

공적분벡터의 안정성에 대한 실증연구

김태호¹⁾ 황성혜²⁾ 김미연³⁾

요약

공적분검정은 변수들간의 장기적 균형관계에 따른 공적분벡터가 표본기간 동안 일정하다는 가정하에서 실시된다. 따라서 기존의 연구들은 변수들 사이의 공적분관계를 안정적 장기균형관계로 해석해왔으나 장기균형관계가 존재해도 유일하지 않을 수 있으며, 표본기간 중 중요한 사건이 발생하는 경우 이러한 관계에 영향을 미쳐 안정성이 반드시 성립될 수 없다는 사실은 간과해왔다. 본 연구에서는 추정된 공적분벡터가 안정성을 유지하는가를 확인하기 위해 추가로 통계적 검정을 실시하였다. 공적분화귀모형 모수의 안정성을 검정하는 방식을 세분·체계화하여 공적분벡터의 안정성 및 변동형태를 검색하는 실증분석에 적용시켜 보았다.

주요용어: 공적분벡터, 동적 안정성, 벡터오차수정모형, FM 최소제곱추정

1. 서론

공적분 분석방법은 도입된 이후 다양한 분야에서 관심의 대상이 되는 변수들간의 함수관계와 장기적 균형관계를 추정하는데 널리 사용되어 왔다. 불안정한 변수들 사이에 어떤 장기적 균형관계가 존재하여 이들이 장기적으로 같은 움직임을 보이는가의 여부는 Engle and Granger(1987)의 정의에 의하면 1차 적분된 $I(1)$ 인 시계열들 사이에 선형결합이 존재하여 이 결합이 안정적인 시계열이 된다면 이들은 공적분되어 있다고 한다. 한편 Stock and Watson(1988)에 따르면 $I(1)$ 시계열들은 장기적 요인인 확률적 추세와 단기적 요인인 안정적 순환으로 구분될 수 있으며, 변수들 사이에 공적분 관계가 존재한다는 것은 곧 공통의 확률적 추세가 존재하여 공적분결합에 의해 $I(1)$ 시계열들의 확률적 추세가 제거됨을 의미한다. 따라서 변수들간 공통확률추세의 존재는 이들 사이의 장기적 균형을 나타내어 이들이 개별적으로 불안정한 움직임을 보인다 해도 장기적으로는 일정한 균형관계를 유지하며 같이 움직이고 있음을 뜻한다. 위수검정(rank test) 및 정규상관계수(canonical correlation)를 사용하여 최우추정법을 적용하는 Johansen(1988, 1991)과 Johansen and Juselius(1990)의 다변량공적분검정은 Engle and Granger(1987)의 잔차준거공적분검정보다 복잡하지만 검정력이나 1종오진의 크기면에서 우월하다(Boswijk and Frances, 1992 ; Kremers, Ericsson

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

E-mail : thkim@chungbuk.ac.kr

2) (361-763) 충북 청주시 개신동 12번지, 충북대학교 정보통계학과, 대학원생

E-mail : statist020@hotmail.com

3) (151-742) 서울특별시 관악구 신림9동 산 56-1, 서울대학교 경영학과, 대학원생

E-mail : vicky722@hanmir.com

and Dolado, 1992 ; Inder, 1993). Johansen 공적분기법은 특히 변수가 셋 이상인 경우 공적분벡터의 수를 알려주며 이들을 추정할 수 있다는 장점이 있기에 최근 들어서는 더욱 널리 사용되고 있다.

그간의 연구나 관련 문헌들은 변수들 사이에 공적분관계의 존재를 안정적 장기균형관계의 신호로 해석해왔다. 그러나 공적분분석을 구조변화분석과 접목시키면 추정된 공적분벡터가 반드시 안정적이라는 것을 의미한다고 볼 수는 없으며, 따라서 통계적 검정을 통해 장단기적 안정성 여부를 추가로 검정하는 과정을 거쳐야 할 것으로 사료된다. 함수의 안정성을 검정하기 위해서는 우선 관심의 대상이 되는 독립변수들의 변화에 따른 종속변수의 반응이 시간이나 상태에 관계없이 일정한가를 검정하는 방법이 있다. 그러나 변수들의 자료가 정상성을 유지하지 않을 경우 표준분포이론을 적용시키기 어렵고, 또한 시간의 흐름에 따라 여러 요인으로 인해 시계열에 변동이 발생할 때 변동의 시점을 모르는 경우 시점의 선택에 따라 결과가 다를 수 있다. 모형에 있는 변수들이 정상성을 만족하지 않더라도 이들의 선형결합이 정상성을 갖게 되면 장기균형관계가 존재한다. Johansen의 장기균형 검정 방식은 이론에서 예측되는 장기균형식을 찾는다는 적합하지만 장기균형이 존재한다고 해도 유일하지 않을 수 있으며, 또 안정성이 반드시 성립한다고 볼 수는 없음에도 대부분의 연구에서는 이러한 사실을 간과하고 있다. Johansen 검정은 자기회귀시차나 특이관측값 등에 의한 모형의 선택에 비교적 예민하게 반응하는 것으로 알려져 있으며, 특히 표본의 크기가 작은 경우 추정결과가 불안정하기 쉽다. 이에 따라 본 연구에서는 임의의 구간에 대한 구조변동 검정방식을 사용하여 장기균형관계의 안정성을 검정하는 접근방법으로 활용하고자 한다. 최소제곱추정량에서 오차를 제거하는 추정량을 사용하는 Hansen(1992)과 벡터자기회귀모형에 기초한 Johansen 최우추정결과를 사용하는 Seo(1998)의 장기균형관계 추정방식이 장기안정성 검정에 대한 근거를 제공해준다.

2. 공적분의 장기안정성 검정

시계열 회귀모형의 추정모수가 시간의 흐름에 관계없이 일정하지 않고 특정 구간에서 변화한다면 모형은 설정오류 또는 구조적 변화를 포함하게 되어 안정성을 유지하지 못하며 통계적 추론에 심각한 결과를 가져오게 된다. 많은 연구들은 이에 따라 모형의 안정성에 대한 진단으로 모수변화에 대한 검정법을 일률적으로 적용시키는 바 흔히 쓰이는 방법으로 Chow와 Quandt검정법이 있다. Chow(1960)는 선형회귀모형에서 전체 모수들의 안정성을 검정하는 통계량과 분포를 유도하였으며, Quandt(1960)는 Chow의 가정을 완화하여 가장 유의한 구조변화 시점과 전체 모수들의 안정성을 동시에 검정하는 통계량을 제시하였다. Chow검정법은 분포이론이 잘 개발되어 있음에도 불구하고 오차항들간의 동분산 가정과 구조변화 발생 시점이 사전에 명시되어야 한다는 난점으로 인해, 반면 Quandt검정법은 시점을 모르는 구조변화의 발생을 대립가설로 명시하지만 분포이론이 잘 알려지지 않았다는 점에서 사용에 제약을 받으며 추론은 오도되기 쉽다.

Brown, Durbin and Evans(1975)는 회귀방정식 반복잔차들의 변화추이를 이용하는 CUSUM, CUSUMQ검정을 통해 회귀계수의 체계적인 움직임을 감지하고자 하였다. 이에 대

한 연구로는 Krämer, Ploberger and Alt(1988), Ploberger and Krämer(1990), Bazen and Marimoutou(2002) 등이 있다. MacNeil(1978)은 다항식에 OLS잔차를 이용한 CUSUM검정의 극한분포를 유도하였으며, Ploberger and Krämer(1992)는 CUSUM검정에 반복잔차가 아닌 OLS잔차를 적용시켜 보았다. 반복잔차에 근거한 CUSUM, CUSUMQ검정은 변수들의 자료생성과정에 상관없는 분포를 가진다는 장점을 지니고 있음에도 검정력이 약한 속성으로 인해 널리 사용되지 않고 있다. Ploberger and Krämer(1990)는 CUSUM검정은 정상성을 가지고 평균값 0인 변수의 계수가, 또 CUSUMQ검정은 어떠한 변수의 계수도 급변한다는 대립가설에 대해 단지 국지적 점근력만 가진다는 것을 보였다. 이에 따라 Wright(1999)은 i.i.d. 정규오차를 가진 회귀모형의 구조적 안정성에 대해 반복잔차에 근거하면서 CUSUM류보다 우월한 검정법을 제안한 바 있다. 한편 또다른 검정법으로서 Nyblom and Makelainen(1983), Nabeya and Tanaka(1988), 그리고 Nyblom(1989)은 대립가설로 계수들을 임의보행(random walk)으로 명시하는 접근방법에 대해 설명하고 있다.

위의 연구들은 변수들의 정상성 가정하에서 점근이론을 다루었을 뿐 적분된 변수들을 가진 모형은 고려하지 않았다. Phillips and Hansen(1990)은 다변량 공적분회귀식 도구 변수(instrumental variable)추정값의 점근적 속성에 대한 연구 결과 자기상관과 내생성에 대한 반모수적 수정에 의해 제한된 x^2 분포를 따르는 FM(fully modified)Wald검정통계량을 유도하였다. 새로운 통계량은 I(1)회귀모형의 통계적 추론을 크게 촉진시키며, 이 방법은 Hendry(1986)에 의해 개발된 오차수정모형의 방법론에 대한 대안으로서 사용가능하다. Zivot and Andrews(1992)와 Banerjee, Lumsdaine and Stock(1992)은 단위근 가설의 검정에 대한 분포이론을 개발했으며, Hansen(1992)은 Phillips and Hansen(1990)의 FM추정량을 사용하여 공적분 회귀모형에서 모수의 불안정성에 대한 LM검정의 대표본분포를 유도하였다. 그러나 공적분벡터의 또다른 점근적으로 효율적인 추정값들에 대한 검정통계량도 계산이 가능하며, Seo(1998)는 변화 시점을 모르는 공적분벡터와 오차수정모형 조정벡터의 구조변화에 대해 최우추정을 적용시킬 수 있는 같은 점근적 분포를 가진 새로운 검정법을 유도하였다.

아래와 같이 표준 공적분회귀식(standard cointegrated regression)을 설정해 보자.

$$y_t = A x_t + v_{1t} \quad t = 1, \dots, n \quad (2.1)$$

여기서 $x_t = (x'_{1t}, x'_{2t})'$ 는 아래 식에 의해 결정된다.

$$x_{1t} = \phi_{1t} \quad x_{2t} = \prod_1 \phi_{1t} + \prod_2 \phi_{2t} + x_{2t}^0 \quad x_{2t}^0 = x_{2t-1}^0 + v_{2t} \quad (2.2)$$

그리고 벡터는 다음과 같이 정의된다.

$$v'_t = (v'_{1t}, v'_{2t}) \quad \phi'_t = (\phi'_{1t}, \phi'_{2t})$$

y_t 는 상수이며 v_t 는 평균이 0인 안정적 잔차벡터이다. x_{2t} 는 결정적 추세를 가진 I(1)변수이며, ϕ_t 는 추세로서 ϕ_{2t} 는 확률변수 x_{2t} 의 행위를 결정하는 추세를 나타낸다. 만약 잔차 v_{1t} 와 v_{2t} 사이에 자기상관이 존재한다면, 정태적 회귀분석으로 식(2.1)의 공적분회귀식을

추정할 경우 추정치가 편의에 의해 영향을 받게 된다. 따라서 효율적 불편추정량을 얻기 위해 Phillips-Hansen(1990)이 제안한 FM-OLS(Fully-Modified OLS)에 의해 공적분회귀식을 단일방정식체계에서 비모수적으로 추정한다. FM-OLS의 일반적인 절차는 두 단계로 이루어지며, 먼저 공분산모수를 추정하고 그 다음 단계에서 회귀계수 A를 추정한다.

공분산모수를 추정하기 위해 우선 아래와 같은 공분산 행렬을 정의한다.

$$\Psi = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \sum_{j=1}^n E(v_j v_t')$$

$$\Gamma = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \sum_{j=1}^t E(v_j v_t')$$

여기서 두 공분산 행렬 Ψ 와 Γ 를 아래와 같이 분할한다.

$$\Psi = \begin{bmatrix} \Psi_{11} & \Psi_{12} \\ \Psi_{21} & \Psi_{22} \end{bmatrix} \quad \Gamma = \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{bmatrix}$$

그리고 공분산모수 $\Psi_{1,2}$ 와 Γ_{21}^* 를 다음과 같이 정의하자.

$$\Psi_{1,2} = \Psi_{11} - \Psi_{12} \Psi_{22}^{-1} \Psi_{21}$$

$$\Gamma_{21}^* = \Gamma_{21} - \Gamma_{22} \Psi_{22}^{-1} \Psi_{21}$$

공분산모수 $\Psi_{1,2}$ 와 Γ_{21}^* 를 추정하기 위해서는 OLS에 의해 공적분회귀식(2.1)을 추정하여 \hat{A} 와 잔차 $\hat{v}_{1t}(=y_t - \hat{A}x_t)$ 를 얻은 다음, OLS에 의해 식(2.2)의 세번째 식을 추정하여 잔차 \hat{v}_{2t} 를 도출한다. 도출된 잔차들은 $\hat{v}'_t = (\hat{v}'_{1t}, \hat{v}'_{2t})$ 로 나타낼 수 있으며, 공분산행렬 Ψ 와 Γ 는 커널(kernel)을 통해 잔차 \hat{v}_t 로부터 아래와 같이 직접 추정된다.

$$\hat{\Gamma} = \sum_{j=0}^n w(j/M) \frac{1}{n} \sum_{t=j+1}^n \hat{v}_{t-j} \hat{v}'_t$$

$$\hat{\Psi} = \sum_{j=-n}^n w(j/M) \frac{1}{n} \sum_{t=j+1}^n \hat{v}_{t-j} \hat{v}'_t$$

여기서, $w(\cdot)$ 는 가중치함수(또는 커널)를 나타내며, M 은 bandwidth 모수이다. FM-OLS에 의해 공적분회귀식을 추정하여 구한 A의 추정치는 다음과 같다.

$$\hat{A}^* = \left(\sum_{t=1}^n (y_t^* x_t' - (0, \hat{\Gamma}_{21}^{*'})) \right) \left(\sum_{t=1}^n x_t x_t' \right)^{-1}$$

여기서

$$y_t^* = y_t - \hat{\Psi}_{12} \hat{\Psi}_{22}^{-1} \hat{v}_{2t}$$

$$\hat{\Psi}_{1,2} = \hat{\Psi}_{11} - \hat{\Psi}_{12} \hat{\Psi}_{22}^{-1} \hat{\Psi}_{21}$$

$$\hat{\Gamma}_{21}^* = \hat{\Gamma}_{21} - \hat{\Gamma}_{22} \hat{\Psi}_{22}^{-1} \hat{\Psi}_{21}$$

공적분회귀모형의 추정 모수가 시간에 따라 변한다는 것은 공적분모수가 표본기간동안 불안정하다는 사실을 내포하게 된다. 시간에 따라 회귀계수 A가 변한다는 것을 허용함으로써 공적분회귀모형에서 발생할 수 있는 공적분모수의 불안정성을 구체화하기 위해 식(2.1)의 공적분회귀식을 다음과 같이 수정한다.

$$y_t = A_t x_t + v_t$$

Hansen(1992)은 FM-OLS에 의해 공적분회귀식을 추정한 결과에 근거하여 공적분모형 모수의 안정성을 검정하는 검정통계량을 제안하였다. Hansen의 검정통계량은 공적분회귀모형의 모수가 표본기간 동안 안정적인지 여부를 검정하므로 이는 결국 변수들간의 장기적 균형관계가 안정적인지를 검정하는 것과 동일하다. 공적분모수의 안정성을 검정하기 위해서는 회귀계수 A_t 가 일정하다는 즉 공적분모수가 표본기간 동안 안정적이라는 귀무가설하에서 각각 다른 네 가지 대립가설을 검정하는 것으로 요약된다.

처음 두 가지의 검정에서는 t시점에서 한 번의 구조변화가 발생한다는 것을 가정한다.

$$A_i = \begin{cases} A_1, & i \leq t \\ A_2, & i > t \end{cases} \quad 1 < t < n$$

첫째는 F_{nt} 검정으로 구조변화 시점이 알려져 있는 Chow(1960)의 표본분할검정형이며, 귀무가설은 $H_0 : A_1 = A_2$, 대립가설은 $H_1 : A_1 \neq A_2$ 하에서 검정통계량은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} F_{nt} &= \text{vec}(S_{nt})' (\hat{\Psi}_{1.2} \otimes V_{nt})^{-1} \text{vec}(S_{nt}) \\ &= \text{tr} (S_{nt}' V_{nt}^{-1} S_{nt} \hat{\Psi}_{1.2}^{-1}) \end{aligned}$$

여기서

$$\begin{aligned} S_{nt} &= \sum_{i=1}^t \hat{s}_i & \hat{s}_i &= \left(x_i \hat{v}_{1i}^* - \begin{pmatrix} 0 \\ \hat{\Gamma}_{21}^* \end{pmatrix} \right) \\ V_{nt} &= M_{nt} - M_{nt} M_{nn}^{-1} M_{nt} & M_{nt} &= \sum_{i=1}^t x_i x_i' \end{aligned}$$

검정통계량은 두 표본에서 A_1 과 A_2 을 추정하는 것과 완전표본추정치(full-sample estimates)에 대한 분산추정치를 사용한 Wald검정을 통해 두 표본의 동질성을 검정하는 것과 계산적으로 동일하다. 둘째는 Quandt(1960)와 Andrews(1993)에 의해 개발된 $SupF$ 통계량으로 고전적인 Wald통계량과 유사하다. 대립가설이 $H_2 : A_1 \neq A_2$ 이며, 구조변화 시점이 알려지지 않은 경우에 사용되는 검정통계량으로 아래와 같이 정의된다.

$$SupF = \sup_{[t/n] \in \mathfrak{S}} F_{nt}$$

$$\mathfrak{S} \in (0, 1) \quad [\cdot] : \text{integer part}$$

구조변화가 전체 표본기간 중에서 시작 부분과 마지막 부분에서 발생하는 경우 검정통계량이 무한대로 발산하게 되는 끝구간문제가 발생하게 된다. 따라서 이 문제점을 회피하며 가장 적절한 검정구간으로 Andrews(1993)는 $\mathfrak{S} = [0.15, 0.85]$ 를 제안하였다.

셋째와 넷째 검정모형에서 모수 A_t 는 마팅계일과정(martingale process)이며 아래와 같이 정의된다.

$$A_t = A_{t-1} + \epsilon_t, \quad E(\epsilon_t | \mathfrak{S}_{t-1}) = 0, \quad E(\epsilon_t \epsilon_t') = \delta^2 G_t$$

여기서, G_t 는 마팅계일 과정 A_t 의 공분산구조(covariance structure)이다. 귀무가설은 공적분모수가 일정하다고 간주될 때, 마팅계일과정의 분산이 0이라고 설정된다. ($H_0: \delta^2 = 0$) 셋째는 MeanF검정으로 대립가설은 $H_3: \delta^2 > 0$, $G_t = (\hat{\Psi}_{1.2} \otimes V_{nt})^{-1}$ $t/n \in \mathfrak{S}$ 이고, 검정통계량은 아래와 같이 정의된다.

$$MeanF = \frac{1}{n^*} \sum_{t/n \in \mathfrak{S}} F_{nt} \quad n^* = \sum_{t/n \in \mathfrak{S}} 1$$

MeanF검정통계량 또한 SupF검정에서와 같이 검정구간을 $\mathfrak{S} = [0.15, 0.85]$ 으로 한다. 넷째는 L_c 검정으로 대립가설은 $H_4: \delta^2 > 0$, $G_t = (\hat{\Psi}_{1.2} \otimes M_{nn})^{-1}$ 이며, 검정통계량은 다음과 같다.

$$L_c = tr(M_{nn}^{-1} \sum_{t=1}^n S_t \hat{\Psi}_{1.2}^{-1} S_t')$$

L_c 검정은 Nyblom and Makelainen(1983)과 King(1987)에 의해 선형회귀모형의 단일 계수에 대한 검정을 위해 제안되었으며, 역시 Nyblom and Makelainen(1983), 또 Nabeya and Tanaka(1988), 그리고 Leybourne and McCabe(1989)에 의해 대표본분포이론이 유도되었다. 이어 Nyblom(1989)에 의해 최우추정에 대한 이론이 정리되고, 이는 일반 계량경제추정량으로 까지 확장되었다. L_c 검정통계량은 끝구간문제가 발생하지 않으며 SupF와 MeanF검정통계량에 비해 수월하게 계산된다.

F_{nt} 검정은 구조변화 시점이 알려진 경우에 적용시킬 수 있으나 현실적으로 이러한 경우는 거의 없으므로 이 검정은 본 연구에서 제외한다. 나머지 세 검정은 모두 같은 귀무가설을 검정하지만 대립가설의 선택에 따라 다르다. 만약 한 번의 즉각적인 구조변화가 있었는가를 보려면 SupF검정이 적절한 반면 모수에 점진적인 임의보행형의 변동이 있었는가를 검토하기 위해서는 MeanF와 L_c 검정이 타당하다(Hansen, 1992; Darbha, 2002). 본 연구에서는 위의 검정방법을 현재 사회적 이슈가 되고 있는 실업과 그 결정요인들간의 인과관계 및 장기균형관계를 규명하고 또 동적 안정성 여부를 검정하는데 적용시켜 보고자 한다. 실업을 변동의 장기적 구조를 구체적으로 파악하기 위해 통계청의 고용통계와 한국은행의 경제통계, 또 전경련 자료를 이용하여 실업률과 관련 지표들간의 월간 변동관계를 설명하는 모형을 설정한다. 연구기간은 문민정부 집권 첫째인 1993년 1월부터 2004년 6월까지이다.

3. 실증분석

실업에 관련되는 변수는 현실적으로 많이 존재할 것이며, 연구목적에 따라 다양하게 선택될 수 있을 것이다. 본 연구에서는 국내 실업의 장기적 동향을 감안하여 직접적인 관련 변수로서 국내요인으로는 임금과 기업경기실사지수, 그리고 해외요인으로는 대외교역조건과 엔·달러환율을 선정한다. 기업경기실사지수는 미래의 경기전망에 대한 기대치를 변수로 사용했다는 점에서 의미가 있을 것이며, 일본은 거의 모든 수출시장에서 우리의 경쟁상대로 엔화의 가치 하락은 우리 수출에 타격을 주게 되므로 환율변수로 엔·달러환율을 사용하였다. 실제의 경영·경제시계열 자료들은 대부분 시간이 변함에 따라 평균과 분산이 변화하는 비정상성을 갖는 것으로 알려져 있으므로 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법으로 자료의 정상성 여부를 먼저 검정해 보기로 한다. 자료의 성격에 따라 상수항만 포함하는 경우, 상수항과 추세항이 모두 포함되는 경우, 또 이들이 모두 없는 경우의 세가지 모형을 모두 적용시켜 본다.

검정회귀식에 포함된 변수들의 적정 시차길이를 결정하는데 있어서 일부 연구들은 ADF 검정식에 최대 길이의 시차부터 시작하여 F검정통계량의 값이 유의하지 않으면 한 번에 몇 개씩 감소시켜 나가며, 이러한 과정은 Lagrange multiplier x^2 통계량에 의해 자기상관이 검색될 때까지 계속된다. 유의하지 않은 시차를 제외시키면 추정값의 효율성을 증진시키며 따라서 더 정확한 추론을 이끌게 된다(Said and Dickey, 1984). 또한 ADF검정통계량의 유의성을 Cheung and Lai(1995)의 유한표본임계값에 의해 평가하기도 한다. 본 연구에서는 AIC(Akaike Information Criteria)와 SC(Schwarz Criteria)값이 최소가 되는 시차를 적정 시차로 결정하며 검정결과는 표 3.1과 같다. 표 안의 값은 ADF통계량이며, 이후 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 나타낸다.

표 3.1: 단위근검정 결과

ADF	수준변수				1차 차분변수		
	시차	상수와 추세 없음	상수 포함	상수와 추세 포함	상수와 추세 없음	상수 포함	상수와 추세 포함
Z ₁	2	-0.95	-2.35	-2.33	-3.29***	-3.27**	-3.27*
Z ₂	4	-0.69	-2.47	-2.48	-4.57***	-4.55***	-4.53***
Z ₃	3	0.38	-2.45	-5.08***	-8.91***	-8.94***	-8.91***
Z ₄	1	0.08	-2.23	-2.39	-10.76***	-10.73***	-10.69***
Z ₅	1	-0.44	-2.39	-2.66	-6.89***	-6.87***	-6.84***

여기서 Z₁ - Z₅는 각각 실업률 계절조정자료, 기업경기실사지수, 실질임금, 대외교역조건, 그리고 엔·달러환율이다. 표 3.1을 보면 거의 모든 수준변수에는 단위근이 존재하는 반면 1차 차분변수에는 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 모든 변수들은 I(1)과정을 따르는 것으로 나타난다. 추가로 실시해 본 Phillips and Perron(1988)의 검정도 이러한 결

과를 뒷받침해준다. 모든 변수들이 I(1)인 비정상성 시계열로 판명되었으므로 이들 사이에 공적분관계의 존재를 검정한 결과는 표 3.2와 같다. 수준변수를 사용한 벡터자기회귀모형에서 AIC와 SC값이 최소인 시차는 2이므로 적정 시차는 1로 결정하며, 공적분회귀식에 포함되는 상수항과 추세항의 형태 또한 AIC와 SC를 고려하여 선택한다.

표 3.2: 공적분검정 결과

귀무가설	특성근	LR 통계량	5% 임계값	1% 임계값
$H_0 : r = 0$	0.470	204.990***	87.31	96.58
$H_0 : r \leq 1$	0.401	118.556***	62.99	70.05
$H_0 : r \leq 2$	0.162	48.963***	42.44	48.45
$H_0 : r \leq 3$	0.123	24.903	25.32	30.45
$H_0 : r \leq 4$	0.051	7.051	12.25	16.26

원계열에 선형추세가 있고, 공적분회귀식이 상수항과 추세를 갖는 경우를 검정

표 3.2의 검정결과를 보면 귀무가설은 $H_0 : r \leq 2$ 까지 1% 유의수준에서 기각되고 있다. 따라서 공적분위수(rank)는 3이고, 장기적 상관관계를 나타내는 균형식이 3개 존재하며, 공적분관계의 존재에 따른 벡터오차수정모형(VECM)의 추정결과는 표 3.3과 같다. 표 3.3에서 보듯이 각 오차수정모형은 3개씩의 오차수정항을 포함하여 장기균형에서 이탈시 조정되어 가는 과정을 보여주며, 변수들간의 인과관계를 보면 모두 단일방향 인과관계만 존재할 뿐 양방향 인과관계는 없는 것으로 나타난다.

공적분검정은 변수들간의 장기적 균형관계에 따라 공적분벡터가 추정기간 동안 일정하다는 가정 하에서 실시된다. 그러나 장기균형관계가 존재해도 추정기간 동안 중요한 사건이나 구조변화의 발생에 의해 영향을 받게 될 가능성이 있으므로 장기적 관계가 안정적인가를 추가로 검정해야 하나 대부분의 연구들이 이러한 사실을 간과하고 있다. 따라서 전체 기간 동안 변수들간의 장기적 균형관계가 안정적인지 검정하기 위해 FM-OLS에 의해 공적분회귀식을 추정한 뒤 잔차를 이용해 공적분벡터의 안정성을 검정한다. FM-OLS 공적분추정은 OLS로 공적분벡터를 추정하면서도 ADF검정이나 Johansen검정보다 효율적이며 편의를 가지지 않는다는 장점으로 인해 더욱 정교하게 변수들간의 공적분관계를 규명할 수 있다. 실업률로 정규화된 공적분회귀식의 추정결과는 표 3.4와 같다.

표 3.4의 결과에 따라 변수들간의 장기적 관계를 보면 실업률은 실질임금 및 환율과 각각 음의 장기적 관계를, 경기전망 및 교역조건과는 각각 양의 장기적 관계를 갖는 것으로 나타난다. 표 3.4에서 추정된 변수들간의 장기적 관계가 추정기간에 걸쳐 안정적인지 검정한 결과는 표 3.5에 제시되어 있다. L_c 와 MeanF, SupF검정은 모두 같은 귀무가설을 검정하지만 대립가설의 선택에 따라 용도가 다르며, 이는 연구목적에 달려있다. 본 논문에서는 공적분벡터의 변동이 있다면 그 원인을 식별하기 위해 세 검정을 모두 적용시켜 보기로 한다. L_c 와 MeanF통계량의 값은 5% 유의수준에서 장기균형관계가 안정적이라는 귀무가설을 기각하지 못하나 SupF검정은 같은 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 변수들간의 장

표 3.3: VECM 추정결과

		종속변수				
		ΔZ_{1t}	ΔZ_{2t}	ΔZ_{3t}	ΔZ_{4t}	ΔZ_{5t}
독립변수	α_1	-0.107*** (-7.109)	-0.389 (-1.400)	-475.966*** (-2.572)	0.004 (0.726)	0.446* (1.652)
	α_2	-0.004*** (-4.068)	-0.047** (-2.412)	-8.949 (-0.682)	-0.000 (-0.929)	-0.058*** (-3.052)
	α_3	1.28E - 05 (1.103)	2.71E - 05 (0.126)	-1.379*** (-9.648)	-1.80E - 05*** (-3.812)	3.87E - 05 (0.185)
	ΔZ_{1t-1}	0.076 (0.931)	-0.787 (-0.520)	-841.887 (-0.835)	0.037 (1.102)	2.317 (1.573)
	ΔZ_{2t-1}	-0.016*** (-4.345)	0.756*** (11.152)	23.038 (0.621)	-0.001 (-0.471)	0.091 (1.373)
	ΔZ_{3t-1}	-5.15E - 06 (-0.615)	-6.90E - 05 (-0.445)	0.197* (1.904)	-1.10E - 06 (-0.323)	5.10E - 05 (0.338)
	ΔZ_{4t-1}	-0.391* (-1.785)	-2.228 (-0.549)	-4452.575* (-1.646)	-0.188** (-2.103)	0.982 (0.249)
	ΔZ_{5t-1}	0.008* (1.702)	-0.044 (-0.529)	34.427 (0.628)	0.002 (1.224)	0.246*** (3.075)
	상수항	0.004 (0.268)	-0.061 (-0.245)	82.407 (0.496)	0.002 (0.428)	-0.065 (-0.269)

()안은 t-통계량의 값을 나타냄

기적 관계가 안정된 가운데서도 시간가변적임을 보이고 있다. 또한 변수들간의 관계를 정의하는 공적분벡터의 변동은 점진적으로 전개되는 임의보행과정보다는 한 번의 이산형 급변에 의한 것임을 암시해준다. 위의 결과는 장기균형관계가 존재하지 않는다는 대립가설에 대해 장기균형관계가 성립된다는 귀무가설이 성립되는 증거로 해석될 수 있다.

위의 검정결과가 주는 시사점을 구체적으로 파악하기 위해 추정기간 동안 실업률에 구

표 3.4: FM-OLS 공적분벡터의 추정결과

Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	추세	상수
-1.000	0.014	-0.009	10.832	-0.001	-0.001	-5.849
	(0.020)	(0.009)	(1.174)	(0.000)	(0.006)	(2.925)

()안은 표준오차임

표 3.5: 공적분관계의 안정성 검정

\hat{M}	L_c	MeanF	SupF
2.11	0.876	9.139	22.677
	(0.10)	(0.11)	(0.03)

()안은 점근적 p값임

조적 변화가 존재하는가를 검정해 보고 구조변화가 발생했다면 그 시점을 기준으로 전체 기간을 분할하여 추가 분석을 실시하기로 한다. 회귀계수의 급격한 변화로 인한 전환점을 탐색하는 절차를 이용하여 실업률의 구조변화 발생 여부와 시점을 판별하는데 적용시켜 본다. 먼저 실업률과 관련 변수들간의 관계를 일반회귀모형으로 추정하면 아래와 같으며, ()안은 t값이다.

$$Z_{1t} = -7.122 + 0.009Z_{2t} - 9.24E - 05Z_{3t} + 8.269Z_{4t} + 0.025Z_{5t} \quad (3.1)$$

$$(-5.942) \quad (1.807) \quad (-3.618) \quad (15.498) \quad (2.700)$$

$$R^2 = 0.835$$

식 (3.1)을 보면 Z_2 의 계수만 10%, 그리고 나머지 계수들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하며, 각 계수들의 부호 역시 실업률과의 상관관계와 일치하여 추정결과의 신빙성을 뒷받침한다. 식 (3.1)에서 수집된 잔차를 이용하여 시행한 CUSUMQ검정 결과는 그림 3.1과 같다. CUSUMQ통계량을 나타내는 실선이 5% 유의수준을 나타내는 점선을 한 번 벗어 나고 있어 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 기각한다.

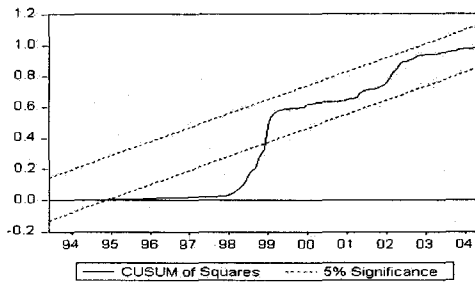


그림 3.1: CUSUMQ 검정결과

구조변화의 발생이 확인됨에 따라 변화의 시점을 식별하기 위해 회귀방정식의 반복잔차를 구하면 그림 3.2와 같으며, 반복잔차가 신뢰구간을 가장 급격히 벗어난 1999년 1월을 구조변화의 시점으로 잡기로 한다. 구조변화의 시점이 판명됨에 따라 CUSUMQ검정의 결과를 재확인하기 위해 변화의 시점을 기준으로 전체 기간을 나누어 기간별로 회귀방정식

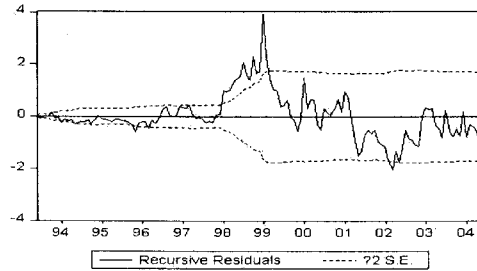


그림 3.2: 반복잔차

을 다시 추정한 후 Chow검정을 시행한 결과는 표 3.6과 같다. Chow검정 결과 F통계량의 값이 4.6으로 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 유의수준 1%에서 기각하는 것으로 나타났다. 이는 구조변화 시점을 전후로 전체 기간을 분할하는 것이 타당하다는 사실을 재차 입증해준다.

표 3.6: Chow검정 결과

구조변화 시점: 1999년 1월			
F통계량	4.5987	probability	0.0007
Log likelihood ratio	22.7986	probability	0.0004

위의 검정결과에 근거해 전체 기간을 구조변화 전과 후의 표본1과 표본2로 분할하여 동태적 모형체계 내에서 실업률과 관련 변수들간의 장기적 균형관계에 대해 비교·분석하기로 한다. 표본1과 표본2의 자료의 정상성을 검정한 결과 대부분의 수준변수에는 단위근이 존재하지만 1차 차분변수에는 단위근이 존재한다는 귀무가설이 모든 경우에서 기각되므로 전체 기간을 대상으로 검정했을 때와 같이 모든 변수들은 한 개의 단위근이 존재하는 I(1)과정을 따르는 것으로 나타났다. I(1)변수들 사이의 공적분관계를 검정하기 위해 표본1은 원계열에 선형추세가 있고, 공적분회귀식이 상수항과 추세를 갖는 경우를 검정하고, 또 표본2는 원계열에 선형추세가 없고, 공적분회귀식이 상수항을 갖지 않는 경우를 검정하였으며, 이때 적정시차는 표본1과 2의 경우 모두 1로 판명되었다. 표본1의 경우 전체 기간에 대한 검정결과와 같이 귀무가설은 $H_0: r \leq 2$ 까지 기각되므로 공적분위수가 3인 반면 표본2는 $H_0: r = 0$ 과 $H_0: r \leq 1$ 이 기각되어 공적분위수가 2가 된다. 표본1과 2의 VECM 추정결과는 각각 표 3.7, 표 3.8과 같다. 표 3.7을 보면 실업률과 장래의 경기전망, 또 표 3.8을 보면 실질임금과 교역조건간에는 양방향 인과관계가 존재한다.

표본1과 2의 공적분회귀식을 FM-OLS에 의해 추정한 결과는 표 3.9로 요약되며, 표본기간 1에는 실업률은 엔·달러환율과는 장기적으로 음의 관계를, 또 나머지 각 변수들과는 양의 관계를 유지하는 것으로 나타나 추세와 더불어 전체 기간의 추정결과와는 다소 차이

표 3.7: 표본1의 VECM 추정결과

		종속변수				
		ΔZ_{1t}	ΔZ_{2t}	ΔZ_{3t}	ΔZ_{4t}	ΔZ_{5t}
독 립 변 수	α_1	-0.014* (-1.949)	-0.086 (-0.878)	-289.685*** (-4.658)	-0.005** (-2.165)	0.411*** (3.738)
	α_2	-0.007** (-2.304)	-0.186*** (-4.153)	-14.315 (-0.506)	-0.001 (-0.815)	-0.183*** (-3.642)
	α_3	6.92E - 06 (0.273)	0.000 (1.163)	-1.544*** (-7.003)	-3.38E - 05*** (-3.869)	0.001 (1.466)
	ΔZ_{1t-1}	0.093 (0.702)	-6.494*** (-3.559)	-1426.602 (-1.235)	0.008 (0.184)	2.928 (1.432)
	ΔZ_{2t-1}	-0.019*** (-2.667)	0.592*** (6.075)	66.774 (1.082)	-0.004 (-1.509)	0.243** (2.224)
	ΔZ_{3t-1}	6.06E - 07 (0.032)	-0.001** (-2.548)	0.214 (1.301)	1.28E - 07 (0.019)	-0.000 (-0.698)
	ΔZ_{4t-1}	-0.045 (-0.123)	-1.872 (-0.368)	-1668.845 (-0.518)	-0.166 (-1.305)	1.355 (0.238)
	ΔZ_{5t-1}	0.019*** (2.685)	-0.124 (-1.304)	128.433** (2.139)	0.003 (1.412)	0.311*** (2.929)
	상수항	0.063*** (2.567)	0.476 (1.405)	156.254 (0.728)	0.003 (0.331)	-0.243 (-0.641)

()안은 t-통계량의 값을 나타냄

가 난다. 반면 표본기간 2에는 앞 기간과는 달리 전체 기간의 경우와 비슷한 양상을 보인다. 표 3.9에 추정된 변수들간의 장기적 관계가 각 표본기간에 걸쳐 안정적인가에 대한 검정결과는 표 3.10과 같다. 표본1의 경우 L_c 통계량은 5% 유의수준에서 장기균형관계가 안정적이라는 귀무가설을 기각하지 못하나 MeanF와 SupF검정은 같은 유의수준에서 귀무가설이 기각된다. 따라서 장기적 균형관계가 안정성을 유지한다고 보기 어려우며, 공적분벡터 변동의 배경에는 한 번의 불연속적인 큰 전환에 임의보행형의 점진적 변화가 혼재해 있다고 해석할 수 있다.

표본기간 2를 보면 L_c 와 MeanF검정에서는 변수들간의 장기균형관계가 안정적이라는 귀무가설이 성립되지만 SupF검정에서는 기각된다. 따라서 이들간의 장기적 관계가 안정성을 유지하는 가운데도 시간가변적임을 보이며, 이러한 공적분벡터의 변동은 불연속형의 급변에 의한 것임을 시사해준다. 이러한 결과는 전체 기간을 대상으로 검정했을 때와 동일하며, 따라서 구조변화 이전보다는 이후의 상황이 연구기간 전체의 상황을 보다 잘 대변하고 있는 것으로 나타난다. SupF검정은 모든 기간에서 귀무가설이 기각되어 어떠한 급변동

표 3.8: 표본2의 VECM 추정결과

		종속변수				
		ΔZ_{1t}	ΔZ_{2t}	ΔZ_{3t}	ΔZ_{4t}	ΔZ_{5t}
독 립 변 수	α_1	-0.069*** (-3.033)	0.394 (0.839)	-2049.450*** (-4.840)	-0.003 (-0.327)	-0.059 (-0.129)
	α_2	-0.004*** (-5.459)	-0.006 (-0.422)	19.806 (1.466)	-0.001* (-1.754)	-0.002 (-0.145)
	ΔZ_{1t-1}	-0.004 (-0.376)	1.673 (0.655)	1572.061 (0.683)	-0.085 (-1.597)	3.026 (1.194)
	ΔZ_{2t-1}	-0.011*** (-2.898)	0.808*** (10.239)	-3.943 (-0.055)	-0.000 (-0.097)	-0.013 (-0.172)
	ΔZ_{3t-1}	2.48E-06 (0.372)	6.94E-05 (0.509)	-0.056 (-0.453)	-7.91E-06*** (-2.783)	1.22E-05 (0.090)
	ΔZ_{4t-1}	-0.205 (-0.632)	3.047 (0.459)	-10291.31* (-1.716)	-0.245* (-1.767)	-2.744 (-0.416)
	ΔZ_{5t-1}	-0.004 (-0.676)	0.230* (1.750)	28.803 (0.242)	0.002 (0.590)	0.170 (1.301)

()안은 t-통계량의 값을 나타냄

상황이 연구기간 전체에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그림 3.3을 보면 구조변화 시점을 기준으로 실업률의 급등락현상이 구조변화 전과 후 따라서 연구기간 전반에 걸쳐 영향을 미칠 수 있는 현상과 일치된다. 반면 L_c 검정은 모든 기간에서 귀무가설이 기각되지 못하므로 모수의 변동이 상대적으로 일정한 것으로 나타난다. 따라서 전반적으로 볼 때 변수들간에는 안정적이지만 시간가변적 장기관계가 존재하며, 이러한 공적분관계의 변동은 점진적 임의보행과정이 아닌 한 번의 이산적 급변상황에 의한 것이라 특징지을 수 있으며, 이

표 3.9: 표본1과 2의 FM-OLS 공적분벡터의 추정결과

	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	추세	상수
표본1	-1.000	0.085 (0.022)	0.071 (0.015)	5.462 (0.936)	-0.000 (0.000)	0.059 (0.012)	-16.857 (3.524)
표본2	-1.000	0.002 (0.015)	-0.003 (0.008)	10.463 (1.549)	-3.93E-05 (4.78E-05)	-0.030 (0.007)	-5.814 (2.771)

()안은 표준오차임

표 3.10: 표본1과 2의 공적분관계의 안정성 검정

	M	L_c	MeanF	SupF
표본1	1.86	0.328 (0.20)	19.984 (0.01)	42.415 (0.01)
표본2	1.64	0.617 (0.20)	9.092 (0.11)	25.849 (0.01)

()안은 점근적 p값임

는 IMF 외환위기의 돌발적 상황과 맞아 떨어진다. 그림 3.3에서 실업률은 급변동기간을 제외하고는 대체로 안정세를 유지하고 있음을 알 수 있으며, 표본기간 1에 비해 기간 2의 높은 실업률은 IMF 이후 취업유발계수가 낮은 수출이 국내 경제를 주도함에 따라 실업의 상향안정세가 점차 고착화되는 증거로 볼 수 있다.

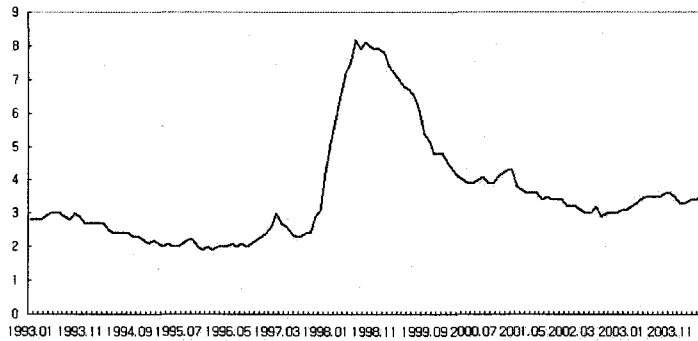


그림 3.3: 실업률의 추이

4. 결론

그간의 공적분분석에 대한 연구들은 변수들 사이의 공적분관계를 안정적 장기균형관계로 해석해왔다. 공적분검정은 관련 변수들간 장기적 균형관계를 찾는다는 적합하지만 장기균형이 존재해도 유일하지 않을 수 있으며, 또한 안정성이 반드시 성립한다는 보장이 없음에도 이러한 사실을 간과해왔다. 추정된 공적분벡터가 안정성을 유지하는가는 통계적 검정과정을 통해 추가로 확인하는 절차를 거쳐야 하며, 따라서 본 연구에서는 공적분회귀모형 모수의 안정성을 검정하는 방식을 세가지로 세분 체계화하였다. 즉 모수의 변동이 상대적으로 일정한가, 공적분관계의 변동이 점진적 임의보행형인가 또는 이산변화형인가로 요약하여 국내 실업률과 이에 영향을 미치는 변수들간 장기균형관계의 안정성을 점검하는데

적용시켜 보았다. 1993년 1월부터 2004년 6월까지의 월간자료를 사용하여 분석한 결과 전반적으로 볼 때 실업률과 관련변수들 사이에는 안정적이지만 시간가변적인 장기적 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 변동은 점진적인 임의보행과정이라기 보다는 이산적인 급변동에 의한 것으로 판명되었으며, 이는 연구기간 동안 IMF라는 예상치 못한 상황의 발생에 따라 경영·경제환경이 급변한 현실과 일치하고 있다.

참고문헌

- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point, *Econometrica*, **61**, 821-856.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. and Stock, J. H. (1992). Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis theory and international evidence, *Journal of Business and Economic Statistics*, **10**, 271-287.
- Bazen, Stephen and Marimoutou, Velayoudom (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.
- Boswijk, Peter and Frances, Philip Hans (1992). Dynamic specification and cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **54**, 369-381.
- Brown, R.L, Durbin, J. and Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time, *Journal of the Royal Statistical Society*, **37**, 149-163.
- Cheung, Y. W. and Lai, K. S. (1995). Lag order and critical values of the Augmented Dickey-Fuller test, *Journal of Business and Economic Statistics*, **13**, 277-280.
- Chow, Gregory (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, **28**, 591-605.
- Darbha, Gangadhar (2002). Testing for long-run stability - an application to money multiplier in India, *Applied Economics Letters*, **9**, 33-37.
- Engle, Robert F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction : representation, estimation and testing, *Econometrica*, **55**, 251-276.
- Hansen, B. E. (1992). Testing for parameter instability in regressions with I(1) processes, *Journal of Business and Economic Statistics*, **10**, 321-335.
- Hendry, D. F. (1986). Econometric modeling with cointegrated variables : an overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 201-212.
- Inder, Brett (1993). Estimating long-run relationships in economics : a comparison of different approaches, *Journal of Econometrics*, **57**, 53-68.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegrated vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 231-255.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, **59**, 1551-1580.
- Johansen, Soren and Juselius, Katarina (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169-210.
- Krämer, W., Ploberger, W. and Alt, R. (1988). Testing for structural change in dynamic models, *Econometrica*, **56**, 1355-1369.

- Kremers, Jeroen J. M. and Ericsson, Neil R. and Dolado, Juan J. (1992). The power of cointegration tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **54**, 325-348.
- King, M. I. (1987). An alternative test for regression coefficient stability, *Review of Economics and Statistics*, **69**, 379-381.
- Leybourne, S. L. and McCabe, B. P. M. (1989). On the distribution of some test statistics for coefficient constancy, *Biometrika*, **76**, 169-177.
- MacNeil, I. B. (1978). Properties of sequences of partial sums of polynomial regression residuals with applications to tests for change of regression at unknown times, *The Annals of Statistics*, **6**, 422-433.
- Nabeya, S. and Tanaka, K. (1988). Asymptotic theory of a test for the constancy of regression coefficients against the random walk alternative, *The Annals of Statistics*, **16**, 218-235.
- Nyblom, J. (1989). Testing for the constancy parameters over time, *Journal of the American Statistical Association*, **84**, 223-230.
- Nyblom, J. and Makelainen, T. (1983). Comparisons of tests for the presence of random walk coefficients in a simple linear model, *Journal of the American Statistical Association*, **84**, 856-864.
- Phillips, P. C. B. and Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variable regression with I(1) processes, *Review of Economic Studies*, **57**, 99-125.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, **75**, 335-346.
- 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.
- Quandt, R. (1960). Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes, *Journal of the American Statistical Association*, **55**, 324-330.
- Said, Said E. and Dickey, David A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order, *Biometrika*, **71**, 599-607.
- Seo, B. (1998). Tests for structural change in cointegrated systems, *Econometric Theory*, **14**, 222-259.
- Stock, James H. and Watson, Mark W. (1988). Testing for common trends, *Journal of the American Statistical Association*, **83**, 1097-1107.
- Wright, Jonathan H. (1999). A new test for structural stability based on recursive residuals, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **61**, 109-119.
- Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, and oil-price shock, and the unit-root hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, **10**, 251-270.

Statistical Tests and Applications for the Stability of an Estimated Cointegrating Vector

Tae Ho Kim ¹⁾ Sung Hye Hwang ²⁾ Mi Yun Kim ³⁾

ABSTRACT

Cointegration test is usually performed under the assumption that the cointegrating vector is constant for the whole sample period. Most previous studies have used conventional cointegration methods in testing for a stable long-run equilibrium relation among related variables. However they have overlooked that the long-run equilibrium may not be unique and the stable relation may not be guaranteed. This study develops the additional statistical tests for the stability of the estimated cointegrating vector. Three tests for the parameter stability of a cointegrated regression model are utilized and applied to identify the types of variations in the long-run relation between the domestic unemployment and the related macroeconomic variables of interest. The present paper finds that there exists a stable but time-varying long-run relation between those. The observed variation in cointegrating relations is generally characterized by a discrete one-time shift, rather than a gradually evolving random walk process which is attributable to the IMF financial and economic crisis.

Keywords: Cointegrating vector, Dynamic stability, VECM, FM-OLS

1) Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 12 Gaesin-dong, Cheongju, Chungbuk, 361-763, Korea

E-mail : thkim@chungbuk.ac.kr

2) Graduate Student, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 12 Gaesin-dong, Cheongju, Chungbuk, 361-763, Korea

E-mail : statist020@hotmail.com

3) Graduate Student, Department of Business Administration, Seoul National University, San 56-1 Sillim-dong, Seoul, 151-742, Korea

E-mail : vicky722@hanmir.com