

시장간 단기적 불균형 관계에 따른 균형오차의 추정*

김태호¹⁾

요약

본 연구는 통상적인 일일자료 대신 주간자료를 사용하여 구제금융시대 전후 한국과 미국의 주식시장 동조화 논란에 대해 통계적으로 검정해 보았다. 특히 양국의 주간간에 장기적 균형관계가 존재할 때 단기적 불균형에서 장기균형으로 복귀하는 성향에 대해 기간별로 어떤 차이점이 있는가를 추정하였다. 양국의 개별 주간간 장기적 균형관계는 구제금융기간이 시작되면서 뚜렷해지고 그 이후는 더욱 다양해지는 것으로 나타났다. 특히 구제금융기간이 끝나기 전까지는 단기간의 불균형이 해소되는 속도가 느렸지만 기간 종료 이후는 장기균형이 빠르게 회복된다는 사실이 일관성있게 추정되고 있다.

주요용어: 주간자료, 균형오차, 동조화 현상.

1. 서론

세계 주요 주식시장간에는 동조화 현상이 존재하며, 한국도 IMF 구제금융체제 중인 1998년 이후 미국 주가와와의 동조화 현상이 본격적으로 나타나기 시작한 것으로 알려져 있다. 이러한 현상의 근본원인은 1980년대 이후 세계 자본시장의 자유화 및 규제완화로 인해 국가간 자본이동의 장벽 제거와 기관투자의 급성장에 따른 해외투자의 급격한 증가에 기인한다. 외국인의 국내 상장주식에 대한 직접투자는 1992년 1월부터 발행주식의 10% 내에서 허용되었고, 이후 투자한도가 단계적으로 확대되어 외환위기 발생 직후인 1997년 12월에는 55%로, 또 1998년 5월에는 한전, 포철 등과 같은 공공법인을 제외하고는 한도 자체가 폐지되었다. 따라서 한국과 미국의 증시간 동조화 현상은 과거에 비해 확대될 가능성이 있다고 유추할 수 있다.

급락했던 국내 주가는 외국인들의 시장 참여로 1999년부터 본격적으로 상승하게 되었으며, 2000년대 들어 외국인 보유 주식의 비중은 꾸준히 증가했다. 지표로 보면 외국인 투자자들은 국내 여건보다 미국 증시의 움직임에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타난다. 이에 따라 업종별, 종목별로도 동조화 현상이 나타나 미국 증시의 국내 증시에 대한 영향 증대가 기정사실로 받아들여진다.

한편 미국 증시의 변동이 국내 증시에 일시적으로 영향은 줄 수 있지만 중장기적으로 큰 영향은 주지 못한다는 지적도 있다. 국내 경제의 대미 수출의존도는 과거에 비해 축소됐고, 국내 증시의 가치는 세계시장과 비교할 때 여전히 절반 수준에 불과하며, 국내 증시

* 이 논문은 2007년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

1) (361-763) 충북 청주시 흥덕구 개신동 12, 충북대학교 정보통계학과, 교수.

E-mail : thkim@chungbuk.ac.kr

의 우량기업들은 외환위기 이후 실적 호전 추세를 유지하고 있기 때문이라는 것이다. 이는 그간 받아들여졌던 한미 증시의 동조화에 반하는 논리이다. 본 연구에서는 구제금융시대를 전후해 국내 증시와 미국 증시 동조화 가능성 및 그 특징을 분석해 보고자 한다.

2. 분석 방향

주식시장의 동조화에 대한 연구로 장호윤 (1996)은 VAR을 이용하여 한미 양국의 증권시장에 상장된 한국전력과 포항제철의 주가에 한국 증시로부터 미국 증시로의 정보전달효과가 존재함을 발견하였다. 유태우와 김춘호 (1997)는 종합주가지수 수익률은 미국의 S&P500지수 수익률과 일본 니케이지수 수익률의 변동에 의해 유의하게 설명됨을 보였고, 김인무와 김찬웅 (2001)은 나스닥지수 수익률의 변동이 코스닥과 일본의 자스닥지수 수익률의 변동을 예측하며 나스닥지수 수익률이 코스닥지수 수익률에 미치는 영향력이 점차 강해짐을 보여 주었다. 김태혁과 강석규 (2002)는 VAR모형과 AR(1)-GARCH(1,1)모형을 이용하여 나스닥시장이 국내 증시의 가격 변동성에 영향을 미치는 것을 보였으며, 조담과 Bauer (2002)는 미국 S&P500지수의 아시아 신흥시장으로의 정보전이효과를 관찰하였다. 장국현 (2002)은 종합주가지수, S&P500, 나스닥 그리고 니케이지수의 시간가변적 상관관계를 산출한 결과 한·미·일간 전반적인 동조화 현상이 외환위기 이후 급격히 증가했으며, 한국 증시에 들어오는 외국인의 자금유입이 주요 원인임을 발견하였다.

