.1612***	-23.0983***

구조변화 전과 후 AIC와 SIC에 의해 1차 적분변수들 간 공적분 검정을 위한 시차는 1로 결정되며, 두 기간의 Johansen 공적분 검정은 각각 표 3.3 및 표 3.4와 같고 공적분 위수(rank)는 각각 1이 된다. 구조변화 전은 앞에서와 같이 시계열 내에 추세가 없고 공적분회귀식이 상수항을 갖지 않는 모형이 선택되며, 구조변화 이후에 대해서는 원계열에 추세가 존재하고 공적분회귀식이 상수항을 갖는 모형이 선택된다. 따라서 국내 주가에 정규화시킨 기간별 장기균형식은 각각 식 (3.1) 및 식 (3.2)와 같다.

$$Z_K = 0.1790Z_D + 0.0171Z_N - 2.2691Z_E - 126.5604Z_I - 5.8237t + 2638.5800, \quad (3.1)$$

(0.0708) (0.0338) (0.8739) (90.1564) (2.9013)

$$Z_K = -0.3381Z_D - 0.0880Z_N + 2.2725Z_E + 386.7964Z_I. \quad (3.2)$$

(0.5168) (0.0655) (1.0012) (178.6860)

구조변화 전과 후 주식시장 변동체계의 장기적 성향을 비교해 보면 식 (3.1)과 (3.2)에서 보듯이 국내 주식시장에 미치는 장기적 영향은 미국, 일본 주식시장의 영향과 환율, 금리의 영향이 두 기간 동안 반대

표 3.3. 다변량 검정(표본 A)

특성근	귀무가설	LR통계량	5%임계치	1%임계치
0.304	$H_0 : r = 0^{***}$	68.27	59.46	66.52
0.154	$H_0 : r \leq 1$	31.23	39.89	45.58
0.087	$H_0 : r \leq 2$	14.12	24.31	29.75

표 3.4. 다변량 검정(표본 B)

특성근	귀무가설	LR통계량	5%임계치	1%임계치
0.252	$H_0 : r = 0^{***}$	113.03	87.31	96.58
0.166	$H_0 : r \leq 1$	62.23	62.99	70.05
0.101	$H_0 : r \leq 2$	30.56	42.44	48.45

표 3.5. 주가의 장단기 동적 구조의 추정(표본 A)

	$DZ_{K,t}$	$DZ_{D,t}$	$DZ_{N,t}$	$DZ_{E,t}$	$DZ_{I,t}$
α	-0.0681 (-4.1817***)	-0.6665 (-5.1308***)	-0.4358 (-2.0502**)	0.0017 (0.3141)	0.0002 (1.2372)
$DZ_{K,t-1}$	-0.1654 (-1.4804)	-0.7173 (-0.8051)	0.0504 (0.0346)	0.0425 (1.0891)	0.0005 (0.3871)
$DZ_{D,t-1}$	0.0287 (2.4634**)	0.0160 (0.1730)	0.3898 (2.5613**)	-0.0072 (-1.7641*)	-9.9471 (-0.6736)
$DZ_{N,t-1}$	0.0151 (1.8210*)	0.0404 (0.6107)	-0.0433 (-0.3998)	-0.0045 (-1.5656)	-0.0002 (-0.1687)
$DZ_{E,t-1}$	0.0769 (0.2409)	-1.5116 (-0.5937)	3.7078 (0.8901)	0.1022 (0.9156)	0.0018 (0.4520)
$DZ_{I,t-1}$	-30.3390 (-3.8387***)	-299.5446 (-4.7546***)	-174.0638 (-1.6886*)	-0.3842 (-0.1390)	-0.3756 (-3.7560***)

로 나타난다. 그러나 식 (3.1)은 양국의 주가지수가 모두, 또 식 (3.2)는 일본 주가와 국내 금리가 유의하지 않은 것으로 추정된다. 따라서 연구기간 내내 환율과 국내 주가의 장기적 상관관계는 통계적으로 유의하게 나타난다. 외환위기 이후 한동안 국내 주식시장은 아시아 위기의 영향을 받지 않은 미국 및 일본의 주식시장과는 다른 형태의 변동을 겪었다. 이 시기 금리는 국내 금융시장 전반에 걸쳐 영향을 미친 중요한 변수였으나 2000년대 초반기 이후는 주식시장 변동에 별다른 영향을 미치지 못했던 현실이 그대로 반영된다.

