

한국과 일본을 중심으로 한 실질금리페리티의 균형조건 검증

정석영*

〈요 약〉

본 연구는 실질금리페리티(RIP, Real Interest Rates Parity)가 존재하기 위한 4가지의 균형조건을 설명하였으며 이 조건들을 한국과 일본의 시계열에 적용하였다. 4가지의 균형조건은 4개의 공적분벡터를 의미하며 요한센의 다변량 공적분 방법을 이용하여 추정한 결과 2개의 공적분벡터가 존재하였다. 따라서 한·일간의 RIP균형조건은 기각되었으며, 기대구매력평가설(EAPPP)과 노출된 이자율평가설(UIP)이 한국과 일본간에 성립하지 않는 것으로 나타났다.

I. 서 론

국제금융 또는 국제재무관리에서 국가간의 실질금리의 동등성 즉 실질금리페리티(RIP, Real Interest Rates Parity)는 국제자산시장을 이해하는데 중요한 역할을 하였으며, 중앙은행의 정책적인 측면에서 중요한 주제로 다루어져 왔다.

효율적인 시장가설과 합리적 예측이 적용되는 경제에서는 국가간 자산의 실질수익은 같아야 한다. 즉 국가간의 실질금리차이는 장기간 지속되지 않고 결국 소멸되며, 이러한 의미에서의 RIP는 국제자본시장 연구에 중요한 위치를 차지하고 있다. 정책적인 측면에서 보았을 때 중앙은행의 시장개입이 국내 실질금리를 변화시킬 수 있으나 하는 점으로 귀결된다. 만약 즉각적인 RIP가 성립하면 중앙은행의 시장개입은 국내의 실질변수에 아무런 효과를 기대할 수 없다.

RIP는 네 가지의 균형조건으로 표시할 수 있다. 이 네 가지의 균형조건은 국내의 피셔효과(Domestic Fisher Relationship), 외국의 피셔효과(Foreign Fisher Relationship), 노출된 이자율평가설(UIP, Uncovered Interest Rate Parity), EAPPP(Ex-Ante Pur-

* 현대경제연구원, 경영전략 본부

** 유익한 조언을 주신 익명의 두 심사위원께 감사 드립니다. 그리고 본 논문의 내용은 필자의 개인적인 견해이며 현대경제연구원의 공식견해가 아님을 밝혀드립니다.

chasing Power Parity)로 알려진 기대형태의 구매력평가설(Expectational Form of PPP)이다. 국가간 실질금리가 동등해지기 위한 조건은 위의 네 가지의 균형조건이 동시에 충족되어야 한다.

본 논문은 위험프리미엄(Risk Premium)이 정상적 과정(Stationary Process)을 따른다고 가정하고 RIP의 균형조건인 자국과 외국의 피셔효과, UIP, EAPPP를 살펴보았다. 또한 이들 균형조건은 비정상적인 과정(Nonstationary Process)을 따르는 4개의 시계열 변수, 즉 자국의 금리, 외국의 명목금리, 자국의 인플레이션, 외국의 인플레이션으로 표현되므로 RIP가 성립하기 위해서는 네 개의 공적분 벡터가 존재한다는 조건과 연계할 수 있다. 이와 같은 네 가지의 균형조건은 요한센(1988, 1991)의 다변량 공적분 방법에 의하여 검증이 가능하며, 만약 네 개의 공적분 관계가 존재하지 않으면 이는 곧 RIP가 기각되는 증거로 채택된다. 이를 바탕으로 일본과 한국의 시계열을 사용하여 RIP를 검증하고, 이 균형조건이 성립하지 않으면 어떤 균형관계가 가장 성립하지 않는지를 규명해낼 수 있다.

따라서 이 논문의 다음순서는 두 번째 장에서 실질금리가 국제적으로 같아지기 위한 조건 즉 RIP의 균형조건을 유도하고, 세 번째 장에서는 이들의 균형관계를 검증하기 위한 시계열적 의미를 분석하였다. 네 번째 장에서는 일본과 한국의 시계열을 이용하여 RIP 균형조건을 검증하고, 마지막으로 다섯 번째 장에서는 요약 및 결론을 제시하였다.

II. 실질금리페리티

Lucas(1978)의 자산평가모형을 이용하여 RIP의 균형조건을 간단하게 유도할 수 있다. RIP의 조건은 Chung and Crowder(1998)에 의해 유도된바 있으며, 이는 Crowder and Hoffman(1996)의 일반화된 피셔가설을 N개의 외국자산(Foreign Asset)으로 확장시킨 모델이다.

만약 영구히 존재할 수 있는 소비자가 존재한다고 가정하면 그 소비자는 재화의 소비, C_t 에 의존하여 기대 효용을 최대화할 것이다. 이를 식으로 표시하면 다음의 식 (1)과 같다.

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t) \quad (1)$$

단, β 는 할인율을 나타낸다. 이 소비자는 다음과 같은 예산식에 의해서 제약된다.

$$P_t Y_t + \sum_{j=1}^N S_{j,t} B_{j,t-1} (1 + I_{j,t-1}) + P_t A_{t-1} (1 + R_{t-1}) \geq P_t C_t + \sum_{j=1}^N S_{j,t} B_{j,t} + P_t A_t \quad (2)$$

식 (2)의 좌변은 총 명목 소득을 나타낸다. 총 명목소득은 물가수준 P_t 와 실질소득 Y_t 를 곱한 노동에 의한 소득($P_t Y_t$)에 총 명목투자 수익을 합한 금액이며, 노동에 의한 소득은 이미 알려진 전이확률(Transition Probability)에 의한 마아코프 프로세스(Markov Process)를 따른다고 가정한다. 소비자가 투자한 포트폴리오는 N 개의 외국통화로 표시되는 1기간 채권으로 구성되었으며, 이미 구입한 채권, $B_{j,t-1}$ 은 기간 t 시점에서 만기가 되어 명목수익, $I_{j,t-1}$ 과 원금을 상환받는다. 원금과 명목수익은 환율²⁾, $S_{j,t}$ 로 환전한다. 또한 확실한 실질수익률, R_t 를 지급하는 실질 채권, A_t 가 존재한다고 가정한다.