양국 증시간의 동조화 관계를 분석하기 위해 국내 주가지수로는 종합주가지수와 코스닥지수, 이에 대응하는 미국 주가지수로 다우존스지수와 나스닥지수를 사용하며, 자료는 증권거래소와 코스닥증권시장 등을 통해 수집되었다. 연구기간은 구제금융 발생 이전 1년인 1996년 11월부터 1997년 10월까지, 구제금융체제 하에 있었던 1997년 11월부터 2001년 8월까지 그리고 구제금융체제를 공식적으로 벗어난 2001년 9월부터 당시의 정권 교체기인 2003년 2월까지의 세 기간을 대상으로 한다. 첫 기간은 구제금융 발생 이전 1년으로 코스닥시장 개장 직후에 해당하는 시기이며, 둘째 기간은 공식적인 구제금융체제기이다. 셋째 기간은 구제금융시대가 공식적으로 끝나고 당시의 업무를 수행하던 정권이 끝날 때까지의 1년여에 해당한다. 따라서 구제금융시대를 중심으로 직전과 직후 대략 1년씩의 기간을 지나면서 어떠한 변천과정을 거쳤는가 그 차이점을 분석한다. 공휴일과 연말연시 또 9.11사태 등 여러 요인으로 인해 미국과 우리의 증시 개장일에 차이가 있으므로 분석 각도를 달리 하기 위해 일자료를 주간 평균으로 계산하여 사용하였다.

주식시장은 단기변동 시장으로 구분되므로 통상적인 일자료를 사용한 선행연구들과 주간자료를 사용한 본 연구의 분석결과는 여러 관점에서 차이가 날 수 있을 것이다. 국내 증시의 분석에 주간자료를 사용한 연구는 없으며, 이 경우 양국의 증시 개장일이 일치되지 않는 데서 오는 선행연구들의 문제점을 극복할 수 있다. 또한 주식시장의 일간 파동 및 단기 급변에 의한 시장 왜곡과 편위의 영향을 최소화 할 수 있고 증시 변동의 장기 성향을 파악할 수 있다는 이점이 있다. 지칭 등 (2001)는 한미 주가가 서로 다른 시간 대에 결정되므로 분석의 정확성을 위해 종합주가지수의 일간 수익률을 밤수익률과 낮수익률로 구분하여 미국 S&P500의 변동이 이 두 가지 수익률에 미친 영향을 추정하였다. 단순한 형태의 회귀분

석과 조건부 빈도분석을 적용한 결과 외환위기 이후 우리 주가는 밤수익률과 낮수익률이 모두 미국 주가변동에 유의하게 반응한다고 결론지었다.

양국의 일일 종가는 다른 시점에 결정되지만 주평균자료를 사용하면 양국의 주가 동향이 같은 단위시간 내에 결정되므로 자료 왜곡현상이 없다. 또 이들의 관계는 통상적인 일간변동보다는 상대적으로 긴 단위시간 동안의 변동에 대한 분석이 장기간 동향을 파악하는데 더 적절할 것으로 사료된다. 본 연구에서는 양국 증시 전체보다는 다른 변수의 영향을 최대한 배제할 목적으로 양국의 각 상대 주가간의 관계에 집중하여 장단기적 역학구도를 식별해 보고자 한다. 특히 양국의 각 주가 사이에 장기적 균형관계가 존재할 때 단기적 불균형에서 장기균형으로의 복귀 패턴이나 특징에 대해서는 아직 연구된 바 없다. 이에 따라 구제금융체제 기간을 중심으로 이전과 이후의 세 기간에 대해 장기균형의 회복 성향을 추정하여 비교·분석한다.

3. 실증분석

먼저 수준변수를 사용하여 전통적인 Granger 인과관계 검정법을 적용시켜 보기로 한다. Granger 인과관계 검정은 각 변수들을 예측하는데 적절한 정보는 이 변수들의 시계열자료에 모두 포함되어 있다고 가정하며, 아래 한 쌍의 회귀방정식을 추정한다.