구조변화 이전과 이후의 오차수정모형은 각각 표 3.5 및 표 3.6과 같다. 표 3.5를 보면 세 주가의 오차수정모형은 모두 통계적으로 유의하게 균형오차가 제거되면서 장기균형으로 접근함을 알 수 있다. 매 기간 국내 주가는 7%씩 오차가 수정되면서 가장 늦게, 반면 미국 주가는 67% 오차가 제거되면서 가장 빠르게 장기균형에 접근해 가는 것으로 추정되었다. 표 3.5에서 미국 주가는 국내 주가와 일본 주가에 양의 영향을 미치며, 일본 주가도 국내 주가에 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 국내 금리는 환율을 제외한 모든 변수에 음의 영향을 미치는 바 외환위기 이후 높아진 금리가 해외 자본을 유입시켜 미국과 일본의 주가에 역영향을 미친 것으로 사료된다. 표 3.6에서 세 주가의 오차수정모형은 통계적으로 유의하지 않으며, 환율의 균형오차가 매 기간 유의하게 제거되어 38%씩 장기균형에 접근해 가는 것으로 추정된다. 미국 주가는 여전히 한국과 일본 주가에 양의 영향을 미치지만 전반적으로 변수들 간의 관계는 구조변화 이전에 비해 단순화 된 것으로 나타난다.

구조변화 이전 각 변수들의 충격 기여도는 표 3.7과 같이 요약된다. 국내 주가의 경우 자체 설명력은 초

표 3.6. 주가의 장단기 동적 구조의 추정(표본 B)

	$DZ_{K,t}$	$DZ_{D,t}$	$DZ_{N,t}$	$DZ_{E,t}$	$DZ_{I,t}$
α	-0.0070 (-0.4634)	0.1007 (0.8976)	-0.0698 (-0.4470)	-0.3780 (-8.3380***)	-0.0001 (-0.6738)
$DZ_{K,t-1}$	-0.2501 (-2.7331***)	-1.6056 (-2.3811**)	-2.1069 (-2.2438**)	-0.0560 (-0.2058)	-0.0011 (-1.0773)
$DZ_{D,t-1}$	0.0388 (3.2929***)	0.1871 (2.1505**)	0.5411 (4.4662***)	-0.0478 (-1.3620)	0.0002 (1.5228)
$DZ_{N,t-1}$	-0.0041 (-0.4857)	-0.0382 (-0.6109)	-0.0361 (-0.4145)	0.0212 (0.8392)	0.0001 (0.9769)
$DZ_{E,t-1}$	0.0383 (1.4977)	-0.0944 (-0.5011)	0.1496 (0.5703)	-0.0737 (-0.9693)	0.0002 (0.8220)
$DZ_{I,t-1}$	7.0263 (1.1802)	0.1856 (0.0042)	-16.0620 (-0.2629)	14.5926 (0.8237)	-0.4117 (-5.8378***)
c	1.9169 (0.9445)	5.4882 (0.3670)	7.0544 (0.3387)	-1.5407 (-0.2551)	-0.0179 (-0.7461)

표 3.7. 변수의 상대적 비중(표본 A)

	기간	Z_K	Z_D	Z_N	Z_E	Z_I
Z_K	3	94.7471	0.5128	0.4724	0.8999	3.3675
	12	50.2258	11.7043	0.6263	5.8529	31.5904
Z_D	3	2.2436	91.6624	0.3433	0.1557	5.5948
	12	7.4364	48.3286	3.2190	2.8150	38.2007
Z_N	3	13.5249	0.5278	84.1781	1.1986	0.5703
	12	6.1925	3.2426	74.0053	4.6966	11.8628
Z_E	3	12.6670	6.5627	2.4529	78.2423	0.0749
	12	10.2206	5.6661	2.5421	80.0067	1.5643
Z_I	3	0.2785	0.3435	1.1149	1.5111	96.7517
	12	1.1818	1.7061	2.0439	1.3423	93.7258

기 95%에서 장기적으로 50%로 감소하는 반면 일본 주가를 제외한 다른 변수들의 영향이 시간이 가면서 급격히 상승하여 장기적으로 환율은 6%, 미국 주가는 12%, 국내 금리는 32%의 국내 주가변동을 설명하게 된다. 미국 주가의 경우 자체 설명력은 초기 92%에서 장기적으로 48%로 감소하며, 동시에 국내 금리의 상대적 중요도가 급등하여 높은 금리에 따른 국제 자본 유입의 장기적 영향을 보여준다. 일본 주가의 경우에도 국내 금리는 상대적 중요도가 높은 변수지만 국내 금리가 높아 자본 유출 가능성이 높았던 시기에도 한·미 양국의 주가와와는 달리 자체 설명력이 장기적으로 74%를 유지하는 것으로 나타나 이 기간에는 다른 나라들로부터 상대적으로 격리되어 있다는 Bessler와 Yang (2003)의 연구결과를 뒷받침한다.