식 (2)의 우변은 t 기간 동안의 총 지출을 나타낸다. 이 기간 동안의 총 지출을 살펴보면 소비재 구입, 다음 기에 만료되는 채권 구입, 확실한 실질 금리를 보장하는 자산 구입으로 구성된다. 이 소비자는 식 (1)에 의하여 효용을 극대화 할 것이며 제약 조건은 식 (2)가 된다. 소비자효용의 극대화 식은 다음과 같은 일계조건으로 표현된다.

$$\beta^t U'(C_t) - \lambda_t P_t = 0 \quad (3)$$

$$E_t [\beta^j \lambda_t S_{j,t} + \beta^{t+1} \lambda_{t+1} S_{j,t+1} (1 + I_{j,t})] = 0, \quad j = 1, 2, \dots, N. \quad (4)$$

$$-\beta^t \lambda_t P_t + E_t \beta^{t+1} \lambda_{t+1} P_{t+1} (1 + R_t) = 0 \quad (5)$$

$$P_t Y_t + \sum_{j=1}^N S_{j,t} B_{j,t-1} (1 + I_{j,t-1}) + P_t A_{t-1} (1 + R_{t-1}) - P_t C_t - \sum_{j=1}^N S_{j,t} B_{j,t} - P_t A_t = 0 \quad (6)$$

단, λ_t 는 라그랑지 승수이다. 식 (3)과 식 (4)를 이용하여 명목부채에 대한 균형식은 다음과 같은 오일러식으로 나타낼 수 있다.

$$\beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1}) P_t}{U'(C_t) P_{t+1}} \right] (1 + I_t) = 1 \quad (7)$$

식 (7)과 같은 방식으로 실질부채(Real Debt)에 대한 균형식은 식 (8)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\beta E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] (1 + R_t) = 1 \quad (8)$$

2) 환율은 외국환 1단위에 대한 국내 통화로 정의한다.

효용함수의 특수한 함수형태인 HARA(Hyperbolic Absolute Risk Aversion)를 식 (9)와 같이 가정하고 식 (7)과 식 (8)을 이용하여 식 (10)을 유도하였다.

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (9)$$

$$E_t \left[\frac{C_{t+1}}{C_t} \right]^\gamma = \beta(1+R_t) \quad (10)$$

식 (10)에 자연로그를 취하면, 연속복리 형태의 실질수익은 다음의 식과 같이 소비의 증가율로 표현된다.

$$r_t = \ln(\beta^{-1}) + \gamma E_t \Delta c_{t+1} \quad (11)$$

단, 소문자는 자연로그를 취한 값을 의미한다. 식 (11)은 실질금리의 시계열적인 과정을 연구하기 위하여 Rose(1989), Crowder and Hoffman(1996), Chung and Lee(2000) 등의 논문에서 사용한 식이다. 즉 기대소비 또는 소비의 증가율이 정상적이면 실질금리 또한 정상적인 과정을 따른다.³⁾

국내 명목 및 실질이자율간의 관계를 나타내는 국내 피셔가설은 식 (7), 식 (8), 식 (10)을 이용하여 도출할 수 있다. 가격수준, 환율, 소비가 모두 로그정규분포를 따른다고 가정하면 식 (12)와 같이 선형적인 국내의 피셔관계를 도출할 수 있다.

$$i_t = r_t + E_t \Delta p_{t+1} - \frac{1}{2} \text{Var}_t \Delta p_{t+1} - \gamma \text{Cov}_t(\Delta c_{t+1}, \Delta p_{t+1}) \quad (12)$$

식 (12)에서 명목수익(i_t)은 실질수익(r_t)과 기대되는 구매력의 감소($E_t \Delta p_{t+1} - 1/2 \text{Var}_t \Delta p_{t+1}$) 및 위험프리미엄($\gamma \text{Cov}_t(\Delta c_{t+1}, \Delta p_{t+1})$)을 합한 값과 같다. 따라서 식 (12)는 국내에서의 피셔관계를 나타내며, 식 (12)의 피셔관계는 N개의 국가에 대해서도 성립한다.

노출된 이자율평가설(UIP)은 식 (3)과 식 (4)를 이용한다. 식 (3)과 식 (4)를 정리하면 식 (13)을 도출할 수 있다.

3) 소비증가율의 정상성은 이미 많은 논문에 의하여 검증되었다(자세한 내용은 Gali(1990)를 참조하고, 이 논문에는 이와 관련된 다수의 논문이 소개되어 있음). 식 (11)은 기대되는 소비증가율과 실질금리의 관계를 나타낸다. 합리적 예측(Rational Expectation)이 의미하는바 만약 소비증가율이 정상성을 따르면 기대되는 소비증가율도 정상적이다. 따라서 식 (11)에서 기대되는 소비증가율이 정상적이므로 실질 수익도 정상성을 따라야한다.

$$E_t \left[\frac{U'(C_t)}{U'(C_{t+1})} \right] \left[\frac{P_{t+1}}{P_t} \right] = \beta(1 + I_{j,t}) E_t \left[\frac{S_{j,t+1}}{S_{j,t}} \right] \quad (13)$$

식 (7)과 식 (13)을 이용하여 다시 정리하면 식 (14)를 유도해 낼 수 있다.

$$(1 + I_t) = (1 + I_{j,t}) E_t [\Delta S_{j,t+1}] \quad (14)$$

피셔관계의 예에서처럼, 가격수준, 환율, 소비가 모두 로그정규분포를 따른다고 가정하면 연속복리로 표시된 명목수익의 차이, 즉 UIP관계가 도출된다.

$$i_{j,t} - i_t = E_t \Delta s_{j,t+1} + \gamma Cov_t(\Delta c_{t+1}, \Delta s_{j,t+1}) \quad (15)$$

이 균형조건은 외국과 자국의 연속복리 형태의 명목수익의 차이는 환율의 기대되는 평가절하와 위험프리미엄을 합산한 값과 같다.

EAPPP는 위에서 도출한 피셔관계와 UIP조건을 이용하며, 또한, 로그정규분포를 이용하여 다음과 같은 관계를 도출하였다.

$$E_t(\Delta p_{t+1} - \Delta p_{j,t+1}) = E_t \Delta s_{j,t+1} + \zeta_{t+1} + \eta_{t+1} \quad (16)$$

단,

$$\zeta_{t+1} = \frac{1}{2} Var_t \Delta p_{t+1} - \frac{1}{2} Var_t \Delta p_{j,t+1} \quad (17)$$

$$\eta_{t+1} = \gamma [Cov_t(\Delta c_{t+1}, \Delta p_{t+1}) + Cov_t(\Delta c_{t+1}, \Delta s_{t+1}) - Cov_t(\Delta c_{j,t+1}, \Delta p_{j,t+1})] \quad (18)$$

으로 정의된다.