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + u_{1t}, \quad (3.1)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + u_{2t}, \quad (3.2)$$

오차항 u_1 과 u_2 는 서로 상관관계가 없다고 가정하며, 식 (3.1)에서 $\sum \alpha_i \neq 0$ 이고, 식 (3.2)에서 $\sum \delta_j = 0$ 이면 $X \rightarrow Y$ 의 단방향 인과관계가 성립된다. 반대로 식 (3.1)에서 $\sum \alpha_i = 0$ 이고, 식 (3.2)에서 $\sum \delta_j \neq 0$ 이면 $Y \rightarrow X$ 의 단방향 인과관계가 성립된다. 그러나 두 회귀방정식에서 X 와 Y 의 모든 계수가 통계적으로 유의하게 0이 아니면 양방향 인과관계가 성립한다. 구제금융체제 이전의 Granger 인과관계 검정결과는 표 3.1과 같다.

K_1 과 K_2 는 한국의 주가지수로 각각 종합주가지수와 코스닥지수이며, U_1 과 U_2 는 미국의 주가지수로 각각 다우존스와 나스닥지수이다. 본 연구에서 *, **, ***는 각각 $\alpha = 0.10, 0.05, 0.01$ 에서 통계적으로 유의함을 말하며, ()안은 특별한 언급이 없는 한 p 값을 나타낸다. 표 3.1을 보면 5% 내의 유의수준에서는 어느 주가지수 사이에도 통계적으로 유의한 인과관계가 성립되지 않으며, 다만 10% 유의수준에서 늦은 시차의 약한 인과관계가 보인다.

구제금융체제 기간부터 통계적으로 유의한 인과관계만 보면 표 3.2에서 보듯이 나스닥에서 코스닥으로 여러 기간에 걸쳐 강한 인과관계가 지속적으로 유지되는 것으로 나타나며, 체제 이전에서와 같이 나스닥이 종합주가지수에 여전히 약한 영향을 미친다.

구제금융체제 이후의 기간은 표 3.3에서 보듯이 다우존스지수가 종합주가지수에 대해 약한 선형관계에 있는 것으로 나타나며, 그 외의 지수간에는 인과관계가 발견되지 않는다.

표 3.1: 체제 이전

	시 차				시 차		
	1	3	5		1	3	5
$K_1 \rightarrow U_1$	1.1107 (0.3439)	2.0259 (0.1275)	1.0734 (0.4546)	$K_1 \rightarrow U_2$	1.4308 (0.2567)	2.2984* (0.0927)	2.1803 (0.1335)
$K_1 \leftarrow U_1$	0.4558 (0.6387)	0.5462 (0.7037)	0.2305 (0.9747)	$K_1 \leftarrow U_2$	0.3936 (0.6784)	1.4202 (0.2619)	2.7958* (0.0734)
$K_2 \rightarrow U_1$	0.9293 (0.4070)	2.8132* (0.0515)	2.5707* (0.0907)	$K_2 \rightarrow U_2$	1.4047 (0.2628)	2.6078* (0.0650)	1.7001 (0.2227)
$K_2 \leftarrow U_1$	0.1122 (0.8943)	0.4530 (0.7690)	0.3423 (0.9270)	$K_2 \leftarrow U_2$	0.8362 (0.4443)	1.4430 (0.2549)	0.3319 (0.9324)

표 3.2: 체제 기간

	시 차				시 차		
	1	3	5		1	3	5
$K_2 \leftarrow U_2$	7.5583*** (0.0007)	4.6339*** (0.0014)	2.6501*** (0.0090)	$K_1 \leftarrow U_2$	2.6230* (0.0751)	1.8717 (0.1171)	1.7267* (0.0950)

표 3.3: 체제 이후

	시 차		
	1	3	5
$K_1 \leftarrow U_1$	3.0070* (0.0662)	2.1169 (0.1146)	1.8950 (0.1800)

또한 앞의 두 기간에 비해 지수간 인과관계는 약화되었음을 알 수 있다.

인과관계 검정결과를 종합해 보면 구제금융체제 동안 코스닥과 나스닥간의 관계를 제외하고는 한미 주가 동조화의 근거가 뚜렷하지 않다. 더구나 인과관계의 강약에 관계없이 구제금융 이전기간에 비해 갈수록 주간 인과관계는 감소하는 것으로 나타나 그간의 주가동조화설에 배치된다. 단기변동이 강한 증시에서 일일변동에 비해 주간변동같은 장기 인과관계는 유의하게 나타나지 않을 수 있고, 특히 변동이 심한 일자료 대신 주간 평균값을 사용함으로써 자료가 평활되었기 때문으로 분석된다.