표 3.8은 구조변화 이후에 대한 분석으로 국내 주가의 경우 단장기적으로 내생적 설명력이 93-95%가 유지되며, 미국 지수만이 장기적으로 6%의 설명력을 갖는다. 미국 주가의 경우에는 국내 주가의 설명력이, 또 일본 주가의 경우에는 국내 주가와 미국 주가의 설명력이 일정 부분을 차지하는 반면 각국의 주가변동에 대한 금리와 환율의 설명력은 매우 낮은 것으로 나타나 표 3.7과는 다른 패턴을 보인다.

구조변화 이전 3국의 주가지수는 각각 자체 설명력이 장기적으로 감소하지만 한국과 미국은 크게 감소하는 반면 일본은 소폭 감소하는데 그친다. 그러나 구조변화 이후에는 자체 설명력이 장기적으로 거의

표 3.8. 변수의 상대적 비중(표본 B)

	기간	Z_K	Z_D	Z_N	Z_E	Z_I
Z_K	3	94.7576	4.6802	0.0576	0.2466	0.2577
	12	93.2583	6.3424	0.1093	0.0833	0.2065
Z_D	3	10.3940	89.1164	0.1347	0.3525	0.0021
	12	8.2400	90.3539	0.1442	1.2556	0.0060
Z_N	3	16.2140	18.5756	65.1227	0.0457	0.0418
	12	14.1969	22.9073	62.8303	0.0120	0.0532
Z_E	3	1.8280	1.2464	0.8600	95.4112	0.6542
	12	6.1504	9.6643	1.0588	79.6815	3.4448
Z_I	3	1.8650	1.2219	1.2264	0.2432	95.4433
	12	1.6809	1.6195	1.5063	0.3116	94.8814

정체상태를 보여 모두 변화의 폭이 작다. 구조변화 전 환율의 경우 자체 설명력이 시간이 가면서 증가하고 장기적으로 80% 선을 유지하며, 국내 주가가 환율의 변동을 장기적으로 10%를 설명하는 것으로 계산되지만 장단기 변동폭은 작은 것으로 나타난다. 반면 구조변화 후 환율의 자체 설명력은 시간이 흐르며 감소하지만 장기적으로는 여전히 80%에 달하고 미국 주가의 설명력 비중이 10%를 차지하나 전과는 달리 장단기 변동폭이 확대되었다. 금리의 경우 구조변화 이전과 이후 자체 설명력은 시간이 가면서 약한 하락세를 보이는 가운데 장기적으로 94-95% 선을 유지함에 따라 장단기 변동폭은 작으며, 나머지 변수들의 설명력 비중은 약하면서 대체로 고르게 분포되는 것으로 나타난다.

두 기간의 특징을 비교해 보면 구조변화 이전에는 일본 주가를 제외한 모든 변수들이 장기적으로 국내 주가변동을 일정 부분 설명하며, 특히 금리의 상대적 중요도가 다른 변수들을 압도하여 미국 주가와 환율의 설명력을 초과한다. 따라서 이 시기 국내의 주가변동에 대한 분석에 국내 금리와 환율의 영향을 배제할 수 없음을 알 수 있다. 구조변화 이후에는 미국 주가만이 국내 주가변동에 대해 장단기적으로 다소의 설명력을 가질 뿐 금리, 환율, 일본 주가의 설명력은 약한 것으로 계산되어 구조변화 이전과는 대조를 보인다.