식 (16)부터 식 (18)까지는 EAPPP이며 이 식은 자국과 j번째 국가의 기대인플레이션 차이는 환율의 기대평가절하율과 자국과 외국의 인플레이션간의 조건부분산의 차이, ζ 와 위험프리미엄, η 으로 표시하였다.

따라서, 식 (12)와 이에 상응하는 외국의 피셔관계, 식 (15), 식 (16)은 RIP에 의해서 함축되는 네 가지의 균형조건을 의미한다. 또한 실질이자율은 이미 식 (11)에서 소비증가율 또는 기대되는 소비증가율의 시계열적 성질이 같다고 이미 밝힌바 있다. 소비증가율은 정상적 과정을 따른다고 이미 알려져 있으므로 실질이자율은 정상적이다. 식 (12)에서 실질이자율은 다시 명목이자율, 기대되는 구매력 감소, 위험프리미엄으로 나타낼 수 있다. 실질이자율은 정상적이므로 위에서 언급한 세 개의 항목 또한 정상적인

과정을 따라야한다. 만약 이들의 시계열이 비정상성을 보이면 이들의 선형결합은 정상적인 과정을 나타내야한다. 또한, 식 (15)에서도 환율의 기대평가절하율은 이미 정상성을 따른다고 알려져 있으며 위험프리미엄은 정상적이라고 가정하였다. 따라서 자국과 외국의 이자율은 정상적이거나 또는 이들의 선형결합이 정상적이어야 한다. 마지막으로 식 (18)의 오른쪽에 있는 모든 변수는 정상적으로 정의하였고 또한 정상적이라는 실증연구가 지배적이므로 양국의 기대인플레이션의 차이는 정상적인 과정을 나타낸다.

예를 들면 식 (12)에는 5개의 항목이 있다. 실질금리는 식 (11)에 의하여 정상적이며, 위험프리미엄은 정상적이라고 가정하였다. 만약 위험프리미엄이 정상적 과정을 따르지 않는다면 이는 시간의 추이와 더불어 계속 성장한다는 의미이므로 현실적으로 받아들이기 어렵다. 인플레이션의 조건부 분산은 Engle(1983)에 의해 연구되었는데, 자기회귀(AR)의 계수가 0.56에서 0.79로 추정되었고 통계적으로 1과 다르다고 보고하고 있다. 따라서 이상의 네 가지 조건을 다시 표현하면 먼저 자국의 피셔관계는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$i_t - \Delta p_{t+1} = \psi_{t+1} \quad (19)$$

단, ψ_{t+1} 은 실질금리, 인플레이션의 조건부 분산, 위험프리미엄, 합리적 기대에 의거한 인플레이션의 예측오차를 포함하며 이들 모두는 정상적인 과정을 따른다. 이에 상응하는 외국의 피셔관계는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$i_{j,t} - \Delta p_{j,t+1} = \psi_{j,t+1} \quad (20)$$

이와 비슷하게 식 (15)는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$i_t - i_{j,t} = \omega_{t+1} \quad (21)$$

단, ω_{t+1} 은 환율의 기대되는 절하율과 위험프리미엄을 나타내고 정상성을 따른다. 그리고 식 (16)은

$$\Delta p_{t+1} - \Delta p_{j,t+1} = \theta_{t+1} \quad (22)$$

단, θ_{t+1} 은 환율의 기대평가절하율과 자국과 외국의 인플레이션간의 조건부분산과 위험프리미엄을 포함하고 정상적 과정을 따른다.

다음 장에서 위의 식 (19)부터 (22)까지의 식이 시계열분석의 측면에서 의미하는 바를 설명한다.

Ⅲ. 시계열 분석적인 의미

지금까지 실질금리가 의미하는 네 가지 균형조건에 대하여 설명하였으며 실질금리는 소비의 증가율의 과정을 따르기 때문에 정상적인 시계열이어야 한다는 점을 지적하였다. 또한 RIP를 위한 조건은 위에서 언급한 네 가지 조건이 성립해야함을 쉽게 알 수 있다. 이 네 가지 조건은 비정상적인 과정을 보일 수 있는 시계열로 구성되어 있으며, 잔차 Ψ_{t+1} , $\Psi_{j,t+1}$, ω_{t+1} , Θ_{t+1} 은 서로 자기상관성이 존재할 수 있지만 정상적인 과정을 따른다.

따라서 네 개의 관찰된 시계열 즉 i_t , $i_{j,t}$, Δp_{t+1} , $\Delta p_{j,t+1}$ 이 비정상적인 과정(I(1))을 보여주면 이는 공적분의 개념안에서 검증된다. 대부분의 비정상적인 시계열의 결합은 비정상적인 잔차를 생성하는데 아주 특별한 경우, 정상적인 잔차를 가지게 된다. 이때의 잔차를 균형잔차라고 한다. 또한, 이러한 특별한 관계를 공적분의 관계에 있다고 말한다.

공적분에 대한 개념은 Engle and Granger(1987)에 의하여 처음 도입되었으며, Johansen (1988)에 의하여 다변량 공적분 기법으로 발전되어 널리 사용되고 있다. 이 기법은 다음과 같은 오차수정모형(ECM)으로부터 출발한다.

$$\Delta X_t = \mu + \Pi X_{t-1} + \sum_{j=0}^k \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (23)$$

단, μ 는 상수벡터이며, 사용되는 p개의 변수벡터($p \times 1$)를 X_t 라고 정의하면 변수벡터의 차분형태는 ΔX_t 로 나타낼 수 있다. 식 (23)에서 충격행렬 Π 의 위수(Rank)가 0이면 그 시계열은 공적분 관계가 없고, Π 의 위수가 p이면 모든 시계열은 정상성을 나타낸다. 그러나 Π 가 $r(0 < r < p)$ 이면 r개의 선형결합이 정상적인 과정을 가지게되며, 2개($\Pi = \alpha \beta'$)의 ($p \times r$)행렬로 다시 나타낼 수 있다. 식 (23)에서 k는 시차구조, 그리고 ε_t 는 ($p \times 1$)가우시안 백색잔차 벡터이다. 또한, $\Gamma_j = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_j$, $j = 1, 2, \dots, k$, 즉, Γ_j 는 $\Gamma_j(p \times p)$ 행렬로서 j번째 시차에서 p개 수식들 간의 단기조정을 나타내는 변수들이다.

본 논문에서 사용될 시계열을 공적분 개념에 적용시키면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & -1 \\ 1 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i_t \\ i_t^* \\ \Delta p_{t+1} \\ \Delta p_{t+1}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Psi_{t+1} \\ \Psi_{t+1}^* \\ \omega_{t+1} \\ \Theta_{t+1} \end{bmatrix} \quad (24)$$

단, *는 국내의 시계열을 나타낸다. 식 (24)을 보면 RIP가 성립하기 위해서는 4개의 변수($p=4$)중에서 4개의 공적분 벡터($r=4$)가 존재해야 한다. 이는 곧 RIP가 성립하려면 4개의 공적분 벡터가 존재하거나 또는 4개의 변수 모두가 정상적($I(0)$)과정을 따라야한다. 따라서 RIP의 조건을 검증하는 방법에는 공적분 벡터의 개수를 추정하는 방법과 각 변수의 정상성을 검증하는 방법으로 요약될 수 있다. 만약 각 변수 중 하나의 변수라도 비정상성을 나타내면 RIP는 기각된다. 또한, RIP의 조건은 공적분벡터의 수에 의해서도 간단하게 증명할 수 있다. 이 논문에서는 두 가지 방법에 의해서 RIP의 성립 여부를 판단하며, 특히 공적분의 개수에 의거한 검증 방법은 RIP가 성립시키지 않은 조건들을 파악할 수 있으므로 유용한 방법이다. 다음 장에서는 일본과 한국간의 RIP가 성립하는지를 검증하고 만약 성립하지 않으면 어떤 균형조건이 가장 성립하지 않는지를 밝힌다.

IV. 한국과 일본간의 실질금리패리티(RIP, Real Interest Rates Parity) 검증

1. 단위근 검증과 공적분 분석

본 논문에서는 1980년 10월부터 1999년 5월까지의 자료를 포함시켰으며, 단기자율은 한국과 일본의 콜금리를 사용하였고, 인플레이션은 각국의 소비자 물가를 이용하여 계산하였다. 한국과 일본의 자료는 공신력있는 IFS데이터 베이스에서 추출하였다. 앞으로의 논의에서 한국과 일본의 이자율은 KOR과 JAR로 각각 나타내며, 한국과 일본의 인플레이션은 KORINF과 JAINF로 각각 표시한다.

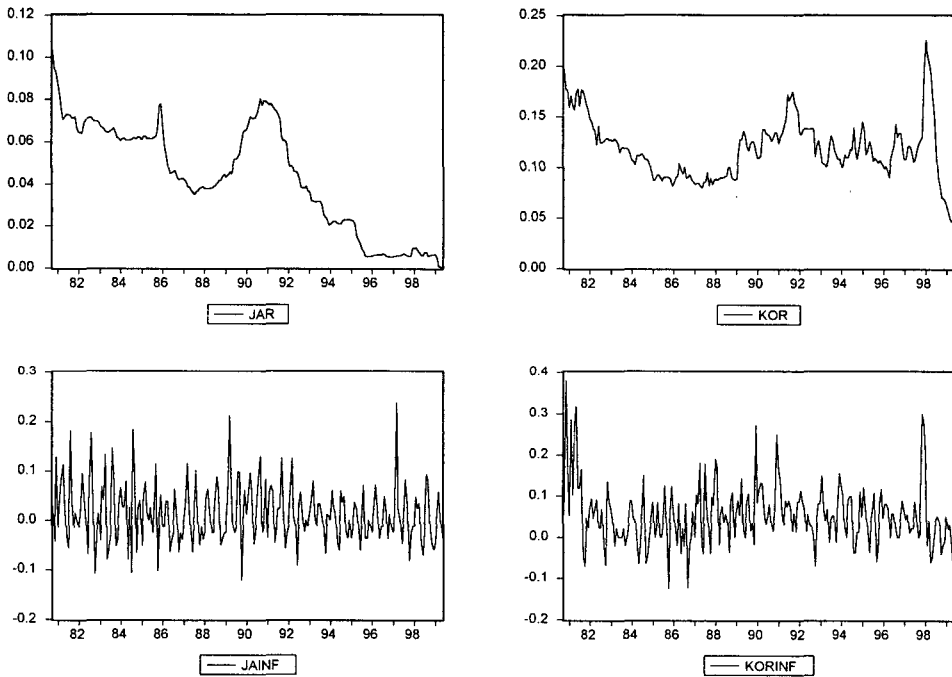
또한, 각 국의 이자율은 연속복리수익률로 바꾸어 사용되었으며, 인플레이션은 연간율로 바꾸어 $t+1$ 기간을 변수로 사용하였다. 이 자료는 [그림 1]에 예시하였다.

RIP의 검증은 이미 정의된 네 개의 공적분 벡터의 수, 또는 시계열의 정상성을 검증하는 것으로 요약된다. 따라서, 일차적으로 네 개의 시계열이 정상적인지를 살펴보았다. 먼저 사용된 방법은 Augmented Dickey Fuller(ADF, 1979) 검증방법으로 그 결과는 <표 1>에 정리되어 있다.

<표 1>에 의하면 래그 12개에서 한국의 인플레이션을 제외하고 다른 모든 변수는 단위근을 갖는 것으로 보인다. 따라서, RIP를 구성하는 일부 변수가 비정상성을 따르게 되므로 RIP 균형조건은 기각되었다. 인플레이션에서의 단위근 존재 여부는 많은 논란

의 대상이 되고 있다. 본 논문에서 사용되고 있는 변수의 단위근 검증을 보다 정확하게 판단하기 위하여 요한센의 공적분 관계를 이용한 단위근 검증을 시행하였다.⁴⁾ 단위근 및 RIP관계 검증을 위하여 요한센의 다변량 공적분 방법을 이용하였다.

[그림 1] 4 변량모형 자료 : JAR, JAINF, KOR, KOINF



<표 1> ADF 단위근 검증 결과

	래그=4	래그=12
JAR	-0.91	-1.02
KOR	-3.36	-2.76
JAINF	-8.59	-2.36
KORINF	-5.93	-3.31
5% 기각역	-2.86	-2.86

식 (24)에서 내포하는 바와 같이 4개의 공적분벡터가 존재하여야 RIP가 성립함을 알

4) 차후에 설명이 되겠지만 이 방법은 다변수 공적분 관계를 이용한 단위근 검증 방법으로 ADF타입의 단위근 방법보다 검증력이 높은 것으로 알려져 있다. 그리고 이 결과는 ADF 단위근 검증방법의 결점을 보완한 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin(KPSS, 1992)을 적용하였을 때와 동일한 결과를 나타내고 있다.

수 있다. 따라서 다수의 공적분벡터를 추정하고 이들 공적분 관계를 심층분석하기 위해서 요한센의 검증방법이 가장 적절한 방법으로 여겨진다. 적정 래그는 공적분관계에서 자기상관성을 완전히 제거하는 수준에서의 최소 래그를 선택하였다. 사용된 통계량은 Ljung-Box의 χ^2 통계량이며 적정래그를 설정하기 위한 기준을 다음의 <표 2>에 정리하였다.

<표 2> 적정래그 선정

래그(k)	6	7	8	9
JAR	25.42	24.72	20.76	21.08
KOR	29.46	31.79	28.19	28.99
JAINF	64.40*	56.94	54.63	54.23
KORINF	30.50	27.78	34.16	29.68

주) 5%수준에서의 $\chi^2(42)$ 의 기각역은 58.12이며, * 는 5%에서 귀무가설을 기각함을 나타낸다.

<표 2>를 보면 k=7개가 적정래그임을 알 수 있다. 따라서, 7개의 래그를 이용한 요한센 공적분 관계의 결과는 다음의 <표 3>과 같다.

<표 3> 요한센의 공적분 검증⁵⁾

귀무가설	Maximum Eigenvalue 검증			Trace 검증		
	통계량	5%	10%	통계량	5%	10%
r = 0	57.99	28.14	25.56	105.93	53.12	49.65
r ≤ 1	36.84	22.00	19.77	47.94	34.91	32.00
r ≤ 2	8.99	15.67	13.75	11.10	19.96	17.87
r ≤ 3	2.10	9.24	7.52	2.10	9.24	7.52

주) 기각역은 Osterwald- Lenum(1992)에 의거하였다.

<표 3>을 살펴보면 4개의 변수에서 2개의 공적분 벡터가 존재함을 알 수 있다. 본 논문에서 사용된 4개 변수의 단위근은 Johansen and Juselius(1992)가 제안한 H 행렬에 제약 조건을 부과함으로써 검증될 수 있다. 사용된 변수의 벡터를 $X_t = [JAR \text{ KOR} \text{ JAINF} \text{ KORINF}]'$ 로 정의하고 일본 이자율의 단위근 검증을 위한 제약조건은 $[1 \ 0 \ 0 \ 0]'$ 이며, 한국 이자율의 단위근 검증은 $[0 \ 1 \ 0 \ 0]'$ 의 제약조건을 부과한다.⁶⁾ 그 외 다른 변수의 경우도 같은 방법의 제약조건을 사용하였다. 위의 4개의 통계량은 $\chi^2(8)$ 분포를 따르는 것으로 알려져 있다. 요한센의 공적분 방법에 의한 단위근 검증 결과는 <표 4>에

5) 요한센의 공적분 벡터의 추정시 공적분벡터에 상수를 허용하였으며 절편의 허용여부는 $\chi^2(2)$ 를 따르는 우도비통계량에 의해 검증되었으며, 계산된 통계량은 9.688로 5%에서 기각되었다.
 6) 공적분벡터에서의 상수항은 편의상 생략하였다.

예시되어 있다.

<표 4> 요한센 공적분 방법에 의한 단위근 검증

JAR	KOR	JAINF	KORINF
101.271	100.942	32.322	84.974

주) 5%수준에서의 $\chi^2(8)$ 의 기각역은 15.51이다.

<표 4>에서와 같이 각 변수는 차분하지 않은 상태에서 정상적이라는 귀무가설을 모두 기각하고 있다. 따라서 본 논문에서 사용되는 4개의 변수는 비정상성을 따른다고 할 수 있다.

단위근 검증과 공적분벡터의 결과에 의하면 한국과 일본사이의 RIP가 존재하지 않음을 의미한다. 그러면 RIP가 존재하지 않는 이유를 밝히기 위하여 RIP의 4가지 균형조건인 한국과 일본의 피서관계, UIP, EAPPP의 균형관계를 살펴보았다. 균형관계를 규명하기 전에 공적분 벡터의 안정성을 검증해야할 필요가 있다. Chung and Lee(1999, 2000)에서도 지적한 바가 있듯이 1980년대는 한국을 포함하여 전 세계적으로 자본개방화로 인한 자본시장의 통합(Capital market integration)이 진행되었던 시기였다. 한국의 경우 정부의 세계화 정책에 힘입어 1980년 중반부터 국가펀드를 통한 외국인의 국내 주식시장에 간접투자를 허용하였으며, 동시에 내국인의 외국 주식 투자의 길을 열어 놓았다. 주식시장의 개방과 더불어 국내적으로는 이자율의 자율화 정책이 시행되기 시작하였다. 특히 1997년 통화 위기는 국내 자본시장의 개방을 더욱 가속시켰다 전 세계적인 자본시장 통합과 국내 자본시장 개방 및 이자율의 자율화 조치는 국내외적인 경제변수에 구조적 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 또한 1970년대 말에서부터 1980년 초기까지 미국의 통화량 위주의 통화정책이 시행되면서 미국의 이자율을 비롯하여 전 세계적으로 이자율의 변동성이 증가하였음은 이미 알려진 사실이며, [그림 1]에서의 1980년대 초기 이자율 변동폭을 보아도 그 영향을 짐작할 수 있다.

요한센의 공적분벡터는 공적분공간(Cointegration Space)에서 안정적(Stable) 또는, 일정하다는 가정 하에서만 성립한다. 따라서 다음 장에서는 공적분벡터의 안정성(Stability of the Cointegration Vector)에 대하여 검증하고 RIP의 조건들을 살펴보았다.

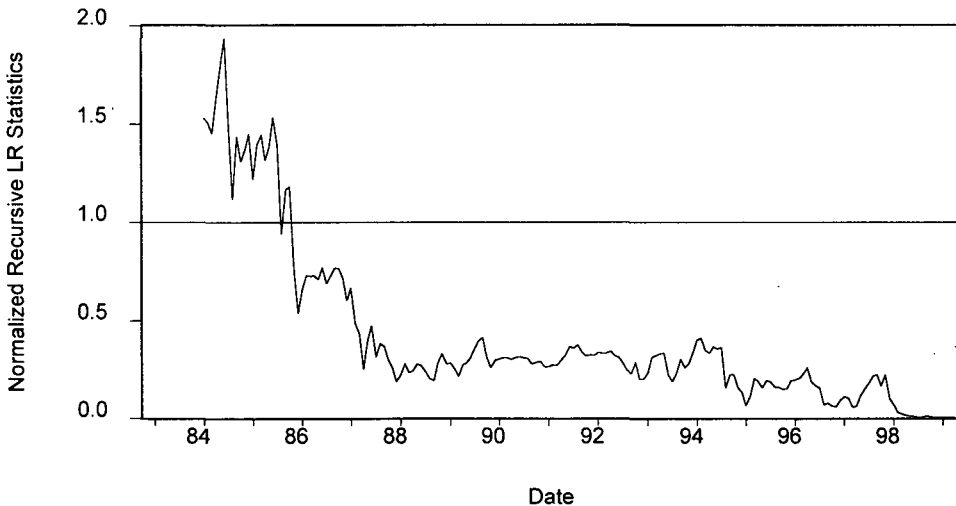
2. 공적분의 안정성 검증

전체 관측구간에서 2개의 공적분벡터가 존재하였다. 그러나 이 결과는 관측기간 동안의 공적분벡터가 일정하다는 가정 하에서 성립함을 지적하였다.

공적분관계에서 구조적 변동의 검증을 위하여 Hansen and Johansen(1993)의 안정적인 공적분벡터를 가정한 반복적 우도비기법(Recursive Likelihood Ratio Test of the Constant Cointegration Space)을 사용하였다. 이 방법은 전체 관측구간의 공적분벡터를 기준으로 하여 기간의 추이에 따라 반복적으로 각 관측구간을 검증한다. 반복적인 우도비통계량은 $\chi^2(r(p-r))$ 의 분포를 따르는 것으로 알려져 있다. 단 r 은 공적분의 개수를 나타내며, p 는 이미 정의된 바와 같이 사용되는 시계열변수의 개수를 나타낸다. [그림 2]는 반복적인 우도비통계량을 5%의 기각역으로 표준화한 값을 그래프로 나타낸 것이다. 따라서 1보다 더 큰 값을 갖는 구간은 구조적인 변화(Regime Shift)가 존재하는 기간이다.

[그림 2]에서 나타난 바와 같이, 80년 초반부터 80년 중반까지 공적분벡터에 구조적인 변동이 존재하였음을 알 수 있다. 따라서 1985년 1월부터 1999년 5월까지의 공적분관계를 다시 추정해 보았다.⁷⁾ 전체구간에서와 같은 방법으로 공적분검증을 하기 위하여 적정래그를 선택하였다. 사용된 통계량은 Ljung-Box의 χ^2 통계량이며, 적정래그를 선택하기 위한 기준은 다음의 <표 5>에 정리되어 있다.

[그림 2] 공적분의 안정성 검증(1980년 10월 ~ 1999년 5월)



7) 구조적인 변동에 대한 정확한 기간을 예측하기는 이론적으로 불가능하다. 다만 80년 중반 경으로 추정한다는 의미이다. <그림 3>에서도 나타난 바와 같이 1985년과 1986년 사이로 추정되나, 재 추정할 관측치를 최대화하기 위해 1985년 1월로 정하였다. 물론 이는 차후의 분석결과에 아무런 영향을 미치지 않음을 밝혀둔다.

<표 5> 적정래그 선정(1985년 1월~1999년 5월)

래그(k)	3	4	5	6
JAR	19.76	21.46	17.34	15.11
KOR	26.63	25.55	25.79	21.83
JAINF	69.44*	48.89	39.63	42.11
KORINF	43.71	45.94	43.12	31.35

주) 5%수준에서의 $\chi^2(42)$ 의 기각역은 58.12이며 *는 5%에서 귀무가설을 기각함을 나타낸다.

<표 5>에서 k = 4개일 때 적정래그임을 알 수 있다. 자기상관성을 어떤 변수에도 발견할 수 없는 래그 개수는 4개이다. 따라서, 4개의 래그를 설정하여 요한센의 공적분 관계의 결과⁸⁾는 다음의 <표 6>과 같다.

<표 6>의 결과를 보면, <표 4>에서와 마찬가지로 2개의 공적분 관계가 존재함을 알 수 있다. [그림 3]은 Hansen and Johansen(1993)의 안정적인 공적분벡터를 가정한 반복적 우도비검증을 나타낸다.

<표 6> 요한센 공적분 검증(1985년 1월~1999년 5월)

귀무가설	Maximum Eigenvalue 검증			Trace 검증		
	통계량	5%	10%	통계량	5%	10%
r = 0	99.58	23.80	21.58	153.61	39.89	36.58
r ≤ 1	48.96	17.89	15.59	54.03	24.31	21.63
r ≤ 2	2.92	11.44	9.52	5.06	12.53	10.47
r ≤ 3	2.15	3.84	2.86	2.15	3.84	2.86

주) 기각역은 Osterwald-Lenum(1992)에 의거하였다.

[그림 3]에서 나타난 바와 같이 추정된 공적분벡터는 추정기간동안 매우 안정적임을 보여준다. <표 6>의 결과에 의거하여 1985년 1월부터 1999년 5월까지의 공적분벡터를 추정하였고, 일본과 한국의 이자율로 정규화한 공적분 벡터는 다음과 같다.⁹⁾