지금까지는 자료가 정상적이라는 가정 하에서 인과관계를 검정해 보았다. 자료의 정상성이 유지되지 않으면 어느 시점에 가해진 일시적 충격이 계속해서 미래값에 영향을 미치게 되어 올바른 추정값을 구할 수 없고, 시계열간에 가성회귀 현상이 나타날 수 있으므로 자료의 정상성을 판별하기 위해 단위근검정을 실시한다. Dickey와 Fuller (1979)는 시계열이 AR(1)과정을 따르고 모형의 오차항이 백색잡음이라고 가정한 단위근 검정법을 개발했으나 후에 오차항의 자기상관 가능성을 고려해 AR(p)과정을 따른다고 완화된 검정으로 수정·보완되었다.

검정은 세 가지 귀무가설 하에 변수가 임의보행인 경우 (A)를 기준으로, 상수를 가진 임의보행인 경우 (B)와 확률추세 주변에서 상수를 가진 임의보행인 경우 (C)의 세 가지 다른

표 3.4: 체제 이전

	수준 자료			차분 자료		
	A	B	C	A	B	C
K_1	-1.2253 (0.2291)	1.7655* (0.0870)	1.4936 (0.1454)	-2.6732*** (0.0117)	-2.7739*** (0.0093)	-4.2299*** (0.0002)
K_2	0.3094 (0.7590)	-1.4723 (0.1507)	1.0045 (0.3229)	-3.2443*** (0.0028)	-3.2065*** (0.0031)	-4.3218*** (0.0002)
U_1	0.4154 (0.6805)	-1.2462 (0.2217)	-0.1292 (0.8980)	-3.2793*** (0.0025)	-3.1635*** (0.0035)	-3.2689*** (0.0027)
U_2	1.1963 (0.2401)	-0.7640 (0.4505)	-1.4434 (0.1588)	-3.1311*** (0.0037)	-3.1502*** (0.0036)	-2.9993*** (0.0054)

표 3.5: 체제 기간

	수준 자료			차분 자료		
	A	B	C	A	B	C
K_1	-0.3719 (0.7103)	-1.0919 (0.2762)	-0.8632 (0.3890)	-11.8409*** (0.0000)	-11.8112*** (0.0000)	-11.8210*** (0.0000)
K_2	-0.8476 (0.3976)	-0.9449 (0.3459)	-0.9258 (0.3557)	-11.2469*** (0.0000)	-11.2297*** (0.0000)	-11.2249*** (0.0000)
U_1	0.1177 (0.9064)	-1.9720* (0.0500)	-0.6986 (0.4856)	-11.9637*** (0.0000)	-11.9415*** (0.0000)	-12.1491*** (0.0000)
U_2	-0.3498 (0.7269)	-0.8445 (0.3994)	0.0437 (0.9652)	-10.9334*** (0.0000)	-10.9062*** (0.0000)	-11.1058*** (0.0000)

표 3.6: 체제 이후

	수준 자료			차분 자료		
	A	B	C	A	B	C
K_1	2.0776 (0.0456)	-1.8172* (0.0786)	-0.9788 (0.3357)	-4.9060*** (0.0000)	-5.6527*** (0.0000)	-6.0939*** (0.0000)
K_2	0.9461 (0.3510)	-2.3207** (0.0268)	-1.1886 (0.2436)	-4.3607*** (0.0000)	-4.4113*** (0.0000)	-4.7430*** (0.0000)
U_1	0.8300 (0.4125)	-2.6331** (0.0129)	-1.9450* (0.0608)	-5.1563*** (0.0000)	-5.1282*** (0.0000)	-5.3591*** (0.0000)
U_2	0.1149 (0.9092)	-1.8241* (0.0775)	-2.5583** (0.0156)	-5.3402*** (0.0000)	-5.2400*** (0.0000)	-5.9200*** (0.0000)

형으로 추정된다. 각 경우 귀무가설은 시차변수의 추정계수가 0으로 단위근이 존재한다는 것인 반면 대립가설은 추정계수가 음수로 시계열이 정상성을 갖는다는 것이다. 귀무가설이 기각된다면 변수가 임의보행인 경우 평균 0을 갖는 정상시계열이고, 변수가 상수를 가진 임의보행인 경우 평균이 0이 아닌 정상시계열이며, 마지막 경우 변수는 결정추세 주변의 정상시계열이다. 각 기간에 대한 검정결과는 표 3.4, 3.5, 3.6과 같다.

