臨界誤差修正模型에 依한 國際證市에서의 去來費用과 一物一價의 法則에 對한 實證分析

金載永 · 朴雄用

본 논문에서는 原株의 가격과 株式預託證書의 가격을 이용하여 지리적으로 분리된 두 개의 증권시장 간에 존재하는 암묵적인 去來費用과 一物一價의 法則에 대해 실증분석을 한다. 본 논문의 분석에서 사용된 자료는 6개 新興市場(emerging market)의 원주와 주식예탁증서 가격의 자료이다. 일반적으로 그 두 가격 사이에는 어느 정도의 차이가 존재하는데 그 차이는 去來費用이나 市場統合의 정도, 그리고 여타 시장마찰 요인들을 반영한다고 볼 수 있다. 본 논문에서는 이러한 원주와 주식예탁증서의 가격 사이에 밴드회귀(band reverting) 類型의 動學的 均衡關係가 존재한다고 보고 그 밴드회귀 유형의 동학적 行態를 臨界誤差修正模型(threshold vector autoregression model: TVECM)을 이용하여 분석하고 있다. 즉, 두 가격사이에 균형밴드가 존재하는데 만약 그 균형밴드에서 이탈할 경우에는 밴드회귀적 현상이 발생하게 된다고 본다. 분석 대상인 모든 신흥국가의 자료에 대해 이러한 밴드회귀 유형의 균형동학과 임계효과가 있음이 포착되었다. 또한 국가에 따라 가격조정과정에 흥미로운 차이점이 발견되기도 하였다.

1. 序　論

일반적으로 국제시장에서는 거래비용과 기타 시장마찰 요인으로 인해 일물일가의 법칙이 성립하지 않는다. 현실적으로 우리는 差益去來가 없음에도 불구하고 각 시장들에 걸쳐 다른 가격이 공존하고 있음을 발견할 수 있다. 이처럼 차익거래 없이도 시장 간 다른 가격이 존재할 수 있는 이유는 투자자들의 차익거래행위와 시장마찰 요인들 간의 상호작용 때문이다. 金融市場에서 投資者들은 차익거래로부터의 利益 가능성이 발생하는 경우에 즉시 그 기회를 捕捉한다. 따라서 차익거래 행위와 시장마찰 요인들의 상호작용과정은 상품시장보다 금융시장에서 더 활발하게 일어날 것으로 예상된다. 이 때문에 우리는 시장 간의 가격조정과정에 대해 일종의 動學的 均衡狀態를 생각해 볼 수 있게 된다. 본 논문에서는 이러한 동학적 가격조정과정에 대해 두 證券市場에서의 原株의 가격과 株式預託證書의 가격을 기본 자료로 하여 실증분석하고 있다.

본 논문에서는 국제주식시장에서의 가격조정과정에 관해 밴드회귀 유형의 동학적 행태

에 주목한다. 두 시장의 원주-주식예탁증서 간에 다른 가격이 형성되었을 때 차익거래가 항상 일어나는 것은 아니다. 일반적으로 시장 참여자들은 價格差異가 차익거래에 필요한 거래비용을 넘어설 만큼 커졌을 경우에 한해서 실제로 차익거래에 참여한다. 이는 원주-주식예탁증서 간의 가격 차이에 밴드회귀 유형의 동학에 의해 설명되는 非線形的인 관계가 존재함을 의미한다. 그 밴드는 차익거래가 純利益을 가져다 주는 부분과 그렇지 않은 부분을 구별해주는 臨界値(threshold value)에 의해 결정된다. 어떠한 이유로 두 시장 간 가격의 차이가 밴드 밖에 있게 되면 차익거래의 이익이 거래비용을 초과하게 되고 이때 투자자들의 실제 차익거래에 의해 그 가격차이가 밴드 안으로 回歸하게 된다. 즉, 밴드 밖에서의 가격 행태는 그 가격 차이를 '균형밴드' 내부로 끌어들이는 밴드회귀적 균형 동학행태의 모습을 보인다. 장기적으로는 밴드 밖에서의 이러한 균형 회귀적 가격의 행태가 지배적으로 그 가격의 동학적 성질을 결정하게 되므로 우리는 이를 밴드회귀적 長期均衡關係로 개념화할 수 있다. 이와 같은 유형의 동학적 관계는 임계 공적분(threshold cointegration) 모형에 의해 잘 설명되는데, Balke and Fomby(1997), Lo and Zivot(2001), 그리고 Hansen and Seo(2002)의 발상에 근거한 임계 오차수정모형(TVECM)이 그러한 예이다. 이러한 모형을 적용할 경우에 우리는 가격의 차이를 誤差修正項(error correction term)으로 설정할 수 있다.

본 논문에서 사용하는 자료는 미국 주식예탁증서(American depository receipt: ADR)의 가격과 그것의 바탕이 되는 원주(original stock)의 가격이다. 주식예탁증서(DR)는 외국 시장에서 발행되는 주식상품이며 그에 해당하는 국내 주식시장의 원주 所有權을 나타내주는데, DR과 원주는 사실상 동일하게 여겨진다. 본 논문에서 사용된 기본 자료는 몇몇 신흥국가(emerging market)의 ADR과 원주 가격들이다.

본 논문의 分析結果는 그 분석 대상인 모든 신흥국가의 자료에 대해 밴드회귀적 가격 조정과정과 임계효과를 잘 포착하고 있다. 몇 가지 경우에 대해서는 가격 收斂이 밴드밖에서 뿐만 아니라 안에서도 이루어지고 있음을 볼 수 있었는데, 밴드 안에서의 가격 수렴은 밴드 밖과 비교하여 그 速度와 形態에서 차이가 나고 있었다. 또한 국가에 따라 가격 조정과정에 흥미로운 차이점이 발견되기도 하였다. 한편, 推定된 거래비용은 분석의 모든 경우에서 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

국제 금융시장에서의 차익거래 존재 여부와 市場效率性 가설은 많은 연구가 이루어진 주제이다. Harrison and Kreps(1979), Chamberlain and Rothschild(1983), 그리고 Chen and Knez(1995)는 이 주제를 특정 모델을 이용하여 연구한 바 있다. ADR과 같이 국제적으로 교차 등록된 주식의 문제는 Alexander, Eun, and Janakiramanan(1987), Chan, Fong, and

Stulz(1995), Jayaraman, Shastri, and Tandon(1993), 그리고 Kleidon and Werner(1996)에 의해 연구되었다. Bekaert(1995)는 국제시장의 차익거래와 해외 投資障壁에 대해 연구하였으며 국제 포트폴리오 투자와 금융시장 統合에 대해 논의하였다.

본 논문의 논의는 다음 순서로 진행되고 있다. 2장은 분석에 사용된 模型과 方法論을 설명하고 있다. 특히 분석의 기본 모형인 오차수정모형의 推定과 檢定法에 대해 설명하고 있다. 3장에는 사용된 자료에 대한 설명이 포함되어 있고, 4장에서는 실증분석결과와 그에 대한 논의가 제시되고 있다.

2. 模型과 計量的 方法論

주식예탁증서의 가격과 그 바탕이 되는 원주의 가격은 시장 간에 존재하는 거래비용 등의 마찰 요인에 의해 어느 정도의 차이를 보이며 함께 움직인다. 그 두 가격은 한동안 서로 벗어나 있지만, 일반적으로 일정 시간이 지난 뒤에 어떤 균형 밴드 내로 돌아오리라고 예상할 수 있다. 가격조정과정은 밴드 내부에서는 鈍化되지만 밴드 밖에서는 활발하게 이루어진다. 우리는 이 비선형적인 과정을 臨界誤差修正模型(TVECM)을 이용하여 분석할 수 있다.

두 가격 변수의 조정 메커니즘을 설명하는 데에 TVECM이 적절한 모형이 되기 위해서는 두 가격 변수가 공적분 관계에 있어야 한다. 공적분 관계의 검정법은 이미 잘 알려져 있기 때문에 본 논문에서는 그 설명은 생략하기로 한다. 대신 TVECM에 대해서는 본 장에서 비교적 자세히 설명하고자 한다.

2.1. 臨界誤差修正模型(TVECM)

$\{p_t^*: t=-p,\cdots,0,1,\cdots,T\}$와 $\{p_t: -p,\cdots,0,1,\cdots,T\}$을 각각 DR과 그 바탕이 되는 원주의 가격에 로그를 취한 값이라고 하자. p_t^*와 p_t는 積分過程(integrated process: I(1))이라고 가정한다. 만약 p_t^*와 p_t가 정확히 같이 움직인다면, 그 차이인 $z_t=p_t^*-p_t$는 0 또는 상수가 될 것이다. 만약 두 가격 변수가 정확히 같이 움직이진 않지만 상호 安定的인 관계를 유지하면서 움직인다면 그 두 변수들에 長期的 均衡關係가 존재한다고 할 수 있다. 즉, 이때 $z_t=p_t^*-p_t$는 定常過程(stationary process)이고, 두 가격변수들은 공적분 벡터 (1 −1)를 갖는 공적분 관계에 있다. p_t^*과 p_t가 공적분 관계에 있을 때 調整 動學은 다음의 벡터오차수정모형(VECM)에 의해 표현될 수 있다.

$$(2.1) \qquad \binom{\Delta p_t^*}{\Delta p_t} = \alpha + \sum_{s=1}^{p-1} \Psi_s \binom{\Delta p_{t-s}^*}{\Delta p_{t-s}} + \beta z_{t-1} + u_t, \quad t = 1, \cdots, T$$

여기에서 $\alpha = (\alpha^*, \alpha^0)$는 2×1 상수 벡터, Ψ_s는 2×2 계수 행렬, $\beta = (\beta^*, \beta^0)'$은 2×1 계수 벡터이다. 攪亂項 u_t는 공분산 행렬 $\Sigma = E(u_t u_t')$을 갖는 마팅게일 差分過程을 따른다고 가정한다.

일반적으로 시장 참여자는 DR과 원주의 가격 차이가 충분히 큰 경우 결국에는 그 차이가 어떤 적정한 값 이하로 하락하리라고 기대할 것이다. 사실 두 가격 간 차이가 거래비용보다 크면 차익거래가 발생하고 이로 인해 가격 차이는 거래비용 또는 그 이하의 수준으로 하락할 것이기 때문이다. 즉, 우리는 두 가격변수에 대해서 밴드회귀(band-reverting) 유형의 균형 동학을 예상할 수 있다. 반면, 두 가격의 차이가 거래비용보다 작다면 차익거래는 발생하지 않으며 특별한 조정의 성향도 보이지 않을 것이다. 따라서 두 가격의 수렴은 그 차이가 어떤 임계치 γ보다 클 때에만 발생한다고 가정할 수 있다. 이러한 현상을 분석하기 위하여 우리는 오차 수정항 z_{t-1}과 임계치 γ의 값에 의존하는 2局面(regime)의 임계오차수정모형(TVECM)을 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$(2.2) \qquad \binom{\Delta p_t^*}{\Delta p_t} = \begin{cases} \alpha_1 + \sum_{s=1}^{p-1} \Psi_{1,s} \binom{\Delta p_{t-s}^*}{\Delta p_{t-s}} + \beta_1 z_{t-1} + u_t, & if \ |z_{t-1}| \le \gamma, \\ \alpha_2 + \sum_{s=1}^{p-1} \Psi_{2,s} \binom{\Delta p_{t-s}^*}{\Delta p_{t-s}} + \beta_2 z_{t-1} + u_t, & if \ |z_{t-1}| > \gamma, \end{cases}$$

단, 여기에서 $\alpha_i = (\alpha_i^*, \alpha_i^0)'$, $\Psi_{i,s}$, $\beta_i = (\beta_i^*, \beta_i^0)'$은 두 국면 $i = (1, 2)$의 계수 벡터 혹은 계수 행렬이다.

모형 (2.2)의 安定性은 제2국면의 가격 동학에 의해 결정된다는 사실에 주의하라. 만약 $\beta_2^* < 0$이고 $\beta_2^0 > 0$인 경우, 모형은 제2국면의 오차수정효과에 의해 안정적이게 된다. 이 경우 전기의 가격차이인 z_{t-1}이 특정한 값 γ를 초과할 때 그 차이는 밴드로 復歸한다. 즉 만약 $z_{t-1} > \gamma$이면 DR의 가격이 상대적으로 過大評價되거나 원주의 가격이 상대적으로 過小評價되고, 오차수정효과에 의해 p_t^*는 감소하고 p_t는 증가한다. 한편, $z_{t-1} > \gamma$이면 DR의 가격은 상대적으로 과소평가되거나 주식의 가격은 상대적으로 과대평가되고, 오차수정효과에 의해 p_t^*는 증가하고 p_t는 감소한다. 만일 전기의 가격차이가 臨界範圍 $[-\gamma, \gamma]$ 내에 머무르게 된다면 두 가격은 뚜렷한 수렴 성향을 갖지 않을 수도 있다. 국면 1에서의 동학이 정상적(stationary)이지 않다 하더라도 국면 2에서의 오차수정효과가 적절하게 作

動한다면 시스템은 안정적이게 된다.

임계치가 非對稱的인 ($\gamma_1 < \gamma_2$) 두 값 (γ_1, γ_2)을 가질 수도 있는데 이 경우 임계오차수정 모형은 다음과 같이 3개의 국면을 갖는다.

$$(2.3)\qquad \binom{\Delta p_t^*}{\Delta p_t} = \begin{cases} \alpha_1 + \sum_{s=1}^{p-1} \Psi_{1,s} \binom{\Delta P_{t-s}^*}{\Delta P_{t-s}} + \beta_1 z_{t-1} + u_t, & if \quad z_{t-1} \le \gamma_1, \\ \alpha_2 + \sum_{s=1}^{p-1} \Psi_{2,s} \binom{\Delta P_{t-s}^*}{\Delta P_{t-s}} + \beta_2 z_{t-1} + u_t, & if \quad \gamma_1 < z_{t-1} \le \gamma_2, \\ \alpha_3 + \sum_{s=1}^{p-1} \Psi_{3,s} \binom{\Delta P_{t-s}^*}{\Delta P_{t-s}} + \beta_3 z_{t-1} + u_t, & if \quad z_{t-1} > \gamma_2, \end{cases}$$

여기에서 $\alpha_i = (\alpha_i^*, \alpha_i^0)'$, $\Psi_{i,s}$, $\beta_i = (\beta_i^*, \beta_i^0)'$는 3개 국면 $i(=1,2,3)$에 대한 계수행렬이다.

2.2. 推定

모형 (2.2)를 다음과 같이 표현해 보자.

$$(2.4)\qquad \Delta x_t = A_1' X_{1,t-1} + A_2' X_{2,t-1} + u_t$$

이때 $\Delta x_t = (\Delta p_t^*, \Delta p_t)'$이고 $A_i = (\alpha_i, \Psi_{i,1} \cdots, \Psi_{i,p-1}, \beta_i)'$, $i = 1, 2$이며,

$$X_{i,t-1} = (1, \Delta x_{t-1}', \cdots, \Delta x_{t-p+1}', z_{t-1})' \cdot 1(z_{t-1}\text{가 } i\text{국면에 있음})$$

는 각 국면의 $2p \times 1$ 說明變數行列이고 $1(\cdot)$는 指示者(indicator) 函數이다.

교란항 u_t가 iid이고 正規過程이라고 가정하자. 그러면 우리는 모형 (2.2)를 최우추정법을 이용하여 추정할 수 있다. 모수 $(A_1, A_2, \Sigma, \gamma)$에 대한 최우추정치는

$$(2.5)\qquad \begin{aligned} (\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\gamma}) &= \arg\max l_T(A_1, A_2, \Sigma, \gamma) \\ &= \arg\max(-\frac{T}{2}\log|\Sigma| - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} u_t' \Sigma^{-1} u_t) \end{aligned}$$

를 이용하여 구할 수 있다. 이때, $l_T(\cdot)$는 로그우도함수를 나타낸다.

만약 γ를 고정시키면 각 국면에서의 모형은 선형 VECM이 된다. 따라서, 주어진 γ에 대해 普通最小自乘法(OLS)을 이용하여 (A_1, A_2, Σ)를 다음과 같이 추정할 수 있다.

$$\hat{A}_1(\gamma) = (\sum_{t=1}^{T} X_{1,t-1} X_{1,t-1}')^{-1} (\sum_{t=1}^{T} X_{1,t-1} \Delta p_t'),$$
$$\hat{A}_2(\gamma) = (\sum_{t=1}^{T} X_{2,t-1} X_{2,t-1}')^{-1} (\sum_{t=1}^{T} X_{2,t-1} \Delta p_t'),$$
$$u_t(\gamma) = u_t(\hat{A}_1(\gamma), \hat{A}_2(\gamma), \gamma),$$
$$\hat{\Sigma}(\gamma) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \hat{u}_t(\gamma) \hat{u}_t(\gamma)'.$$

(2.5)의 目的函數는 임계 효과 때문에 미분이 불가능하여 γ를 통상의 최우추정법에 의해 추정할 수 없다. 그러나 γ의 값을 고정시킨다면 우리는 위에서 본 바와 같이 (A_1, A_2, Σ)의 다른 모수들을 추정할 수 있다. 그리고 이 때 γ의 값을 추정하기 위해 우리는 格子探索(grid search) 方法을 이용할 수 있다. 격자 탐색을 하기 전에 우리는 탐색할 적절한 γ의 구역을 정할 필요가 있다. 그러한 γ의 구역은 $|z_t|$의 최대값을 이용하여 구할 수 있다. (2.3)과 같은 세 개의 국면의 경우에는 γ의 구역을 z_t의 최대값과 최소값을 이용하여 구하면 된다.

2.3. 檢定

Balke and Fomby(1997)는 Hasen(1996)과 Tsay(1989)의 1變數 檢定法을 TVECM의 오차수정항에 적용할 것을 제안하였다. Lo and Zivot(2001)은 Hansen(1996)의 多變量 擴張檢定을 이용하여 Balke and Fomby의 접근을 공적분 벡터를 알고 있는 다변량 임계 공적분 모형으로 확장시켰다.

2국면의 TVECM을 선형 VECM의 귀무가설에 대해 검정하기 위하여 Hansen and Seo(2002)는 라그레인지 곱셈자(Lagrange Multiplier: LM) 검정법을 제안하였다.(1) 만약 우리가 (θ, γ)에 대한 사전지식을 가지고 있다면, 우리는 LM 統計量의 값을 통상적인 방법을 통해 얻을 수 있다. 그 값들이 알려져 있지 않은 경우 귀무가설 하에서 얻은 (θ, γ)의 推定値를 가지고 통계량을 계산할 필요가 있다. 2.2절의 설명을 보면 귀무가설하에서 θ의 추정치는 얻을 수 있지만 γ의 추정치는 얻을 수 없는데, 이는 귀무가설하에서 그것이 식별되지 않기 때문이다. 이러한 이유로 인해 우리는 통상적인 LM통계량 대신, θ의 추정치인 $\tilde{\theta}$을 통해 계산된 다음과 같은 SupLM 통계량을 사용한다.

---

(1) 그들은 두 가지 이유에서 LM검정을 제안하였다. 첫째, LM통계량은 계산이 간편하고 bootstrap을 도입하는 데에 용이하다. 둘째, LM검정은 모수 추정치의 분포를 필요로 하지 않는다.

$$\mathrm{SupLM} = \sup_{\gamma_L \le \gamma \le \gamma_U} \mathrm{LM}(\tilde{\theta}, \gamma),$$

여기에서 $\tilde{\theta}$은 귀무가설하의 최우추정치이고 $[\gamma_L, \gamma_U]$는 격자 탐색의 영역이다. $\mathrm{LM}(\tilde{\theta}, \gamma)$는 주어진 (θ, γ)에서 구해진 LM통계량이다.

일반적으로 위의 SupLM 통계량은 標準的인 分布를 가지고 있지 않으며 자료에 의존한다. Hansen and Seo(2002)는 그 분포를 얻기 위해 부트스트래핑(bootstrapping)방법을 고려하였다.

3. 資料

3.1. 株式預託證書

주식예탁증서는 1927년 영국 정부가 영국 기업들의 해외 증시 상장을 規制하자 이에 대응하여 도입된 ADR이 시초이다. 영국 증시에 상장된 주식의 해외 증시 거래가 금지되었지만 미국 투자자들은 여전히 영국 기업들의 주식을 미국 시장에서 거래하길 원했기 때문에 그 代案으로 영국 주식에 對應되는 미국 시장 내 상품을 발행하고 시장에서 流通시킨 것이다. 그 후 DR은 원주를 국내 보관기관에 預託하고 해외 예탁기관이 예탁 주식을 근거로 발행하여 거래하는 상품을 指稱하게 되었다. 유럽 각 증시에서 거래되는 EDR(European depository receipts)과 미국과 유럽에서 동시에 거래되는 GDR(Global depository receipts)이 등장하였으며, 그 規模는 지속적으로 증가하였다. ADR의 경우 2002년 말 현재 총 1,436개의 프로그램이 설정되어 있고 주요 미국 증시에 上場된 ADR의 2002년 연간 거래 금액은 5,500억 달러에 달하고 있다.(2)

3.2. 資料

뉴욕 證券去來所(NYSE), 나스닥(NASDAQ), 그리고 미국 증권거래소(America stock exchange)에 上場된 6개 국가의 35개 ADR을 분석하였는데, 1995년 10월 2일부터 2003년 9월 30일에 걸친 2년 반 동안의 일별 자료가 사용되었다.(3) ADR 프로그램의 1/3만이 거

(2) Bank of NY(2002). ADR 프로그램의 수는 Rule 144A, Regulation S 및 예탁 기관을 거치지 않은 기타 DR 프로그램은 제외한 수치이다. 거래 금액은 미국 증시에 상장되어 거래된 ADR에 대한 것이며 2002년 말 총 1,436개의 ADR 프로그램 중 553개의 프로그램이 거래소에 상장되었다.

(3) 모든 데이터는 Datastream 서비스로부터 얻었다. 분석에 포함된 각 나라의 기업들은 아르헨티나의 경우 7개, 홍콩은 4개, 이스라엘은 8개, 한국은 6개, 싱가포르는 2개, 그리고 남아프리카는 8개 기업들이다. 관측치는 총 674개이다.

래소에 상장되었으나 활발하게 거래되고 있는 ADR이나 占有率(share volume) 상위의 ADR 대부분이 거래소에 상장되어 있었다. 상장되지 않은 ADR은 활발하게 거래되지 않고 가격이 신뢰할 만한 수준이 되지 못했으며, 더군다나 統合된 가격 자료를 쉽게 얻을 수 없는 것들이었다. 그래서 우리는 상장된 ADR만을 분석하기로 하였다. 우리는 아르헨티나, 홍콩, 이스라엘, 한국, 싱가포르, 그리고 남아프리카공화국을 분석의 대상에 포함시켰다.

가격 조정과 국가 간 거래비용을 비교하기 위하여 우리는 物價指數를 ADR가격의 加重平均으로 구성하였다. 그리고 加重値로는 각 기업의 시장가치를 사용하였다

4. 實證 分析 結果

우선 ADR과 원주 사이에 공적분 관계가 있는지를 살펴보았다. 확장된 Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller: ADF)검정 결과는 〈表 1〉에 요약되어 있다. ADF 검정에 따르면 모든 국가에 대해 공적분이 존재하지 않는다는 歸無假說이 강하게 기각되었다.

다음으로 임계오차수정모형의 분석 결과를 보자. 우선 싱가포르의 경우를 제외하고는 5% 有意水準에서 임계 효과가 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되고 임계치가 존재한다는 對立假說이 採擇되었다. 싱가포르의 분석결과로는 부트스트랩(bootstrap)의 p 값이 0.349이었으며 귀무가설이 棄却되지 않았다. 결과는 〈表 2〉에 提示되어 있다.

임계 효과가 있는 것으로 나타난 국가의 추정된 임계치는 대체로 3.5%에 가까웠고 국가별로 비슷하였다. 각 국가의 주식시장과 미국 주식시장 간에 존재하는 거래 비용은 국가 간에 그다지 큰 차이가 없다는 결과를 얻은 셈이다. 이미 언급된 바와 같이 그 이유

〈表 1〉 單位根, 公積分 檢定

	ADR 가격		원주 가격		가격 차이	
	z_{DF}	t	z_{DF}	t	z_{DF}	t
아르헨티나	-2.62	-1.29	-4.86	-1.73	-65.58	-5.84
홍콩	-2.15	-0.95	-1.98	-0.86	-39.78	-4.25
이스라엘	-0.46	-0.21	-0.10	-0.05	-388.94	-16.51
한국	-15.49	-2.87	-14.20	-2.68	-19.56	-3.52
남아공	-3.57	-1.36	-3.10	-1.25	-380.43	-12.13
싱가포르	-2.04	-1.23	-1.67	-1.14	-309.80	-12.43

註: 모든 변수는 로그를 취한 값임. Z 통계값의 5% 임계값은 -14.1이고 t 통계값의 임계값은 -2.86임. 시차의 차수는 베이즈 정보 기준에 의해 결정하였음.

〈表 2〉 臨界(threshold) 公積分 檢定과 threshold 推定値

	p-값	임계치
아르헨티나	0.040	0.031
홍콩	0.036	0.096
이스라엘	0.026	0.035
한국	0.001	0.039
남아공	0.002	0.028
싱가포르	0.349	0.057

는 미국 주식시장에서 ADR 프로그램을 시행하는 기업들은 일정 정도의 國際的 基準을 充足하고 있기 때문인 것으로 생각된다. 시장에서 이러한 기업의 주식에 대한 차익거래 기회는 즉시 소멸되고 임계치는 낮은 수준에서 형성되게 된다. 홍콩은 例外的으로 비교적 높은 임계치를 갖고 있는 것으로 나타났다.

〈表 3〉에는 TVECM 모형의 계수 추정값과 통계량 수치가 제시되어 있다. 아르헨티나의 경우 추정값의 부호가 예상과 附合되었다. 아르헨티나의 경우, 밴드 내에서의 오차수정효과는 매우 작지만 밴드 밖에서는 가격 차이가 커짐에 따라 원주 가격이 ADR 가격으로 수렴하는 것으로 나타났다. 그러나 다른 국가의 결과는 임계 효과가 존재함에도 불구하고 예상과 다르게 나타났다. 홍콩, 이스라엘, 한국, 남아프리카 공화국에 대해서 밴드 내에서의 ADR 가격이 陰의 값으로 추정된 것에 반해 밴드내의 원주 가격은 陽의 값으로 추정되었다. 즉, 오차수정계수의 추정값에 의하면 가격 차이가 밴드 내에서도 0으로 수렴하는데, 그 수렴 속도나 방향이 밴드 밖에서와 다른 것으로 나타난다. 홍콩의 경우 ADR 가격이 주로 밴드 내의 가격 차이에 반응해서 조정되었다. 밴드 밖에서는 ADR 가격에 대한 오차수정계수의 추정치가 양의 부호를 갖는 것으로 추정되었으나, 원주 가격의 오차수정 효과가 ADR 가격의 發散效果보다 크기 때문에 가격 수렴은 원주 가격의 조정에 의해 일어나는 것으로 나타났다. 이것은 비록 다른 가격이 발산하더라도 두 가격 중 하나가 더 빠르게 조정되어 가격이 수렴하기 때문이다.(4) 이스라엘과 한국의 ADR 가격은 밴드 내에서 보다 밖에서 더 잘 수렴하였다. 한국의 경우 원주 가격의 오차수정계수 추정

(4) 모형 (2.2)의 국면 2에 대해 $\alpha_2 = 0, \Delta p^*_{t-1}, \cdots, \Delta p^*_{t-p} = 0$과 $\Delta p^0_{t-1}, \cdots, \Delta p^0_{t-p} = 0$을 가정하면, 즉, 만일 상수항과 가격 변동의 직전 기 값이 0이 되도록 하면, t기에서의 가격 차이는 $x_t = (1 + \beta^*_2 - \beta^0_2)x_{t-1}$이 된다. 이 때, 만일 $0 < \beta^0_2 - \beta^*_2 < 2$이면, 가격 차이가 점차 없어진다. 홍콩에 대해서는 $\hat{\beta}^0_2 - \hat{\beta}^*_2 = 0.32$인데, 두 가격이 모두 증가하거나 감소하는 경향을 보인다면, 상대적인 가격 수렴이 발생한다. 홍콩의 경우, 비록 ADR 가격이 발산하더라도 원주 가격이 더 빠르게 ADR 가격으로 수렴하며 가격 차이는 소멸되는 것이다.

〈表 3〉 TVECM 誤差修正 係數 推定

		ADR가격의 계수		원주가격의 계수	
아르헨티나	국면 1	-0.073	(0.096)	-0.014	(0.075)
	국면 2	-0.003	(0.016)	0.132	(0.045)
홍콩	국면 1	-0.192	(0.049)	0.029	0.049)
	국면 2	0.184	(0.101)	0.507	(0.060)
이스라엘	국면 1	-0.073	(0.070)	0.592	(0.055)
	국면 2	-0.322	(0.196)	0.258	(0.110)
한국	국면 1	-0.091	(0.055)	0.257	(0.056)
	국면 2	-0.347	(0.106)	-0.122	(0.089)
남아공	국면 1	-0.153	(0.095)	0.569	(0.071)
	국면 2	0.022	(0.191)	0.803	(0.113)
싱가포르		-0.162	(0.103)	0.345	(0.075)

註: 괄호 안은 표준 편차이다. 모델의 시차 차수는 베이즈 정보 기준에 의거해 모든 모델에서 1을 사용하였다.

값의 부호는 음이었으나 ADR 가격의 오차수정 효과가 원주 가격의 발산 효과를 능가하였다.

서울大學校 經濟學部 副教授
151-742 서울특별시 관악구 신림동 산 56-1
전화: (02)880-6390
팩스: (02)886-4231
E-mail: jykim017@snu.ac.kr

Department of Economics, Princeton University
E-mail: woongp@Princeton.EDU

参考文獻

Alexander, G., C. S. Eun, and S. Janakiramanan(1987): "Asset Pricing and Dual Listing on Foreign Capital Markets: A Note," *Journal of Finance*, **42**, 151-158.

Balke, N., and T. Fomby(1997): "Threshold Cointegration," *International Economic Review*, **38**, **3**, 627-45.

The Bank of New York(2002): *Depository Receipts 2002 Year-End Review*, The Bank of New York, New York.

Bekaert, G.(1995): "Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets," *World Bank Economic Review*, **9**, 75-107.

Chamberlain, G., and M. Rothschild(1983): "Arbitrage, Factor Structure, and Mean-variance Analysis on Large Assets," *Econometrica*, **51**, 1281-1304.

Chan, K. C., W. Fong, and R. M. Stulz(1995): "Information, Trading, and Stock Returns: Lessons from Dually-listed Securities," *Journal of Banking and Finance*, **20**, 1161-1187.

Chen, Z., and P. J. Knez(1995): "Measurement of Market Integration and Arbitrage," *Review of Financial Studies*, **8**, 545-560.

Hansen, B.(1996): "Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis," *Econometrica*, **64, 2**, 413-430.

Hansen, B., and B. Seo(2002): "Testing for Two-regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models," *Journal of Econometrics*, **110**, 293-318.

Harrison, J., and D. Kreps(1979): "Martingales and Arbitrage in Multiperiod Securities Markets," *Journal of Economic Theory*, **20**, 381-408.

Jayaraman, N., K. Shastri, and K. Tandon(1993): "The Impact of International cross Listings on Risk and Return: The Evidence from American Depository Receipts," *Journal of Banking and Finance*, **17**, 91-103.

Kleidon, A., and I. Werner(1996): "U.K. and U.S. Trading of British Cross-listed Stocks: An Intraday Analysis of Market Integration," *Review of Financial Studies*, **9**, 619-664.

Lo, M., and E. Zivot(2001): "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to The Law of One Price," *Macroeconomic Dynamics*, **5**, 533-576.

Tsay, R. S.(1989): "Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes," *Journal of the American Statistical Association*. **84**. 231-240.