

潛在要因模型을 이용한 國債 利子率 스프레드 分析: 新興市場을 中心으로

金載永 · 朴雄用

신흥 시장 국가들이 국제 금융 시장에서 발행하는 국채의 이자율은 국가별 경제 상황에 대한 기준 지표의 역할을 하고 있으며, 국채 이자율의 움직임에 대한 비교 연구를 통해 우리는 개발도상국들이 국제 금융 시장과 얼마나 밀접히 연관되어 있는지 파악할 수 있다. 본 연구에서는 주요 신흥 시장 국가의 국채 이자율 스프레드를 이용하여 국제적 금융 시장과의 통합의 정도를 분석하고자 하였다. 이를 위해 국채 이자율 스프레드를 결정하는 요인으로 세계 요인, 지역 요인 그리고 각 국가의 고유 요인을 설정하고 潛在要因模型(latent factor model)을 이용하여 분석하였다. 분석 결과 큰 경제 위기를 겪었거나 개별 국가의 정치적 경제적 요인이 경제에 큰 영향을 미치는 경우는 세계 요인의 기여도가 낮게 나타난 반면 그 외의 국가들은 대체로 높은 공통 요인의 기여도를 보였다. 한편 아시아 지역에서는 지역적 공통 요인의 역할이 크지 않았지만 남아메리카 지역에서는 지역 요인이 국채 이자율 스프레드의 변동에 기여하는 정도가 큰 것으로 나타났다.

1. 概 要

개발도상국, 또는 新興市場國家(emerging markets)들은 미국 달러화와 유로화 표시 유로본드(Eurobond) 및 양키본드(Yankeebond)를 발행하여 많은 자본을 조달해 왔다. 유로본드나 양키본드는 규격화된 발행 조건을 통해 비슷한 구조를 가지고 있으며 이자 지급 및 원금 상환이 미국 달러화나 유로화로 이루어지기 때문에 환율 변동 위험을 피할 수 있다는 장점이 있다. 더구나 국제 금융시장에서 각국이 발행한 다양한 채권이 함께 거래 되므로 시장에서 평가되는 이자율 또는 가격은 개발도상국들에 대한 투자의 수익성과 위험을 체계적으로 비교할 수 있게 해 준다. 이런 점에서 국채 이자율은 해당 국가에 대한 기준 지표 역할을 하고 있으며, 국채 이자율의 움직임에 대한 비교 연구를 통해 우리는 개발도상국들이 금융 시장에서 얼마나 밀접히 연관되어 있는지 파악할 수 있다. 국채 이자율에 대한 비교 연구는 특히 금융 위기가 발생하고 위기가 관련 국가로 전파 또는 전염되어 가는 과정을 분석할 때 유용하다.

국채 이자율을 결정하는 요인은 크게 세계 요인, 지역 요인, 그리고 개별 국가에 고유

한 요인으로 구분할 수 있다. 세계 요인과 지역 요인은 기존의 자산가격 결정이론의 體系的 危險(systematic risk)으로 볼 수 있으며 고유 요인은 固有危險(specific risk)에 해당한다.

世界要因은 신흥 시장에서 발생하여 전 세계에 파급된 국제 금융위기와 같이 분석 대상 국가들에 동시에 영향을 미친다. 1990년대 중반 정보기술 산업을 중심으로 한 세계적 호황과 신흥 시장에 대한 투자 붐은 신흥 국가가 발행한 국채를 매력적인 투자 대상으로 만들었다. 그러나 1997년의 동아시아 외환 위기나 1998년의 러시아 외채 상환 위기는 일부 동유럽 국가에 국한하지 않고 신흥 시장 전체에 큰 파급 효과를 낳았으며, 그 결과 이 시기에는 신흥 국가의 국채 이자율 스프레드가 전반적으로 크게 상승하였다. 세계 요인은 이러한 현상을 설명해 준다. 地域要因은 특정 지역에 제한된 영향력을 가진다. 전 세계적으로 영향을 미친 요인 외에 우리는 지역적으로 제한된 영향을 가진 요인들을 생각해 볼 수 있다. 이러한 지역 요인들에 따라 같은 지역에 위치해 있거나 금융시장이 긴밀히 통합된 국가들은 큰 영향을 받으며 그렇지 않은 국가들은 비교적 영향을 받지 않는다. 예를 들어, 1998년의 러시아 외채 상환 위기는 결국 미국 LTCM(Long Term Capital Management)에 막대한 손실을 입히고 파산을 불러올 정도로 선진국 금융 시장은 물론 신흥 시장에까지 상당한 혼란을 일으켰지만, 1994년의 멕시코 외환 위기는 남미 국가들의 경제에는 상당한 영향을 미쳤지만 아시아와 기타 신흥 국가들에 대해서는 제한적인 영향을 미쳤다. 마지막으로 개별 국가의 이자율에만 영향을 미치는 固有한 要因을 생각해 볼 수 있다. 2002년 브라질에서 룰라 대통령이 당선되면서 그의 경제 정책에 대한 국제 금융시장의 우려가 브라질 금융시장에 상당한 혼란을 불러왔는데, 이는 브라질 경제에만 국한된 것이었다. 최근 한국 경제를 위급한 상황에 처하게 한 신용카드 위기의 경우도 한국 경제에 제한된 영향을 미치고 있다.

세계 요인이나 지역 요인은 실제 관측이 불가능하기 때문에 우리는 代用變數(proxy variable)를 이용하여야 하지만, 적절한 대응 변수를 찾는 것이 쉽지 않다. 본 연구에서는 潛在要因模型(latent factor model)을 이용하여 이자율 스프레드를 설명하였는데, 잠재 요인 모형은 각 요인의 관측치 없이 이자율 스프레드만 이용하여 모형을 구성할 수 있기 때문에 다른 모형에 비해 자료에 대한 요구 정도가 작다는 장점이 있다. 한편 전 세계적인 경제 성장이나 경기 변동의 효과는 이자율 자체를 분석하지 않고 미국과 같은 중심 국가의 국채 이자율에 대한 스프레드를 분석함으로써 고려 대상에서 제외시켰다. 잠재 요인 모형을 이용하여 거시 변수를 분석한 기존 연구는 Diebold and Nerlove(1989)의 환율 변동성에 대한 연구와 Dungey, Martin and Pagan(2000)의 선진국 국내 발행 국채 이자율에 대한 연구가 있다. 후자의 경우 표시 통화가 다른 국내 발행 채권의 이자율을 비교 분석하

였기 때문에 환율 변동 위험을 제대로 고려하지 못한다는 문제점이 있는데 본 연구에서는 이를 해결하기 위해 국제 금융 시장에서 달러화 표시로 발행되어 거래된 채권의 이자율을 분석하였다.

2. 模 型

2.1. 基本 模型

본 절에서는 국채 이자율 스프레드를 결정하는 요인들이 안정적인 정상 시계열이라 가정하고 국채 이자율 스프레드의 변동에 미치는 각 요인들의 영향을 분석한다. 이후 다음 절에서는 이 가정을 완화하여 각 요인들이 條件附 異分散性(conditional heteroskedasticity)을 가지고 있을 때의 요인별 영향을 분석한다.

먼저 하나의 중심 국가와 N 개의 신흥 시장 국가를 대상으로 분석한다고 가정하자. $r_{i,t}$ 는 시간 $t(t=1, \dots, T)$ 기에 결정된 국가 $i(i=0, 1, \dots, N)$ 의 국채 이자율이며, 중심 국가($i=0$)에 대한 각 국가의 이자율 스프레드는 $s_{i,t} = r_{i,t} - r_{0,t}$ 이다. 우리는 중심 국가 국채에 대한 신흥 시장 국가 국채의 초과 수익률 변동성을 분석하고자 하므로, 스프레드의 변동인 $\Delta s_{i,t} = s_{i,t} - s_{i,t-1}$ 에 관심을 가진다.⁽¹⁾ 이제 각국의 국채 이자율 스프레드의 변화량을 결정하는 세계 요인을 w_t 로 두고, 지역 요인으로는 아시아 지역 요인과 남아메리카 지역 요인을 설정하여 각각 R_t^A 와 R_t^L 로 두자. 마지막으로 개별 국가에 고유한 영향을 미치는 요인을 $u_t = \{u_{1,t}, \dots, u_{N,t}\}'$ 이라고 하면, 각 요인의 積載量(factor loading) $\lambda = \{\lambda_1, \dots, \lambda_N\}'$, $\gamma^A = \{\gamma_1^A, \dots, \gamma_N^A\}'$, 그리고 $\gamma^L = \{\gamma_1^L, \dots, \gamma_N^L\}'$ 에 대해 국채 이자율 스프레드의 변동 Δs_t 는 다음과 같이 결정된다.

$$(2.1) \quad \Delta s_t = \lambda w_t + \gamma^A R_t^A + \gamma^L R_t^L + u_t$$

세계 요인 w_t 와 두 지역 요인 R_t^A 와 R_t^L 가 각각 평균이 0이고 분산이 1인 확률 과정을 따른다고 가정하자. 분산이 1이 아니더라도 시간에 따라 분산이 불변이므로 계수를 이용하여 분산을 1로 正規化(normalize)할 수 있다. 분석의 편의를 위해 분산을 1로 가정하자. 그리고 국가 i 의 고유 요인은 평균이 0이고 분산이 σ_i^2 인 확률 과정을 따른다고 가정하자. 한편 세계 요인과 지역 요인, 두 지역 요인은 서로 독립이며 국가별 고유 요인도

(1) 각국의 국채 이자율 스프레드에 대한 단위근 검정 결과 이자율 스프레드는 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 자세한 결과는 3장을 참조하라.

다른 요인과 서로 독립이라고 가정하면, 다음이 성립한다.

$$\begin{aligned} E[w_t R_t^k] &= 0, \quad k = A, L, \\ E[R_t^A R_t^L] &= 0, \\ E[u_{i,t} u_{j,t}] &= 0, \quad (i \neq j), \\ E[u_{i,t} w_t] &= 0, \quad i = 0, 1, \dots, N, \text{ 그리고,} \\ E[u_{i,t} R_t^k] &= 0, \quad i = 0, 1, \dots, N, k = A, L. \end{aligned}$$

우리는 신흥 국가의 국제 금융 시장에 대한 統合의 정도를 비교하기 위해 각 국가의 국제 이자율 스프레드의 분산에서 세계 요인, 지역 요인 및 고유 요인이 기여하는 정도를 분석하고자 한다. 국가 i 의 국제 이자율 스프레드 변동의 분산을

$$(2.2) \quad \text{Var}(\Delta s_{i,t}) = \text{Var}(\lambda_t w_t) + \text{Var}(\gamma_i^A R_t^A) + \text{Var}(\gamma_i^L R_t^L) + \text{Var}(u_{i,t})$$

와 같이 나타낼 수 있는데, 이를 이용해 우리는 각 요인이 국가 i 의 국제 이자율 스프레드 변동의 분산에 기여하는 정도를 분해할 수 있다.

$$\text{세계 요인의 기여도} = \frac{\text{Var}(\lambda_t w_t)}{\text{Var}(\Delta s_{i,t})} = \frac{\lambda_i^2}{\lambda_i^2 + \gamma_i^{A2} + \gamma_i^{L2} + \sigma_i^2}$$

$$\text{지역 요인의 기여도} = \frac{\text{Var}(\gamma_i^k R_t^k)}{\text{Var}(\Delta s_{i,t})} = \frac{\gamma_i^{k2}}{\lambda_i^2 + \gamma_i^{A2} + \gamma_i^{L2} + \sigma_i^2}$$

$$\text{고유 요인의 기여도} = \frac{\text{Var}(u_{i,t})}{\text{Var}(\Delta s_{i,t})} = \frac{\sigma_i^2}{\lambda_i^2 + \gamma_i^{A2} + \gamma_i^{L2} + \sigma_i^2}$$

모형에서 각 요인들은 실제 관측되지 않으므로 추정을 위해 우리는 적절한 代用變數(proxy variable)를 사용해야 하지만 적절한 변수를 찾기가 어렵다. 그러나 국제 이자율 스프레드 변동의 분산-공분산 행렬로부터 구해지는 標本積率(sample moments)을 積率條件(moment conditions)으로 이용하면 각 요인들이 관측되지 않더라도 우리는 GMM(Generalized method of moments)으로 모수를 추정할 수 있다.

먼저 모든 국가의 국채 이자율 스프레드 변동에 대해 분산-공분산 행렬을 다음과 같이 나타내자. 간단한 예를 살펴보기 위해 첫 번째 국가와 두 번째 국가가 아시아 국가이며 남아메리카 지역 요인은 고려하지 않는다고 하자. 그러면 이자율 스프레드 변동 Δs_i 의 분산-공분산 행렬은 다음과 같다.

$$(2.3) \quad E[\Delta s_i \Delta s_j'] = \begin{bmatrix} \lambda_1^2 + \gamma_1^{A2} + \sigma_1^2 & \lambda_1 \lambda_2 + \gamma_1 \gamma_2 & \lambda_1 \lambda_3 & \cdots & \lambda_1 \lambda_N \\ \lambda_1 \lambda_2 + \gamma_1 \gamma_2 & \lambda_2^2 + \gamma_2^{A2} + \sigma_2^2 & \lambda_2 \lambda_3 & & \\ \lambda_1 \lambda_3 & \lambda_2 \lambda_3 & \lambda_3^2 + \sigma_3^2 & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \\ \lambda_N \lambda_1 & & & \cdots & \lambda_N^2 + \sigma_N^2 \end{bmatrix}$$

단, $\gamma_i^A = 0, i > 2, \gamma_j^L = 0, \forall j$.

이때 지역 요인을 어떻게 설정하느냐에 따라 우리가 얻을 수 있는 적률 조건의 개수와 추정해야 할 모수의 수가 달라진다. 예를 들어, 5개의 국가를 대상으로 분석할 때, 2개의 지역 요인을 고려하여 첫번째 지역 요인에는 세 개의 국가, 두 번째 지역 요인에 두 개의 국가가 영향을 받는다고 가정하면 추정해야 할 모수는 모두 15개가 된다. 우리가 얻을 수 있는 표본 적률 조건의 개수는 15개가 되어 모형은 適度識別(exactly-identifying)된다. 본 연구에서는 실제 7개 국가의 국채 이자율 스프레드를 분석하였는데 한국, 태국, 그리고 필리핀에 대해서는 아시아 지역 요인을 설정하였고 브라질과 멕시코에 대해서는 남아메리카 지역 요인을 설정하였다. 나머지 두 개의 국가, 즉 러시아와 남아메리카공화국에 대해서는 동일한 지역에 위치한 국가가 없기 때문에 별도의 지역 요인을 설정하지 않았다. 이 경우 러시아와 남아메리카공화국의 지역 요인은 고유 요인에 포함되어 추정된다. 추정해야 할 모수는 모두 19개이지만 우리가 얻을 수 있는 표본 적률 조건의 개수는 28개가 되어 모형은 過識別(over-identifying)된다.

2.2. 條件附 異分散性 假定 模型

지금까지는 세계 요인과 지역 요인의 분산이 시간에 따라 변동하지 않고 일정하다고 가정하였다. 그러나 금융 시계열 자료의 無條件附 分散(unconditional variance)이 시간에 불변이라고 하더라도 그 條件附 分散(conditional variance)은 과거 사건에 의존적인 것이 일반적이다. 특히 국제적 경제 위기 또는 금융 시장의 위기가 발생했을 때 금융 시계열 변수들의 분산이 크게 증가하는 密集現狀(clustering)이 나타나는 것으로 알려져 있다. 이

를 반영하기 위해 각 요인이 과거 사건에 대해 조건부 이분산성을 가진다고 가정하고 모형을 다음과 같이 확장하자. 고유 요인은 앞서 기본 모형과 마찬가지로 정의하고 세계 요인과 지역 요인이 다음과 같이 ARCH(1) 구조를 가진다고 가정하자.

$$(2.4) \quad \begin{aligned} f_{j,t} &= v_{j,t} \\ v_{j,t} &\sim N(0, \sigma_{j,t}^2), \text{ 그리고,} \\ \sigma_{j,t}^2 &= (1 - \alpha_j) + \alpha_j \sigma_{j,t-1}^2. \end{aligned}$$

$j=1, 2, 3$ 이고 $\{f_{1,t}, f_{2,t}, f_{3,t}\} = \{w_t, R_t^A, R_t^L\}$ 이다. 이러한 구조는 Diebold and Nerlove(1989)와 Engle, Ng and Rothschild(1990)에서 이용되었다. $(1 - \alpha_j)$ 는 각 요인의 무조건부 분산을 1로 만들기 위해 가정하였다. 이 모형은 칼만 필터(Kalman filter)를 이용하여 추정할 수 있으나 그 추정량은 ARCH 구조의 비선형 가정 때문에 一致性(consistency)을 가지지 못한다는 사실이 알려져 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Gouriou, Monfort, and Renault (1993) 및 Gouriou and Monfort(1996)가 제안한 시뮬레이션 基盤 間接推論方法(simulation-based indirect inference method)을 통해 모수를 추정하였다.

우리가 다루는 모형이 복잡한 구조를 가지고 있어 해석적 해를 구하기 어렵거나 모형의 우도함수를 이용한 최우 추정법을 구현하기가 쉽지 않은 경우, 일반적으로 취할 수 있는 방법은 분석 대상 모형(M)을 좀 더 다루기 쉬운 근사 모형(M^a)으로 대체하여 분석을 하는 것이다. y_t 를 우리가 분석하고자 하는 내생 변수라 두고 외생 변수 x_t 의 값에 따른 우도 함수 $f(y_t, \dots, y_T | x_1, \dots, x_T; \theta)$ 를 최대화 하는 모수 θ 를 추정하려 한다고 하자. 이때 條件附 분포의 성질을 이용하면 모수 θ 의 추정량 $\tilde{\theta}_T$ 은

$$\tilde{\theta}_T = \operatorname{argmax}_{\theta} \sum_{t=1}^T \log f(y_t | y_1, \dots, y_{t-1}, x_1, \dots, x_{t-1}; \theta)$$

와 같이 주어진다. 그러나 우도 함수가 복잡하여 최우 추정법을 구현하기가 불가능할 때, 우리는 다음과 같이 일종의 도구 모형으로서 근사 모형의 우도 함수(f^a)를 이용하여 추정량을 얻을 수 있다.

$$\hat{\theta}_T^a = \operatorname{argmax}_{\theta} \sum_{t=1}^T \log f^a(y_t | y_1, \dots, y_{t-1}, x_1, \dots, x_{t-1}; \theta)$$

모형 M^a 과 우도 함수 f^a 는 실제로는 잘못 설정된 모형과 우도 함수이기 때문에, 그 추정량 $\hat{\theta}_T^a$ 은 일반적으로 一致性을 가지지 못한다. 간접 추론 방법은 이러한 비일치성의 문제를 해결하기 위해 본래의 모형 M 하에서 시물레이션을 실행하여 $\hat{\theta}_T^a$ 의 漸近的 偏倚 (asymptotic bias)를 수정하는 추정 방법이다. 구체적으로, 모수 θ 의 값을 이용하여 본래의 모형 M 하에서 시물레이션으로 내생 변수의 값 $y_t^s(\theta)$ 을 생성하고, 이러한 시물레이션을 $s=1, \dots, S$ 에 대해 반복하여 다음과 같은 새로운 근사 추정량을 얻는다.

$$\hat{\theta}_{ST}^a(\theta) = \operatorname{argmax}_{\theta} \sum_{s=1}^S \sum_{t=1}^T \log f^a(y_t^s(\theta) | y_1^s(\theta), \dots, y_{t-1}^s(\theta), x_1, \dots, x_{t-1}; \theta)$$

최종적으로 간접 추론 추정량 $\hat{\theta}_{ST}^a(\Omega)$ 는 적절한 加重行列 (weighting matrix) Ω 에 대해

$$(2.5) \quad \hat{\theta}_{ST}^a(\Omega) = \operatorname{argmin}_{\theta} [\hat{\theta}_T^a - \hat{\theta}_{ST}^a(\theta)]' \Omega [\hat{\theta}_T^a - \hat{\theta}_{ST}^a(\theta)]$$

와 같이 구할 수 있다.

앞서 밝혔듯이 ARCH 구조를 가정하였을 때 모형 (2.4)는 칼만 필터를 이용하여 추정할 수 있으나 그 추정량은 일치성을 가지지 못한다. 이를 해결하기 위해 칼만 필터로 계산되는 우도 함수를 근사 모형의 우도 함수로 설정하여 앞서 설명한 間接推論方法을 이용한 추정을 실시할 수 있다. 간접 추론 방법을 이용한 추정 과정에서 근사 모형 M^a 하에서 추정하는 추정량이 반드시 원래 모수인 θ 의 추정량일 필요는 없다. 근사 모형은 본래의 모형 M 에서 모수 θ 를 추정하는 것이 어렵기 때문에 도구 모형으로서 사용하는 것이며 식 (2.5)에서 도구 추정량의 거리를 최소화 하는 모수 θ 를 시물레이션을 통해 추정할 수 있기 때문이다. 그러나 우리가 다루고 있는 경우에는 칼만 필터로부터 바로 θ 의 추정량을 얻을 수 있으며 이때 얻어지는 추정량의 점근적 편의를 제거하기 위해 간접 추론 방법을 사용하는 것이기 때문에 θ 를 직접 추정하고 있다. 칼만 필터를 적용할 상태 공간 모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \text{(관측 방정식)} \quad \Delta s_t &= \Gamma f_t + u_t \\ \text{(이행 방정식)} \quad f_{j,t} &= \sqrt{(1-\alpha^j) + \alpha^j f_{j,t-1}^2} \eta_{j,t} \end{aligned}$$

단, $\Gamma = \{\lambda, \gamma^A, \gamma^L\}$, $\alpha = \{\alpha^w, \alpha^A, \alpha^L\}'$. $\eta_{j,t}$ 는 i.i.d. $N(0, 1)$ 을 따르며 u_t 와 독립이다. 이행

방정식이 비선형 구조를 가지고 있지만 $t-1$ 기에 칼만 필터를 이용하여 갱신한 f_{t-1} 을 t 기의 이행 방정식에 대입하는 방법으로 칼만 필터를 적용할 수 있다.

3. 推定 結果 및 分析

본 연구에서는 주요 신흥 시장 국가들의 국채 이자율 데이터를 대상으로 분석을 실시하였다. 대상 국가는 한국을 포함하여 태국, 필리핀, 브라질, 멕시코, 러시아, 남아프리카공화국이다. 이 국가들이 유로본드 및 양키본드로 발행한 미국 달러화 표시 固定 金利 附 채권 이자율 데이터를 이용하였으며, 중심 국가의 국채 이자율로는 미국 국채 5년 만기 금리를 사용하였다.⁽²⁾ 분석 기간은 한국이 10년 만기 외국환평형기금채권을 처음으로 발행하여 거래가 시작된 1998년 4월 9일부터 2003년 9월 30일까지이며 일별 데이터로 분석하였다.

3.1. 單位根 檢定 및 記述 統計量 分析

〈表 1〉에서 볼 수 있듯이 국채 이자율 스프레드에 대한 단위근 검정 결과 각 국가의 국채 이자율 스프레드가 모두 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 미국 국채 이자율 대비 개별 국가의 국채 이자율 스프레드가 단위근을 가지고 있다는 것은 두 시계열이

〈表 1〉 國家別 國債 利率 스프레드(s_t) 單位根 檢定

국가	ADF		Phillips-Perron	
	Z_{DF}	t	Z_p	Z_t
한국	-8.07	-1.97	-6.84	-1.82
태국	-7.20	-1.80	-6.34	-1.72
필리핀	-11.73	-2.40	-12.71	-2.56
브라질	-9.20	-2.23	-9.05	-2.26
멕시코	-16.08	-2.69	-12.95	-2.53
러시아	-6.26	-1.69	-4.62	-1.48
남아공	-6.59	-1.86	-6.04	-1.75

註: 1) 기간: 1998년 4월 9일~2003년 9월 30일(T= 1409).

2) 신뢰수준 5% 하에서 각 통계량의 임계치는 Z_{DF} 와 Z_p 의 경우 -13.73이며, t 와 Z_t 는 -2.87임.

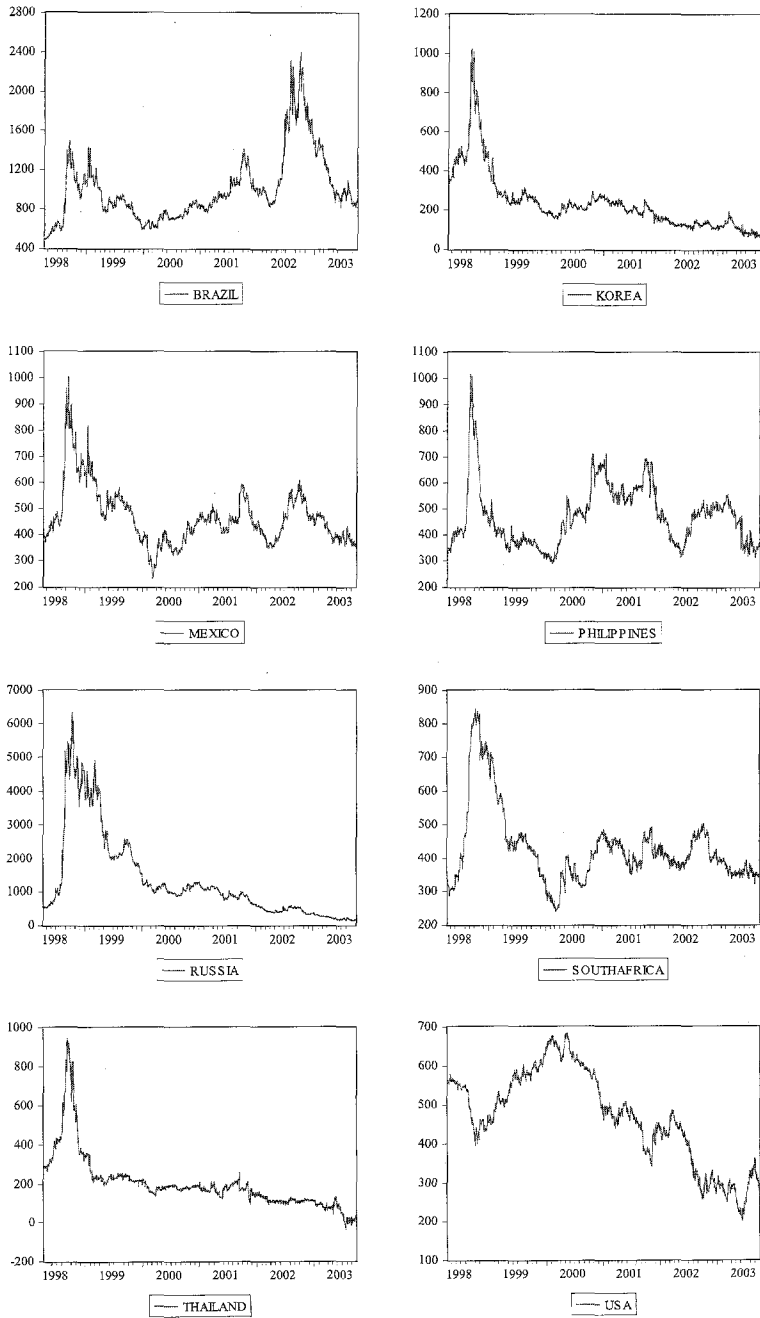
(2) 한국, 태국, 필리핀, 러시아의 채권은 잔존만기가 3년 초과 5년 미만이며 브라질, 멕시코, 남아프리카공화국의 채권은 잔존만기가 10년 이상이다. 잔존만기를 비슷하게 유지하기 위해 미국 국채 이자율은 만기 5년 이자율을 사용하였다. 자세한 데이터 내역은 附錄을 참조하라.

$s_{i,t} = r_{i,t} - r_{0,t} (i=0, 1, \dots, N)$ 의 관계에 대해 共積分 關係(cointegrating relation)를 가지지 않는다는 것을 의미한다. 이로부터 國債 이자율 스프레드가 안정적으로 변동하는 것이 아니라 불안정하게 움직인다는 것을 알 수 있으며, 이자율 스프레드의 불안정한 변동은 특히 국제적 경제 위기 또는 금융 위기 기간에 두드러질 것이다. 본 연구에서는 國債 이자율 스프레드를 그대로 분석하지 않고 1차 차분을 취하여 분석하였다. 國債 이자율 스프레드의 1차 차분을 분석하는 것은 우선 단위근을 제거하고 안정적인 시계열을 분석하기 위해서이다. 금융 시계열 분석에서 우리가 일반적으로 관심을 가지는 것은 시계열 자료의 수익률이며, 특히 본 연구에서는 중심 국가 國債에 대한 신흥 시장 국가 國債의 초과 수익률 변동성에 대한 주요 요인들의 기여도를 분석하는 것이 목적이므로 이자율 스프레드의 변화량(Δs_t)에 대해 분석하였다. <그림 1>과 <그림 2>는 분석 대상 기간 중 국가별 이자율 스프레드와 그 1차 차분의 추이를 보여주고 있다.

1차 차분을 취하여 분석하는 방법 외에 또 다른 방법으로 國債 이자율 스프레드와 공적분 관계를 가진 변수들을 찾아서 共積分 誤差(cointegrating errors)를 구하여 공적분 오차에 대한 주요 요인들의 기여도를 분석하는 방법을 고려해 볼 수 있다. 공적분 관계가 존재한다는 것은 변수들 간에 장기적인 균형 관계가 성립한다는 것으로, 공적분 오차는 변수들이 장기적인 균형 관계로부터 이탈한 정도이다. 따라서 세계 요인, 지역 요인 및 국가별 고유 요인들의 충격이 國債 이자율 스프레드를 장기적인 균형 관계로부터 이탈하는 데 얼마나 기여하는 가를 분석하여 유의한 결과를 얻고자 하는 방법이다.

한편 1998년 중순의 러시아 외채 상환 위기가 각국의 國債 이자율 스프레드 과정에 이후의 기간을 압도하는 영향을 미치지 않았는지 알아보기 위해 위기 기간을 제거하고 나머지 기간에 대해 國債 이자율 스프레드가 단위근을 가지는지 검정해 보았다. 1998년 8월 17일 러시아가 채무불이행을 선언하고 그 여파로 LTCM이 파산한 후 미국 聯準會는 LTCM 사태에 대응하기 위해 1998년 10월 15일 기준 이자율을 인하하였다. 이를 참고하여 1998년 10월 15일까지를 분석 기간에서 제거하고 그 이후부터 각 국가의 國債 이자율 스프레드가 단위근을 가지는지 검정하였다. 검정 결과⁽³⁾ 분석 기간 중에도 위기의 여파가 남아있던 러시아와 분석 기간 중 위기를 겪었던 브라질을 제외한 나머지 국가들에 대해서는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 다만 멕시코의 國債 이자율 스프레드도 단위근을 가지는 것으로 검정되었는데, 이는 브라질 위기의 영향을 받았기 때문으로 보인다. 추후 연구에서는 위기 기간과 상대적으로 안정된 기간을 구분하여 각각의 기간

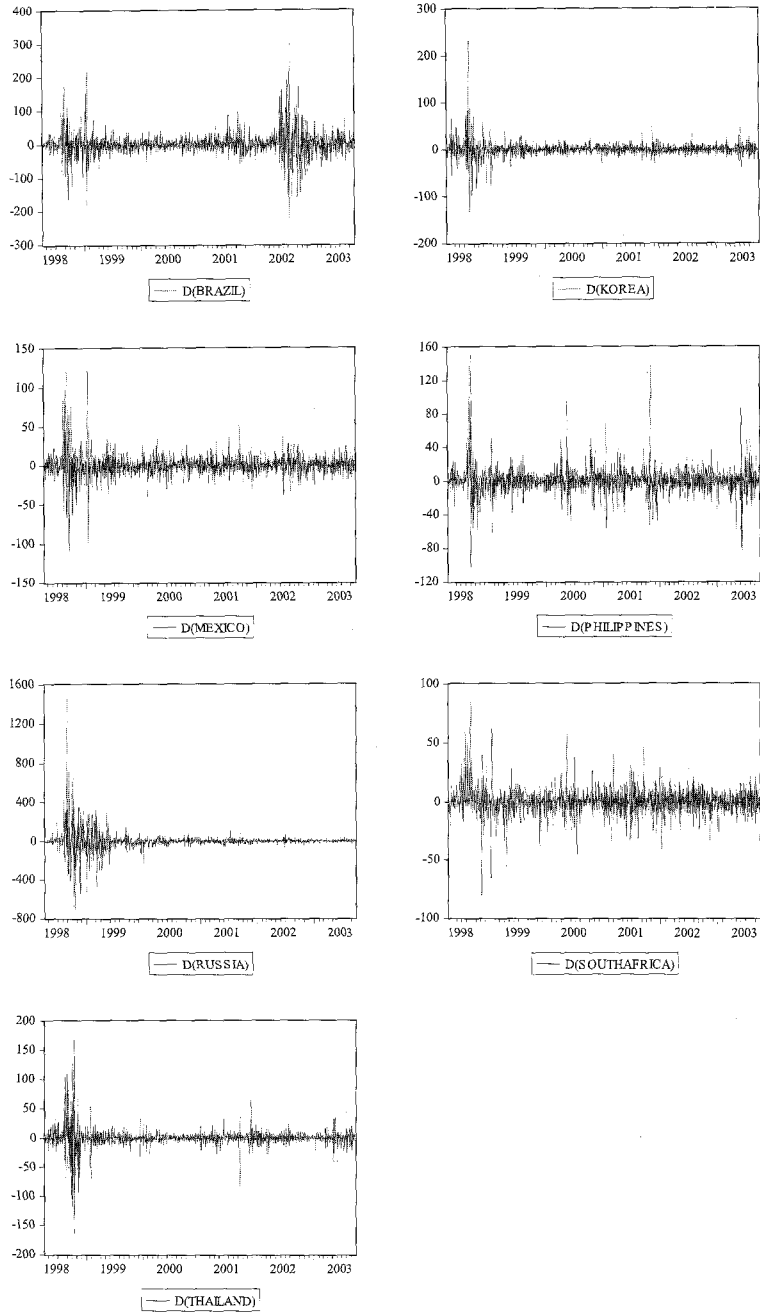
(3) 검정 결과는 附錄을 참조하라.



註: 1) 기간: 1998년 4월 9일-2003년 9월 30일, 2) 단위: basis point(1/100%), 3) 미국은 국채 5년 만기 이자율

資料: Datastream

〈그림 1〉 國家別 스프레드



註: 1) 기간: 1998년 4월 9일-2003년 9월 30일, 2) 단위: basis point(1/100%)
 資料: Datastream

〈그림 2〉 國家別 스프레드의 1次 差分

〈表 2〉 國家別 國債 利率 스프레드 變動의 記述統計量 (單位: %)

국가	평균	표준편차	최소	최대
한국	-0.0020	0.1488	-1.3256	2.3414
태국	-0.0018	0.1652	-1.6364	1.6643
필리핀	0.0002	0.1593	-1.0141	1.5117
브라질	0.0028	0.3584	-2.3509	2.9979
멕시코	-0.0002	0.1457	-1.1672	1.2086
러시아	-0.0027	0.9284	-7.0202	14.5227
남아공	0.0001	0.1070	-0.8082	0.8432

註: 전체 관측치의 수는 1428개.

에서 이자율 스프레드가 어떤 특성을 가지는 지 분석해 보는 것이 필요하다.

국가별 국채 이자율 스프레드의 변화량에 대한 記述統計量(descriptive statistics)을 보면, 분석 기간 중에 외채 상환 위기 또는 외환 위기를 겪은 브라질과 러시아의 국채 이자율 스프레드의 표준편차는 다른 국가에 비해 높은 것으로 나타났다. 한국이나 멕시코의 경우 외환 위기 기간이 분석 기간에 포함되지 않았기 때문에 표준편차는 비교적 낮게 나타났다.

국채 이자율 스프레드의 변동량에 대한 상관계수의 분석은 신흥 시장의 통합 관계의 특징과 함께 러시아와 브라질 위기의 특징을 잘 보여주고 있다. 한국의 국채 이자율 스프레드의 변동량은 아시아 국가 중 泰國과는 다소 낮은 상관관계를 보이고 있지만 필리핀과는 비교적 높은 상관관계를 보였다. 러시아의 국채 이자율 스프레드 변동량은 전반적으로 다른 국가들과 낮은 상관관계를 가지고 있었는데, 이는 러시아 외채 상환 위기로 인해 러시아의 개별 요인의 영향이 컸기 때문이다. 태국도 다른 국가들과 비교적 낮은 상관관계를 가지고 있었다. 같은 지역 내 국가인 브라질과 멕시코는 서로 높은 상관관계

〈表 3〉 國家別 國債 利率 스프레드 變動의 相關係數

	한국	태국	필리핀	브라질	멕시코	러시아	남아공
한국	1.00						
태국	0.23	1.00					
필리핀	0.43	0.22	1.00				
브라질	0.24	0.06	0.27	1.00			
멕시코	0.44	0.17	0.36	0.53	1.00		
러시아	0.25	0.10	0.12	0.18	0.26	1.00	
남아공	0.37	0.17	0.33	0.21	0.37	0.14	1.00

를 가지고 있어, 남미의 지역적 통합이 강한 것으로 추측할 수 있다. 이로부터 우리는 신흥 시장이 전체적으로 통합된 하나의 시장은 아니며, 상황에 따라서 지역적 요인과 개별 국가의 고유 요인이 더 큰 역할을 하는 것을 알 수 있다.

3.2. 模型 推定 結果 및 分析

먼저 세계 요인과 지역 요인의 분산이 시간에 불변이라고 가정한 기본 모형의 분석 결과를 살펴보자. 지역 요인은 아시아 요인과 남아메리카 요인을 설정하여, 한국, 태국, 그리고 필리핀에 대해서 아시아 요인을, 브라질과 멕시코에 대해서는 남아메리카 요인을 설정하였다. 러시아와 남아프리카공화국에 대해서는 지역 요인을 설정하지 않았다. 한국, 필리핀, 멕시코, 그리고 남아프리카 공화국은 비교적 높은 세계 요인의 기여도를 보였으나 태국, 브라질, 그리고 러시아의 국채 이자율 스프레드의 변동에서 세계 요인이 차지하는 비중은 상대적으로 낮았다. 러시아와 브라질은 분석 기간 중 경제 위기로 인해 국채 이자율이 급격히 상승한 시기를 겪었는데, 이들 국가의 이자율 스프레드 변동에서 다른 국가들과 공통적인 요인이 기여한 정도가 낮다는 것은 위기가 신흥 시장 국가들로 광범위하게 확산되지 않고 제한적인 영향만을 미쳤다는 것을 의미한다. 태국의 낮은 세계 요인 기여도는 태국의 국내 정치경제 상황으로 인해 국제 금융 시장에서 거래되는 태국의 국채 이자율이 신흥 시장의 다른 국가들과는 다른 움직임을 보이고 있기 때문으로 해석할 수 있다.

한국은 세계 요인이 42.78%의 기여도를 보였고 아시아 지역 요인의 기여도는 거의 없는 것으로 나타났다. 같은 아시아 국가인 태국도 아시아 지역 요인의 기여도는 거의 없는 반면 필리핀은 아시아 지역 요인의 비중이 61.65%에 달하는 것으로 드러났는데, 모든 국가들에 공통적으로 적용되는 요인을 제외했을 때 아시아 국가들인 한국, 태국, 그

〈表 4〉 國家別 國債 利子率 스프레드 變動의 要因別 分散 寄與度 分析 - 基本 模型 (單位: %)

국가	세계 요인	아시아 지역 요인	남미 지역 요인	고유 요인
한국	42.78	0.26	-	56.97
태국	11.55	0.88	-	87.58
필리핀	38.35	61.65	-	0.00
브라질	18.52	-	17.84	63.64
멕시코	48.34	-	33.33	18.33
러시아	9.89	-	-	90.11
남아공	28.80	-	-	71.20

註: 구체적인 추정 결과는 附錄을 참조하라.

〈表 5〉 國家別 國債 利子率 스프레드 變動의 要因別 分散 寄與度 分析 - ARCH(1) 假定 (單位: %)

국가	세계 요인	아시아 지역 요인	남미 지역 요인	고유 요인
한국	74.85	0.08	-	25.07
태국	29.99	0.00	-	70.01
필리핀	32.81	66.25	-	0.94
브라질	19.92	-	63.38	16.70
멕시코	12.54	-	87.11	0.35
러시아	38.10	-	-	61.90
남아공	54.14	-	-	45.86

註: 구체적인 추정 결과는 附錄을 참조하라.

리고 필리핀의 국채 이자율 스프레드가 아시아 국가로서의 지역적 결정 요인을 가지지 않는 것으로 해석할 수 있다. 이런 이유로 필리핀의 높은 지역 요인 기여도는 오히려 필리핀의 固有要因으로 보는 것이 타당할 것이다.

아시아 국가들과 달리 남미 국가인 브라질과 멕시코에 대해서는 세계 요인의 비중이 낮고 남미 지역 요인이 큰 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 멕시코나 아르헨티나의 경제 위기가 같은 남미 국가들 사이에는 큰 波及效果를 가져왔지만 아시아 국가나 다른 지역의 신흥 시장 국가들의 경제 및 금융 시장에 미친 영향은 비교적 제한적이었던 것과 부합하는 결과이다. 러시아와 남아프리카공화국은 비교적 높은 수준의 세계 요인 기여도를 보였으며 고유 요인의 기여도도 컸다. 이는 이들 국가에 대해서는 별도의 지역 요인을 설정하지 않았기 때문에 지역 요인의 영향이 고유 요인에 함께 포함되어 있음을 고려해야 할 것이다.

세계 요인과 지역 요인에 각각 ARCH(1) 구조를 도입하더라도 등분산성을 가정한 경우와 대체로 일관된 결과가 나타났다. 그러나 전반적으로 세계 요인의 비중이 증가하고 지역 요인과 고유 요인의 비중은 다소 감소하는 모습을 보이고 있다. 세계 요인에 대한 條件附 等分散性 가정은 국제적 금융 위기가 발생하여 세계 금융 시장의 변동성이 확대되었을 때의 영향을 과소평가할 가능성이 높다. 따라서 세계 금융 시장과 밀접히 연관된 것으로 드러난 국가들의 경우 세계 요인에 대한 條件附 異分散性 가정 하에서 세계 요인의 기여도가 증대된 것으로 볼 수 있다. 브라질과 멕시코의 남미 지역 요인의 기여도가 크게 증가하였는데, 동일한 맥락에서 그 원인을 찾아볼 수 있다. 한편 필리핀과 멕시코는 이와 반대로 세계 요인의 기여도가 감소하였다. 요인별 분산의 기여도를 정확히 판단하기 위해서는 세계 요인과 지역 요인에 대한 조건부 이분산성 가정이 타당한 것인지 검

정이 선행되어야 한다. 정도의 차이는 있더라도 빈번한 국제적 사건들로 인해 국제 금융 시장에 혼란이 오는 경우가 많다는 점에서 세계 요인과 지역 요인의 분산이 시간에 따라 변화한다고 가정하는 것이 타당할 것이다. 그러나 실제로 분산의 변화가 심하지 않다면 조건부 이분산성을 가정하는 것이 불필요하게 추정 과정을 복잡하게 만들고 추론을 왜곡할 수 있으므로 주의가 필요하다. 조건부 이분산성 가정에 대한 검정은 각 요인의 대용 변수를 이용할 수 있지만 잠재 요인 모형을 사용한 것과 동일한 이유, 즉 마땅한 대용 변수를 찾기 곤란하다는 문제가 있다. 대용 변수를 사용하지 않고 주어진 정보를 가지고 관측이 불가능한 잠재 요인의 조건부 이분산성을 검정할 수 있는 지에 대해서는 차후 연구가 필요하다.

4. 結 論

본 연구에서는 미국 국채 이자율에 대한 주요 신흥 시장 국가의 국채 이자율 스프레드를 이용하여 주요 국가의 금융 시장이 국제 금융 시장과 얼마나 긴밀히 연관되어 있는지 국가별 특성을 분석하고자 하였다. 국채 이자율 스프레드를 결정하는 요인으로 세계 요인, 지역 요인 그리고 각 국가의 고유 요인을 설정하고 이를 潛在要因 模型(latent factor model)으로 분석하였다. 잠재 요인 모형은 각 요인의 관측치를 요구하지 않기 때문에 적절한 대용 변수를 찾기가 곤란할 때 적합한 모형이다. 분석 대상 국가들 중 경제 위기를 겪거나 국내 정치경제 상황의 영향이 큰 국가들에 대해서는 세계 요인의 기여도가 낮았지만 그 외 국가들은 대체로 세계 요인의 기여도가 높았다. 한편 아시아 지역에서는 지역적 공통 요인의 역할이 크지 않았지만 남미 지역에서는 지역적 요인이 국채 이자율 스프레드의 변동에 기여하는 정도가 큰 것으로 나타났다.

추후 위기 기간과 상대적으로 안정적인 기간을 구분하여 각각의 기간에서 國債 이자율 스프레드가 어떤 특성을 가지는지 분석한다면 의미 있는 작업이 될 것이다. 한편 잠재 요인의 조건부 이분산성 가정을 검정하기 위한 방법에 대한 연구가 요구된다.

서울大學校 經濟學部 副教授

151-742 서울특별시 관악구 신림동 산56-1

전화: (02)880-6390

팩스: (02)886-4231

E-mail: jykim017@snu.ac.kr

서울대학교 經濟學部 碩士課程

151-742 서울특별시 관악구 신림동 산56-1

E-mail: o2ng@snu.ac.kr

附 錄

(1) 데이터 說明

표본은 개발도상국들이 유로본드(Eurobond) 및 양키본드(Yankeebond)로 발행한 미국 달러화 표시 고정 금리부 채권 이자율 데이터를 이용하였다. 구체적으로, 한국 (外評價) 만기 2008년 4월 15일 표면금리 8.875%, 태국 만기 2007년 4월 15일 표면금리 7.75%, 필리핀 만기 2008년 4월 15일 표면금리 8.875%, 브라질 만기 2027년 5월 15일 표면금리 10.125%, 멕시코 만기 2016년 9월 15일 표면금리 10.125%, 러시아 만기 2007년 6월 26일 표면금리 10%, 그리고 남아프리카공화국 만기 2017년 6월 23일 표면금리 8.5% 채권이며, 기준 금리로 미국 국채 5년 만기 금리를 사용하였다. 모든 데이터는 Datastream 서비스로부터 획득하였다.

(2) 單位根 檢定 結果

전체 분석 기간에서 러시아 외환 위기를 제거하고 이후의 기간에 대해서 單位根을 검정한 결과는 다음과 같다.

〈表 6〉 國家別 國債 利率 스프레드(s_t) 單位根 檢定

국가	ADF		Phillips-Perron	
	Z_{DF}	t	Z_{ρ}	Z_t
한국	-12.39	-4.76	-16.11	-5.94
태국	-14.41	-4.23	-32.78	-8.61
필리핀	-12.67	-2.50	-14.63	-3.10
브라질	-5.99	-1.69	-6.56	-1.81
멕시코	-10.36	-2.54	-13.54	-3.21
러시아	-6.08	-4.35	-7.98	-4.53
남아공	-14.08	-3.59	-14.27	-4.14

註: 1) 기간: 1998년 10월 16일~2003년 9월 30일(T = 1273).

2) 신뢰수준 5% 하에서 각 통계량의 임계치는 Z_{DF} 와 Z_{ρ} 의 경우 -13.73이며, t 와 Z_t 는 -2.87임.

(3) 模型 推定 結果

〈表 7〉 條件附 等分散性 假定下에서의 推定 結果

국가	λ	γ^A	γ^L	σ^2
한국	0.0864 (0.0105)	-0.0067 (0.0092)	-	0.0100 (0.0082)
태국	0.0486 (0.0081)	0.0134 (0.0125)	-	0.0179 (0.0139)
필리핀	0.0912 (0.0088)	-0.1157 (0.0107)	-	0.0000 (0.0000)
브라질	0.1438 (0.0149)	-	0.1411 (0.1580)	0.0710 (0.0892)
멕시코	0.0992 (0.0090)	-	0.0824 (0.0961)	0.0037 (0.1244)
러시아	0.2682 (0.0433)	-	-	0.6554 (0.1050)
남아공	0.0555 (0.0051)	-	-	0.0076 (0.0045)

註: 괄호 안의 값은 점근적 표준 편차. 과식별 검정 통계량(χ^2)의 값은 26.0318이며 이때 자유도는 7이다. 검정 통계량의 p-value는 0.0020이다.

〈表 8〉 ARCH(1) 假定下 觀測 方程式 推定 結果

국가	λ	γ^A	γ^L	σ^2
한국	0.1880 (0.0101)	-0.0060 (0.0105)	-	0.0118 (0.0040)
태국	0.1009 (0.0738)	0.0000 (0.0631)	-	0.0238 (0.0150)
필리핀	0.2001 (0.0596)	-0.2843 (0.0595)	-	0.0011 (0.0299)
브라질	0.3173 (0.1173)	-	0.5659 (0.1554)	0.0844 (0.0048)
멕시코	0.1888 (0.0605)	-	0.4975 (0.0719)	0.0010 (0.0200)
러시아	0.6814 (0.1975)	-	-	0.7546 (0.0469)
남아공	0.0999 (0.0064)	-	-	0.0084 (0.0006)

註: 괄호 안의 값은 점근적 표준 편차.

〈表 9〉 ARCH(1) 假定下 移行方程式 推定結果

	세계 요인	아시아 지역 요인	남미 지역 요인
α	0.8313 (0.0174)	0.9165 (0.0101)	0.9812 (0.0016)

註: 괄호 안의 값은 점근적 표준 편차.

參 考 文 獻

Diebold, F., and M. Nerlove(1989): "The Dynamic of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model," *Journal of Applied Econometrics*, **4**, 1-22.

Dungey, M., V.L. Martin, and A. Pagan(2000): "A Multivariate Latent Factor Decomposition of International Bond Yield Spreads," *Journal of Applied Econometrics*, **15**, 697-715.

Engle, R., and V. Ng, and M. Rothschild(1990): "Asset Pricing with a Factor ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills," *Journal of Econometrics*, **45**, 213-237.

Gourieroux, C., and A. Monfort(1996): *Simulation-Based Econometric Methods*, London, Oxford University Press.

Gourieroux, C., A. Monfort, and E. Renault(1993): "Indirect Inference," *Journal of Applied Econometrics*, **8**, S85-S118.