검정 결과 대부분의 수준변수에는 정상성이 존재하지 않지만 1차 차분변수의 자료는 거

표 3.7: 장기균형관계

종속변수	독립변수	체제 이전	체제 기간	체제 이후
K_1	U_1	1.6344 (0.1117)	-2.3588** (0.0193)	-1.6598 (0.1064)
U_1	K_1	-1.2259 (0.2289)	-2.9036*** (0.0041)	-2.5673** (0.0150)
K_1	U_2	1.2008 (0.2384)	-1.6105 (0.1088)	-1.8987* (0.0664)
U_2	K_1	-1.0411 (0.3054)	-1.4519 (0.1481)	-1.9178* (0.0638)
K_2	U_1	-1.7893** (0.0288)	-1.7244* (0.0862)	-2.5532** (0.0155)
U_1	K_2	-1.6502 (0.1084)	-2.5251** (0.0123)	-2.9400*** (0.0600)
K_2	U_2	-0.8955 (0.3770)	-1.8659* (0.0635)	-1.8510* (0.0731)
U_2	K_2	-0.2132 (0.8325)	-1.8516* (0.0656)	-1.4576 (0.1544)

의 모두 1% 유의수준에서 정상성을 회복함을 알 수 있다. Dickey-Fuller 류의 검정은 단위근이 존재하지 않을 때도 단위근이 존재하는 것으로 판별되어 종종 검정력에 문제가 있는 것으로 알려져 있다. 검정력은 자료의 기간이 길수록 강하고, 시계열에 구조변화가 있을 때 이를 감지 못 할 수 있다. 특히 한 개의 단위근만을 가정하므로 주어진 자료를 $I(1)$ 으로 가정하게 된다. 그러나 $I(2)$ 처럼 더 고차 적분된 경우는 또다른 단위근이 존재할 수 있다. 이 경우 Dickey-Pantula (Dickey와 Pantula, 1987) 검정을 사용해야 한다.

차분자료에는 원자료에 내재하고 있는 장기적 특성이 없으므로 공적분검정을 실시하여 변수들간 공적분관계가 판별되면 오차수정모형(ECM)을 적용하여 분석한다. 개별 변수들이 단위근을 갖더라도 이들의 확률적 추세가 공통적이면 수준변수들 사이에 공적분관계가 존재한다. 단위근이 존재하는 변수들간 공통확률추세의 존재 여부를 결정하기 위해서는 Engle과 Granger (1987)의 2단계 잔차준거 공적분검정이나 또는 위수검정 및 정규상관계수를 사용하여 최우추정법을 적용하는 Johansen과 Juselius (1990)와 Johansen (1991) 공적분검정이 주로 사용된다 (Maddala와 Kim, 1998). 본 연구에서는 최근 널리 적용되는 Johansen검정 대신 원래의 Engle-Granger검정을 사용하기로 하며, 한 주가에 대한 상대 주가의 회귀, 또는 그 반대 회귀로부터 얻은 잔차항의 단위근 여부를 검정하는 것이다. $I(1)$ 변수들간 공적분회귀식의 잔차가 $I(0)$ 이라면 각각의 $I(1)$ 변수들은 공통확률추세를 갖게 되고 이들의 선형결합은 $I(0)$ 이 되며, 이 경우 전통적 회귀분석법이 비정상 시계열자료에도 적용될 수 있다. 공적분검정은 가성회귀현상을 피하고자 하는 선행검정으로 생각할 수 있다 (Granger, 1986).

주가지수간 공적분검정 결과는 표 3.7과 같다. 검정결과를 보면 유의수준별로 다소 상이한 결과가 나타난다. 규제금융 이전 기간에는 유의수준 1%를 적용시키면 각 주가 간에 공적분관계가 없는 것으로 나타난다. 특정 주가간에 공적분관계가 성립되지 않는다면 이

들간의 어떠한 선형관계와 잔차항도 정상성을 갖지 못한다. 5% 유의수준을 적용시키면 코스닥이 종속변수인 식에서 코스닥과 다우존스지수간에 공적분관계가 존재하는 것으로 나타난다. 반대로 다우존스가 종속변수일 때는 두 지수 사이에 약 10% 유의수준에서 역시 공적분관계가 존재한다. 그 외 다른 주가 사이에는 10% 유의수준에서도 공적분관계가 존재하지 않는다. 따라서 구제금융체제 이전 기간에는 초창기의 코스닥지수와 다우존스지수간에만 장기균형관계가 존재했다는 것을 알 수 있다.

구제금융시대에는 종합주가지수와 나스닥지수 사이에만 공적분이 성립되지 않을 뿐 종합주가지수와 다우존스, 코스닥과 다우존스, 코스닥과 나스닥 사이에는 유의수준 최소 10%에서 공적분관계가 성립되는 검정결과가 나왔다. 특히 이 시기 양국의 표준 주가지수인 종합주가지수와 다우존스지수간에 가장 강한 공적분관계가 성립되는 것으로 나타났다. 구제금융체제 이후에는 더 다양하게 양국의 주가 지수간에 최소 10% 유의수준에서 공적분관계가 존재한다. 유의수준을 보수적으로 잡아도 구제금융시대가 시작하면서부터 양국 증시간 공적분관계가 본격적으로 성립되기 시작했다고 볼 수 있다.

두 변수간 공적분관계의 성립은 이들간에 장기적 균형관계가 존재한다는 뜻이지만 단기간에는 불균형관계가 존재할 수 있다. 따라서 공적분회귀식 오차항은 균형오차로 간주하여 종속변수의 단기적 변동을 장기값에 대해 연관시키는데 사용된다. Granger 대표정리에 따르면 두 변수 X 와 Y 가 공적분되어 있다면 이들의 관계는 ECM으로 표현될 수 있다. 아래와 같이 기본형의 공적분회귀식을 고려해 보자.

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + u_t, \tag{3.3}$$

모형 (3.3)은 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$u_t = Y_t - \beta_1 - \beta_2 X_t, \tag{3.4}$$

X_t 와 Y_t 는 모두 $I(1)$ 이나 확률추세를 가지므로 선형결합은 $I(0)$ 이고, u_t 도 $I(0)$ 이다. 이때 ECM은 아래와 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{3.5}$$

ε_t 는 오차항이고 u_{t-1} 은 공적분회귀식 (3.3)에서 균형오차의 시차값으로 다음과 같다.

$$u_{t-1} = Y_{t-1} - \beta_1 - \beta_2 X_{t-1}. \tag{3.6}$$

ECM은 $I(1)$ 변수들이 공적분을 가질 때 유용하게 적용될 수 있으며, 수준변수와 차분변수를 한 모형 내에 포함하여 변수들의 장기적인 관계를 도입함으로써 수준치가 주는 정보도 잃지 않게 된다.

만약 균형오차항이 0이 아니라면 모형은 균형점을 벗어나 있다. 통계적으로 균형오차항은 0으로 Y 가 X 의 변화에 같은 기간 적응한다는 것을 의미한다. 실제 사용시 식 (3.6)의 u_{t-1} 은 $\hat{u}_{t-1} = (Y_t - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_t)$ 로 추정한다. 공적분의 개념은 ECM의 이론적 토대이지만 다양한 계층의 모형 검정에 대해 임계값, 소표본문제 등이 알려져 있지 않기 때문에 실제 사용하는 데는 아직 많은 문제점들이 있다 (Hall, 1986; Gujarati, 2003). Engle-Granger 공

표 3.8: ECM(양방향) 추정 결과

		$\Delta K_1 \leftrightarrow \Delta U_1$			
		b_1	$-0.0200(-1.1879)$	b_2	$-0.0591(-2.7425)^{***}$
체제 기간	γ_1	$0.0257(2.4499)^{**}$	λ_1	$-0.2034(-0.4091)$	
	γ_2	$-0.0122(-1.0876)$	λ_2	$0.7571(1.5360)$	
		$\Delta K_2 \leftrightarrow \Delta U_1$			
		b_1	$-0.2593(-1.7527)^*$	b_2	$-0.4190(-1.9005)^*$
체제 이후	γ_1	$0.0027(0.6270)$	λ_1	$-18.3120(-1.5294)$	
	γ_2	$0.0023(0.5741)$	λ_2	$-11.4559(-1.0632)$	

적분관계의 성립에 따른 ECM의 기본형은 식 (3.5)와 같지만 시차가 포함된 ECM의 일반형은 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta Y_t = a_1 + b_1 u_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{y,t}, \quad (3.7)$$

$$\Delta X_t = a_2 + b_2 u_{t-1} + \sum \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \sum \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{x,t}. \quad (3.8)$$

최소 5% 유의수준에서 양방향 공적분관계가 성립되는 경우부터 보면 표 3.8에서 체제기간 동안 종합주가지수와 다우존스지수간 ECM은 단기효과를 나타내는 시차계수 γ_i 와 λ_i 가 $i = 1, 2$ 에서 ()안의 t 값에서 보듯이 대부분 유의하지 않은 것으로 나타난다. γ_1 값만이 5% 수준에서 통계적으로 유의하여 다우존스지수의 단기변화는 종합주가지수의 단기변화에 양의 선도효과가 있는 것으로 나타났다. 장기적 불균형 조정관계를 보여주는 균형오차항의 계수는 종합주가지수가 종속변수인 식에서는 통계적 유의성이 없다. 통계적으로 균형오차항은 0으로 균형점을 거의 벗어나지 않아 종속변수가 독립변수의 변화에 같은 기간 적응한다는 것을 의미한다. 그러나 다우존스지수가 종속변수인 식에서는 이러한 오차수정계수가 유의수준 1%에서 유의하지만 장기균형으로 복원되는 속도는 느린 것으로 추정되었다.

구제금융체제 이후 코스닥지수와 다우존스지수간의 두 ECM을 보면 장기균형관계의 단기적 이탈에서 균형이 복원되는 속도가 앞의 구제금융기간 동안 종합주가지수와 다우존스지수간의 경우에 비해 상당히 빠른 것으로 추정되었다. 다우존스지수의 단기변화가 코스닥지수의 단기변화에 영향을 미치는 공적분회귀식의 경우를 보면 지난 기간 두 변수간 편차의 26% 정도가 이번 기간에 제거된다. 반대의 경우 장기균형이 회복되는 속도는 더 빨라 두 기간 반 이내에 불균형이 해소되는 것으로 나타난다.

5% 유의수준에서 단방향 공적분관계가 존재하는 경우의 ECM 추정결과는 표 3.9와 같다. t 값을 보면 오차수정계수들은 모두 통계적으로 유의하지만 구제금융체제를 벗어날 때까지는 장기균형을 회복하는 속도가 느린 것으로 추정되었다. 체제 이후는 단기 불균형의 해소 속도가 빨라져 종합주가지수와 다우존스지수간의 관계에서 보듯이 세 기간 이내 장기균형으로 복귀하는 것으로 나타났다. 표 3.8과 표 3.9의 추정결과에서 장기균형이 회복되는 성향은 구제금융이 끝나면서 달라진다는 사실을 알 수 있다.

오차수정계수는 통계적으로 유의하게 추정되는데 이는 전번 기간에 발생한 불균형이 균형점을 찾아가는 조정과정에 있음을 반영하고 있다고 해석할 수 있다. 일시적 이탈에서

표 3.9: ECM(단방향) 추정결과

체제 이전		체제 기간		체제 이후	
$\Delta K_2 \leftarrow \Delta U_1$		$\Delta K_2 \rightarrow \Delta U_1$		$\Delta K_1 \rightarrow \Delta U_1$	
b_1	-0.0318** (-2.4084)	b_2	-0.0400** (-2.4586)	b_2	-0.3524* (-1.8553)
γ_1	1.0805 (1.1820)	λ_1	0.0560 (0.0349)	λ_1	-1.4914 (-1.1479)
γ_2	1.1576 (1.2920)	λ_2	1.9230 (1.2004)	λ_2	-0.0400 (-0.0303)

장기균형으로 조정되는 속도는 구제금융시대가 공식적으로 끝나기 전까지는 빨라야 6% 이내에 불과해 양국의 주가간 단기적 불균형은 장기간에 걸쳐서 누적적으로 서서히 조정되고 있다고 볼 수 있다. 반면 구제금융기 이후는 26%에서 42% 정도 전변 기간의 단기 불균형이 이번 기간에 제거되는 것으로 추정되어 장기균형이 회복되는 속도는 앞의 두 기간에 비해 현저히 빨라졌다.

표 3.8과 표 3.9의 각 ECM 추정결과는 양국 주가가 장기균형에서 이탈 후 복귀하는 패턴이 구제금융체제가 끝나기 이전과 이후가 다르다는 것을 일관성있게 보여준다. 구제금융체제 기간이나 그 이전과는 달리 기업의 구조조정이 진척되고 재무상태가 개선됨과 동시에 경기상황이 호전되면서 개개 국내 주가와 미국 주가의 장기적 균형관계는 결속되는 성향을 보여 단기적으로 균형상태에서 이탈해도 가까운 시일 안에 장기균형이 회복됨을 한결같이 보여준다. 무엇보다도 오차수정계수들은 통계적으로 유의한 음수로 나타나 추정이 옳게 되었음을 보여주며 편차가 계속 감소함을 시사한다. 한편 주간자료를 사용하면 일자료와는 달리 시차변수들은 추정계수가 통계적으로 유의하지 않아 단기적 인과관계는 선명히 잡아내기 못하지만 장기적인 균형관계는 그대로 보여준다. 미국 주가지수들이 국내 지수들보다 훨씬 크므로 국내 지수로 미국 지수를 설명하는 경우 계수값이 크게 나타나고, 반대의 경우는 작게 나타나는 현실을 추정결과는 일률적으로 반영하고 있다.