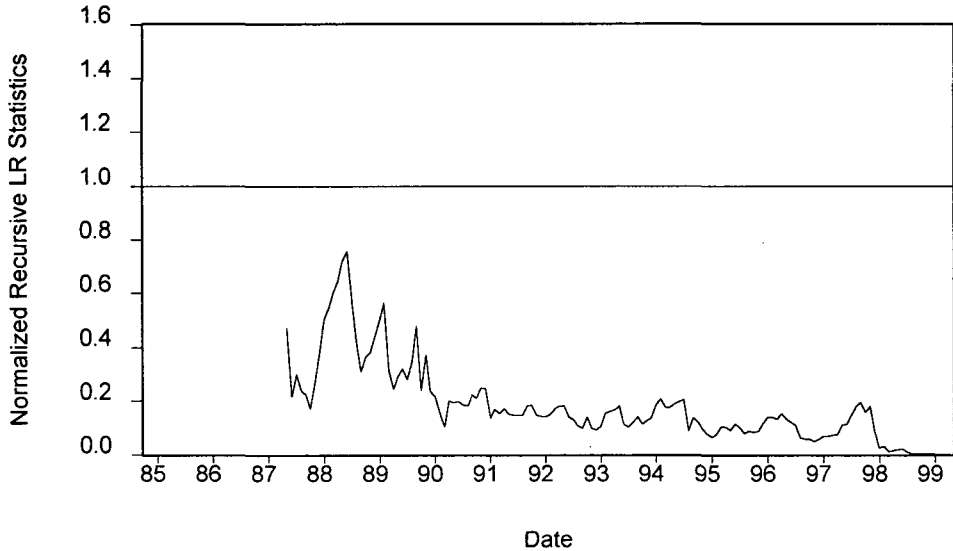
$$\beta' = \begin{bmatrix} 1.00 & 0.00 & -4.52 & 0.441 \\ & & (1.70) & (0.43) \\ 0.00 & 1.00 & 1.68 & -2.44 \\ & & (1.99) & (0.51) \end{bmatrix}$$

8) 요한센의 공적분 벡터의 추정시 공적분벡터에 상수를 허용하지 않았다. 상수의 허용여부는 $\chi^2(2)$ 를 따르는 우도비통계량에 의해 검증되었으며, 계산된 통계량은 4.89로 5%에서 기각하지 못하였다. 공적분벡터에 상수를 허용해도 차후 분석에 아무런 영향을 미치지 않으며, 궁극적으로 같은 결과를 보여주고 있음을 밝혀둔다.

9) 변수의 배열 순서는 전체기간 추정에 사용되었던 순서와 같다. 일본의 이자율로 표준화한 공적분벡터는 $\beta/1=[1 \ -0.281 \ -4.977 \ 1.127]$ 와 $\beta/2=[1 \ 1.937 \ -1.366 \ -4.281]$ 이다.

단, 괄호안은 표준편차를 나타낸다. 안정적인(Stable) 공적분벡터로 다음 장에서 RIP의 균형조건을 검증하였다.

[그림 3] 공적분의 안정성 검증(1985년 1월~1999년 5월)



3. RIP 균형조건을 검증

이제까지의 분석을 통하여, RIP의 균형조건인 4개의 공적분벡터가 존재하지 않음을 밝혔다. 이 장에서는 과연 어떠한 균형조건을 제일 만족하지 못하는지를 분석해 보기로 한다. <표 7>은 2개의 공적분벡터에서 추출 가능한 벡터의 조합을 검증하였다.

<표 7>에서 모든 조합의 가설(H1-H10)을 기각함으로써, 2개의 공적분의 조합을 발견할 수 없었다. 이는 현재 존재하고 있는 공적분의 벡터가 다른 값으로 존재한다는 의미로 해석될 수 있다. 최근에 Crowder and Hoffman(1996)은 Darby(1975)에 의해서 예견되었던 조세를 감안한 피세의 효과가 존재함을 미국의 자료를 이용하여 실증적으로 입증하였다. 본 논문에서 유도한 피서관계에 조세의 효과를 더하면 다음과 같은 식을 유도 할 수 있다.

$$i_t(1 - \tau_t) = r_t + E_t \Delta p_{t+1} - \frac{1}{2} \text{Var}_t \Delta p_{t+1} - \gamma \text{Cov}_t(\Delta c_{t+1}, \Delta p_{t+1}) \quad (25)$$

단, τ_t 는 기간 t에서의 조세율(Marginal Tax Rate)을 의미한다. 이 이론에 따르면,

피셔의 관계는 일대일의 대응관계가 아니다. 이자율에 대하여 표준화를 하게 되면 인플레이션의 계수는 1을 상회하게 된다. 한국의 경우 조세율을 감안한 피셔관계가 80년 후반부터 존재한다는 사실이 Chung and Lee(2000)에 의해서 검증되었다.

<표 7> RIP 공적분벡터의 검증

가 설	제 약 조 건	우도비통계량
H1 : 일본의 피셔효과 (피셔 1)	[1 0 -1 0]	$\chi^2(2) = 43.55(0.00)$
H2 : 한국의 피셔효과 (피셔 2)	[0 1 0 -1]	$\chi^2(2) = 35.42(0.00)$
H3 : 피셔1과 피셔2	[1 0 -1 0][0 1 0 -1]	$\chi^2(4) = 89.15(0.00)$
H4 : UIP	[1 -1 0 0]	$\chi^2(2) = 46.17(0.00)$
H5 : UIP와 피셔1	[1 -1 0 0][1 0 -1 0]	$\chi^2(4) = 112.02(0.00)$
H6 : UIP와 피셔2	[1 -1 0 0][0 1 0 -1]	$\chi^2(4) = 103.93(0.00)$
H7 : EAPPP(PPP)	[0 0 1 -1]	$\chi^2(2) = 37.85(0.00)$
H8 : PPP와 피셔1	[0 0 1 -1][1 0 -1 0]	$\chi^2(4) = 37.89(0.00)$
H9 : PPP와 피셔2	[0 0 1 -1][0 1 0 -1]	$\chi^2(4) = 79.94(0.00)$
H10 : PPP와 UIP	[0 0 1 -1][1 -1 0 0]	$\chi^2(4) = 79.83(0.00)$

주) 괄호 안은 p의 값(p-value)을 나타낸다.

조세율을 감안한 피셔효과가 일본과 한국사이에 존재하는지를 살펴보았다. 일본과 한국의 이자율로 정규화한 공적분벡터에 2개의 제약을 추가하면, 일본과 한국의 피셔 효과를 동시에 추정할 수 있다. 그 추정치는 다음과 같다.

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1.00 & 0.00 & -3.12 & 0.00 \\ & & (0.44) & \\ 0.00 & 1.00 & 0.00 & -2.10 \\ & & & (0.167) \end{bmatrix}$$

단, 괄호안은 표준편차를 나타내며, 이 검증은 $\chi^2(2)$ 의 분포를 따른다. $\chi^2(2)$ 의 통계량은 4.01(p-값은 0.14)로 5%의 유의 수준에서 귀무가설을 기각할 수 없다. 따라서, 일본과 한국의 피셔효과를 보면 일대일의 대응관계를 상회한다는 사실을 알 수 있다. 표준편차를 감안하여, 일본의 피셔효과(벡터)를 [0.435 0.00 -1.0 0.00]로 한국의 피셔효과(벡터)를 [0.00 0.53 0.00 -1.0]로 정의하여¹⁰⁾ 새로운 피셔벡터로 추출 가능한 벡터의 조합들을 검증하였다.

