

# 시간가변적 공적분관계의 안정화

김태호<sup>1</sup> · 박지원<sup>2</sup>

<sup>1</sup>충북대학교 정보통계학과; <sup>2</sup>한국개발연구원(KDI)

(2008년 5월 접수, 2008년 8월 채택)

## 요약

변수들 사이 공적분관계의 존재는 불안정한 시계열의 선형결합이 안정적인을 뜻하지만 이 결합이 표본기간 내 발생한 사건에 영향을 받는다면 공적분검정의 기본 가정에 위배되어 검정력은 약해지고 결과는 현실과 차이가 난다. 이러한 관점에 입각하여 본 연구에서는 전체 표본의 일부를 단계적으로 증가시켜 가며 국내 주식시장 장기균형체계를 추정하여 시간가변성 및 안정성을 검정하였으며, 구조적 변화의 발생이 확인된 구간에 대해서는 가변수를 추가하는 방식으로 전 구간에 걸쳐 공적분벡터를 안정화시키는 방안을 모색하여 보았다.

주요용어: 선형결합, 시간가변적 공적분, 가변수.

## 1. 서론

많은 실증연구에 표본기간이 긴 장기적 자료를 사용하게 되면서 기간 내 발생하는 중요한 사건이 연구모형에 미치는 영향에 대해 관심을 가지게 되었다. Perron (1989)은 큰 사건으로 인해 자료에 구조적 변화가 발생하는 경우 전체 표본기간의 추정치에 기초하는 표준 단위근 검정결과에 증대한 영향을 미칠 수 있다는 사실을 제시하였다. 단위근과 공적분이론이 많은 부분 서로 연결되면서 구조변화에 대한 연구는 공적분의 영역으로 확장되었다. 대표적 공적분 검정법으로 Johansen검정은 전체 표본기간 동안 공적분 벡터가 공적분공간에서 안정적이라는 가정하에서 실시되어 변수들 사이의 공적분관계를 안정적 장기균형관계로 해석해 왔다. 그러나 표본기간 중 어떤 외생적 사건이 변수들간 장기적 관계에 영향을 미치면 더 이상 가정은 성립되지 않으며, 분석결과는 실제 현상과 큰 차이를 보일 수 있다. 따라서 공적분벡터가 안정성을 유지하는가를 확인하기 위해서는 통계적 검정과정에서 추가되어야 한다.

Hansen (1992)은 공적분회귀모형에서 모수의 불안정성에 대한 LM검정의 대표본분포를 유도했으며, Phillips와 Hansen (1990)에 의해 개발된 FM-OLS로 공적분회귀식을 추정한 결과에 근거해 공적분모형 모수의 안정성에 대한 검정통계량을 제시한 바 있다. Hansen과 Johansen (1992)은 구조변화 시점이 알려지지 않은 경우 장기모수의 안정성을 검정하고, 특성근의 시간경로를 파악하여 구조변화의 발생 여부를 검정하는 방법을 제시하였다. Quintos (1995)는 공적분관계를 나타내는 장기행렬계수의 차수가 일정하지를 분석하였다. Gregory와 Hansen (1996)은 구조변화점이 모형 내에서 내생적으로 결정되는 검정법을 제안하였으나 구조변화에 대한 검정력이 약한 일반 공적분검정의 단점은 보완되지만 변동의 성격에 대한 정보는 제공해 주지 않는다. 따라서 Darbha (2002)는 이들의 검정법에 Hansen

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

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

<sup>2</sup>(130-012) 서울시 동대문구 청량리동 207-41, 한국개발연구원(KDI), 연구원. E-mail: jwpark@kdi.re.kr

(1992)의 안정성 검정법을 결합시켜 공적분관계의 변동유형을 식별한 바 있다. Gregory 등 (1996)은 구조변화로 공적분벡터에 변화가 발생하면 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정에서 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되는 횟수가 줄어드는 사실을 몬테카를로 실험을 통해 보인 바 있다. Seo (1998)는 구조변화 시점이 알려진 경우 Johansen 공적분체계에서 공적분벡터와 조정벡터 추정치의 구조적 변화에 대한 LM통계량을 정의하였다.

## 2. 공적분시스템에서의 구조변화

구조적 변화란 표본기간의 특정 시점에서 시계열자료의 어느 모수가 변화하는 상황을 포함하여, 관측치들의 분포가 상대적으로 안정적이다가 분포의 특성에 급격한 변화를 보이는 것을 의미한다. 구조변화 검정시 구조변화의 시점, 발생 횟수, 회귀계수의 변동 유형과 같은 사전정보가 있는 경우에는 이를 활용하여 구체적인 형태의 대립가설을 설정하여 검정할 수 있다. 일반적으로 사전정보 중에서 구조변화로 인한 영향을 추론할 때 가장 중요하게 고려되는 것 중의 하나가 구조변화의 시점이 사전에 알려졌는가에 대한 가정이며, 이를 기준으로 사전정보가 활용된 정도에 따라 다양한 분석방법들이 적용된다.

구조변화 분석은 자료의 장기적인 추세에 대한 관심이 증가하면서 공적분체계로 확장되었다. 구조변화 시점이 알려지지 않은 경우 Johansen 공적분체계에서의 구조변화를 검정하기 위해 Hansen과 Johansen (1992)은 전체 표본의 일부를 증가시켜 가며 반복적으로 추정된 모수의 시간경로(time path)를 파악함으로써 안정성을 검정하는 방법을 제시하였다. Hansen과 Johansen (1999)은 이어 계수변동 검정법과 LM검정을 통해 미국 유가증권 이자율의 기간구조에 대해 분석한 바 있다. 구조변화에 대한 검정은 변화 시점의 사전감지 여부에 따라 다르지만 구조변화의 발생 시점을 사전에 가정하는 것은 현실적으로 합당하지 않으므로 반복추정법을 이용한 공적분체계에서의 구조변화를 살펴보기로 한다.

아래의 오차수정모형을 살펴보자.

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + Bx_t + \mu + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.1)$$

여기서  $x_t$ 는 선형추세, 계절 가변수와 같은 확정적 계열을 포함하는  $n$ 차원의 벡터를 가리킨다.  $Y_{t-1}$ 의 계수인  $\Pi = \alpha\beta'$ 는 변수들간 장기적 균형관계에 대한 정보를 보유하고 있으며,  $\alpha$ 는 균형관계로부터 이탈이 해소되는 속도를 측정하는 오차수정속도 모수행렬이며,  $\beta$ 의 행렬 중  $r$ 개의 열벡터가 공적분벡터가 된다. 따라서 시계열  $Y_t$ 는 비정상성을 갖는다 해도  $\beta'Y_t$ 는 정상성을 유지하므로  $\beta$ 를 반복추정함으로써 장기적 균형관계의 구조변화를 검정할 수 있게 된다. 이를 위해 식 (2.1)을 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Z_{0t} = \alpha\beta' Z_{1t} + \Gamma Z_{2t} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.2)$$

여기서  $Z_{0t} = \Delta Y_t$ ,  $Z_{1t} = Y_{t-1}$ ,  $Z_{2t} = (\Delta Y'_{t-1}, \dots, \Delta Y'_{t-p+1}, x'_t, 1)'$ ,  $\Gamma = (\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}, B, \mu)$ .

$Z_{2t}$ 에 대한  $\Delta Y_t$ 와  $Y_{t-1}$ 의 회귀식에 의해 잔차  $R_{0t}$ ,  $R_{1t}$ ,  $R_{\varepsilon t}$ 는 식 (2.3)과 같이 정의되며, 결국 식 (2.4)와 같은 축약위수회귀식(reduced rank regression)의 형태를 취한다.

$$\begin{aligned} R_{0t}^{(T)} &= Z_{0t} - M_{02}^{(T)} M_{22}^{(T)-1} Z_{2t}, \\ R_{1t}^{(T)} &= Z_{1t} - M_{12}^{(T)} M_{22}^{(T)-1} Z_{2t}, \\ R_{\varepsilon t}^{(T)} &= \varepsilon_t - M_{\varepsilon 2}^{(T)} M_{22}^{(T)-1} Z_{2t}, \end{aligned} \quad (2.3)$$

여기서  $M_{ij}^{(t)} = \sum_{t=1}^T Z_{it} Z'_{jt}$ ,  $M_{\varepsilon j}^{(t)} = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t Z'_{jt}$ ,  $i, j = 0, 1, 2$ .

$$R_{0t}^{(T)} = \alpha\beta' R_{1t}^{(T)} + R_{\varepsilon t}^{(T)}, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.4)$$

그리고 잔차의 적률곱행렬(product moment matrices)은 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned}
 S_{ij}^{T(t)} &= \frac{1}{t} \sum_{t=1}^T R_{it}^{(T)} R_{jt}^{(T)'}, \quad i, j = 0, 1, \varepsilon \\
 &= \frac{1}{t} \left[ M_{ij}^{(t)} - M_{i2}^{(T)} \left\{ M_{22}^{(T)} \right\}^{-1} M_{2j}^{(t)} - M_{i2}^{(t)} \left\{ M_{22}^{(T)} \right\}^{-1} M_{2j}^{(T)} \right. \\
 &\quad \left. + M_{i2}^{(T)} \left\{ M_{22}^{(T)} \right\}^{-1} M_{22}^{(t)} \left\{ M_{22}^{(T)} \right\}^{-1} M_{2j}^{(T)} \right]. \tag{2.5}
 \end{aligned}$$

식 (2.4)의  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 전형적인 비선형 최적화방식에 의해 추정되며, 식 (2.1)과 (2.5)를 이용하면 집약우도함수는  $\beta$ 만의 함수로 단순화 되어 아래의 특성방정식을 만족시키는 특성값을 구하는 문제로 요약된다.

$$\left| \lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} \right| = 0. \tag{2.6}$$

위의 식에 의해 특성값  $1 > \widehat{\lambda}_1 > \dots > \widehat{\lambda}_p > 0$ 이 구해지며, 이때 대응되는 특성벡터  $\widehat{V} = (\widehat{v}_1, \dots, \widehat{v}_p)$ 는  $\widehat{V}' S_{11} \widehat{V} = I$ 로 정규화되어 구해지고, 결국  $\beta$ 와  $\alpha$ 의 최우추정량은  $\widehat{\beta} = (\widehat{v}_1, \dots, \widehat{v}_r)$ ,  $\widehat{\alpha} = S_{01} \widehat{\beta}$ 가 된다.

공적분모형에서 모수의 안정성을 검정하기 위한 반복추정에는 원계열인 식 (2.2)에서 모든 모수들을 반복추정하는 방법, 단기동학을 고정시키고 장기모수를 반복추정하는 방법, 장기모수를 고정시키고 단기모수를 반복추정하는 방법이 있다. Hansen과 Johansen (1992)은 반복추정이 잔차계열인  $R_{\varepsilon t}$ ,  $R_{0t}$ ,  $R_{1t}$ 에 의해 이루어지면 모수  $\alpha$ ,  $\beta$ 의 안정성은 일정한 단기동학 가정 아래 분석되며, 단기모수를 고정시키는 것은 추정된 모수의 분산을 감소시키고 장기모수에 대한 분석의 범위를 집약할 수 있는 장점이 있다고 하였다. 따라서 본 논문에서는 두 번째 접근법을 이용하여 공적분관계에서 장기모수의 안정성을 검정하도록 하겠다.

식 (2.4)에 기초한 검정에서는 공적분벡터  $\beta$ 를 완전히 분리할 수 없으므로 Johansen과 Juselius (1992)의 우도비검정에 근거한 공적분공간의 안정성검정이 아래와 같이 제안된다. 이 검정법의 귀무가설은 전체 관측구간의 공적분벡터 계수는 특정 기간의 공적분벡터 계수와 같다는 것이며, 전체 관측구간의 공적분벡터의 계수와 각 기간별로 추정된 공적분벡터의 계수를 비교하는 방식으로 이루어진다.

$$H_0 : \text{sp}(b) = \text{sp}(\beta), \tag{2.7}$$

$b = \widehat{\beta}(t)$ 이며,  $\beta$ 의 추정은 표본  $1, \dots, t$  ( $t = T_0, \dots, T$ )에 대해 반복적으로 이루어지고, 식 (2.8)의 반복적 우도비통계량에 의해 가설이 검정된다.

$$-2 \ln \left[ Q \left( H_\beta | \widehat{\beta}(t) \right) \right] = t \sum_{i=1}^r \ln \left[ \frac{1 - \widehat{\rho}_i(t)}{1 - \widehat{\lambda}_i(t)} \right], \quad t = T_0, \dots, T, \tag{2.8}$$

여기서 제약된 모형으로부터 추정된 특성값  $\widehat{\rho}_i$ 는 식 (2.9)에 의해 구해진다.

$$\left| \rho b' S_{11}(t) b - b' S_{10}(t) S_{00}^{-1}(t) S_{01}(t) b \right| = 0, \quad t = T_0, \dots, T. \tag{2.9}$$

또 비제약 모형으로부터 추정된 특성값  $\widehat{\lambda}_i$ 는 식 (2.10)에 의해 구해진다.

$$\left| \lambda S_{11}(t) - S_{10}(t) S_{00}^{-1}(t) S_{01}(t) \right| = 0, \quad t = T_0, \dots, T. \tag{2.10}$$

각 추정기간에 대한 반복적 우도비통계량은 Johansen과 Juselius (1992)에서 보듯이 자유도  $(p - r)r$ 인  $\chi^2$ 분포를 따르며  $r$ 은 공적분벡터의 수 그리고  $p$ 는 변수의 수를 나타낸다.  $p \times r$  행렬  $b$ 가 유의수준  $\theta$ 에

서  $\beta$ 에 의해 정해진 공간 안에 존재한다는 것은  $\beta$ 에 대한  $(1 - \theta)100\%$  신뢰구간 안에  $b$ 가 존재함을 뜻하는 것으로 만약 모든 부표본기간에 대하여 이러한 조건을 만족하게 되면  $\beta$ 가 표본기간 동안 안정적이라는 귀무가설을 기각할 수 없게 된다. 따라서 반복적 우도비통계량에 의해 귀무가설이 기각되는 기간을 구조적 변화가 존재하는 기간 즉 안정적인 공적분벡터의 귀무가설이 기각되는 기간이라고 해석할 수 있다.

미지의 구조변환점을 찾기 위해 반복검정법을 사용한 연구로는 Vogelsang (1997), Banerjee 등 (1998), 또 Zeileis 등 (2003) 등이 있으며, Hansen과 Johansen (1992, 1999), Cheung과 Ng (1998), Golinelli와 Orsi (2000), 정성창과 정석영 (2002), Zeileis 등 (2003) 그리고 김태호 등 (2005)의 연구가 분석의 근거를 제공해 준다.

### 3. 자료의 선정과 검정

본 연구에서는 국내 주식시장이 개방된 1992년 1월부터 12년 동안의 월별자료를 사용하여 주가와 국내외 거시경제변수간 장기적 균형관계의 구조변화에 대해 파악해 보고자 한다. 분석에 사용된 변수들로 먼저 주가지수는 한국증권거래소에서 발표하는 한국종합주가지수(KOSPI)를 사용하였고, 한국은행에서 제공하는 3년만기 회사채수익률(FIRM)과 원/달러 환율(DOLLAR)을 각각 국내주가를 설명하는 금리·환율변수로 선정하였으며, 해외변수는 미국 경기선행지수(USB)와 미국의 다우존스지수(DOW)를 사용하였다.

금리의 변동은 본질 가치 및 주식 수요의 변화를 통해 주가를 변동시키는 주요 요인으로 작용한다. 기업 측면에서 금리의 하락(상승)은 투자를 촉진(위축)시키고 금융비용을 절감(증대)시켜 기업수익성을 향상(악화)시키므로 재무구조를 건실(부실)하게 하여 주식의 본질적 가치를 상승(하락)시킨다. 투자자 측면에서는 금리의 하락(상승)이 대체 투자수단인 예금·채권 등의 기대수익률을 하락(상승)시킴으로써 상대적으로 주식 수요를 증대(감소)시킨다. 따라서 주식가격과 금리와는 음의 관계가 성립하는 것으로 기대되며, 국내의 대표적 금리라고 할 수 있는 3년만기 회사채수익률을 금리변수로 선정하였다.

환율 상승은 국제수지의 개선과 이에 따른 해외로부터의 자금 유입으로 시중의 유동성이 증가하고, 기업의 대외경쟁력에 긍정적으로 작용하여 주가 상승의 요인이 된다. 반면 환율 상승은 수입물가를 통해 국내물가의 상승을 유발할 뿐만 아니라 금리를 상승시키는 요인으로도 작용하므로 주가에 부정적인 영향을 미칠 수 있으며, 해외부채가 많은 기업은 자국화폐로 평가한 부채금액이 늘어나게 되어 주가가 하락할 수 있다. 환율 변동은 이렇게 이해가 상반된 영향을 미치게 되므로 환율과 주가와와의 관계는 단정지어 설명하기는 어렵다.

국내경제의 대미의존도가 높는데 기인하여 국내증시는 미국증시의 단기적 변동에 지나치게 영향을 받으며 미국의 경기전망에 따라 장기적으로 동반 이동해 가는 경향이 있는 것으로 알려져 있다. 국내 주식시장에서 미국계 자금이 차지하는 비중이 높은 상황에서 미국증시나 미국경제에 변화가 발생하면 외국인들의 투자 행위에 직접 영향을 미쳐 국내주가에 반영된다. 본 논문에서는 국내경제의 대미의존도를 고려해 미국의 경기선행지수(1995 = 100)와 다우존스지수를 추가적으로 고려하였으며, 이들과 국내주가는 양의 관계가 성립할 것으로 예상된다. 분석에 사용된 자료는 자연대수를 취하였으며, 월간 발행되는 미국 경기선행지수를 제외하고 모두 월평균 자료를 사용하였다.

표본기간 동안 분석에 사용된 변수들의 추이를 살펴보면 외환위기 발생 기간을 기점으로 국내 경제변수들의 급격한 변화가 관측되는 바, 이는 1997년 말~1998년 초 국내 경제환경의 구조변화 가능성을 시사한다. 그러나 지표상의 등락만으로 식별하기보다는 표본기간 내 구조적 변화의 발생 여부와 시점은 통계적 검정과정을 통해 정확히 관별되어야 할 것이다.

표 3.1. 자료 검정

변수	시차	ADF			PP		
		$\alpha, t$ 없음	$\alpha$ 포함	$\alpha, t$ 포함	$\alpha, t$ 없음	$\alpha$ 포함	$\alpha, t$ 포함
KOSPI	1	-7.101***	-7.073***	-7.051***	-7.943***	-7.911***	-7.877***
FIRM	1	-8.065***	-8.186***	-8.164***	-9.300***	-9.357***	-9.333***
DOLLAR	1	-7.570***	-7.600***	-7.577***	-7.859***	-7.863***	-7.837***
USB	4	-3.434***	-4.431***	-4.453***	-5.095***	-5.666***	-5.602***
DOW	0	-11.858***	-12.253***	-12.390***	-11.857***	-12.279***	-12.463***

표 3.2. 공적분검정(시차 = 4)

$H_0$	Maximum Eigenvalue Test				Trace Test			
	$\lambda_{max}$	10%	5%	1%	Trace	10%	5%	1%
$r = 0$	29.21*	20.90	33.46	38.77	63.62	64.84	68.52	76.07
$r \leq 1$	18.79*	17.14	27.07	32.24	34.42	43.95	47.21	54.46
$r \leq 2$	11.91	13.39	24.73	25.52	15.63	26.79	29.68	35.65
$r \leq 3$	2.97	10.60	14.07	18.63	3.72	13.33	15.41	20.04

표 3.3. KOSPI 공적분벡터(시차 = 4)

	Eigenvalue	KOSPI	FIRM	DOLLAR	USB	DOW	Constant
Vector 1	0.197	1.000	0.079	2.251	-0.669	-0.539	-9.433
Vector 2	0.132	1.000	5.068	-8.737	30.627	-3.095	-93.888

먼저 자료의 정상성을 검정하기 위해 ADF검정법과 PP(Phillips-Perron)검정법을 상수항( $\alpha$ )과 추세항( $t$ ) 포함 여부에 따른 모든 단위근 검정모형에 적용하였다. ADF검정시 검정회귀식에 포함된 시차변수의 길이는 AIC(Akaike Information Criteria), SBC(Schwarz Bayesian Information Criteria) 기준에 의해 최소값을 갖는 시차를 적정 시차로 결정하며, 시차의 길이와 관계없이 동일한 결과를 얻는 PP검정에서는 시차를 고려하지 않았다. 표 안의 값들은 ADF통계량과 PP통계량의 값들이며, 검정 결과 거의 모든 수준변수에 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 차분변수들에 대한 검정에서는 표 3.1에서와 같이 1% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 정상성을 회복하는 것으로 밝혀졌다. 본 논문에서 \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 나타낸다. 따라서 분석에 사용된 모든 변수들은  $I(1)$ 과정을 따르는 시계열로 간주한다.

모든 수준변수가 1차 적분된 비정상적 시계열로 나타남에 따라 변수들 사이에 공적분관계의 유무를 파악하기 위해 Johansen 다변량 공적분분석을 시행한 결과는 표 3.2와 같다. 시차의 수는 LR검정 결과 4가 적합한 것으로 나타났으며, 공적분검정의 기준모형은 AIC와 SBC기준에 의해 원계열에 선형추세가 있고 공적분 방정식은 상수항만 존재하는 경우를 상정하여 검정하였다.

표 3.2에서  $\lambda_{max}$ 통계량에 따르면 공적분 위수가 존재하지 않는다는 귀무가설과 1개 이하의 공적분 위수가 존재한다는 귀무가설이 기각되어  $r = 2$ 로 해석할 수 있는 반면 Trace 검정결과는 공적분 위수가 존재하지 않는 것으로 나타나 두 검정통계량의 결과가 다르다. 이 경우 일반적으로 Johansen과 Juselius (1990)에 의해 Maximum Eigenvalue 검정이 선호되므로 공적분 위수는 2이고, 변수들 사이의 동태적 통합관계를 나타내는 공적분관계식은 두 개 존재한다고 할 수 있다. 종합주가지수에 정규화시킨 두 개의 공적분벡터는 표 3.3과 같다.

Engle과 Yoo (1987)와 Clements과 Hendry (1995)는 공적분벡터의 수가 많을수록 내생변수들의 예측

표 3.4. 시차별 공적분검정 결과

$H_0$	시차 5		시차 6		시차 7	
	$\lambda_{max}$	Trace	$\lambda_{max}$	Trace	$\lambda_{max}$	Trace
$r = 0$	31.21*	69.75**	35.74**	84.04***	58.30***	101.83***
$r \leq 1$	24.95*	38.54	30.17*	48.31**	28.08**	43.53
$r \leq 2$	10.44	13.60	13.95	18.14	11.83	15.46
$r \leq 3$	2.62	3.15	2.86	4.19	2.80	3.63

표 3.5. 시차별 공적분벡터의 추정결과

변수	시차 4	시차 5	시차 6	시차 7
KOSPI	1.000	1.000	1.000	1.000
FIRM	0.079	-0.013	-1.475	-1.935
DOLLAR	2.251	2.117	5.772	5.819
USB	-0.669	-0.993	-11.443	-14.153
DOW	-0.539	-0.448	0.492	1.081
constant	-9.433	-8.143	19.161	27.558

력이 높을 것이라고 설명하고 있으나, 공적분벡터가 여러 개 존재할 경우 장기관계식의 식별에 논란이 있을 수 있다. 이러한 경우 Johansen과 Juselius (1990)는 특성값이 가장 큰 공적분벡터가 가장 유용하다는 견해를 제시하였다. 따라서 표 3.3에서 특성값이 큰 첫 번째 공적분벡터를 보면 국내주가는 금리와, 환율과는 각각 음의 장기적 관계 그리고 미국 경기선행지수와, 다우존스지수와는 각각 양의 장기적 관계를 보이는 것으로 나타나 모든 계수들의 부호가 현실적으로 기대하는 부호와 일치함을 알 수 있다.

변수들간 장기적 균형관계의 강건성(robustness)을 확인하기 위해 표 3.4와 같이 시차를 5에서 7까지 증가시켜 가며 공적분검정을 재차 실시하였다. 각 시차에서 공적분 위수가 2인 것으로 나타남에 따라 시차별 특성값이 큰 첫째 공적분벡터를 KOSPI에 정규화시켜 표 3.5에 제시하였다. 표 3.4의 시차별 공적분 위수는 시차 4일 때와 동일하지만 표 3.5의 공적분벡터 값을 보면 국내주가는 시차 5, 6, 7에서 금리와 양의 장기적 관계, 시차 6, 7에서 다우존스지수와 음의 장기적 관계를 보이는 등 시차의 증가에 따라 일부 계수들의 부호가 현실적으로 기대하는 바와 다르게 나타난다. 변화의 원인을 규명하기 위해서는 먼저 표본기간 동안 변수들간 장기적 균형관계에 영향을 미칠 수 있는 구조적 변화의 발생 여부에 대한 확인이 필요하며, 따라서 Johansen 공적분검정의 기본 가정인 공적분벡터의 안정성을 우선적으로 검정해야 한다.

#### 4. 구조변화 진단

표 3.2~3.5는 표본기간 중에 구조변화가 발생하지 않았다는 Johansen 공적분검정의 기본 가정에 따라 실시된 추정 및 검정결과이다. 외환위기 발생 이후 개방, 자율화, 해외자본의 유입이 확대되고 외환·증권·자본시장간 연계 및 국내외 시장간 정보의 이동이 촉진되면서 시장의 변동폭이 커지게 되었다. 이러한 환경의 급변으로 표본기간 동안 주가와 관련 변수들간 장기적 균형관계의 안정성에 의문이 제기되며, 표 3.5의 결과는 통계적 검정의 필요성을 뒷받침해 준다. 본 논문에서는 표본기간  $t = 1, 2, \dots, T_0, \dots, T$  중에서 일부  $t = 1, 2, \dots, T_0$ 를  $T$ 까지 단계적으로 증가시켜 가며 국내주가와 주요 경제변수들간의 장기균형관계를 추정하여 안정성 여부를 검정하였다. 전체 관측구간의 공적분벡터를 기준으로 구간을 진행시켜 가며 각 관측구간을 검정하는 것으로 전체 관측구간의 공적분벡터의 계수는 특정 시간의 공적분 계수와 같다는 귀무가설에 대한 우도비통계량을  $t = 1, 2, \dots, T_0$ 에서  $T$ 까지 반

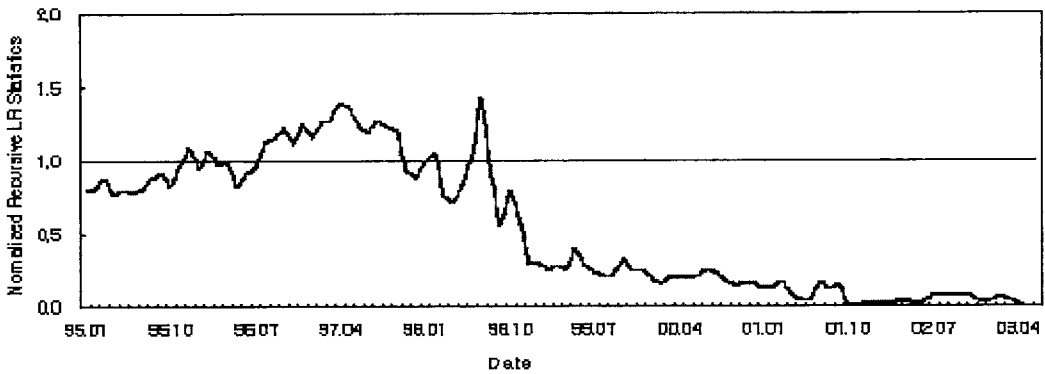


그림 4.1. 공적분벡터의 안정성 검정결과

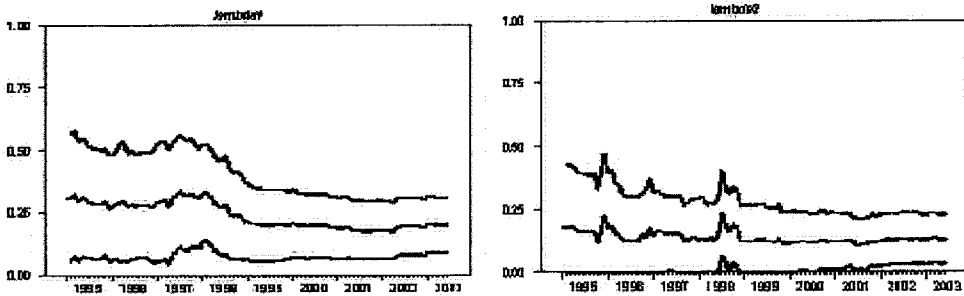


그림 4.2. 특성근의 시간경로

복적으로 구함으로써 검정이 수행된다.

그림 4.1은 공적분벡터의 안정성 검정결과이며, 각 표본 기간에 대한 반복적 우도비통계량을 5% 기각 역으로 표준화하여 나타낸 것이다. 따라서 1보다 더 큰 값을 갖는 구간은 안정적인 공적분벡터의 귀무 가설이 기각되는 구간, 즉 구조적 변화가 존재하는 구간이라고 해석할 수 있고, 그림 4.1을 통해 1996년 중반부터 1998년 중반에 걸쳐 국내주가와 관련 변수들간의 선형결합에 구조적 변화가 발생하였음을 확인할 수 있다.

공적분벡터에 발생한 구조변화는 특성값에 영향을 미칠 수 있으므로 특성근의 시간경로를 통해서도 표본기간 중의 구조변화를 파악해 볼 수 있다. 그림 4.2의 각 그림 위에 표시된  $\lambda_{1}$ ,  $\lambda_{2}$ 는 각각 전체 표본기간의 공적분 검정결과에서 확인된 두 개의 공적분벡터에 대한 특성근을 나타내며, 제시된 세 개의 실선 중 맨 위와 아래의 선은 각 특성근의 95% 신뢰구간을 나타낸다. 시간에 따른 특성값의 변동을 살펴보면 1997년에서 1998년의 값이 다른 기간에 비해 상대적으로 변동이 심한 불안정적인 움직임을 보이는 것을 확인할 수 있다. 따라서 앞의 공적분벡터의 안정성 검정결과에서 나타난 불안정적인 기간과 특성값의 변동성을 고려해 볼 때 구조적 변화가 외환위기와 관련되어 발생된 것인지 확인해 볼 필요가 있다.

이에 따라 전체 표본기간에서 외환위기가 발생한 1997년 11월 이전의 기간에 대해 공적분벡터의 안정성을 검정한 결과는 그림 4.3과 같으며, 반복적 우도비통계량이 1보다 큰 값을 갖는 구간이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 전체 표본기간을 대상으로 한 검정결과와는 달리 외환위기 이전 기간에 대한 검정에

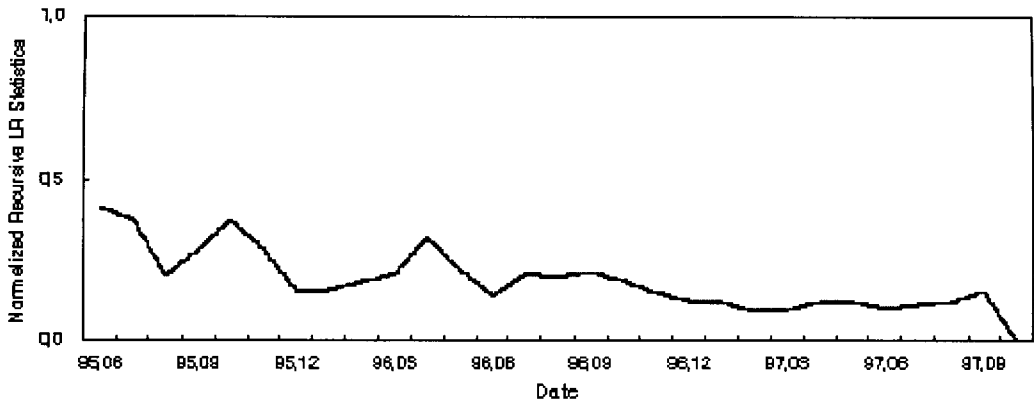


그림 4.3. 외환위기 이전 공적분벡터의 안정성 검정결과

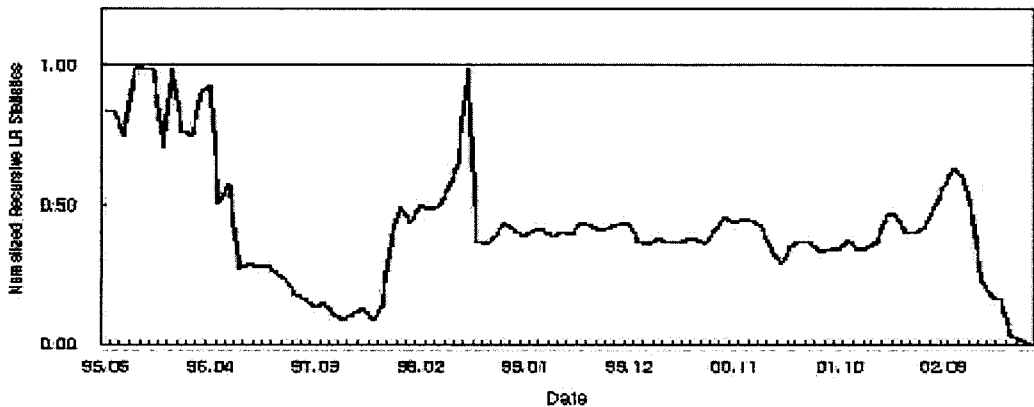


그림 4.4. 가변수를 고려한 공적분벡터의 안정성 검정결과

서는 공적분벡터가 안정적이라는 귀무가설을 채택하는 것으로 확인됨에 따라 전체 표본기간 중에 발생한 구조변화는 외환위기의 외생적 충격에 의한 것으로 추론할 수 있다.

따라서 전체 표본기간에 대한 공적분벡터의 안정성 검정결과 나타난 구조변화를 반영하기 위해 그림 4.1을 토대로 두 개의 가변수(dummy variable)를 추가한 동일한 검정을 다시 실시하였다. 첫째 가변수는 전체 표본기간 중 1995년 10월부터 1997년 10월까지를 1, 이 기간을 제외한 나머지 기간은 0으로 처리하였으며, 둘째 가변수는 전체 표본기간 중 1995년 10월부터 1998년 6월까지를 1, 그 외 기간은 0으로 처리하였다. 두 개의 가변수를 기존의 변수에 추가하여 공적분 계수를 재추정한 결과는 그림 4.4와 같으며, 그림 4.1에서 나타난 불안정한 기간이 모두 제거되어 전 구간에 걸쳐 공적분벡터가 안정적이라는 귀무가설이 만족되는 것을 확인할 수 있다.

공적분검정도 가변수를 추가하여 다시 실시한 결과 표 4.1과 같이 요약되며, 공적분 위수는 2인 것으로 나타났다. 표 4.2에서 특성값이 큰 첫 공적분벡터로부터 도출된 KOSPI에 대한 장기균형식을 보면 국내주가에 대하여 금리와 환율은 음, 미국 경기와 주가는 양의 장기적 관계를 보이고 있어 모두 기대하는 부호와 일치하는 것을 확인할 수 있다.



표 4.1. 구조적 변화를 고려한 경우의 공적분 검정결과(시차 = 4)

$H_0$	Maximum Eigenvalue Test				Trace Test			
	$\lambda_{max}$	10%	5%	1%	Trace	10%	5%	1%
$r = 0$	60.98***	20.90	33.46	38.77	92.82***	64.84	68.52	76.07
$r \leq 1$	20.90*	17.14	27.07	32.24	31.84	43.95	47.21	54.46
$r \leq 2$	11.35	13.39	24.73	25.52	14.94	26.79	29.68	35.65
$r \leq 3$	3.47	10.60	14.07	18.63	3.59	13.33	15.41	20.04

표 4.2. 구조적 변화를 고려한 경우의 KOSPI 공적분벡터(시차 = 4)

변수	Eigenvalue	KOSPI	FIRM	DOLLAR	USB	DOW	Constant
Vector 1	0.368	1.0000	0.156	2.982	-1.315	-0.664	-8.915
Vector 2	0.119	1.0000	0.356	-0.664	4.206	-0.596	-18.746

표 4.3. 구조적 변화를 고려한 경우의 시차별 공적분검정 결과

$H_0$	시차 5		시차 6		시차 7	
	$\lambda_{max}$	Trace	$\lambda_{max}$	Trace	$\lambda_{max}$	Trace
$r = 0$	56.89***	91.92***	52.18***	103.64***	60.50***	128.53***
$r \leq 1$	21.11*	35.03	28.88**	51.47**	39.27***	68.03***
$r \leq 2$	10.82	13.92	19.23*	22.59	25.13**	28.76*
$r \leq 3$	3.07	3.10	3.32	3.36	3.49	3.62

표 4.4. 구조적 변화를 고려한 경우의 시차별 공적분벡터의 추정결과

변수	시차 4	시차 5	시차 6	시차 7
KOSPI	1.000	1.000	1.000	1.000
FIRM	0.156	0.148	0.132	0.412
DOLLAR	2.982	2.525	2.517	3.910
USB	-1.315	-0.915	-1.044	-5.042
DOW	-0.664	-0.585	-0.548	-0.180
constant	-8.915	-9.320	-8.965	-0.662

표 4.5. 구조변화 고려 여부에 따른 장기적 관계의 기대부호와 추정부호

변수	기대부호	시 차 4		시 차 5		시 차 6		시 차 7	
		전	후	전	후	전	후	전	후
FIRM	-	-	-	+	-	+	-	+	-
DOLLAR	±	-	-	-	-	-	-	-	-
USB	+	+	+	+	+	+	+	+	+
DOW	+	+	+	+	+	-	+	-	+

전: 구조적 변화를 고려하기 전 공적분벡터의 부호

후: 구조적 변화를 고려한 후 공적분벡터의 부호

이러한 결과가 시차가 변해도 계속 유지되는지 그 강건성을 확인하기 위해 표 3.4에서와 같이 시차를 차례로 7까지 증가시켜 가며 공적분검정을 다시 실시하였다. 표 4.3을 보면 공적분관계가 시차 5에서는 두 개, 시차 6과 7에서는 세 개 존재하는 것으로 나타났다. 시차별로 특성값이 가장 큰 공적분벡터를 KOSPI에 정규화한 결과는 표 4.4와 같이 요약되며, 시차가 증가해도 국내주가와 국내의 관련 변수들의 장기적 관계는 일관성 있는 성향을 유지함을 확인할 수 있다. 즉 구조변화를 반영하기 위해 가변수를 고

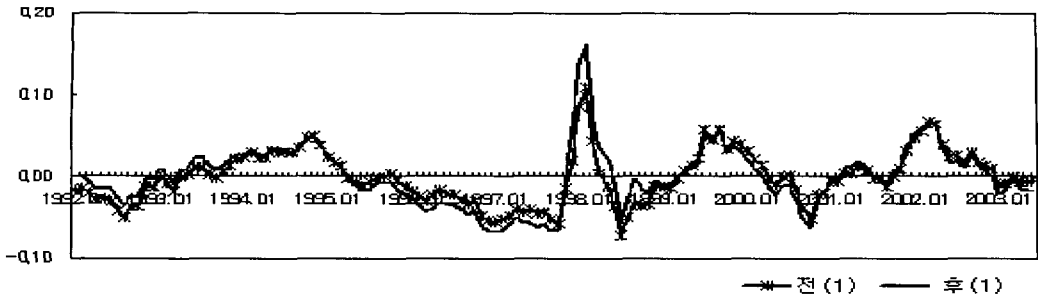


그림 4.5. 구조적 변화의 고려 여부에 따른 오차수정항 비교: 공적분벡터 1

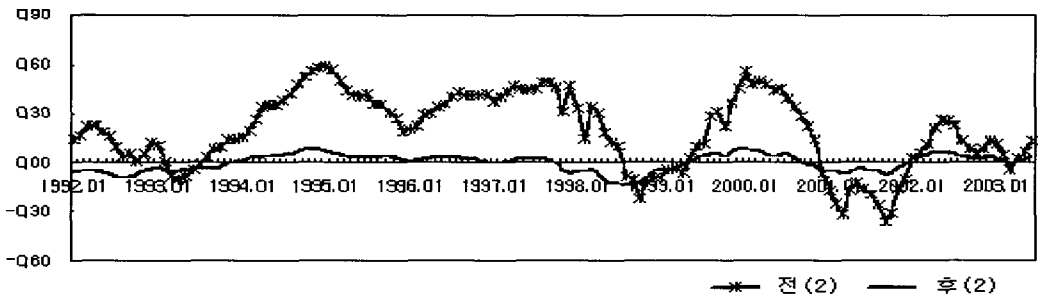


그림 4.6. 구조적 변화의 고려 여부에 따른 오차수정항 비교: 공적분벡터 2

려함에 따라 시차에 관계없이 변수들간에 안정적인 장기균형관계가 유지될 뿐 아니라 Johansen 공적분 검정의 기본 가정인 안정적 공적분벡터의 가설도 만족된다.

구조변화를 고려하기 전과 후 종합주가지수와 관련 국내외 거시변수들간 장기적 관계의 성향은 표 4.5와 같이 요약된다. 구조변화 고려 전에는 시차 5, 6, 7에서 금리, 또 시차 6, 7에서는 다우존스지수의 추경부호가 기대했던 부호와는 반대로 나타나지만 구조변화 고려 후에는 장기적 관계의 성향이 모든 시차에서 불변인 것으로 확인된다. 앞에서 언급한 바와 같이 환율은 주가에 상반된 영향을 미칠 수 있지만 표본기간 동안 일관되게 음의 장기적 영향을 미친 것으로 나타났다.

구조변화를 고려하지 않은 경우와 구조변화를 고려한 경우 국내주가의 공적분관계에 어떤 차이가 존재하는가를 분석하기 위해 오차수정항을 그림 4.5와 4.6과 같이 도시하였다. 전 (1)과 전 (2)는 구조변화를 고려하지 않은 오차수정항을, 후 (1)과 후 (2)는 구조변화를 고려한 오차수정항을 나타낸다. 첫째 공적분벡터의 경우 구조변화를 고려했을 때와 고려하지 않았을 때 그림 4.5에서 보듯이 두 오차수정항의 변동패턴이 거의 일치함을 확인할 수 있다. 반면 둘째 공적분벡터의 경우는 구조변화를 고려한 경우와 그렇지 않은 경우 그림 4.6에서 보듯이 변동성의 차이가 확연히 나타난다. 이는 표 3.3과 4.2의 각 공적분벡터의 계수값들을 비교해 보면 알 수 있다. 구조변화를 고려하지 않은 표 3.3 vector 2의 계수값들이 구조적 변화를 고려한 표 4.2 vector 2의 계수값들 보다 전체적으로 과대추정된 것을 확인할 수 있으며, 특히 금리와 환율의 계수값은 각각 14배, 13배 이상씩 큰 것으로 나타나 가변수는 금리 및 환율변수의 시계열에 존재하는 구조변화를 반영하고 있음을 추론할 수 있다.

## 5. 결론

통계자료의 장기적 추세에 관한 연구에 단위근과 공적분 이론이 적용되면서 표본기간 내 발생하는 사건

이 공적분관계에 미치는 영향에 대해 관심을 갖게 되었다. 본 연구에서는 반복추정법을 활용하여 공적분모수의 시간경로를 식별하는 방식으로 국내주가와 국내외 주요 거시변수들간 장기균형관계의 구조적 변화에 대해 통계적으로 검정해 보았다. 구조변화 발생시 가변수를 사용하여 전체 기간에 걸쳐 공적분관계의 안정성을 회복시키고, 현실적으로 타당한 공적분관계를 일관성있게 도출해 보았다. 오차수정항에 대한 분석결과는 가변수가 금리 및 환율변수의 구조적 변화를 반영하는 것으로 나타나며, 외환위기로 인한 국내의 금융변수의 급변이 국내 주가 변동체계의 장기균형관계에 구조적 변화를 유발한 것으로 판별된다.

## 참고문헌

- 김태호, 황성해, 김미연 (2005). 공적분벡터의 안정성에 대한 실증연구, <응용통계연구>, **18**, 503-519.
- 정성창, 정석영 (2002). 구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기적 균형관계, <재무연구>, **15**, 205-235.
- Banerjee, A., Dolado, J. and Mestre, F. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single equation framework, *Journal of Time Series Analysis*, **19**, 267-283.
- Cheung, Y. W. and Ng, L. K. (1998). International evidence on the stock market and aggregate economic activity, *Journal of Empirical Finance*, **5**, 281-296.
- Clements, M. P. and Hendry, D. F. (1995). Forecasting in cointegrated systems, *Journal of Applied Econometrics*, **10**, 127-146.
- Darbha, G. (2002). Testing for long-run stability - An application to money multiplier in India, *Applied Economics Letters*, **9**, 33-37.
- Engle, R. F. and Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated system, *Journal of Econometrics*, **35**, 143-159.
- Golinelli, R. and Orsi, R. (2000). Testing for structural change in cointegrated relationships: Analysis of price-wages models for Poland and Hungary, *Economics of Planning*, **33**, 18-51.
- Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996). Residual based tests for cointegration in models with regime shift, *Journal of Econometrics*, **70**, 99-126.
- Gregory, A. W., Nason, J. N. and Watt, D. G. (1996). Testing for structural breaks in cointegrated relationships, *Journal of Econometrics*, **71**, 321-341.
- Hansen, B. E. (1992). Tests for parameter instability in regressions with  $I(1)$  processes, *Journal of Business and Economic Statistics*, **10**, 321-335.
- Hansen, H. and Johansen, S. (1992). *Recursive estimation in cointegrated VAR models*, Institute of Mathematical Statistics, Discussion papers, University of Copenhagen.
- Hansen, H. and Johansen, S. (1999). Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR-models, *Econometrics Journal*, **2**, 306-333.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169-210.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1992). Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK, *Journal of Econometrics*, **53**, 211-244.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis, *Econometrica*, **57**, 1361-1401.
- Phillips, P. C. B. and Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with  $I(1)$  processes, *Review of Economic Studies*, **57**, 99-125.
- Quintos, C. E. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts, *Journal of Business & Economic Statistics*, **13**, 409-417.
- Seo, B. S. (1998). Tests for structural change in cointegrated systems, *Econometric Theory*, **14**, 222-259.
- Vogelsang, T. J. (1997). Wald-type tests for detecting breaks in the trend function of a dynamic time series, *Econometric Theory*, **13**, 818-849.
- Zeileis, A., Kleiber, C., Krämer, W. and Hornik, K. (2003). Testing and dating of structural changes in practice, *Computational Statistics & Data Analysis*, **44**, 109-123.

# Stabilization of the Time-variant Cointegrating Relations

Tae Ho Kim<sup>1</sup> · Ji Won Park<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Dept. of Information Statistics, Chungbuk National University; <sup>2</sup>Korea Development Institute(KDI)

(Received May 2008; accepted August 2008)

---

## Abstract

If a cointegrating relation is affected by important economic and political events occurred in the sample period, the assumption of the time-invariant cointegrating vector is violated, which leads to the misrepresentation of the actual relations between the variables. From such a viewpoint, this study utilizes the recursive estimation process in testing for the stability of the long-run equilibrium of the domestic stock market system and then attempts to develop the framework for stabilizing time-variant cointegrating relations by introducing the dummy variables where the structural changes are found to exist.

**Keywords:** Linear combination, time-variant cointegration, dummy variable.

---

---

<sup>1</sup>Corresponding author: Professor, Dept. of Information Statistics, Chungbuk National University, 410 Sungbong-Ro, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

<sup>2</sup>Researcher, Korea Development Institute(KDI), 207-41, Chongnyangri-Dong, Dongdaemun-Gu P.O.Box 113, Chongnyang, Seoul 130-012, Korea. E-mail: jwpark@kdi.re.kr