4. 결론

구제금융체제 이후 미국 주가변동을 이용해 국내 주가변동을 예측할 수 있다고 널리 인식되어 왔다. 그러나 이는 단기변동 시장인 증시의 일일변동 자료를 사용하여 검토한 것이지 일정 단위기간 동안의 변동을 대변하는 장기자료를 사용할 때도 같은 결과가 나오는지는 연구된 바 없다. 특히 한국과 미국의 개별 주가지수간에 공적분관계가 성립할 때 단기간의 균형 이탈시 장기균형이 회복되는 패턴이나 특징에 대해서도 연구된 바 없다. 본 연구는 주평균자료를 사용하여 일자료를 이용한 연구들과 일치된 결과가 나오는가 구제금융기간을 중심으로 그 이전 및 이후 세 기간에 대해 검정해 보았으며, 또 오차수정모형을 이용해 단기적 불균형에서 장기균형이 복구되는 성향을 추정해 기간별 차이점을 비교·분석하였다.

주간자료를 사용하면 동태적 일일변동이 반영되지 않아 일자료 사용 시와는 달리 단기

적 인과관계는 통계적으로 유의하게 나타나지 않는다. 그러나 구제금융 때부터 본격적으로 성립되는 한미 양국의 개별 주가간 장기균형관계는 갈수록 다양하게 성립되는 것으로 밝혀졌다. 또한 구제금융기간이 끝나기 전까지는 단기적 불균형이 해소되는 속도가 느렸으나 기간 종료 이후에는 장기균형관계가 복구되는 속도가 현저히 빨라졌다는 사실이 일관성있게 추정되고 있다.

참고문헌

- 김인무, 김찬웅 (2001). 한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소 시장을 중심으로, <증권학회지>, **28**, 481-513.
- 김태혁, 강석규 (2002). 나스닥증권시장이 한국증시의 가격변동성에 미치는 영향, <증권학회지>, **30**, 366-389.
- 유태우, 김춘호 (1997). 미·일 주가의 한국주가에 미치는 영향에 대한 실증분석, <증권·금융연구>, **3**, 1-20.
- 장국현 (2002). 주식시장 종조화와 다운사이드 리스크, <재무연구>, **15**, 189-216.
- 장호운 (1996). 한국 주식의 New York증시 상장과 주가가격 정보의 이전, <증권·금융연구>, **2**, 105-131.
- 조담, Bauer, R. J. (2002). 미국 주가변동에 대한 아시아 신흥시장의 주가반응에 관한 실증적 연구, <재무관리연구>, **19**, 135-158.
- 지칭, 조담, 양채열 (2001). 우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향, <증권학회지>, **28**, 1-19.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 427-431.
- Dickey, D. A. and Pantula, S. G. (1987). Determining the order of differencing in autoregressive processes, *Journal of Business & Economic Statistics*, **5**, 455-461.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, **55**, 251-276.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of co-integrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 213-228.
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic Econometrics*, McGraw Hill Companies, New York.
- Hall, S. G. (1986). An application of the Granger and Engle two-step estimation procedure to the United Kingdom aggregate wage data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 229-239.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, **59**, 1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169-210.
- Maddala, G. S. and Kim, I. M. (1998). Unit roots, cointegration and structural change, Cambridge University Press, Cambridge.

An Estimation of the Equilibrium Error by the Short Term Disequilibrium Relations between the Markets*

Tae Ho Kim¹⁾

ABSTRACT

This study attempts to perform the statistical tests for the comovement of the stock prices between Korea and U.S. by using the weekly data instead of the usual daily data. The restoring pattern, from the short-run disequilibrium to the long-run equilibrium point, is also carefully estimated if the long-run relationships exist between the stock prices. The cointegrating relations between the stock prices appear to begin to hold during the period of the financial crisis. It is found to be consistently estimated that the equilibrium error is slowly eliminated till the end of the financial crisis, while quickly removed after the period.

Keywords: Weekly data, equilibrium error, comovement.

* This work was supported by Chungbuk National University Grant in 2007.

1) Professor, Dept. of Information Statistics, Chungbuk National University, 12 Gaesin-Dong, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea.

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr