

利子率平衡에 관한 實證分析 - 外換危機 前後 아시아 4個國의 資料에 대한 短期間 共積分 瓦解檢定⁽¹⁾

金 載 永

利子率平衡(interest-rate parity: IP)이론은 양국 간 이자율 차이가 환율변화의 기대값과 같을 것이라고 예측하는 이론이다. 이론적으로 보아 IP는 금융시장의 균형을 나타내는 식이라 할 수 있다. 그러나 실제 경험적으로 IP의 성립여부는 경제상황에 따라 다를 수 있다. 예를 들어, 금융시장이 외부의 교란요인에 의해 불안정하게 되면 IP의 성립가능성은 낮을 것이다. 본 논문에서는 외환위기를 전후한 시기에 동아시아 4개국의 자료에 대해 비교적 최근에 개발된 計量經濟學的 분석기법을 적용하여 IP의 성립여부를 실증분석하고 있다. 분석의 결과 외환위기 전후의 기간에 상당한 정도로 IP가 성립하지 않거나 불안정한 것으로 확인되었다.

1. 序 論

자본에 국경이 허물어지고 국제금융시장의 상황이 국내의 금융부문뿐 아니라 실물부문에 직접적으로 영향을 주는 양상이 근래 국제경제의 한 특징으로 되었다. 국제금융시장의 변수와 국내금융시장의 변수가 有機的으로 연관되어 있기 때문이다. 그런데 그러한 유기적 관계는 보통 안정적인 균형관계에 있을 것으로 예상되지만 상황에 따라 때로는 불안정한 양상을 보이기도 한다. 본 논문에서는 利子率平衡式(interest rate parity)을 이용하여 이러한 금융시장 균형관계의 양상에 대해 아시아 여러 국가들의 자료를 이용하여 실증분석하고 있다.

利子率平衡(interest-rate parity: IP)이론은 양국 간 이자율 차이가 환율 변화의 기대값과 같을 것이라고 예측하는 이론이다. 즉, 국제금융시장의 변수인 환율의 기대변화율과 외국 이자율이 국내 이자율과 연관되어 있는 관계를 나타내고 있다. IP의 성립여부에 대해서는 논란이 있다. 일단의 연구자들은 換率과 利子率 사이에 아무런 연관관계가 없거나 혹은 오직 미약한 관계만 존재한다고 주장한다(Engle(1996) 참조). 그러나 다른 연구자들은

(1) 본 연구는 재단법인 서울대학교 발전기금 연구비 지원을 받아 이루어졌다.

시기에 따라 다른 결론이 나올 수 있다고 주장한다. 즉, Huisman *et al.*(1998)은 이자율의 변동성이 크고 이자율의 차이가 큰 경우에 IP가 성립할 수 있다고 지적하고 있다. 이들 기존의 연구에서 읽을 수 있는 한 가지 사실은 실제 경험적으로 IP의 성립여부는 經濟狀況에 따라 다를 수 있다는 것이다.

본 논문에서는 비교적 최근에 개발된 計量經濟學적 기법을 사용하여 1997년 외환위기 전후의 아시아 4개국 — 태국, 필리핀, 인도네시아, 싱가포르 — 에 대한 IP의 안정성을 검증하고 있다. 분석방법으로는 Andrews and Kim(2006)의 短期間 共積分 瓦解檢定法을 적용하였다. 분석의 결과 외환위기 전후의 기간에 상당한 정도로 IP가 성립하지 않거나 불안정한 것으로 확인되었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 절에서 IP이론을 간략히 설명한다. 3절에서는 實證分析 方法을 소개하고 4절에서는 IP에 대한 實證分析 結果를 제시하고 있다. 마지막 5절에서는 結論을 내리고 있다.

2. 利率率平衡

利率率平衡式(IP)은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(2.1) \quad i_t = i_t^* + \frac{E_{t+1}^e \pm E_t}{E_t}$$

여기서 i_t 는 국내 이자율, i_t^* 는 외국의 이자율, E_t 는 현물환율, E_{t+1}^e 는 환율의 예측치인데 선물환율을 그 예측치로 사용하기로 한다. 즉, IP는 국내 이자율 i_t 가 외국의 이자율 i_t^* 에 국내 통화의 豫想 平價切下率 $\frac{E_{t+1}^e \pm E_t}{E_t}$ 를 더한 것과 같음을 나타내고 있다. 위의 관계는 외환 시장의 균형 조건을 나타낸다고 말할 수도 있다.

