

## 資本移動性 測定研究: 패널單位根 檢定法과 TECM의 使用\*

金 奉 漢\*\* · 金 洪 起\*\*\* · 徐 丙 先\*\*\*\*

### 논문 초록

본 논문에서는 실질금리평가에 대한 계량경제분석을 통하여 국가간 자본이동성을 실증적으로 분석하였다. 기존의 연구에서는 국가간 실질이자율에 대한 회귀분석이나 장기균형검정을 사용하고 있으며 실질금리평가에 대한 명확한 결과를 얻지 못하였다. 본 연구에서는 실질금리의 비정상성을 고려하였으며 패널자료에 적합한 계량분석방법인 Meta 분석과 IPS 검정을 실질금리평가에 적용하였다. 또한, 국제자본이동과 관련된 거래비용과 이로 인한 조정과정의 비선형성을 측정하고자 Threshold 장기균형모형을 적용하였다. 미국과 선진 10개국의 자료에 대한 실증분석에서 얻은 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 장기균형에 대한 검정력을 향상시킬 수 있는 패널자료에 대한 단위근검정인 Meta 분석과 IPS 검정법을 적용하여 미국과 선진 8개국간 실질이자율평가의 성립을 보일 수 있었다. 둘째, 국제자본이동에 대한 거래비용의 효과를 측정하고자 Threshold 장기균형모형으로 실질금리평가의 비선형 조정과정을 측정하였으며 미국과 선진 5개국간 실질금리평가에서 통계적으로 유의한 비선형성을 발견할 수 있었다.

**핵심 주제어:** 실질금리평가, 자본이동성, 패널단위근 검정, Threshold ECM  
**경제학문헌목록 주제분류:** F21, F32

\* 본 논문은 2001년도 한국학술진흥재단의 협동과제지원에 의하여 작성되었다.

\*\* 공주대학교 국제통상학과, e-mail: bongkim@kongju.ac.kr

\*\*\* 한남대학교 무역학과, e-mail: hongkee@mail.hannam.ac.kr

\*\*\*\* 숭실대학교 경제국제통상학부, e-mail: seo@ssu.ac.kr

## I. 문제 제기

국가간 자본이동성을 측정하는 방법으로 Frankel(1992)에서와 같이 금리평가에 의한 방법과 저축과 투자에 대한 상관관계에 기초한 방법이 있다. 금리평가에 의한 방법은 주로 단기자본 이동성의 측정에 사용되고 저축과 투자의 관계는 자본의 장기적 이동에 초점을 맞추고 있다. 금리평가설을 이용한 자본이동성 추정에는 무위험 금리평가(covered interest rate parity), 유위험 금리평가(covered interest rate parity), 그리고 실질금리평가(real interest rate parity)를 포함한다. 본 연구에서는 실질금리평가에 기초하여 국가간 자본이동성을 측정하고자 한다.

실질금리평가에 의하면 국가간 자본이동은 실질이자율의 차이에 의해 이루어지고 실질이자율이 낮은 국가에서 높은 국가로 이동하게 되므로 국제자본이동에 제한이 없고 국제금융시장의 통합이 이루어진 경우 국가간에 실질이자율이 동일하게 된다는 것이다. 그러나 국가간 자본의 이동은 국가간 세제와 제도의 차이, 환율의 변동과 이로 인한 위험 등으로 인하여 완전한 실질금리평가는 현실적으로 기대하기 어렵다. Obstfeld(1996)는 국가간 자본이동성은 다음 두 가지 요인에 의해 결정된다고 주장하였다. 첫째, 자본의 국경간 이동을 제약하는 제도적 규제가 심할수록 자본의 국제이동성이 낮다. 둘째, 국가간 자본이동에 소요되는 거래비용(transaction costs)이 클수록 자본의 국제이동은 제약된다.

실질금리평가에 대한 기존의 연구결과에서 Mishkin(1984a, 1984b), Mark(1985), Cumby and Mishkin(1986)은 회귀분석결과에 기초하여 실질금리평가가 성립하지 않음을 보이고 있다. 이들 연구에서는 미국의 실질이자율을 종속변수로 하고 여타 국가의 실질이자율을 설명변수로 하는 회귀식을 추정하여 절편이 0이고 실질이자율의 회귀계수가 1이면 실질금리평가가 성립하는 것으로 판단하였다. 실증분석의 결과 회귀계수에 대한 제약은 대체로 기각되고 따라서 실질금리평가의 성립을 확증하지 못하였다. 그러나 이들 결과는 실질이자율이 비정상적 시계열인 경우 회귀계수에 대한 제약을 검정하는 검정통계량이 표준적인 분포에 따르지 않기 때문에 실질금리평가에 대한 적합한 연구결과라고 보기 어렵다. Goodwin and Grennes (1994)는 실질이자율의 시계열적 비정상성을 고려하여 미국의 실질이자율과 여타 선진 9개국의 실질이자율 차이에 대한 단위근 검정을 실시하였다. 그러나 여기에서도 실질금리평가를 뒷받침하는 명확한 결과를 제시하지 못하였다.

본 연구에서는 실질금리의 비정상성을 고려하였으며 패널자료에 적합한 계량분석방법인 Meta 분석과 IPS 검정을 실질금리평가에 적용하고자 한다. 특히, 국제자본이동과 관련된 거래비용과 이로 인한 조정과정의 비선형성을 측정하고자 Threshold 장기균형모형을 적용하고자 한다. 기존의 단위근 검정법은 검정력이 낮다는 문제점을 갖고 있다. 따라서 본 연구에서는 횡단면 주체의 이질성을 고려하고 단위근 검정법의 검정력을 향상시킬 수 있는 패널자료를 사용한 단위근 검정법인 Meta 분석을 실질금리평가에 적용한다.

국제금융시장의 통합정도가 매우 높고, 효율적으로 운영된다고 하더라도 양국의 실질이자율이 완전히 동일하게 되지는 않는다. 거래비용이 존재하게 되면 효율적이고 통합된 금융시장들 간의 실질이자율들이 거래비용을 초과하지 않는 범위 내에서 차이가 나게 된다. 국가간 실질이자율 격차를 이용하여 재정거래를 할 때 이득이 거래비용보다 작으면 재정거래는 발생되지 않을 것이다. 따라서 실질이자율의 격차가 거래비용보다 작을 경우 일국의 실질이자율은 국내금융시장이 수요와 공급조건의 변동에 따라 외국의 실질이자율과는 독립적으로 변동하게 될 것이다.

거래비용이 존재하고 실질이자율의 격차가 정상적 시계열이어서 실질이자율평가가 성립된다면 실질이자율은 비선형적인 DGP(data-generating process)의 형태를 보일 것이다.  $r^i$ 와  $r^j$ 는  $i$ 국  $j$ 국의 실질이자율이고  $\gamma$ 는 거래비용이라고 할 경우,  $|r^i - r^j| \leq \gamma$  이어서, 두 나라 이자율의 격차가 거래비용보다 작은 경우는 두 나라의 실질이자율은 독립적으로 움직이게 된다. 하지만 두 나라의 실질이자율 격차가 거래비용보다 크게 되면 재정거래가 발생되어 실질이자율 격차가 다시 거래비용보다 작게 되어 재정거래기회가 사라지게 된다. 이 결과 실질이자율격차는 비선형 평균회귀적 성향(nonlinear mean reversion)을 보이게 된다. 이러한 실질이자율격차의 특성은 threshold 모형으로 잘 포착할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 Hansen and Seo(2002)의 Threshold ECM을 사용해서 미국의 실질이자율과 선진 8개국의 실질이자율사이에 이러한 관계가 존재하는지의 여부를 검정하고 거래비용에 해당하는 모수를 추정하겠다.

자본이동성의 정도를 정확하게 측정하는 것이 중요한 이유는 자본이동성의 정도에 따라 개방경제의 거시경제모형을 다르게 설정해야 하며, 통화정책, 재정정책 및 산업정책 등 경제정책의 유효성(effectiveness)이 자본이동성에 의해 영향을 크게 받고, 자본의 급격한 유출이 가능하면 외국투자자들의 군집행동(herding behaviors)

으로 외환위기가 발생될 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서 자본이동에 대한 측정방법으로 실질금리평가를 체계적으로 분석하고 실질금리평가에 대한 비선형 조정과정을 밝힘으로써 새로운 연구결과를 제시하고자 한다. 그리고 국제자본이동을 잘 설명할 수 있는 새로운 모형을 제시하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 본 연구에서 사용될 계량경제방법을 다룬다. 먼저 패널자료를 이용한 단위근검정법의 하나인 Meta 분석을 다루고 다음으로는 Hansen and Seo (2002)의 Threshold ECM을 소개하겠다. 제Ⅲ절에서는 두 가지방법으로 검정한 자본이동성에 관한 실증분석결과를 제시한다. 제Ⅳ절에서는 본 연구의 주요한 결과를 요약·정리한다.

## Ⅱ. 분석방법

Mishkin(1984a, 1984b), Mark(1985), Cumby and Mishkin(1986)은 실질금리평가를 분석하기 위하여 다음 모형을 사용하였다.

$$r_t^i = \mu + \beta r_t^j + u_t$$

여기서  $r_t^i$  와  $r_t^j$  는 각각  $i$  국과  $j$  국의 실질이자율을 의미한다.

이들 연구에서는 실질금리평가의 성립을 판단하기 위하여 다음 가설을 검정하였다.

$$H_0 : \mu = 0 \text{ and } \beta = 1.$$

미국의 실질이자율을 종속변수로 하고 다른 국가의 실질이자율을 설명변수로 하는 회귀식을 추정하여 분석한 결과 회귀계수에 대한 제약은 대체로 기각되고 따라서 실질금리평가의 성립을 확증하지 못하였다. 그러나 이들 결과가 성립하기 위해서는 실질이자율이 정상성을 만족하여야 하는데 실제 자료는 이러한 가정을 만족시키지 못한다. 변수들이 비정상적 시계열인 경우 회귀계수에 대한 제약을 검정하는 검정통계량은 표준적 분포를 따르지 않기 때문에 실질금리평가에 대한 적합한 분석

방법이라고 보기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 실질금리의 비정상성을 고려하였으며 패널자료에 적합한 계량분석방법인 Meta 분석과 IPS 검정을 실질금리평가에 적용하고자 한다. 그리고, 국제자본이동과 관련된 거래비용과 이로 인한 조정과정의 비선형성을 측정하고자 Threshold 장기균형모형을 적용하고자 한다.

## 1. Meta 분석

Goodwin and Grennes(1994)는 실질이자율의 시계열적 비정상성을 고려하여 미국의 실질이자율과 여타 선진 9개국의 실질이자율 차이에 대한 단위근 검정을 실시하였다. 그러나 기존의 단위근 검정법은 검정력이 낮다는 문제점을 갖고 있다. 본 연구에서는 횡단면 주체의 이질성을 고려하고 단위근 검정법의 검정력을 향상시킬 수 있는 패널자료를 사용한 단위근 검정법인 Meta 분석을 실질금리평가에 적용한다.

전통적인 패널자료를 이용한 계량기법은 시계열자료의 표본수는 유한하며, 횡단면자료의 표본수는 무한하다는 가정에 근거를 하고 있다. 하지만 최근에는 시계열 분석도 상대적으로 긴 시간에 걸쳐 수집된 패널자료의 이용이 가능해짐에 따라 패널자료를 이용한 단위근 검정법과 공적분분석에 관한 많은 연구가 진행되고 있다. Levin and Lin(1992)은 귀무가설과 대립가설하에서 모든 횡단면주체가 동일한 AR 계수를 갖는다는 가정하에서 단위근검정법을 개발하였으나, 이들의 연구는 각 횡단면 주체들의 개별적 특성과 잔차항의 상이한 자기상관 등과 같은 이질성(heterogeneity)을 고려하지 못한 단점이 있다. 특히 대립가설하에서 횡단면 주체들의 AR 계수가 동일하다는 가정은 이들 검정법의 현실분석력에 한계점으로 작용하고 있다. 이러한 횡단면 주체의 이질성을 고려한 패널단위근 검정법은 Im, Pesaran and Shin(1995, IPS)에 의해 연구되었다. IPS는 대립가설하에서 상이한 AR계수를 가정하고, 각 횡단면 주체들에 대한 단위근검정통계량들의 평균에 기초한 통계량을 제시하였다<sup>1)</sup>.

1) 시계열자료와 횡단면자료를 결합(pooling)하지 않고, 각 횡단면 자료에 대해 개별적인 ADF 검정을 실시하여  $t$ -통계량의 평균  $(\bar{t})$ 을 제시하고 있다. 그리고  $\sqrt{N}(\bar{t}-\mu)/\sigma \Rightarrow N(0,1)$ 을 보이고 있으며, ADF 단위근 검정의 경우 사용되는 시차변수에 의존하는  $\mu$ 와  $\sigma^2$ 를 시물레이션에 의해 구했다.

Choi(2001)와 Maddala and Wu(1996)는 Meta 분석에 기초한 패널자료에 대한 단위근 검정법을 각각 개발하였다. Maddala and Wu(1996)는 Fisher 검정방법을 사용했으나, Choi(2001)는 Fisher 검정방법을 포함하여 여러 가지 검정방법을 사용했다. 이들 방법은 각 횡단면 주체들에 대해 개별적으로 단위근검정을 실시하여 얻은 통계량의  $p$ -값을 결합하는 것이다.

IPS의 방법과 Meta 분석을 이용한 단위근 검정법의 차이는 다음과 같다. 첫째, 전자는 통계량의 평균을 사용한 반면, 후자는 통계량의  $p$ -값을 이용한 것이다. 둘째, 전자는 balanced panel에만 사용이 가능하나, 후자는 balanced와 unbalanced panel에 모두 사용할 수 있다. 셋째, Meta 분석은 일반화된 모형에 기초하기 때문에  $ADF$  단위근 검정법과 함께 다른 단위근 검정방법들도 사용할 수 있다. 따라서 귀무가설을 정상성으로 가정하는 정상성 검정이나 장기균형검정에도 Meta 분석을 적용할 수 있는 장점을 갖는다.

Choi(2001)에서 제시한 Meta 분석은 다음 모형에 기초한다.

$$y_{it} = d_{it} + z_{it}, \quad (1)$$

$$d_{it} = \beta_0 + \beta_1 t + \dots + \beta_{im} t^{m_i}, \quad (2)$$

$$z_{it} = \alpha_i z_{t-1i} + u_{it}, \quad i=1,2,\dots,N; \quad t=1,2,\dots,T_i \quad (3)$$

여기서  $y_{it}$ 는 확정적 부분 ( $d_{it}$ )과 확률적 부분 ( $z_{it}$ )으로 구성되고  $u_{it}$ 는 정상적( $= I(0)$ )이다.

패널자료에 대한 단위근 검정은 다음 가설에 기초한다.

$$H_0 : \alpha_i = 1 \text{ for all } i \quad (4)$$

$$H_A : |\alpha_i| < 1 \text{ for at least one } i \quad (5)$$

귀무가설 (4)은 모든 횡단면 주체들의 시계열자료에 단위근이 존재함을 의미하고, 대립가설 (5)는 일부 횡단면 주체의 시계열에 단위근이 존재하며, 다른 일부에

는 단위근이 존재하지 않음을 의미한다. 실질이자율평가의 검정시  $z_{it}$ 가 미국과 여타 선진국의 실질이자율의 격차인 경우 귀무가설 (4)의 기각은 실질이자율평가가 성립하지 않는다는 것을 확정적으로 의미하지 않는다. 즉 미국과 선진국 중 일부 국가들 사이에만 성립함을 의미한다. 따라서 연구대상이 되는 국가들 사이에 완전한 실질이자율평가의 성립, 즉 완전한 금융시장통합의 존재를 의미하지 않고 일부 국가 간의 금융시장통합의 존재를 의미할 수 있다. 귀무가설 (4)의 기각인 경우에도 위의 가설에 의한 검정은 실질이자율평가를 완벽하게 입증하지는 못하는 단점이 있다. 따라서 다음과 같이 정상성 검정의 귀무가설(the null of stationarity test)을 고려한다.

$$H_0 : |\alpha_i| < 1 \text{ for all } i \quad (6)$$

$$H_A : \alpha_i = 1 \text{ for at least one } i \quad (7)$$

귀무가설 (6)은 모든 횡단면 주체들의 시계열자료에 단위근이 존재하지 않음을 의미하며, 대립가설 (7)은 일부 횡단면 주체의 시계열자료에는 단위근이 존재하며, 다른 일부에는 단위근이 존재하지 않음을 의미한다. 귀무가설 (6)을 기각하지 못함은 연구대상이 되는 모든 나라들 사이에 실질이자율평가가 성립하여, 그들 국가 간의 자본이동성이 높다고 할 수 있다.

Meta 분석을 이용한 단위근검정은 각 횡단면 주체들에 대해 개별적으로 단위근 검정을 실시하여 얻은  $p$ -value를 결합하여 검정통계량을 구한다. Choi(2001)는 아래와 같은 통계량을 제시하였다.

$$p_{[1]} = \text{Min}\{ p_1, \dots, p_N \} \quad (8)$$

$$P = -2 \sum_{i=1}^N \ln(p_i) \quad (9)$$

$$Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(p_i) \quad (10)$$

$$L = \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) \quad (11)$$

여기서  $\Phi(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적분포함수이며  $p_i$  ( $i=1,2,\dots,N$ )는 횡단면 주체  $i$ 에 대한 단위근 검정통계량에 대한  $p$ -value이다.

통계량 (8), (9), (10), (11)은 각각 Tippett(1931), Fisher(1932), Stouffer, Suchman, Devinney, Star, and Williams(1949), George(1977)가 개발하였다. Choi(2001)는 이들 통계량이  $N$ 이 유한하며  $T$ 가 무한대로 갈 때 다음 분포로 수렴함을 보이고 있다.

$$p_{[1]} \Rightarrow \text{Min}\{u_1, \dots, u_N\} \quad (12)$$

$$P \Rightarrow \chi^2_{2N} \quad (13)$$

$$Z \Rightarrow N(0, 1) \quad (14)$$

$$L^* = \sqrt{k}L \Rightarrow t_{5N+4} \quad (15)$$

여기서  $u_i \sim iid U[0, 1]$ ,  $U$ 는 균등분포이며,  $k = \frac{3(5N+4)}{\pi^2 N(5N+2)}$ 이다.

귀무가설 (4)와 (6)은  $\alpha$ 의 유의수준하에서  $p_{[1]} < 1 - (1 - \alpha)^{1/N}$ ,  $P > C_{p_\alpha}$ ,  $Z < C_{Z\alpha}$ ,  $L^* < C_{L\alpha}$ 인 경우에 기각한다. 여기서  $C_{p_\alpha}$ 는 자유도가  $2N$ 인  $\chi^2$ 분포의 upper tail에서 구할 수 있고,  $C_{Z\alpha}$ 와  $C_{L\alpha}$ 는 각각 표준정규분포와  $t$ -분포의 lower tail에서 구할 수 있다.

귀무가설이 (4)인 경우 ADF 통계량  $G_{iT_i}$ 의  $p_i = F(G_{iT_i})$ 이며, 귀무가설이 (6)인 경우 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992, KPSS)의 통계량  $G_{iT_i}$ 의  $p_i = 1 - F(G_{iT_i})$ 이고,  $F$ 는 누적분포함수를 나타낸다. KPSS의 통계량의  $p$ 값은 시뮬레이션으로 구할 수 있다. 실질이자율격차의 단위근검정인 경우  $G_{iT_i}$ 는 ADF통계량을 이용할 수 있고, 안정성검정의 경우 KPSS의 통계량을 이용할 수 있다.

## 2. Threshold ECM

실질이자율은 이론상으로는 재정거래를 통하여 국가간에 같아져야 한다. 자본이동이 완전하고 각국 자산의 위험이 동일하다면, 자본이 수익률이 낮은 국가에서



높은 국가로 이동하여 실질이자율의 평가가 성립하게 된다. 하지만 거래비용 등 시장마찰요인이 존재하게 되면, 국가간의 이자율 격차가 작으면 재정거래가 발생하지 않고 유지될 수 있다. 하지만 국가간 실질이자율의 격차가 거래비용에 의해 결정되는 일정한 threshold level 을 초과하게 되면, 재정거래이익을 위해 자본이 국가간에 이동하여 실질이자율의 격차가 다시 threshold level 보다 작게 된다고 볼 수 있다.

이러한 실질이자율의 동학을 Threshold ECM으로 비교적 잘 포착할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 미국의 실질이자율과 여타 선진국가들의 실질이자율의 격차를 Threshold ECM으로 실증분석하여 이들 국가간의 자본이동성의 정도를 측정하겠다.

먼저 미국과 여타국가들의 실질이자율 차이를  $w_t = r_t^i - r_t^j$  로 나타낸다. 국가간 자본이동에 대한 거래비용이 존재할 경우 실질이자율 차이는 다음과 같이 3개의 상태를 갖는 TAR(Threshold Autoregressive) 모형을 따른다고 가정한다.

$$w_t = \phi_0^{(1)} + \phi_1^{(1)} w_{t-1} + \varepsilon_t^{(1)}, \quad w_{t-1} \leq \gamma_1 \quad (\text{Regime 1})$$

$$w_t = \phi_0^{(2)} + \phi_1^{(2)} w_{t-1} + \varepsilon_t^{(2)}, \quad \gamma_1 < w_{t-1} \leq \gamma_2 \quad (\text{Regime 2})$$

$$w_t = \phi_0^{(3)} + \phi_1^{(3)} w_{t-1} + \varepsilon_t^{(3)}, \quad w_{t-1} > \gamma_2 \quad (\text{Regime 3})$$

여기서 상태변경모수  $\gamma_1$ 와  $\gamma_2$ 는 각각 재정거래 불가영역의 하한과 상한을 나타낸다. 상태 1은 미국의 실질이자율이 상대국의 실질이자율에 비해 낮아서 미국에서 자금을 차입하여 상대국에서 운영하면 양의 재정거래이익을 얻을 수 있는 상태이며, 상태 3은 미국의 실질이자율이 상대국의 실질이자율보다 높아 상대국에서 자금을 차입하여 미국에서 운영하면 재정거래이익을 얻을 수 있는 상태이다. 그리고 상태 2는 재정거래이익이 거래비용보다 작기 때문에 재정거래에 수익성이 없는 상태이다. 이처럼 TAR 모형은 실질이자율격차의 비선형 균형조정을 설명할 수 있지만, 미국의 실질이자율과 상대국의 실질이자율의 상호 균형조정과정을 밝히기 위해서는 TAR 모형을 일반화시킨 다변량 분석모형을 필요로 한다. 우선 다음과 같은 선형 오차수정모형(ECM)을 생각해 보자.

$$\Delta x_t = \mu + \alpha w_{t-1} + \sum_{j=1}^l \Gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (16)$$

여기서  $x_t = (r_t^i, r_t^j)'$  이고  $w_t = r_t^i - r_t^j$  이다. 그리고  $r_t^i$  과  $r_t^j$  는 미국과 상대국의 실질이자율이다. 실질금리평가가 성립할 경우 미국의 실질이자율과 상대국의 실질이자율 차이인  $w_t$  은 정상적(stationary)이다. 즉, 두 국가의 실질이자율은 하나의 장기균형관계를 형성한다. 실질이자율 차이  $w_t$  가 균형으로 수렴하는 성향은 VECM에서 조정벡터인  $\alpha$ 에 의해 결정되는데,  $\alpha$ 가 0에 가까워질수록 균형 수렴의 속도가 느리고 따라서 실질이자율평가로부터의 괴리율은 비정상적인 시계열(nonstationary time-series)의 특성을 갖게 된다. 이와 같은 선형 VECM은 조정벡터가 상수이기 때문에 괴리율의 크기에 따라 조정속도가 달라지는 비선형 균형조정 과정을 설명할 수 없게 된다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Hansen and Seo (2002)는 양국의 실질이자율격차가 형성하는 장기균형관계와 괴리율의 비선형적 균형조정과정을 결합하기 위해 TAR모형을 다음과 같이 Threshold 오차수정모형(TECM)으로 확장하였다.

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & (\mu_1 + \alpha_1 w_{t-1} + \sum_{j=1}^l \Gamma_{1j} \Delta x_{t-j}) 1(w_{t-1} \leq \gamma_1) + \\ & (\mu_2 + \alpha_2 w_{t-1} + \sum_{j=1}^l \Gamma_{2j} \Delta x_{t-j}) 1(\gamma_1 < w_{t-1} \leq \gamma_2) + \\ & (\mu_3 + \alpha_3 w_{t-1} + \sum_{j=1}^l \Gamma_{3j} \Delta x_{t-j}) 1(w_{t-1} > \gamma_2) + u_t \end{aligned} \quad (17)$$

여기서 세 개의 상태  $i=1,2,3$  에 대하여  $\mu_i$ 는  $(2 \times 1)$ 의 상수벡터이고,  $\alpha_i$ 는  $(2 \times 1)$ 의 조정계수벡터, 그리고  $\Gamma_{ij}$ 는  $(2 \times 2)$ 의 계수행렬이다. 또한  $u_t$ 는  $(2 \times 1)$ 의 오차벡터이고  $E_{t-1}(u_t) = 0$  이다.  $1(\cdot)$ 는 지시함수(indicator function)이며 실질이자율 차이  $w_{t-1}$ 의 크기에 따라 3개의 regime을 결정하며, 상태변경모수인  $\gamma_1$ 와  $\gamma_2$ 는 각각 재정거래 불가영역의 하한과 상한을 나타낸다. 각 regime에 따라 조정속도가 다를 수 있으므로 조정벡터  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ 와  $\alpha_3$ 는 다르게 결정된다. 조정벡터의 크기가 0에 가까운 값을 갖게 되면 미국 및 상대국의 실질이자율이  $w_{t-1}$ 에 반

응을 하지 않아 실질이자율 차이는 균형으로 수렴하지 않고 균형과 다른 값을 상당 기간 취할 수 있다. 그러나 조정벡터의 값이 0이 아닌 값을 취하면 미국 및 상대국의 실질이자율은  $w_{t-1}$ 에 반응을 하고 따라서 실질이자율 차이는 실질금리평가로 회귀하는 특성을 지니게 된다.

TAR모형은 체제에 따라 AR계수가 결정되지만, TECM에서는 조정벡터가 체제에 따라 결정되고, 두 모형들 사이에는 1대 1의 대응관계가 존재한다. 가격피리가 차익거래 불가영역내에 위치하게 되면 가격피리는 불안정적인 시계열의 특성을 보이고, AR계수 값은 1에 근접하게 된다. 이 경우 TECM에서는 조정계수벡터의 값이 0에 근접하게 된다. 하지만 이자율격차가 재정거래 불가영역에서 벗어나면 가격피리는 안정적인 시계열의 특성을 보이고 AR계수 값은 1보다 작게 된다. 이 경우 TECM에서는 조정계수벡터의 값이 0이 아닌 값을 갖게 된다.

미국과 상대국의 실질이자율의 동적관계에서 Threshold 효과가 존재하는가를 검정하기 위하여 우선 모수벡터를  $\theta = (\mu', \alpha', \text{vec}(\Gamma_1)', \dots, \text{vec}(\Gamma_l)')$  로 정의하자. 그러면 TECM은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & y_{t-1}' \theta_1 1(w_{t-1} \leq \gamma_1) + y_{t-1}' \theta_2 1(\gamma_1 < w_{t-1} \leq \gamma_2) \\ & + y_{t-1}' \theta_3 1(w_{t-1} \geq \gamma_2) + u_t \end{aligned} \quad (18)$$

여기서  $y_{t-1} = (1, w_{t-1}, \Delta x_{t-1}', \dots, \Delta x_{t-l}')$  이다. 식 (18)은 (19)로 변환할 수 있다.

$$\Delta x_t = y_{t-1}' \theta + y_{t-1}' \delta_1 1(w_{t-1} \leq \gamma_1) + y_{t-1}' \delta_3 1(w_{t-1} \geq \gamma_2) + u_t \quad (19)$$

여기서  $\theta = \theta_2 = (\mu', \alpha', \text{vec}(\Gamma_1)', \dots, \text{vec}(\Gamma_l)')$ ,  $\delta_1 = \theta_1 - \theta$  이고  $\delta_3 = \theta_3 - \theta$  이다. 따라서 Threshold 효과의 존재는 다음의 가설을 검정하는 것이 된다.

$$H_0 : \delta = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1 : \delta \neq 0$$

여기서  $\delta = (\delta_1', \delta_3')'$  이다. 귀무가설하에서는 3개의 regime에 대한 모수벡터가 동일하기 때문에 TECM모형은 전통적인 ECM과 같다. 그러나 귀무가설이 사실과 다르면 3개의 regime에 대하여 조정계수를 비롯한 모수벡터가 다르며 균형조정은 비선형성을 갖는다.

Threshold의 모수  $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)'$  을 고정시키면, TECM은 선형회귀식으로 추정할 수 있고 Threshold 효과의 존재에 대한 검정은 다음의 LM 검정통계량을 이용하여 할 수 있다.

$$LM_n(\gamma) = [\text{vec}(\hat{\delta}(\gamma))] [\text{Var}(\hat{\delta}(\gamma))]^{-1} [\text{vec}(\hat{\delta}(\gamma))] \quad (20)$$

Hansen (1996)에서 지적한 것처럼, Threshold 모수  $\gamma$ 는 귀무가설하에서는 식별(identified)되지 않으며, 그 결과 표준적인 분포를 사용할 수 없다. 따라서 Andrews and Ploberger (1994)가 제시한 최적 검정통계량인 SupLM 검정통계량은 식별문제를 해결할 수 있다.

$$\text{SupLM}_n = \text{Sup}_{\gamma \in \Gamma^* \times \Gamma^*} LM_n(\gamma) \quad (21)$$

여기서  $\Gamma^* = [\gamma_1, \gamma_2]$  이고  $\gamma_1$ 과  $\gamma_2$ 는  $P(w_t \leq \gamma_1) = p$ 와  $P(w_t \leq \gamma_2) = 1 - p$ 를 만족한다. Hansen and Seo (2002)가 보여준 것처럼, SupLM 검정통계량은 표준적인 점근분포(standard asymptotic distribution)를 따르지 않지만 bootstrap  $p$ -value를 구하여 가설을 검정할 수 있으며 그 값이 일정 유의수준보다 작으면 귀무가설이 기각된다.

TECM모형을 최우추정방식으로 추정할 경우 일반적으로 Gradient hill-climbing 방식이 적용되지만 threshold cointegration 모형에서는 우도함수가 미분가능하지 않으므로 이를 적용할 수 없다. Hansen and Seo (2002)에서 제시된 추정방식은 다음과 같다. 우선 추정할 모수 벡터를  $(\gamma_1, \gamma_2)$ 와  $(\theta_1', \theta_2', \theta_3')$  두 개의 부분으로 나누었을 때  $(\gamma_1, \gamma_2)$ 를 알면 TECM 모형은 선형모형이 되기 때문에 바로 다른 모수  $(\theta_1', \theta_2', \theta_3')$ 를 계산할 수 있다. 따라서 우도함수를 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$L(\gamma_1, \gamma_2) = \text{constant} - \frac{n}{2} \log |\hat{\Sigma}| - \frac{n}{2} \hat{u}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{u} \quad (22)$$

여기서  $\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{u}_i \hat{u}_i'$ 이며  $u_i$ 는 식 (17)과 같다.

다음  $(\gamma_1, \gamma_2)$ 에 대한 grid를 설정하여 grid search 방식으로 모형을 추정한다.  $\gamma_1$ 과  $\gamma_2$ 는  $\Gamma^* = [\gamma_1, \gamma_2]$ 로 grid를 설정한다. 여기서 grid의 하한과 상한은 각각  $P(w_t \leq \gamma_1) = p$ 와  $P(w_t \leq \gamma_2) = 1 - p$ 를 만족하도록 한다. 그리고  $p$ 는 Andrews and Ploberger(1994)에서 제시한 바와 같이 자유도를 고려하여 0.05, 0.10, 0.15에서 선택한다. 본 연구의 실증분석에서는 0.05를 사용하였다.

### Ⅲ. 주요 실증분석 결과

#### 1. Panel 단위근 검정법

실증분석을 위하여 미국 등 선진 9개국의 1개월 만기 유로금리를 사용하였으며 유로금리에서 각 국가의 물가상승률을 차감하여 실질이자율을 구하였다. 표본기간은 1988년 1월에서 1998년 12월이며 월간자료를 이용하였다. 유로금리는 Datastream에서 소비자물가지수는 IFS CD에서 구하였다.

〈표 1〉 실질이자율의 단위근 검정 결과

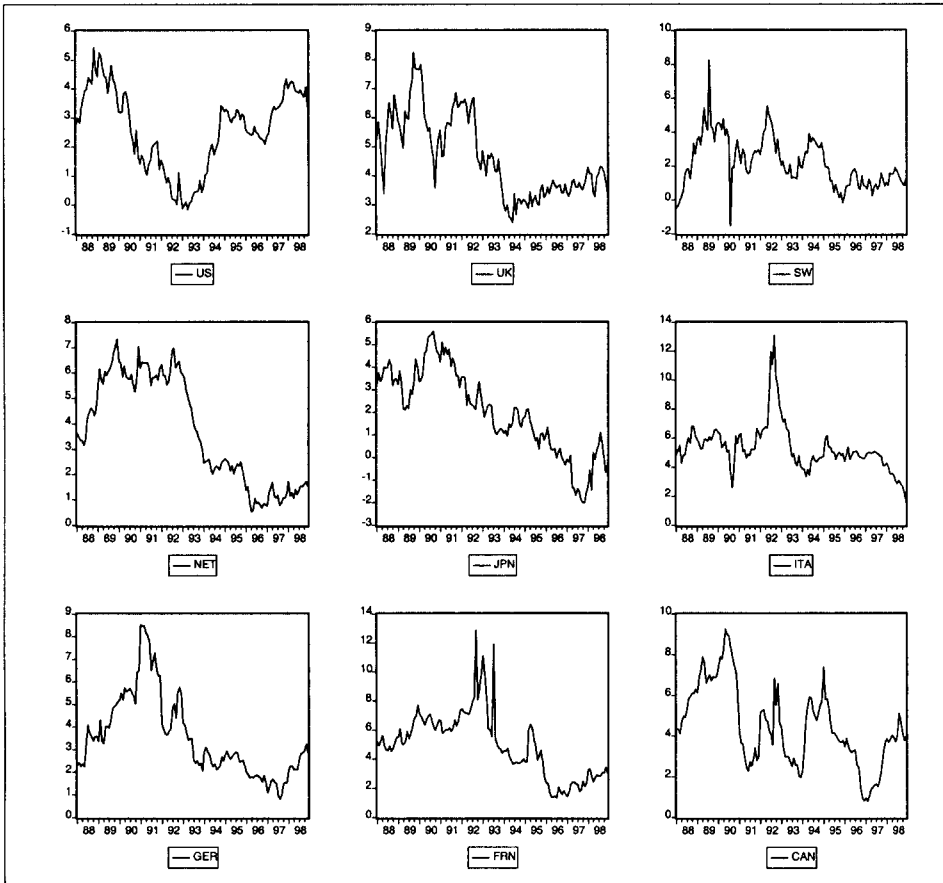
국 가	ADF	PP
미 국	-1.3515	-0.5009
영 국	-1.8748	-0.8753
독 일	-1.5367	-0.6132
프랑스	-1.6581	-0.9998
일 본	-1.0671	-1.2562
캐나다	-1.9367	-0.8116
이태리	-1.9517	-0.9504
네덜란드	-0.6617	-0.7816
스위스	-2.5832	-1.4335

주: 1) 5% 유의수준에서 임계값은 -2.9124이다.

2) ADF검정에서 차분항은 AIC에 의해 선택했고, Phillips-Perron 검정에서 장기분산은 Parzen window를 사용하여 추정하였다.

〈그림 1〉에는 각국의 실질이자율의 시간별 변화를 보여준다. 실질이자율의 시계열적 특성을 파악하기 위하여 *ADF* 단위근검정과 Phillips-Perron 단위근 검정을 하였다. 〈표 1〉에서는 *ADF* *t*-통계량과 Phillips-Perron *t*-통계량을 보여주며 유의수준 5%에서 미국 등 9개국의 실질이자율에 모두 단위근이 존재하는 것으로 나타났다.<sup>2)</sup>

〈그림 1〉 실질이자율 추이



각국의 실질이자율에 단위근이 존재하기 때문에 실질이자율의 시계열적 정상성을 가정하여 실질금리평가를 분석한 Mishkin(1984a, 1984b), Mark(1985), Cum-

2) 기존의 많은 연구에서 실질이자율에 단위근이 존재한다는 결과를 얻었다. 대표적인 예로 Campbell and Shiller(1987), Stock and Watson(1988), Shea(1992) 등이 있다.

by and Mishkin(1986)을 적용할 수 없다. Goodwin and Grennes(1994)는 실질이자율의 시계열적 비정상성을 고려하여 미국의 실질이자율과 여타 선진 9개국의 실질이자율 차이에 대한 단위근 검정을 실시하였으며 실질금리평가를 뒷받침하는 명확한 결과를 제시하지 못하였다. 그러나 각 국가간 실질이자율 차이에 대한 개별 단위근 검정법은 검정력이 낮다는 점이 많은 연구에서 지적하고 있다. 따라서 본 연구는 개별 단위근검정법의 낮은 검정력을 보완하는 등 장점이 있는 패널 단위근 검정법을 실시하고자 한다.

〈표 2〉에는 미국과 선진 8개국간 실질이자율 차이에 대한 Choi(2001)의 Meta 분석과 IPS의 패널 자료를 활용한 단위근 검정과 정상성 검정의 결과가 정리되어 있다. 귀무가설이 (4)일 때, 즉 미국과 선진 8개국의 실질이자율 차이 모두 단위근이 존재하는 것이 귀무가설일 때는  $Z$  검정과 IPS 검정의 경우 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 즉  $Z$  검정과 IPS 검정으로 귀무가설 (4)를 기각하므로 분석된 국가들 중 일부 국가간에 실질금리평가가 성립된다는 결과를 얻었다. 그러나  $P_{[1]}$ ,  $P$ ,  $L$  검정법을 사용할 경우 귀무가설 (4)를 기각할 수 없기 때문에 고려된 국가의 실질이자율 차이에 단위근이 존재하여 실질금리평가가 성립하지 않는다는 결과가 된다.

〈표 2〉 패널 단위근 검정의 결과

검정통계량	$H_0: \alpha_i = 1$ for all $i$	$H_0:  \alpha_i  < 1$ for all $i$
$P_{[1]}$	0.0001	0.8623
$P$	51.6770	69.9156
$Z$	-3.7614*	7.2352
$L$	-0.0715	-1.8481*
$IPS$	-2.5614*	-

주: \*는 5%의 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 경우이다.

다음으로는 미국과 선진 8개국들 사이에 실질이자율평가가 모두 성립한다는 귀무가설 (6)을 Meta 분석으로 검정하였는데,  $L$  검정통계량의 경우를 제외하고는 5%의 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 없다. 따라서 대체적으로 미국과 선진 8개국들간에 실질금리평가가 성립된다는 결과를 얻었다.

따라서 패널단위근검정법을 활용한 실질금리평가에 대한 검정결과는 일관되게

나타나지 않았다. 하지만 Choi(2001)는 여러 가지 simulation을 이용하여 size와 power 측면에서  $Z$  통계량이 바람직하다는 결과를 보이고 있다. <표 2>에서 보여 주듯이 어떤 귀무가설에서도  $Z$  통계량에 의하면 실질이자율 차이가 정상적으로 나타나고 있다.<sup>3)</sup> 따라서 미국과 선진 8개국간에 실질금리평가가 성립되고, 이들 국가들간에 자본시장통합이 이루어진 것으로 해석할 수 있다.

## 2. Threshold ECM 모형

다음에는 실질이자율의 격차가 안정적인 시계열이어서 실질이자율이 비선형적으로 조정되는 과정이 존재하는가의 여부를 앞에서 설명한 Hansen and Seo (2002)의 방법으로 검정할 수 있다. 즉 미국의 실질이자율과 상대국의 실질이자율이 양국의 실질이자율격차의 크기에 따라 비선형적으로 움직이는 가의 여부를 SupLM 검정통계량으로 검정하고, 이를 바탕으로 이러한 형태의 비선형성을 잘 포착하는 Threshold ECM모형을 사용하여 비선형회귀가 발생하는 실질이자율격차의 범위를 추정한다. 우선 실질이자율격차의 크기에 따라 발생하는 미국과 상대국의 실질이자율의 조정과정이 비선형적으로 이루어지는 가의 여부를 검정을 위해서 SupLM 검정법을 사용했는데, 그 결과가 <표 3>에 정리되어 있다. ECM의 추정시 적정시차는 AIC로 선택해서 사용했다.

<표 3> threshold 존재에 관한 검정

	$H_0$ : threshold 의 수 = 0 ,				$H_1$ : threshold 의 수 = 2			
	미국 -영국	미국 -독일	미국 -프랑스	미국 -일본	미국 -캐나다	미국 -이태리	미국- 네덜란드	미국 -스위스
SupLM	122.01	34.21	44.76	40.59	305.96	37.83	72.68	32.82
5%임계치	113.45	38.79	40.88	38.36	279.10	40.89	68.06	41.09
bootstrap p-value	0.04	0.26	0.02	0.03	0.05	0.16	0.05	0.47

주: SupLM 통계량의 값이 5% 임계치보다 크면 5%의 유의수준에서 threshold가 2개 있다는 귀무가설을 기각할 수 없는 것을 의미한다.

3) Wu and Chen(1998)도 Levin and Lin(1992) 검정법과 IPS 및 Maddala and Wu(1996) 검정법을 사용하여 실질이자율평가를 검정하였는데 귀무가설 (4)를 기각하는 결과를 얻어 실질이자율평가가 성립한다는 결과를 얻었다.



SupLM 통계량의 값과 1,000번의 반복시행을 통해서 얻은 bootstrap  $p$ -value 로 판단할 때, 10%의 유의수준에서 미국의 실질이자율에 대해서 영국, 프랑스, 일본, 캐나다 및 네덜란드의 5개국의 실질이자율에 threshold 가 2개 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 미국의 실질이자율에 대해서 영국 등 5개국의 실질이자율이 비선형적인 조정행태를 보인다고 해석할 수 있다.

미국과 영국 등 5개국에 대해서 3개의 상태(regime)를 갖는 TECM을 추정한 결과가 <표 4>에 정리되어 있다. 영국의 경우 threshold 모수인  $\gamma_1$ 과  $\gamma_2$ 가 각각 -5.0143과 -1.8524로 추정되었다. 따라서 미국의 실질이자율과 영국의 실질이자율 격차가 -5.0143보다 작으면 재정거래를 위해서 미국에서 자본이 영국으로 이동하여 미국의 실질이자율은 상승하고 영국의 실질이자율은 하락하게 되고 그 결과 다시 미국과 영국의 실질이자율 격차는 -5.0143과 -1.8524의 사이에 놓이게 된다는 것이다. 반대로 미국의 실질이자율과 영국의 실질이자율 격차가 -1.8525보다 크게 되면 재정거래이익을 위해서 자본이 영국에서 미국으로 이동하게 되고 그 결과 미국의 실질이자율은 하락하고 영국의 실질이자율은 상승하게 된다. 결국 미국과 영국의 실질이자율격차는 -5.0143과 -1.8524의 사이에 놓이게 된다. 미국과 영국의 실질이자율이 -5.0143과 -1.8524의 사이에 있으면 미국과 영국간에는 재정거래로 이익을 얻을 수 가 없게 되어 미국과 영국의 실질이자율은 독립적으로 움직이게 된다. 이러한 미국과 영국의 실질이자율의 비선형적 조정과정은 TECM에서 이자율 격차에 대한 미국과 영국의 실질이자율의 반응을 나타내는 계수인  $\alpha$ 의 추정결과에서도 확인할 수 있다. 즉 상태 1에서 미국과 영국의 실질이자율의 조정계수인  $\alpha$ 는 통계적으로 유의적으로 추정되었다. 상태 3에서는 미국의 경우에만  $\alpha$ 가 통계적으로 유의적으로 추정되어 실질금리평가에 대해서 미국의 실질이자율만이 조정되게 된다. 하지만 상태 2에서  $\alpha$ 의 추정치는 통계적으로 유의적이지 못했다. 즉 상태 2에서는 미국과 영국의 실질이자율이 실질금리평가와 독립적으로 움직이므로 균형수렴을 보이지 않는 것으로 볼 수 있다.

이와 유사하게 프랑스 등 4개국의 실질이자율과 미국의 실질이자율이 threshold 관계를 갖고 변동한다는 것을 알 수 있다. TECM의 추정결과에서 일본의 경우를 제외하고는 상태변경 모수인  $\gamma_2$ 가 음의 값으로 추정되었다. 이는 일본을 제외한 국가들의 실질이자율이 미국보다 낮다고 볼 수 있으며 미국의 실질이자율이 낮아도 미국으로 자본을 이동하여 재정거래가 발생할 수 있는 차익거래에 대한 경제적 유

인이 존재한다고 볼 수 있다. 실질금리의 차이와 함께 환율의 변동, 그리고 거시경제적 기본요인들을 고려할 때 보다 정확하게 국제 자본이동에 관련된 구조와 거래 행태를 이해할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 threshold 장기균형모형을 이용하여 실질금리평가에서 비선형 조정과정을 밝힐 수 있었다는 점에서 자본이동 측정과 관련된 새로운 사실을 발견할 수 있었다.

〈표 4〉 Threshold ECM 의 추정결과

$$\Delta x_t = \mu + \alpha w_{t-1} + \sum_{j=1}^l \Gamma_j \Delta x_{t-j} + u_t, \quad x_t = (i_t^{US}, i_t^K)', \quad w_t = i_t^{US} - i_t^K$$

	regime I : $w_{t-1} \leq \gamma_1$		regime II: $\gamma_1 \leq w_{t-1} \leq \gamma_2$		regime III: $\gamma_2 \leq w_{t-1}$	
	$i_t^{US}$	$i_t^K$	$i_t^{US}$	$i_t^K$	$i_t^{US}$	$i_t^K$
K = 영국						
	$\gamma_1 = -5.0143$		$\gamma_2 = -1.8524$			
	$P(w_{t-1} \leq \gamma_1) = 0.0703$		$P(\gamma_1 \leq w_{t-1} \leq \gamma_2) = 0.3750$		$P(\gamma_2 \leq w_{t-1}) = 0.5546$	
$\alpha$	-0.0228 (0.010)	0.4740 (0.030)	-0.1096 (0.064)	-0.0187 (0.071)	-0.1787 (0.060)	0.0297 (0.093)
K = 프랑스						
	$\gamma_1 = -7.7164$		$\gamma_2 = -4.8258$			
	$P(w_{t-1} \leq \gamma_1) = 0.0697$		$P(\gamma_1 \leq w_{t-1} \leq \gamma_2) = 0.1240$		$P(\gamma_2 \leq w_{t-1}) = 0.8062$	
$\alpha$	0.0591 (0.050)	1.3110 (0.772)	0.1585 (0.119)	0.5561 (0.694)	0.0067 (0.017)	0.0245 (0.018)
K = 일본						
	$\gamma_1 = -0.8029$		$\gamma_2 = 2.4350$			
	$P(w_{t-1} \leq \gamma_1) = 0.3023$		$P(\gamma_1 \leq w_{t-1} \leq \gamma_2) = 0.5038$		$P(\gamma_2 \leq w_{t-1}) = 0.1937$	
$\alpha$	-0.1648 (0.092)	0.1907 (0.085)	-0.1109 (0.035)	-0.0468 (0.043)	0.0100 (0.050)	0.2160 (0.098)
K = 캐나다						
	$\gamma_1 = -4.5934$		$\gamma_2 = -2.4548$			
	$P(w_{t-1} \leq \gamma_1) = 0.0859$		$P(\gamma_1 \leq w_{t-1} \leq \gamma_2) = 0.3046$		$P(\gamma_2 \leq w_{t-1}) = 0.6093$	
$\alpha$	0.1337 (0.130)	0.4559 (0.033)	-0.0189 (0.081)	0.0929 (0.156)	0.0040 (0.024)	-0.0393 (0.041)
K = 네덜란드						
	$\gamma_1 = -5.3520$		$\gamma_2 = -1.5069$			
	$P(w_{t-1} \leq \gamma_1) = 0.0703$		$P(\gamma_1 \leq w_{t-1} \leq \gamma_2) = 0.3750$		$P(\gamma_2 \leq w_{t-1}) = 0.5546$	
$\alpha$	0.2668 (0.007)	-0.3137 (0.362)	0.0173 (0.041)	0.0313 (0.039)	-0.0544 (0.029)	0.0171 (0.028)

주: 1. ( )안은 표준편차이다.

2.  $\alpha$ 는 조정계수로 미국과 해당국의 이자를 격차에 대한 미국과 해당국 실질이자율의 조정정도를 나타낸다.

3.  $\gamma_1$ 과  $\gamma_2$ 는 threshold 모수를 나타낸다.

4.  $P(w_{t-1} \leq \gamma_1)$ ,  $P(\gamma_1 \leq w_{t-1} \leq \gamma_2)$ ,  $P(\gamma_2 \leq w_{t-1})$ 은 각각 실질이자율 격차가 regime I, II, III에 위치할 확률을 나타낸다.

#### IV. 결론

본 연구에서는 실질금리평가에 기초하여 국제 자본이동성을 측정하였으며 자본 이동을 현실적으로 잘 설명할 수 있는 계량경제모형을 찾고자 하였다. 첫째, 국가 간 실질이자율 차이에 대한 개별적 단위근 검정법의 검정력 문제를 보완할 수 있도록 패널자료에 기초한 단위근 검정방법인 Meta 분석과 IPS 검정을 실질금리평가에 적용하였다. Meta 분석으로  $Z$  통계량과 IPS 검정에 의하여 미국과 선진 8개국간 실질금리평가가 성립함을 보일 수 있었다. 둘째, 국제자본이동과 관련된 거래비용과 이로 인한 조정과정의 비선형성을 측정하고자 Threshold 장기균형모형으로 실질금리평가의 비선형 조정과정을 측정하였으며 미국과 선진 5개국간 실질금리평가에서 통계적으로 유의한 비선형성을 발견할 수 있었다. 특히, 미국의 실질이자율에 대해서 영국, 프랑스, 일본, 캐나다 및 이태리의 5개국의 실질이자율은 통계적으로 유의한 조정과정의 비선형성을 밝힐 수 있었다. 이들 국가의 실질이자율에 대하여 Threshold ECM 모형을 적용한 결과 미국과 상대국의 실질이자율이 재정거래가 가능한 영역에서는 양국의 실질금리평가에 따라 조정과정이 이루어지며, 재정거래가 불가능한 영역에서는 양국의 실질이자율은 실질금리평가에 대하여 독립적으로 변동하는 것으로 나타났다.

Threshold 장기균형모형은 실질이자율의 시계열적 비정상성과 실질금리평가의 균형관계를 설명할 수 있으므로 국제자본이동에 관련된 이론을 검정하는데 사용된다. 그리고 Threshold 장기균형모형은 국가간 자본이동에 대한 거래비용을 고려하기 때문에 기존의 모형에 비하여 설명력과 예측력을 향상시킬 수 있으므로 국제자본이동을 설명하는 유용한 모형이 될 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 유병철 · 김봉한, “패널자료를 활용한 실질이자율평가의 검토,” 『국제경제연구』, 1999.
2. Andrews, D. and W. Ploberger, “Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present only under the Alternative,” *Econometrica*, 62, 1994, 1383-1414.
3. Bodman P., “National saving and domestic investment in the long term,” *International Economic Journal*, Vol. 9, 1995, pp. 37-60.
4. Campbell, R.E. and F.S. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, Vol. 95, 1987, pp. 106-1088.
5. Choi, I., “Unit Root Test for Panel Data,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20, 2001, pp. 249-272.
6. Coakley, Jerry and Farida Kulasi, “Cointegration of saving and investment,” *discussion Paper*, 96-04, Center for International Capital Markets at London Guildhall University, 1996.
7. Cumby, R.E. and F.S. Mishkin, “The International Linkage of Real Interest Rates: The European- U.S. Connection,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 5., 1986, pp. 5-23.
9. Feldstein and Horioka, “Domestic saving and international capital flows,” *The Economic Journal*, 1980, pp. 317-323.
10. Fisher, R.A., *Statistical Methods for Research Workers*, London: Oliver and Boyd, 1932.
11. Frankel, R.A., “Measuring International Capital Mobility: A Review,” *American Economic Review*, Vol. 482, 1992, pp. 197-202.
12. George, E. O., “Combining Independent One-Sided and Two-Sided Statistical Tests-Some Theory and Applications,” *Doctoral Dissertation*, University of Rochester, 1977.
13. Goodwin, B.K. and T.J. Grennes, “Real Interest Rate Equalization and the Integration of International Financial Markets,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 13., 1994, pp. 107-124.
14. Gulley, O. David, Are saving and investment cointegrated? Another look at the data, *Economics Letters*, 1992, 55-58.
15. Hansen, B. and B. Seo, “Testing for Two-regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 110, 2002, pp. 293-318.
17. Im, Kyung-So, Pesaran, M. H., and Y. Shin, Testing for Unit Roots in Dynamic Heterogeneous Panels, *DAE Working Paper*, No. 9526, University of Cambridge, 1995.
18. Kwitakowski, D., P.C.B., Phillips, P. Schmidt and Y. Shin, “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?,” *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 1992, pp. 159-178.
19. Levin, A. and C.F. Lin, “Unit root test in panel data: asymptotic and finite sample properties,” *UCSD Discussion Paper*, 1992, 92-23.
20. Maddala, G.S. and S. Wu, “A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and

- a New Simple Test: Evidence from the Simulations and the Bootstrap," Mimeo, the Ohio State University, 1996.
21. Mark, N.C., "Some Evidence on the International Inequality of Real Interest Rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol.4, 1985, pp.1879-208.
  22. Mishkin, F.S., "The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study," *Canadian Journal of Economics*, Vol.18, 1984a, pp.283-311.
  23. \_\_\_\_\_, "Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions," *Journal of Finance*, Vol.39, 1984b, pp.1345-1357.
  24. Obstfeld, M. "International Capital Mobility in the 1990s," *NBER Working Paper*, No.4534, 1996.
  25. Shea, G.S., "Benchmarking the Expectations Hypothesis of the Interest Rate Term Structure: An Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Business and economic Statistics*, Vol.10, 1992, pp.347-366.
  27. Stock, J.H. and M.W. Waston, "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.83, 1988, pp.1097-1107.
  28. Tippett, L.H.C., *the Methods of Statistics*, London: Williams and Norgate, 1931.
  29. Stouffer, S.A., E.A. Suchman, L.C. DeVinney, S.A. Star, and R.M. Williams, *The American Soldier, Volume I, Adjustment During Army Life*, New Jersey: Princeton University Press, 1949.
  30. Wu, J.L. and S.L. Chen, "Are-examination of real interest rate parity," *Canadian Journal of Economics*, Vol.31. No.4., 1988, pp.837-851.

## A Study of the Methods for Measuring the Degree of International Capital Mobility by Using Panel Unit Root Test and TECM

Bong Han Kim\* · Hong Kee Kim\*\* · Byung Sun Seo\*\*\*

### Abstract

This paper empirically studies on international capital mobility on the basis of real interest parity. Our research tests the panel unit root using meta analysis and Im, Pesaran and Shin(IPS) method, considering the nonstationarity of the real interest, while the previous researches mainly exploit the regression or long run relationship for the real interest, but reach inconclusive conclusion. In addition, we use threshold cointegration techniques in order to measure the nonlinearity of adjustment process, incorporating the transaction cost related with international capital movement. We find the several interesting results on international capital mobility. First of all, panel unit root tests using Meta analysis and IPS show that the real interest parity condition holds between 8 advanced countries and the United States. Secondly, threshold cointegration technique shows that the real interest differentials of U.K., France, Japan, Canada and Italy with respect to the United States have significant asymmetric non linear adjustment processes. This means that the real interest differential within two threshold values has a random walk, while those outside the threshold range converge to the within two threshold value by arbitraging process. Thirdly, threshold cointegration techniques enable us to improve the explanation and forecast of international capital movement since it incorporates the transaction costs.

**Key Words:** real interest rate parity, capital mobility, panel unit root test TECM

---

\* Associate Professor, Department of International Trade and Commerce, Kongju National University

\*\* Professor, Department of International Trade, Hannam University

\*\*\* Professor, Department of Economics, Soongsil University