4. 결론

분석 결과 전체 연구기간 동안 국내 주가에 대해 모든 변수들이 장기적으로 유의한 영향을 미치며, 또 미국 지수, 환율, 금리는 단기적으로도 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 환율과 금리는 국내외 증시 변동체계의 분석에 중요한 변수 임이 입증되며, 이들을 제외하면 통계적 편의가 존재하게 되고 추정결과는 현실을 오도하게 된다. 구조변화 고려 시 변화 이전에는 국내 주가에 대해 환율과 금리가 장기적으로 유의한 영향을 미치며, 미·일의 주가와 금리가 단기적으로는 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 또한 금리와 환율은 국내 주가의 변동을 각각 장기적으로 32%와 6%씩 설명하는 것으로 계산된다. 그러나 구조변화 이후에는 국내 주가에 대해 장기적으로는 미국 주가와 환율이, 단기적으로는 미국의 주가만이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 미국 주가만이 국내 주가변동을 단장기적으로 일정 부분 설명하는 것으로 계산되어 미국 주식시장의 일관된 영향력이 반영된다. 따라서 경제 위기의 영향이 계속되는 기간과 그 이후 국내 주가변동의 성향이 다르며, 구조변화 시점을 전후로 주식 시장 변동체계의 당시 현실이 비교·파악된다.

외환위기 이후 국내 경영·경제 동향에 큰 영향을 미쳤던 변수는 금리였으나 급등했던 금리가 크게 하락하면서 2000년대 초반을 지나면서부터는 주식시장 변동체계에 영향을 미치지 못했다. 분석결과는 이러

한 현실을 뒷받침한다. 구조변화 이전 공적분회귀식에서 금리와 국내 주가는 장기적으로 유의한 관계에 있고, 오차수정모형에서 금리는 국내 주가에 유의한 영향을 미치는 것으로 추정된다. 분산분해는 국내 주가변동에서 금리의 비중이 장기적으로 초기의 10배나 급등하며, 각국 주가의 변동에 자체 설명력 다음으로 중요한 변수로 계산되는 등 일관된 결과를 보여준다. 반면 구조변화 이후는 장기균형식과 오차수정모형에서 금리는 통계적으로 유의하지 않으며, 분산분해 결과 설명력이 약한 것으로 나타나 이 시기 금리는 주가변동에 중요한 변수가 아니었음이 그대로 입증된다.

참고문헌

- 길재욱 (2003). 주가동조현상에 관한 연구, <재무관리연구>, **20**, 181-200.
- 김인무, 김찬웅 (2001). 한국, 일본, 미국 주식시장의 정보 전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로, <증권학회지>, **28**, 481-513.
- 노상윤 (2010). 주식시장의 수익률 전이로 살펴본 세계경제 동조화에 관한 실증연구, <응용통계연구>, **23**, 443-456.
- 이기성, 유재원 (2006). 외환위기 이후 국내의 금융시장의 상호연관성 분석, <금융학회지>, **11**, 159-183.
- 지청, 조담, 양채열 (2001). 우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향, <증권학회지>, **28**, 1-19.
- 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.
- Bazen, S. and Marimoutou, V. (2002). Looking for a needle in a haystack? A re-examination of the time series relationship between teenage employment and minimum wages in the United States, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **64**, 699-725.
- Bessler, D. A. and Yang, J. (2003). The structure of interdependence in international stock markets, *Journal of International Money and Finance*, **22**, 261-287.
- Francis, B. and Leachman, L. (1998). Superexogeneity and the dynamic linkages among international equity markets, *Journal of International Money and Finance*, **17**, 475-492.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 213-228.
- 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.
- Hendry, D. F. (1986). Econometric modeling with cointegrated variables: An overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 201-212.
- Ploberger, W. and Krämer, W. (1990). The local power of the CUSUM and CUSUM of squares tests, *Econometric Theory*, **6**, 335-347.
- Ploberger, W. and Krämer, W. (1992). The CUSUM test with OLS residuals, *Econometrica*, **60**, 271-285.
- 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.
- Taylor, M. P. and Tonks, I. (1989). The internationalization of stock markets and the abolition of UK exchange control, *Review of Economics and Statistics*, **71**, 332-336.

Impact of the Change in Market Conditions on a Test for Market Cointegration

Tae Ho Kim¹

¹Department of Information Statistics, Chungbuk University

(Received December 2010; accepted December 2010)

Abstract

Current series for testing stock market cointegrations tend to be restricted to analyzing the relations between stock market prices and may not be able to understand the whole picture of the variations in the stock market system. The nature of the variations in the stock prices, between the countries that experienced economic crisis and those did not, are different for a certain period of time, and accordingly excluding the potentially important variables in the stock market system causes statistical bias. This study considers domestic foreign exchange markets and financial markets in testing for the cointegrating relations of the stock prices in Korea and major investing countries. The results demonstrate the possibility of specification errors unless those markets are included in the statistical modeling process.

Keywords: Stochastic trend, error structure, recursive residual.

¹Professor, Department of Information statistics, Chungbuk National University, 410 Sungbong-Ro, Heungduk-Gu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr