

## Statistical testings for common stochastic trends in markets under recession

Joong-Jae Cho<sup>a,1</sup> · Seung-Eun Lee<sup>a</sup> · Tae-Ho Kim<sup>a</sup>

<sup>a</sup>Department of Information Statistics, Chungbuk National University

(Received November 9, 2015; Revised February 17, 2016; Accepted March 8, 2016)

---

### Abstract

A long-run relationship of stock, monetary, realty markets, and business conditions has been suggested to exist due to internal and external shocks. This study investigates whether such a relationship really exists and then performs statistical tests to discern features of the long-run adjustment processes from short-run discrepancies because it is difficult to find studies that examine the market relationship. The comovement relationship of the whole market does not appear to hold for the entire study period; however, it is found to exist for the period before the financial crisis. Estimated error correction models show consistently declining equilibrium errors each period that suggests a recovering process of the long-run equilibrium from short-run secessions.

Keywords: restricted VAR, unrestricted VAR, equilibrium error

---

### 1. 서론

글로벌 금융위기로 미국 주식과 채권 가격의 폭락은 다른 국가의 금융시장에도 영향을 미쳐 국내 주가와 채권가격의 하락으로 이어지고 해외자본 유출로 금리를 상승시키는 요인이 되면서 국내 부동산시장에도 영향을 미치게 되었다. 근래 주요국들의 통화운영체계가 통화량 중시에서 금리 중시로 전환되는 추세에 따라 국내 통화정책도 금리 중시 정책으로 전환하게 되었으며, 국가간 금융시장이 통합될수록 외국의 금리구조가 국내 금리구조에 영향을 미쳐 국내 실물경기와 부동산경기에 영향을 미치게 되었다. 우리나라의 부동산정책은 주거안정과 경기조절이라는 상반된 목표 사이에서 규제 강화와 완화를 반복해 왔으며, 주택정책이 부양책에서 2003년부터 규제책으로 전환되면서 각종 부작용을 유발하게 되었다. 최근 주택가격의 하락, 경기 불황, 주식시장의 침체로 자산가치가 축소되면서 불안감이 가중되는 가운데 유동성 위기가 커지고 있다.

개방화와 자율화로 인해 한 시장요인이 다른 시장의 수급에 영향을 미치면 독자적으로 가격이 형성되던 시장 간에 연계 가능성이 높아진다. 또한 국내외 시장 간 정보의 이동이 신속해지면서 시장변수들의 변동폭이 커지고 이에 따라 예측은 더욱 어렵게 되었다. 국내 주식, 채권, 부동산시장이 밀접하게 연계되면 국내외적인 충격으로 이들의 가격이 동시에 급변할 가능성이 상존하게 되며, 따라서 이들의 장기적

---

This work was supported by the research grant of Chungbuk National University in 2014.

<sup>1</sup>Corresponding author: Department of Information Statistics, Chungbuk National University, Chungdae-ro 1, Seowon-Gu, Cheongju, Chungbuk 28644, Korea. E-mail: [jjcho@chungbuk.ac.kr](mailto:jjcho@chungbuk.ac.kr)

상관관계에 대한 관심이 증대하게 되었지만 연구가 충분히 이루어지지 않고 있다. 본 연구에서는 글로벌 경기 침체기를 전후해 국내 주식, 금융, 부동산 및 실물시장이 서로 동반이동관계를 갖는지, 그렇다면 어떠한 성향의 장기적 조정과정을 보이는지 통계적으로 검증하고자 한다.

## 2. 시장변수의 선정

금융 및 자본시장이 개방되면서 주가와 환율은 자본이동과 더 밀접해지게 되었다. 환율은 수출과 수입에 영향을 미치며 따라서 기업의 가치와 주가를 변동시키므로 주식시장과 연계하여 환율시장을 따로 고려할 수도 있다. 주가가 상승하는 경우 투자 이익을 증가시키고 이는 화폐 수요를 증가시켜 금리가 상승하게 되며 자본 유입을 통해 환율이 하락하게 된다. 따라서 주식시장과 채권시장의 움직임에 환율의 효과가 이미 포함되어 있으므로 환율시장은 제외한다.

금리는 기업의 생산활동에 영향을 미치며, 금리가 하락하면 기업의 금융부담이 완화되고 기업의 수익이 호전되어 주가는 상승하게 되는 반면 금리가 상승하면 기대수익률의 증가로 주가는 하락해 서로 음의 관계를 갖는다. 금융시장의 개방으로 주식과 채권 모두 투자가 활성화되면서 이 둘을 대체자산으로 볼 수 있으며, 주가가 하락하면 채권이 대체투자 대상으로 그 가격이 상승하게 되어 금리가 떨어지게 되므로 주가와 금리는 양의 관계를 갖게 된다. 따라서 금융시장의 구조와 상황 변화에 따라 두 변수 간 관계는 다르게 나타난다.

정부의 부동산가격 공식 조사기관인 국민은행에 따르면 2003년 초부터 금융위기 때까지 부동산가격은 20% 이상 상승하였으며 정부는 시장 과열 및 투기를 우려해 크고 작은 규제책을 양산하였다. 우리나라 사람들은 총자산 중 부동산 비중이 80%를 상회할 만큼 부동산 선호심리가 강하고 노후대비 1순위로 꼽으며 상속, 증여 수단도 부동산이 주류를 이룬다. 금융위기 이후 규제완화로 인한 재반등과 과열국면 조정을 위한 주택금융규제 재도입으로 불안요인이 부각되면서 주택가격에 대한 불확실성이 증가되었다. Son (2010)은 베이지안 벡터자기회귀모형(VAR)을 사용하여 다양한 분석을 실시한 결과를 종합해 2000년대 들어 실질 주택가격의 변동은 단기 금리변동에 의해서는 불확실하고 미약하게 영향을 받는 것으로 결론지었다.

통계청에서는 대표적 종합경기지표인 경기종합지수를 1981년 3월부터 매월 편재해오고 있다. 이는 생산, 소비, 투자, 수출입활동을 대표하는 지표들을 종합해 지수화한 것으로 경기가 '침체 → 회복 → 호황 → 하강 → 침체'라는 형태로 순환한다는 가정 하에 만들어졌다. 현재의 경기동향을 파악하기 위해서는 동행종합지수를 분석해야 하며, 우리나라는 추세변동 요인이 강해 이를 제거한 순환변동치가 경기의 국면 및 전환점 판단 시 활용되고 있다. 실물경기동향은 기업의 수익에 영향을 미치며, 실물경기가 호전되면 경제가 확대되어 상품의 수요와 기업의 생산활동이 증가하므로 기업 수익이 증가하고 주가가 상승하게 된다.

본 연구에서 주가는 한국증권거래소에서 발표하는 종합주가지수의 월 평균( $X_1$ )을 사용하며, 실물자산의 경우 부동산가격을 대표할 수 있는 변수로 국민은행에서 발표하는 월별 주택매매가격지수( $X_2$ )를 사용한다. 채권시장을 대변하는 변수로는 한국은행에서 제공하는 3년만기 회사채수익률( $X_3$ ), 또 실물경기를 나타내는 변수로 통계청에서 제공하는 경기동행지수 순환변동치( $X_4$ )를 사용한다. 분석과정에서 시장통합에 대한 검증에는 일반적인 Johansen 검정 대신 다소 복잡한 관계로 잘 사용되지는 않지만 다양한 검정통계량이 제시되어 여러 가능성을 폭넓게 파악할 수 있는 Engle-Granger 검정법을 적용하기로 한다. Johansen 공적분 검정법의 Trace 통계량과 Maximum eigenvalue 통계량은 거의 동일한 검정 결과를 주는데 반해 Engle-Granger 검정은 통계량에 따라 검정결과가 다르며, 상대적으로 높은 임계값을 사용하기 때문에 귀무가설의 기각이 용이하지 않다 (Engle과 Yoo, 1987). 지난 20년간 외환위기, 신

Table 3.1. Univariate test

Variables	Lag	ADF		Phillips-Perron	
		C	CT	C	CT
$X_1$	1	-2.523	-2.603	-2.241	-2.319
$\Delta X_1$	1	-7.204***	-7.182***	-8.319***	-8.287***
$X_2$	2	0.946	0.695	1.234	0.773
$\Delta X_2$	2	-3.871***	-4.752***	-3.450**	-4.174***
$X_3$	1	-2.074	-3.266*	-2.041	-3.066
$\Delta X_3$	1	-8.955***	-8.963***	-9.839***	-9.798***
$X_4$	4	-3.697***	-3.683**	-1.947	-1.952
$\Delta X_4$	4	-3.336**	-3.323*	-4.275***	-4.259***

ADF = Augmented Dickey-Fuller; C: 상수 포함 검정모형, CT: 상수와 추세 포함 검정모형;  
\*, \*\*, \*\*\*: 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

용대란, 주택대란 등을 겪어왔으나 신용 및 주택대란은 국내문제로 해외 관련 거시경제변수에 영향을 미친 것은 아니며, 외환위기도 우리와 동남아 일부 국가에 한정된다. 모두 오래 지속되지는 않았으나 외환위기는 이후 오랫동안 국내외적 경제지도와 구조가 바뀌는 큰 영향을 미쳐 국내 경제 전반의 장기적 조정성향에 대한 분석이 가능해진다. 서론에서 언급했듯이 금융위기도 해외변수와 연계되어 이후 증시는 주가지수 2000의 박스권을 현재까지도 벗어나지 못하고 있으며 치솟던 주택시장도 과거의 수준을 회복하지 못하고 있다. 또한 경기는 리먼브라더스사태 이후 유동성 순환고리의 차단으로 인해 디플레이션 공포와 함께 불황이 전세계적으로 확산되어 내수 및 수출입이 감소하고 금리도 지속적으로 하락하고 있다. 따라서 연구기간은 금융위기 발생 시점 전후 5년인 2003년부터 2013년까지로 월 자료를 사용한다.

### 3. 자료의 정상성 검정

#### 3.1. 일변량 검정

정상시계열은 시간에 관계없이 일정한 평균 주위로 회귀하고 분산은 불변인 유한한 상수이며, 자기상관은 시차가 증가함에 따라 감소한다. 이에 반해 비정상시계열은 회귀할 장기적 평균이 없고, 분산은 시간이 지나면서 점점 커지며, 자기상관계수가 유한한 관측값에서 천천히 감소한다. 자료의 정상성을 식별하기 위해 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정을 실시하며, 검정의 적정시차는 Akaike와 Schwarz 두 가지 정보기준에 근거하여 결정한다. 시차의 길이를 결정하는데 있어서 Ng과 Perron (1995)은 시차별 연속 검정방법이 모형의 왜곡문제가 적음을 보였다. 본 연구에서는 상수(C) 포함, 또 상수와 추세(CT)가 포함되는 두 가지 검정모형을 사용하며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻한다. Table 3.1에서 보듯이 대부분의 수준변수는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하며 1차 차분 후 모든 변수가 정상성을 회복하는 것으로 나타나 모두 1차 적분변수로 간주한다. ADF 검정은 보편적으로 사용되지만 기본구조에 동분산과 비상관오차를 필요로 한다. Phillips-Perron 비모수검정은 시계열의 제약적 가정을 완화하여 ADF 검정과정을 일반화한다. ADF 검정을 보완하기 위해 실시한 Table 3.1의 Phillips-Perron 검정결과는 앞의 결과를 뒷받침한다. 단위근 검정통계량은 기존의 검정 외에도 Elliot 등 (1996), Ng과 Perron (2001)에 의해 제시되었다.

#### 3.2. 다변량 검정

1차 적분된 시계열들의 확률적 추세는 공적분 결합에 의해 제거되며, 공통확률추세의 존재는 개별적으로는 불안정한 움직임을 보여도 장기적으로는 함께 균형을 이루고 있음을 의미한다. 특정 금융시계열들

은 짝지어 장기적으로 함께 이동하는 것으로 알려져 있으며, 단기적으로는 서로 이탈할 수 있으나 투자자들의 취향과 선호도, 시장의 힘, 정부규제에 의해 다시 균형점으로 회귀하게 된다. 금융이론에 따르면 서로 다른 시장으로부터의 투자수익 간에 완전한 상관관계가 존재하지 않고 상관구조가 안정되어 있다면 포트폴리오 다양화에 의해 잠재적 이득이 기대된다. 이는 시장이 서로 독립적인지 상관성이 있는지에 대한 연구로 이어지며, 시장 간에 공통요인이 존재해 독립적인 변동이 제약되어 공적분관계에 있다면 투자의 다양화에 의한 이득은 제한된다. 그간 자본의 유동성에 대한 정부의 공식 장벽이 낮아지면서 자본시장 및 금융시장의 통합 가능성이 지속적으로 제기되었다 (Kwon과 Shin, 1999; Kim, 2011). 시장통합은 투자위험의 분산, 수익률의 제고, 시장의 활성화 등 긍정적 측면이 있는 반면 한 시장의 충격에 다른 시장이 급등락하게 되는 부정적 측면도 있다. 관련 연구로 Bessler와 Yang (2003), Chen 등 (2002), Ericsson 등 (1998), Kim과 Won (2011), 그리고 Yuce와 Sigma-Mugan (2000)이 있다.

시장통합의 검정에 본 연구에서는 통상적인 Johansen 검정 대신 2단계 잔차 준거 검정과정을 사용한다 (Engle과 Granger, 1987; Phillips와 Ouliaris, 1990). Johansen 검정은 모형 내 어떤 변수가 종속변수가 되어도 같은 검정결과를 유지한다는 장점이 있지만 소표본인 경우 편의가 존재하며 적절한 조종이 필요하다라는 문제가 있다 (Cheng, 1999; Cheung과 Lai, 1993). Engle-Granger의 단일 방정식 검정법은 간단하고 자유도의 손실이 적어 한정된 표본에 대해서도 적용할 수 있는 반면 변수들을 종속변수와 설명변수로 분리하여 검정하므로 어떤 변수를 종속변수로 설정하느냐에 따라 검정결과가 바뀔 수 있는 단점이 있다. 검정방법은 비정상변수들 간 장기균형관계를 나타내는 선형관계를 설정하고 단순회귀분석을 한 후 오차항이 정상성 시계열로 검정되면 각 시계열 간에 공적분관계가 성립되고, 단위근이 존재하는 것으로 나타날 경우 공적분이 존재하지 않는다고 판별한다.

대표적인 검정방법으로 Dickey-Fuller(DF) 및 ADF 검정법이 있다. 아래와 같이 개별 시계열 간 선형결합식 (3.1)을 OLS로 추정하여 잔차항  $\epsilon_t$ 를 구한다.

$$y = \alpha + \beta x_t + \epsilon_t. \quad (3.1)$$

DF 검정은 아래의 식 (3.2)에 OLS를 적용 후 귀무가설  $H_0 : \gamma = 0$ 에 대한 검정을 실시하여  $\gamma$ 의 통계적 유의성에 의해 공적분 존재 여부가 결정되며, 귀무가설이 기각되면 두 변수 간에 공적분이 존재함을 의미한다. DF 검정에 시차가 추가되면 식 (3.3)과 같으며  $\gamma$ 의 유의성 검정은 ADF 검정이 된다.

$$\Delta \epsilon_t = \mu_t + \gamma \epsilon_{t-1}, \quad (3.2)$$

$$\Delta \epsilon_t = \gamma \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \epsilon_{t-i} + \mu_t. \quad (3.3)$$

Clarida (1996)는 수입 소비자내구재에 대한 수요방정식의 유도과 추정과정에, Cable (1997)은 영국 신문산업에서 시장점유율에 대한 연구에, 그리고 Horioka (1997)는 인구의 연령구조가 일본의 가계저축율에 미치는 영향을 분석하는데 Engle-Granger의 DF와 ADF 검정법을 사용하였다. 오차항의 단위근검정은 상수항을 포함하지 않으며 계산된 오차항이 실제값이 아니라 추정값이므로 Dickey-Fuller 표 대신 Engle과 Yoo (1987)의 임계값을 사용해야 한다. 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 공적분이 존재한다는 대립가설에 대해 검정하는 Engle과 Granger (1987)의 검정통계량 중에서 DF와 ADF를 제외한 나머지 다섯 가지 통계량은 Table 3.2와 같이 제시된다.

CRDW는 공적분회귀식에서 잔차의 정상성을 판별하기 위해 Durbin Watson 통계량이 검정된다. 비정상성인 경우 Durbin Watson은 0에 가까우며 따라서 값이 크면 검정은 귀무가설을 기각하게 된다. RVAR은 2단계 추정량과 유사하여 공적분벡터의 추정에 대한 전제조건으로 오차수정항이 추정되며, 검정은 오차수정항이 유의한가를 보는 것으로  $t$  통계량의 제곱합에 근거한다. ARVAR 검정은 RVAR과

**Table 3.2.** Test statistics

1. CRDW(Cointegration Regression Durbin Watson)
$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t, \quad \xi_1 = DW$
2. RVAR(Restricted VAR)
$\Delta y_t = \beta_1 \varepsilon_{t-1} + u_{1t}, \quad \Delta x_t = \beta_2 \varepsilon_{t-1} + \gamma \Delta y_t + u_{2t}, \quad \xi_2 = \tau_{\beta_1}^2 + \tau_{\beta_2}^2$
3. ARVAR(Augmented Restricted VAR)
$\Delta y_t = \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + u_{1t}, \quad \Delta x_t = \beta_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_i \Delta x_{t-i} + \gamma \Delta y_t + u_{2t}, \quad \xi_3 = \tau_{\beta_1}^2 + \tau_{\beta_2}^2$
4. UVAR(Unrestricted VAR)
$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \alpha_1 + u_{1t}, \quad \Delta x_t = \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 x_{t-1} + \gamma \Delta y_t + \alpha_2 + u_{2t},$ $\xi_4 = 2[F_1 + F_2], \quad (F \text{ statistics } \dots F_1 : \beta_1 = \beta_2 = 0, F_2 : \beta_3 = \beta_4 = 0)$
5. AUVAR(Augmented Unrestricted VAR)
$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \alpha_1 + u_{1t},$ $\Delta x_t = \beta_3 y_{t-1} + \beta_4 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \eta_i \Delta x_{t-i} + \gamma \Delta y_t + \alpha_2 + u_{2t},$ $\xi_5 = 2[F_1 + F_2], \quad (F \text{ statistics } \dots F_1 : \beta_1 = \beta_2 = 0, F_2 : \beta_3 = \beta_4 = 0)$

**Table 3.3.** Multivariate tests

Dependent variables	Independent variables	CRDW	DF	ADF
$X_1$	$X_2 \ X_3 \ X_4$	0.111	-1.98	-2.27
$X_2$	$X_1 \ X_3 \ X_4$	0.021	1.31	-0.20
$X_3$	$X_1 \ X_2 \ X_4$	0.092	-2.41	-2.57
$X_4$	$X_1 \ X_2 \ X_3$	0.054	-1.18	-2.29

CRDW = Cointegration Regression Durbin Watson, DF = Dickey-Fuller, ADF = Augmented DF.

같은 DF, CRDW, RVAR 등이 1차 모형을 가정하는데 반해 고차모형체계에 적용한다. UVAR 검정은 공적분 제약에 관계없는 수준 VAR에 근거하며 검정은 단순히 수준변수로만 나타나느냐의 여부 또는 모형 전체가 차분으로 적절히 표현될 가능성의 여부이다. 1차 모형체계를 가정하여 두 회귀식의 F 검정은 독립적으로 수행하고 종합검정은 두 F의 합에 자유도 2를 곱한다. AUVAR은 UVAR과 같으나 고차방정식체계에 적용한다.

주식, 채권, 부동산 및 실물시장 간에 장기적인 균형관계가 성립하는지를 규명하고자 공적분검정을 실시한다. 다변량 공적분관계의 검정에는 세 가지 통계량이 사용될 수 있으며, 첫째 Sargan과 Bhargava (1983)가 제안한 공적분회귀식의 CRDW이고, 둘째 공적분회귀식 잔차의 단위근을 검정하는 DF 및 ADF 통계량이다. Engle과 Yoo (1987)는 세 변수 이상의 공적분 검정에 사용 할 수 있는 임계치를 제시하였다. 검정결과는 Table 3.3과 같이 요약되며, 통계량이 귀무가설을 기각하지 못해 연구기간 전체로 보아서는 시장 간에 서로 장기적으로 연관성이 없는 것으로 나타나 최소한 일부 시장과는 연관성이 차단되었음을 시사한다.

Engle-Granger 검정은 원래 두 변수 간 장기적 균형관계를 검정하는 것으로부터 시작되었다. 전체 시장 간 장기적 연관성이 존재하지 않는 것으로 검정됨에 따라 일부 시장 간에는 이러한 상관관계가 존재하는지 각 쌍의 시장에 대해 참고적으로 검정을 실시하였으며 유의한 관계가 존재하는 변수들 간 검정 결과는 Table 3.4에 요약된다. 종속변수가  $X_2$ 이고 독립변수가  $X_1$ 인 경우 최소 10% 유의수준에서 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되는 통계량으로 DF, RVAR, UVAR이 있으며, 종속변수가  $X_3$ 이고 독립변수가  $X_1$ 인 경우 5% 또는 1% 유의수준에서 DF, ADF, RVAR 통계량에서 귀무가설이 기각된다. 본 연구에서 ADF, ARVAR, AUVAR 검정 시 시차는 Akaike 및 Schwarz 정보기준에 의해 4로 선택하였다. 반면 위의 두가지 경우 종속변수와 독립변수가 각각 반대인 경우는 공적분관계가

Table 3.4. Bivariate tests

Dependent variables	Independent variables	CRDW	DF	ADF	RVAR	ARVAR	UVAR	AUVAR
$X_1$	$X_2$	0.091	-1.81	-2.37	6.83	5.75	7.15	5.74
$X_2$	$X_1$	0.009	3.38**	-0.35	12.22*	0.74	18.89**	7.11
$X_1$	$X_3$	0.088	-1.91	-2.41	3.48	7.54	11.22	12.55
$X_3$	$X_1$	0.083	10.25***	-3.96***	17.59**	4.59	11.24	11.68
$X_2$	$X_3$	0.019	0.86	-0.71	0.92	1.61	126.87***	22.80***
$X_3$	$X_2$	0.095	-2.45	-2.59	85.78***	20.19***	125.72***	24.14***

CRDW = Cointegration Regression Durbin Watson, DF = Dickey-Fuller, ADF = Augmented DF;

\*, \*\*, \*\*\*: 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

Table 4.1. Univariate tests I

Variables	Lag	ADF		Phillips-Perron	
		C	CT	C	CT
$X_1$	1	-1.084	-0.531	-1.013	-0.318
$\Delta X_1$	1	-4.337***	-4.744***	-5.749***	-6.000***
$X_2$	2	-3.020**	-2.397	-2.886*	-1.769
$\Delta X_2$	2	-3.719***	-5.676***	-3.584**	-4.418***
$X_3$	2	-3.189**	-2.901	-2.919**	-2.525
$\Delta X_3$	2	-3.781***	-3.724***	-6.175***	-6.165***
$X_4$	1	-0.987	-2.053	-0.571	-2.546
$\Delta X_4$	1	-2.609*	-2.433	-3.599***	-3.436*

ADF = Augmented Dickey-Fuller; C: 상수 포함 검정모형, CT: 상수와 추세 포함 검정모형;

\*, \*\*, \*\*\*: 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

존재하지 않는 것으로 검정된다. 이와 같이 어떤 검정을 적용시키느냐에 따라, 또 어떤 변수를 종속변수로 사용하느냐에 따라 검정결과가 달라진다. 주가와 부동산, 주가와 금리 간에 각각 공적분관계의 존재는 미약한 것으로 나타난다.

반면 Table 3.4 하단에서 보듯이  $X_2$ 와  $X_3$  간에는 어느 변수를 종속변수로 사용하든 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 유의수준 1%에서 기각되는 통계량들이 있으며 따라서 금리와 부동산 간에는 보다 밀접한 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타난다. 즉 연구기간 동안 일부 시장 간에는 장기적으로 밀접한 관계가 존재할 수 있어도 시장이 전반적으로 같이 움직이는 관계는 아니었음이 입증되고 있다. 그렇다면 이러한 관계가 금융위기 이전이나 이후에 일관되게 존재했는지 아니면 일부 기간 동안에는 다른 성향을 보였는지 식별해 보기로 한다.

#### 4. 기간별 검정

금융위기 발생 이후 산업개편 및 구조조정 등 경제, 금융환경의 변화로 시장변동체계에 구조적인 변동 가능성이 존재하며, 이 경우 공적분벡터의 시간 불변성을 가정하는 기존의 검정은 검정력이 약해지고 결과는 신뢰하기 어렵게 된다. 금융위기 시점은 알려져 있으므로 이에 대한 정보가 없는 경우와는 달리 변화 시점을 기준으로 전체 연구 기간을 둘로 나누어 모형을 다시 추정한 후 비교, 분석한다. 글로벌 금융위기 발생 시점을 고려해 2003년 1월부터 2008년 9월까지를 기간 I, 또 2008년 10월부터 2013년 말까지를 기간 II로 구분하여 시장 간 장기적 관계에 어떠한 차이점이 존재하는가를 파악해 보기로 한다. ADF 검정과 Phillips-Perron 검정을 기간 I, II에 대해 적용한 결과는 Table 4.1 및 Table 4.2와 같이 요

**Table 4.2.** Univariate tests II

Variables	Lag	ADF		Phillips-Perron	
		C	CT	C	CT
$X_1$	1	-2.099	-2.139	-2.087	-2.028
$\Delta X_1$	1	-5.096***	-5.048***	-5.764***	-5.712***
$X_2$	2	0.963	-2.899	-1.412	-2.644
$\Delta X_2$	2	-2.948**	-4.220***	-2.643*	-3.608**
$X_3$	2	-4.934***	-4.289***	-1.506	-2.513
$\Delta X_3$	2	-3.864***	-4.135***	-12.798***	-14.448***
$X_4$	4	-3.908**	-3.697**	-1.798	-2.897
$\Delta X_4$	4	-3.401**	-3.715**	-4.285***	-4.123***

ADF = Augmented Dickey-Fuller; C: 상수 포함 검정모형, CT: 상수와 추세 포함 검정모형;  
 \*, \*\*, \*\*\*: 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**Table 4.3.** Multivariate tests I

Dependent variables	Independent variables	CRDW	DF	ADF
$X_1$	$X_2 X_3 X_4$	0.364*	-2.86	-3.36**
$X_2$	$X_1 X_3 X_4$	0.352*	-3.22*	-4.39***
$X_3$	$X_1 X_2 X_4$	0.195	-2.04	-2.79
$X_4$	$X_1 X_2 X_3$	0.053	-0.59	-1.06

CRDW = Cointegration Regression Durbin Watson, DF = Dickey-Fuller, ADF = Augmented DF;  
 \*, \*\*, \*\*\*: 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**Table 4.4.** Multivariate tests II

Dependent variables	Independent variables	CRDW	DF	ADF
$X_1$	$X_2 X_3 X_4$	0.187	-2.18	-2.23
$X_2$	$X_1 X_3 X_4$	0.042	0.58	-0.30
$X_3$	$X_1 X_2 X_4$	0.175	-1.95	-3.84***
$X_4$	$X_1 X_2 X_3$	0.117	-2.36	-1.75

CRDW = Cointegration Regression Durbin Watson, DF = Dickey-Fuller, ADF = Augmented DF;  
 \*, \*\*, \*\*\*: 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

약되며, Table 3.1의 전체 기간에 대한 검정결과와 비슷해 모든 변수들을 1차 적분변수로 간주한다.

네 시장 간 공적분검정을 기간 I과 II에 대해 실시한 결과는 각각 Table 4.3 및 Table 4.4와 같이 요약된다. 기간 I에는  $X_1$  과  $X_2$ 가 종속변수인 경우 유의한 통계량이 존재해 시장 간 장기적 관계가 존재했다고 볼 수 있지만 기간 II에는 그러한 관계가 성립되지 않는 것으로 검정된다. Table 3.3에서 보았듯이 전체 기간 동안 공적분관계가 존재하지 않았는 바 따라서 시장 간 공적분관계는 기간 I 보다는 기간 II 때의 영향이 더 강하게 작용 했으며, 이는 갈수록 시장 간 장기적 연관성이 약화되어 시장이 서로 차단됨을 시사한다.

참고로 금융위기를 전후한 기간 동안 일부 시장 간에 유의한 장기적 관계가 존재하는가 검정한 결과는 Table 4.5 및 Table 4.6과 같이 요약된다. 기간 I에는  $X_1$ 과  $X_2$  간에, 또 기간 II에는  $X_2$ 와  $X_3$  간에 뚜렷한 장기적 연관성이 있는 것으로 검정되며 나머지는 상대적으로 약한 것으로 나타난다. 따라서 금융위기 이전에는 모든 변수 간 장기적 상관관계가 유의하게 존재하는 가운데 주가와 부동산 간 연관성이

**Table 4.5.** Bivariate tests I

Dependent variables	Independent variables	CRDW	DF	ADF	RVAR	ARVAR	UVAR	AUVAR
$X_1$	$X_2$	0.295	-2.79	-2.87*	7.71	-10.25*	10.21	18.81**
$X_2$	$X_1$	0.239	-3.73**	-4.02***	15.33**	16.03***	19.09**	17.58*
$X_2$	$X_3$	0.073	-1.21	-1.18	3.34	0.67	25.69***	14.09
$X_3$	$X_2$	0.130	-1.75	-2.24	8.54	2.43	25.74***	18.16**

CRDW = Cointegration Regression Durbin Watson, DF = Dickey-Fuller, ADF = Augmented DF;

\*, \*\*, \*\*\*: 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**Table 4.6.** Bivariate tests II

Dependent variables	Independent variables	CRDW	DF	ADF	RVAR	ARVAR	UVAR	AUVAR
$X_1$	$X_3$	0.141	-1.62	-2.58	3.96	9.02	7.34	40.06***
$X_3$	$X_1$	0.146	-1.66	-2.98*	13.54**	8.99	7.33	40.22***
$X_2$	$X_3$	0.038	0.20	-0.62	0.07	1.54	75.31***	21.15**
$X_3$	$X_2$	0.155	-1.97	-3.22**	41.04***	10.16*	73.91***	21.74**

CRDW = Cointegration Regression Durbin Watson, DF = Dickey-Fuller, ADF = Augmented DF;

\*, \*\*, \*\*\*: 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

밀접했으며, 위기 이후에는 모든 변수 간 장기균형은 존재하지 않으나 부동산과 금리 간 연관성은 강한 것으로 검정된다.

## 5. 오차수정모형 추정

VAR은 특정 이론에 입각하지 않고 자체 시차변수와 필요한 다른 변수들을 모형 내에서 모두 설명변수로 사용함으로써 자의적인 제약을 배제하면서 복잡한 현실구조를 방정식체계로 표기할 수 있다. 그러나 자료의 정상성을 회복하기 위한 변수 차분과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실한다는 점에서 단기 동태적 관계는 규명 할 수 있으나 장기적 균형관계는 식별할 수 없는 한계가 있다. 따라서 비정상 시계열 간에 공적분이 존재하는 경우 수준변수와 차분변수를 한 모형 내에 포함시켜 수준치가 주는 장기적 정보까지 고려함으로써 변수들 간의 장단기 동적 구조를 동시에 파악하는 벡터오차수정모형(VECM)을 추정한다. Engle과 Granger (1987)는 변수 사이에 공적분관계가 성립하는 경우 이를 나타내는 오차수정모형이 반드시 존재함을 밝혔다. 오차수정모형은 장기적 균형관계에 불균형상태를 나타내는 오차수정항이 포함됨으로써 장기균형과 단기적 조정과정을 동시에 파악할 수 있게 된다.

Kang (1999)에 의하면 오차수정모형은 연립성 공통요인(simultaneous common factors)에 기인하는 경우에만 잘 정의되며, 공통요인이 잠재성 공통요인(latent common factors)에서처럼 명확히 기술되지 않으면 오차수정모형의 설정은 오류라는 것이다. 벡터자기회귀모형이나 오차수정모형은 공적분 존재 여부를 떠나서 관련된 시계열 간의 관계 분석을 위해 고안되었기에 연립성 공통요인들에 대해서만 적용할 수 있다. Johansen 공적분 검정과정은 연립성 공통요인 모형에만 적용할 수 있으므로 잠재성 공통요인 모형에 대해서는 새로운 추정, 검정 및 추론과정이 필요하지만 Kang (1999)은 Engle-Granger 공적분 회귀모형은 잠재성 공통요인에도 여전히 적용할 수 있음을 보여준다.

모든 시장 변수 간 장기균형이 존재하는 기간 I 동안 단기적인 이탈 시 각 시장이 균형점으로 조정되어 가는 성향을 분석하기 위해 VECM을 추정한다. 모든 시장의 오차수정모형 추정결과는 식 (5.1)~(5.4)와 같으며, ( )안은  $t$ 값이고 시차는 Akaike, Schwarz 정보기준에 의해 결정한다. 음의 오차수정계



수 추정결과는 공적분관계가 성립되는 경우 시간이 흐르며 균형오차(equilibrium error)가 감소하면서 장기균형으로 조정되어 가는 현실을 잘 반영하고 있다. 오차수정계수가 통계적으로 유의하게 추정되면 종속변수가 단기적으로 균형상태를 이탈하는 경우 모형 내의 내생력에 의해 매기간 균형오차가 감소하면서 장기균형에 접근해 가는 것을 의미한다. 공적분회귀식에 자기상관 수정은 거의 적용하지 않는 것으로 알려져 있으며, McNown과 Wallace (1997)는 자기상관수정법을 적용시키는 경우 변수들 간 원 관계의 모수와는 거의 상관 없는 추정값을 얻게 되어 결과 해석에 오류를 가져옴을 입증하였다.

식 (5.1)–(5.3)에 해당하는 주식, 부동산, 금리 방정식에는 오차수정계수가 통계적으로 유의하게 추정되어 시간이 갈수록 균형오차가 감소하며 단기적인 불균형이 해소되면서 장기균형으로 조정되어 가는 과정이 선명하게 포착된다. 장기균형은 빠르게 회복되지는 않는 것으로 나타나며, 주식시장이 가장 빠르게 조정되어 6기간 이내 장기균형으로 도달하는 반면 부동산시장은 10기간은 걸려야 하는 것으로 추정된다. 반면 실물시장을 나타내는 식 (5.4)의 경기방정식은 유의한 오차수정항이 존재하지 않아 통계적으로 유의한 단기적 이탈은 발생하지 않았음을 암시한다.

$$\Delta X_{1t} = -2.4878 - 0.1773\alpha + 0.3238\Delta X_{1t-1} \quad (5.1)$$

(-0.4789) (-2.5065) (2.3848)

$$+ 4.7588\Delta X_{2t-1} - 11.3991\Delta X_{3t-1} + 9.4447\Delta X_{4t-1},$$

(0.3815) (-1.1001) (0.6703)

$$\Delta X_{2t} = -0.0189 - 0.1049\alpha + 0.0004\Delta X_{1t-1} \quad (5.2)$$

(-0.5376) (-3.3636) (-0.4688)

$$+ 0.6612\Delta X_{2t-1} + 0.0498\Delta X_{3t-1} + 0.0270\Delta X_{4t-1},$$

(7.8374) (0.7164) (0.2973)

$$\Delta X_{3t} = -0.0713 - 0.1467\alpha - 0.0017\Delta X_{1t-1} \quad (5.3)$$

(-1.2375) (-3.5223) (-1.1624)

$$- 0.2577\Delta X_{2t-1} + 0.2729\Delta X_{3t-1} + 0.1739\Delta X_{4t-1},$$

(-1.8042) (2.3969) (1.1676)

$$\Delta X_{4t} = 0.0436 - 0.0219\alpha + 0.0001\Delta X_{1t-1} \quad (5.4)$$

(1.1155) (-1.5931) (0.1248)

$$+ 0.2208\Delta X_{2t-1} + 0.0834\Delta X_{3t-1} + 0.5356\Delta X_{4t-1}.$$

(2.2145) (1.0717) (5.2945)

## 6. 결론

시장 간 장벽이 낮아지고 한 시장의 불안정이 다른 시장으로 전이될 가능성이 높아지면서 시장변수들의 동반이동관계에 대한 관심이 증대하게 되었다. 본 연구는 글로벌 금융위기를 전후해 국내 금융과 실물 시장을 대표하는 주가, 금리, 부동산, 또 경기동향 변수들 간 장기적 연관성에 대해 통계적으로 검증하고 이 경우 어떠한 성향의 장기적 조정과정을 보이는지 추적해 보았다. 전체 시장변수들 간에는 통계적으로 유의한 장기적 상관성은 존재하지 않는 것으로 검증되며, 부분집합이라 할 수 있는 금리와 부동산 두 변수 간의 연관관계만 밀접한 것으로 나타났다. 전체 시장 간 장기균형관계는 금융위기 이전 기간에는 성립했으나 이후에는 존재하지 않는 것으로 검증되어 시장 간 장기적 연계성이 점차 차단되었음을 시사한다. 시장 간 장기균형이 존재하는 기간 동안 각 시장의 장기적 조정과정의 성향을 분석하기 위해 벡터오차수정모형을 추정하였다. 추정된 오차수정모형들은 변수들 간 단장기적 관계를 잘 보여주며 거의 모든 모형에서 오차수정계수는 유의한 음의 값을 가지는 것으로 나타난다. 즉 단기적 이탈에 따른 균형 오차가 시간이 가며 감소하면서 장기균형으로 조정되어 가는 과정이 잘 포착되어 모형이 현실을 타당하게 추정하고 있음을 입증해준다. 시장이 균형점에서 단기적으로 이탈시 주식시장이 가장 빠르게 복원되

며 부동산시장의 회복기간이 가장 오래 걸리는 것으로 판명되었다.

## References

- Bessler, D. A. and Yang, J. (2003). The structure of interdependence in international stock markets, *Journal of International Money and Finance*, **22**, 261–287.
- Cable, J. R. (1997). Market share behavior and mobility: an analysis and time-series application, *Review of Economics and Statistics*, **79**, 136–141.
- Chen, G. M., Firth, M., and Rui, O. M. (2002). Stock market linkages: evidence from Latin America, *Journal of Banking and Finance*, **26**, 1113–1141.
- Cheng, B. S. (1999). Beyond the purchasing power parity: testing for cointegration and causality between exchange rates, prices, and interest rates, *Journal of International Money and Finance*, **18**, 911–924.
- Cheung, Y. and Lai, K. (1993). Finite sample sizes of Johansen's likelihood ratio test for cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **55**, 313–328.
- Clarida, R. H. (1996). Consumption, import prices, and the demand for imported consumer durables: a structural econometric investigation, *Review of Economics and Statistics*, **78**, 369–374.
- Elliot, G., Rothenberg, T. J., and Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, **64**, 813–836.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction representation: estimation and testing, *Econometrica*, **55**, 251–276.
- Engle, R. F. and Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated system, *Journal of Econometrics*, **35**, 143–159.
- 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.
- Horioka, C. Y. (1997). A cointegration analysis of the impact of the age structure on the population on the household saving rate in Japan, *Review of Economics and Statistics*, **79**, 511–516.
- Kang, H. (1999). The applied cointegration analysis for the open economy: a critical review, *Open Economies Review*, **10**, 325–346.
- Kim, T. H. (2011). Impact of the change in market conditions on a test for market cointegration, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **24**, 103–114.
- Kim, T. H. and Won, Y. J. (2011). Test for theory of portfolio diversification, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **24**, 1–10.
- Kwon, C. S. and Shin, T. S. (1999). Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns, *Global Finance Journal*, **10**, 71–81.
- McNown, R. and Wallace, M. (1997). Autoregressive transformations in cointegrated regressions, *Review of Economics and Statistics*, **79**, 503–507.
- Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag, *Journal of the American Statistical Association*, **90**, 268–281.
- Ng, S. and Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power, *Econometrica*, **69**, 1519–1554.
- Phillips, P. C. B. and Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based test for cointegration, *Econometrica*, **58**, 165–193.
- Sargan, J. and Bhargava, A. (1983). Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk, *Econometrica*, **51**, 153–174.
- Son, J. C. (2010). Dynamic analysis of correlations among monetary policy, real and financial variables and housing prices, *Kyong Je Hak Yon Gu*, **58**, 179–219.
- Yuce, A. and Sigma-Mugan, C. (2000). Linkages among eastern European stock markets and the major stock exchanges, *Russian and East European Finance and Trade*, **36**, 54–69.

# 경기 침체기 시장의 공통확률추세 검정

조중재<sup>a,1</sup> · 이승은<sup>a</sup> · 김태호<sup>a</sup>

<sup>a</sup>충북대학교 정보통계학과

(2015년 11월 9일 접수, 2016년 2월 17일 수정, 2016년 3월 8일 채택)

---

## 요약

경기침체의 여파가 확산되면서 국내외 증격에 국내 주식, 금융, 부동산 및 실물시장이 함께 영향을 받는지에 대한 관심이 고조되어 왔으나 이에 대한 학문적 규명이 충분히 이루어지지 않고 있다. 본 연구에서는 이들 시장의 동반이동관계가 현실적으로 성립하는지, 그렇다면 어떠한 성향의 장기적 시장조정과정이 발생하는지 통계적으로 검정해 보았다. 시장의 장기적 연관관계는 금융위기 이전에 한해서만 성립되는 것으로 검정되며, 시장 간 장단기 동적 관계를 설명하는 오차수정모형들은 추정된 균형오차들이 모두 매 기간 통계적으로 유의하게 감소하면서 단기적 이탈에서 장기균형으로 조정되어 가는 과정을 일관성 있게 포착하는 것으로 판명되었다.

주요용어: 제약벡터자기회귀, 비제약벡터자기회귀, 균형오차

---

이 논문은 2014년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

<sup>1</sup>교신저자: (28644) 충북 청주시 서원구 충대로 1, 충북대학교 정보통계학과. E-mail: jjcho@chungbuk.ac.kr