만약 위의 IP식을 均衡 誤差 u_t 를 허용하여 다시 쓰면 아래와 같다.

$$(2.2) \quad i_t = i_t^* + \frac{E_{t+1}^e \pm E_t}{E_t} + u_t$$

즉, 금융 시장에 교란요인이 발생하면 균형관계가 불안정하게 되거나 경우에 따라 왜곡되는 경우가 발생하게 되는데 이때 위 식에서 균형 오차인 교란항 u_t 에 중요한 변화가 초래되는 것으로 나타난다. 이러한 사실을 본 논문의 분석 취지에 맞게 보다 구체적으로

설명하면 다음과 같다.

IP식 (2.2)의 변수들인 $i_t, i_t^*, \frac{E_{t+1}^e \pm E_t}{E_t}$ 가 單位根(unit root)을 따른다고 하자. 제4절에서 얻은 결과에 따르면 이들 변수들은 모두 경험적으로 단위근을 갖는다. 이 경우에 오차항인 u_t 가 定常性(stationarity)을 만족하면 IP는 성립되고 위의 변수들은 Engle and Granger(1987)의 표현대로 장기적 균형관계에 있다고 말한다. 이제, 어떤 이유로 금융 시장의 교란 요인이 발생하여 IP식이 불안정해지거나 와해되면 이러한 현상은 식 (2.2)에서 어떠한 특징으로 나타나게 되는가? 이 경우에는 바로 오차항인 u_t 가 非定常性(non-stationarity)을 갖게 되는 것이다. 이러한 사실을 다르게 표현하면 다음과 같다. 식 (2.2)의 오차항 u_t 가 定常性(stationarity)을 만족하여 IP식이 성립되면 그 변수들 $i_t, i_t^*, \frac{E_{t+1}^e \pm E_t}{E_t}$ 가 서로 共積分(cointegration) 관계에 있다. 그러나 오차항 u_t 가 非定常性(non-stationarity)을 갖게 되면 IP관계는 와해되게 된다.

본 논문에서는 위의 IP식 (2.2)가 안정적인 균형관계를 유지하다가 그 관계가 와해되는 경우 또는 그 반대의 경우가 성립할 수 있음을 상정하고 그러한 상황이 실제로 발생하였는지 여부를 가설검정을 통해 확인하고자 한다. 다음 절에서는 그러한 가설검정의 방법을 간략히 설명하고 그 다음 절에서는 실제의 자료를 이용하여 실증분석하고 그 결과를 제시하기로 한다.

3. 短期間 共積分 瓦解檢定

이번 절에서는 共積分 관계가 단기적으로 와해되는 현상을 분석할 수 있는 Andrews and Kim(2006)의 방법을 본 논문의 분석대상과 연관지어 간략히 설명하고자 한다.

다음의 모형을 생각해보자.

$$(3.1) \quad f(x_t, \theta) = u_t$$

여기서, 자료의 기간은 $t = 1, \dots, T + m$ 인데, m 은 구조변화가 진행되는 기간의 길이이다. 위 2절의 식 (2.2)에서 보면

$$f(x_t, \theta) = i_t - i_t^* - \frac{E_{t+1}^e \pm E_t}{E_t}$$

이다. 이제, 구조변화가 자료의 기간 중 $t = t_0, \dots, t_0 + m$ 에 일어날 수 있음을 다음과 같

은 가설로 나타내기로 한다. 즉,

$$(3.2) \quad \begin{cases} H_0: \left\{ \begin{array}{l} f(x_t, \theta_0) = u_t, \quad t = 1, \dots, T+m \text{이고} \\ \{u_t : t = 1\} \text{는 정상과정임.} \end{array} \right. \\ \\ H_1: \left\{ \begin{array}{l} f(x_t, \theta_0) = u_t, \quad t = 1, \dots, t_0+m, \dots, T+m \text{이고} \\ g(x_t, \theta_t) = u_t, \quad t = t_0, \dots, t_0+m \text{임.} \\ \text{단, } \theta_t \neq \theta_0, \quad t = t_0, \dots, t_0+m \text{이고} \\ \{u_{t_0}, \dots, u_{t_0+m}\} \text{의 분포는 다른 기간에서와 다를 수 있다.} \end{array} \right. \end{cases}$$

이제, $\hat{\theta}_{(j)}$ 를 파라메터 θ 의 한 推定量으로서, 자료의 전체기간 $t = 1, \dots, T+m$ 중에서 $t = j, \dots, j+m$ 기간의 관측치를 제외한 자료를 이용하여 얻은 推定量이라고 하자. 그리 고 다음과 같은 간단한 통계량을 생각해보자.

$$(3.3) \quad \begin{aligned} P_j &= P_j(\hat{\theta}_{(j)}) \\ &= \sum_{t=j}^{j+m} (f(x_t, \hat{\theta}_{(j)}))^2 \end{aligned}$$

단, 여기서 $j = 1, \dots, T-m$ 임. 통계량 P_j 의 經驗的 分布(empirical distribution)는 다음과 같 이 구할 수 있다. 즉,

$$(3.4) \quad F_{P, T}(x) = \frac{1}{T \pm m + 1} \sum_{j=1}^{T \pm m + 1} 1(P_j \leq x)$$

이로부터, 사이즈가 α 인 검정을 생각할 때 그 임계치 $q_{P, 1-\alpha}$ 는

$$(3.5) \quad q_{P, 1-\alpha} = \inf \{x \in R: F_{P, T}(x) = 1 - \alpha\}$$

이 된다. 따라서 어떤 기간 $\{t: t = t_0, \dots, t_0+m\}$ 에 구조변화가 일어남을 검정하고자 할 때,

$$P_{t_0} > q_{P, 1-\alpha}$$

이면 歸無假說 H_0 을 기각하여 구조 변화가 일어났다는 결론을 내릴 수 있다. 위의 사실은

$$(T-m+1)^{-1} \sum_{j=1}^{T+m+1} 1(P_{t_0} > P_j) \geq 1 \pm \alpha$$

을 나타낸다. 또한 검정의 p-value는

$$(3.6) \quad P_{v_p} = (T \pm m + 1)^{\pm 1} \sum_{j=1}^{T \pm m + 1} 1(P_{t_0} \leq P_j)$$

이 된다. 그런데 Andrews and Kim(2006)은 검정의 검정력과 사이즈를 감안하여 P_{t_0} 대신 다음의 통계량을 사용하기를 권하고 있다.

$$(3.7) \quad P = P_{T+1}(\hat{\theta})$$

단, $\hat{\theta} = \hat{\theta}_{1-(T+m)}$ 로서 전체자료를 가지고 추정한 θ 의 추정량이다. 본 논문의 실증분석에서도 위의 P 통계량을 사용하기로 한다.

위의 새로운 접근법은 計量經濟學에서 母數的 部分標本抽出法(parametric subsampling)이라고 명명하는 방법으로서 추론을 위한 통계량의 漸近的 性質(asymptotic property)이 작은 규모의 표본분석에 대해 적절한 근사적 성질을 제공하지 못하는 경우 사용하는 하나의 방법이다.

위의 P 통계량에 의한 검정법 대신 최근의 時系列分析을 위한 연구문헌들에서 찾을 수 있는 局所的 最良 不變 檢定法(LBI, locally best invariant test)의 접근법을 적용하는 방법을 생각해보자. 이러한 LBI 방식의 검정법은 보다 일반적인 모형하에서도 접근적으로 유효한 성질을 갖고 있다고 알려져 있다. LBI 검정법에서는 오차항 u_t 를 다음과 같이 상정하고 있다.

$$u_t = \psi_t + \lambda^{1/2} \tilde{\psi}_t$$

단, 여기서 $\psi_t \sim iidN(0, 1)$, $\varepsilon_t \sim iidN(0, 1)$, $t = T+1, \dots, T+m$, 이고

$$\tilde{\psi}_t = \begin{cases} 0 & t = 1, \dots, T, \\ \overline{\psi}_{t-1} + \varepsilon & t = T+1, \dots, T+m \end{cases}$$

이다. 이에 대해 LBI의 방법을 따라 다소 복잡한 유도과정을 거치면 이러한 검정법은 기본적으로 잔차 部分合(partial sum)에 대한 제곱합으로 된다는 사실을 증명할 수 있는데 이러한 결과는 기존의 LBI에 대한 문헌들과도 일치한다. 즉 \hat{u}_s 가 잔차라고 하면, 이 LBI 방식의 檢定統計量은 다음과 같이 됨을 증명할 수 있다[Andrews and Kim(2006) 참조].

$$(3.8) \quad \sum_{t=T+1}^{T+m} \left(\sum_{s=t}^{T+m} \hat{u}_s \right)^2$$

이러한 LBI에 근거한 검정법의 경우에도 위의 P 통계량에 의한 검정법의 경우와 같이 θ 의 추정량을 다르게 함으로써 검정법의 검정력과 사이즈를 개선할 수 있다. Andrews and Kim(2006)은 위의 (3.8)통계량에서 이용한 잔차를 구할 때

$$(3.9) \quad \hat{u}_t = f(x_t, \hat{\theta})$$

를 사용하도록 권한다. 단, $\hat{\theta} = \hat{\theta}_{1-(T+m)}$ 로서 전체자료를 가지고 추정된 θ 의 추정량이다. 이렇게 구한 통계량을 우리는 R 통계량이라고 하고 제4절에서의 실증분석에서도 위의 P 통계량과 함께 이를 사용하기로 한다.

적어도 이론적으로 이 두 번째 방법인 LBI 방식의 R 검정법이 P 검정법보다 檢定力이 우수함을 보일 수 있다. 하지만, 모의실험의 결과 Andrews and Kim(2006)에서는 실제의 실증분석에서 상황에 따라 R 검정법과 P 검정법의 상대적 우월성이 달라질 수 있음을 보이고 있다.

4. 實證分析 結果

본 논문의 실증분석에서 다룬 자료들은 태국, 필리핀, 인도네시아, 싱가포르 등 동아시아 4개 국가들의 國內 利率, 現物換率, 先物換率의 일별 자료들이다. 환율은 대미 달러 환율을 사용하였다. 이러한 자료들은 서울大學校 經營대학의 자료은행에서 구한 것이다. 外國 利率은 3개월 만기 미국 국채 수익률을 사용했다. 관측치는 총 400개이며, 1996년 12월 31일부터 1998년 7월 13일까지의 주말을 제외한 일별 자료를 사용하였다.

IP에 대한 안정성, 즉 共積分의 안정성을 검정하기에 앞서 모형 (2.2)의 변수들이 각각의 경우에 단위근을 갖는지를 검정할 필요가 있다. 위 3절에서 설명한 대로 변수들이 단위근을 갖게 되는 경우 IP의 성립 또는 안정성 여부의 분석이 비교적 간단한 문제로 귀

〈表 1〉 利子率의 單位根 檢定(Augmented Dickey-Fuller 檢定)

	$\hat{\rho}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}$)	Z_{ADF}	Z_t	시차	단위근
i_{IN}	0.99997 (0.00544)	-0.01228	-0.00565	1	확인
i_{PH}	0.98782 (0.00831)	-3.73900	-1.46689	26	확인
i_{SI}	0.96066 (0.01654)	-11.25055	-2.37836	2	확인
i_{TH}	0.99792 (0.00382)	-0.82881	-0.54433	1	확인

IN: Indonesia, PH: Philippine, SI: Singapore, TH: Thailand

The 5% critical values are: $Z_{\rho} = -14$, $Z_t = -2.87$ for case 2

The 1% critical values are: $Z_{\rho} = -20.5$, $Z_t = -3.44$ for case 2

〈表 2〉 換率의 單位根 檢定(Augmented Dickey-Fuller Test)

	$\hat{\rho}$ ($\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}$)	Z_{ADF}	Z_t	시차	단위근
$E_{IN,S}$	1.00211 (0.00397)	0.66058	0.53279	7	확인
$E_{IN,F3}$	1.00197 (0.00343)	0.69996	0.57366	7	확인
$E_{PH,S}$	0.99811 (0.00374)	-0.67833	-0.50495	5	확인
$E_{PH,F3}$	0.99834 (0.00329)	-0.57616	-0.50418	8	확인
$E_{SI,S}$	0.99578 (0.00514)	-1.53212	-0.82115	2	확인
$E_{SI,F3}$	0.99594 (0.00532)	-1.33236	-0.76371	6	확인
$E_{TH,S}$	0.99609 (0.00378)	-1.56023	-1.03543	5	확인
$E_{TH,F3}$	0.99589 (0.00366)	-1.66896	-1.12379	3	확인

S: spot rate, F3: 3 month forward rate

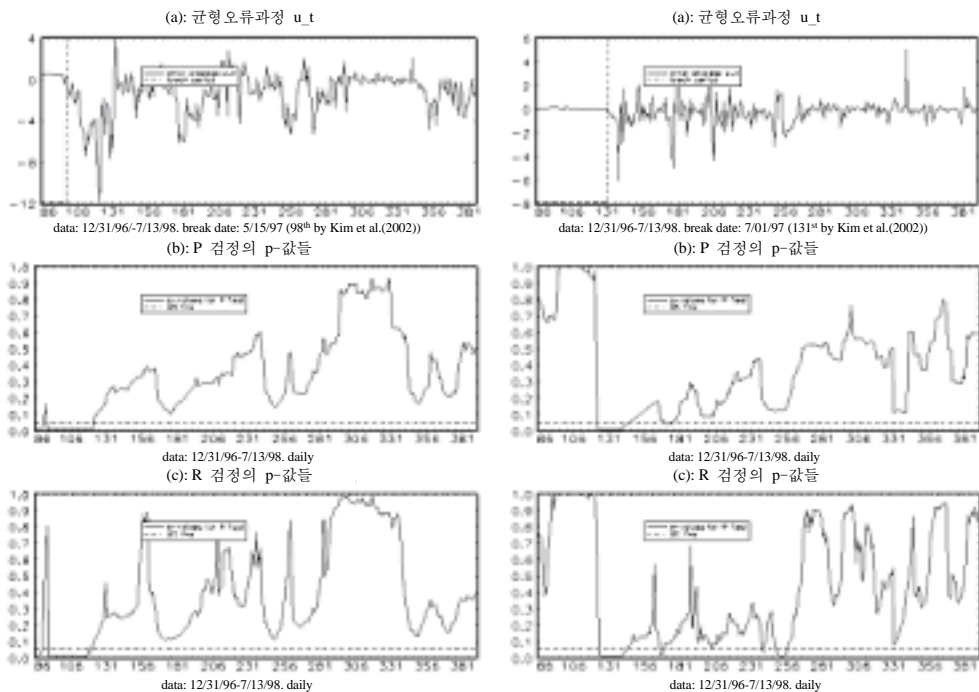
The 5% critical values are: $Z_{\rho} = -14$, $Z_t = -2.87$ for case 2

The 1% critical values are: $Z_{\rho} = -20.5$, $Z_t = -3.44$ for case 2

결될 수 있다. 즉, IP의 성립여부는 모형의 변수들 간의 공적분 관계 존재 및 안정성여부와 직결되는 문제이기 때문이다. 변수의 단위근 검정을 위해 우리는 Dickey and Fuller(1979)에 의한 Augmented Dickey Fuller(ADF) 방법을 적용하였으며 그 결과는 <表 1>과 <表 2>에 제시되어 있다.⁽²⁾ <表 1>과 <表 2>에서 확인할 수 있듯이 해당되는 모든 변수들에 대해 5% 수준의 검정에서 단위근의 歸無假說을 기각할 수 없었다.

다음으로, <그림 1>의 (a)~<그림 4>의 (a)는 식 (2.2)에서 정의된 u_t 의 추이를 보여주고 있다. 각각의 그림에서 점선으로 그려진 세로선은 Kim(2000, 2002)의 방법을 적용하여 추정한 共積分 瓦解時點(breakpoint)을 나타내고 있다. 4개 국가의 추정된 와해 시점은 각각 97년 5월 15일, 97년 7월 1일, 97년 7월 10일, 97년 10월 10일이다.

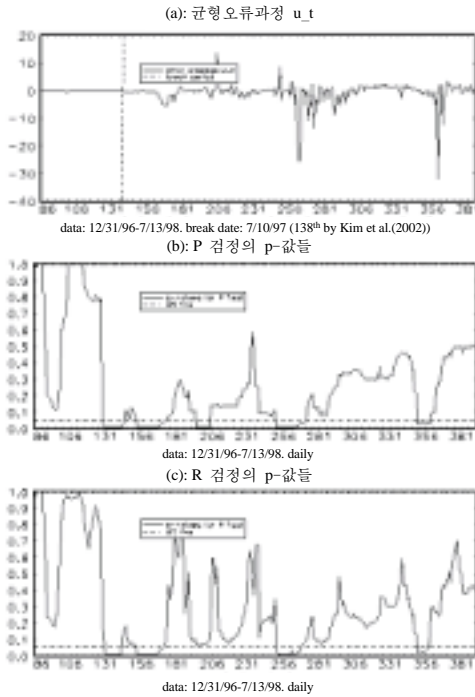
이제, 위 3절에서 소개한 短期間 共積分 瓦解檢定法을 4개국의 자료에 적용해보자. 공적분의 와해기간이 $m = 10$ 으로 가정하고 $t_0 = 81, 82, \dots$ 에 대해 검정을 실시해보았다. 자료의 처음은 1996년 12월 31일이다. 위의 식 (3.6)에 정의한 p-값을 P 검정법과 R 검정법



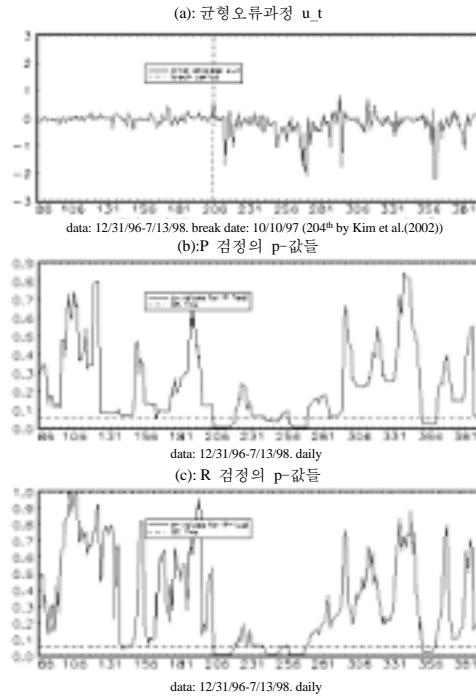
<그림 1> 短期間 共積分 瓦解檢定 結果: Thailand

<그림 2> 短期間 共積分 瓦解檢定 結果: Philippine

(2) 또 다른 單位根 檢정법인 Phillips-Perron(1988)의 방법에 의한 檢정결과도 ADF 방법에 의한 결과와 일치하는데 이 결과가 필요한 독자께서는 저자에게 요청하여 얻을 수 있음.



〈그림 3〉 短期間 共積分 瓦解檢定 結果: Indonesia



〈그림 4〉 短期間 共積分 瓦解檢定 結果: Singapore

각각에 대해 구하여 〈그림 1〉~〈그림 4〉의 (b)와 〈그림 1〉~〈그림 4〉의 (c)에 제시하였다. 각각의 그림 (b), (c)의 수평 점선은 검정의 유의수준인 5%선을 나타내고 있다. 이 유의수준선인 수평점선 보다 p-값의 선이 아래에 있으면 공적분이 유지된다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하고 共積分이 瓦解되었다고 결론을 내리게 된다.

p-값이 그려진 그림들을 살펴보면 8가지 경우 모두 Kim(2000, 2002)의 방법에 의해 추정된 와해 시점 근처의 t_0 값에서 p-값이 .05 선 아래에 있다. 구체적으로, 태국의 경우 Kim(2000, 2002)에 의해 추정된 와해 시점은 97년 5월 15일이고 P, R 검정의 p-값의 그림은 각각 97년 5월 2일부터 97년 6월 18일, 97년 5월 7일부터 97년 6월 16일 사이에 .05 밑으로 내려간다. 필리핀의 경우, 이러한 시점들은 97년 7월 1일, 97년 6월 20일부터 97년 7월 21일, 97년 6월 23일부터 97년 7월 17일이다. 인도네시아의 경우는 97년 7월 10일, 97년 6월 30일부터 97년 7월 21일, 97년 7월 2일부터 97년 7월 17일이다. 싱가포르의 경우에는 97년 10월 10일, 97년 10월 20일부터 97년 10월 31일, 97년 10월 10일부터 97년 10월 30일이다.

p-값의 그림은 Kim(2000, 2002)에 의해 추정된 와해 시점보다 큰 t_0 값에 대해서는 .05

선 위에서 그려진다. 이것은 만약 실제 와해 시점은 관측치보다 더 앞선 시점인데 관측치 끝점에서 共積分 瓦解를 검정하고자 하면, P나 R 검정은 큰 검정력을 갖지 못한다는 사실을 말해 준다. 이것은 예상한 바와 같다. 또한 P와 R 검정의 p-값의 그림이 거의 유사하며, 특히 한 그림에서 .05의 유의수준선에 가까이 다가갔을 때 더욱 그러한 것을 알 수 있다. 4개 국가 중 4개 국가에 대해서 P 검정은 R 검정보다 며칠 앞선 시점에서 와해가 일어났음을 보여준다.

5. 結 論

본 논문에서는 외환위기 전후의 시기에 동아시아 4개국의 자료에 대해 비교적 최근에 개발된 計量經濟學적 분석기법을 적용하여 利率平衡關係의 성립여부를 실증분석하고 있다. 분석의 결과 외환위기가 발생하기 얼마 전에 이미 IP관계가 와해되고 있음이 확인되었고 그 이후 얼마간의 기간 동안 IP관계는 불안정하거나 와해된 채로 지속되었음을 알 수 있었다. 그 후 대부분의 경우 IP가 회복되는 양상을 보여 금융시장의 안정성이 회복되는 것으로 실증분석의 결과는 보여주고 있다. 본 논문에서 사용한 분석 기법은 그 성격상 기존 자료에 있는 현상을 분석할 수 있을 뿐만 아니라 자료 외의 기간에 대한 예측에도 유용하게 사용될 수 있는데 본 논문에서의 실증분석을 통해 이 사실을 확인한 셈이다.

서울대학교 經濟學部 副教授

151-746 서울특별시 관악구 관악로 599

전화: (02)880-6390

팩스: (02)886-4231

E-mail: jykim017@snu.ac.kr

參 考 文 獻

- Andrews and Kim(2006): "Tests for Cointegration Breakdown Over a Short Time Period," *Journal of Business and Economic Statistics*, **24**, **4**, 379-394.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller(1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, **74**, 427-31.

- Engle, R. F., and C. W. Granger(1987): “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, **55**, 251-76.
- Engle, C.(1996): “The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence,” *Journal of Empirical Finance*, **3**, 123-192.
- Huisman, R., K. Koedijk, C. Kool, and F. Nissen(1998): “Extremum Support for Uncovered Interest Parit,” *Journal of International Money and Finance*, **17**, 211-228.
- Kim, J.-Y.(2000): “Detection of Change in Persistence of Linear Time Series,” *Journal of Econometrics*, **95**, 97-116.
- Kim, J.-Y., J. Belaire-Franch, and R. B. Amador(2002): “Corrigendum to ‘Detection of Change in Persistence of Linear Time Series’,” *Journal of Econometrics*, **109**, 389-392.
- Phillips, P., and P. Perron(1988): “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, **75**, 335-46.