10) 한·일 간의 피셔 관계에서 첫 번째 벡터는 일본의 인플레이션으로 정규화하였고, 두 번째 벡터는 한국의 인플레이션으로 정규화 하였다.

<표 8>은 조세율을 감안한 피서의 효과로 가설검증을 하였다. 3개의 가설 즉, 일본의 피서효과(H1), 한국의 피서효과(H2), 일본과 한국의 피서효과(H3)에 대한 가설은 기각하지 못하였다. 그리고 나머지의 가설(H4부터 H10)은 모두 기각되었다. 즉 요한센의 공적분검증에 의해 확인된 벡터 2개는 각 국의 조세율을 감안한 피서의 효과를 나타낸다. 단 국제적 자본의 흐름에 관련한 UIP의 관계도 조세율에 영향을 받는다는 가정 하에서, 이와 관련된 가설만 골라 <표 9>에서 다시 검증하였다. <표 9>에서 나타난 바와 같이 모든 가설은 1% 수준에서 기각되었음을 알 수 있다.

<표 8> 조세율을 감안한 RIP 공적분벡터의 검증

가 설	제 약 조 건	우도비통계량
H1 : 피서 1(일본)	[0.4 0 -1 0]	$\chi^2(2) = 4.23(0.12)$
H2 : 피서 2(한국)	[0 0.5 0 -1]	$\chi^2(2) = 1.99(0.37)$
H3 : 피서1과 피서2	[0.4 0 -1 0][0 0.5 0 -1]	$\chi^2(4) = 6.31(0.128)$
H4 : UIP	[1 -1 0 0]	$\chi^2(2) = 46.17(0.00)$
H5 : UIP와 피서1	[1 -1 0 0][0.4 0 -1 0]	$\chi^2(4) = 57.06(0.00)$
H6 : UIP와 피서2	[1 -1 0 0][0 0.5 0 -1]	$\chi^2(4) = 95.72(0.00)$
H7 : PPP	[0 0 1 -1]	$\chi^2(2) = 37.85(0.00)$
H8 : PPP와 피서1	[0 0 1 -1][0.4 0 -1 0]	$\chi^2(4) = 43.63(0.00)$
H9 : PPP와 피서2	[0 0 1 -1][0 0.5 0 -1]	$\chi^2(4) = 81.58(0.00)$
H10 : PPP와 UIP	[0 0 1 -1][1 -1 0 0]	$\chi^2(4) = 79.83(0.00)$

주) 괄호 안은 p의 값(p-value)을 나타낸다.

<표 9> 조세율을 감안한 UIP 관련 공적분벡터의 검증

가 설	제 약 조 건	우도비통계량
H4 : UIP	[0.4 -0.5 0 0]	$\chi^2(2) = 46.27(0.00)$
H5 : UIP와 피서1	[0.4 -0.5 0 0][0.4 0 -1 0]	$\chi^2(4) = 57.15(0.00)$
H6 : UIP와 피서2	[0.4 -0.5 0 0][0 0.5 0 -1]	$\chi^2(4) = 95.95(0.00)$
H10 : PPP와 UIP	[0 0 1 -1][0.4 -0.5 0 0]	$\chi^2(4) = 74.65(0.00)$

주) 괄호 안은 p의 값(p-value)을 나타낸다.

<표 7>부터 <표 9>에서 모든 가능한 공적분의 벡터를 검증하였으며, RIP 균형조건을 따르지 않는 조건은 UIP와 EAPPP로 확인되었다. 이 결과는 분석에 사용된 래그의 영향을 받지 않았다.

제 2장에서 유도된 바와 같이 UIP관계는 명목수익의 차이로 나타낼 수 있으며, 명목수익의 차이는 환율의 기대되는 평가절하와 위험프리미엄으로 나누어 질 수 있다. 전 세계적인 자본개방화 추세와 한국의 자본 개방화 정책을 감안하면 첫 번째 항목인 환

율의 기대되는 평가절하는 감소할 수 있다. 그러나 국가간의 금융 및 제반 경제 제도적인 차이에서 비롯한 위험프리미엄은 자본개방화가 이루어진다고 하여도 변화하기 힘든 항목임을 감안할 때 UIP의 균형조건이 성립하지 않는 주 요인은 위험프리미엄이라는 견해가 지배적이다. 김인준과 이영섭(1995)도 “실제적으로는 자본 자유화가 진행되더라도 금융자유화, 무역자유화, 민영화, 세계개편, 은행감독강화 등 경제 구조개혁 및 물가안정정책, 세계혜택 등의 투자유인정책 등을 통해 이 항목의 변화를 가져올 수 있다(p 7)”라고 말하고 있다.

EAPPP는 구매력평가설의 일종으로 국제금융분야에서 많은 연구가 되어진 가설 중의 하나이다. 구매력가설이 성립되지 않는 주 요인은 상품가격이 자본시장에서의 경우와는 달리 경직되어 있다는 점과 교역재와 비교역재의 상대가격변동 등이다. 그러나 최근 연구에 따르면 구매력가설은 장기적 현상(Long-run phenomenon)으로 파악될 수 있으며, 따라서 100년 이상의 장기 시계열을 사용하면 성립되는 가설로 입증되고 있다. 이에 비하여 본 논문에서 사용되고 있는 기간은 상대적으로 단기임을 가정할 때 한·일간의 구매력평가설에 대한 결론은 장기시계열을 사용한 후 평가해야 하겠다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서 4가지의 균형조건(즉, 자국의 피셔효과, 외국의 피셔효과, UIP, EAPPP)들이 RIP가 성립하기 위한 필요조건임을 설명하였으며, 이 조건을 한국과 일본의 시계열에 의하여 검증하였다. 4가지의 균형조건은 4개의 공적분벡터를 의미한다. 또 다른 의미로 이 조건은 각 변수가 레벨(Level)수준에서 정상적 과정(I(0))을 따라야 한다는 조건과 같다. 공적분관계를 이용한 단위근 검증결과에 의하면 4개의 변수 모두가 I(1)임을 밝혔다. 따라서 RIP는 기각되었다. 또 다른 방법의 하나로 요한센의 공적분 방법이 사용되었다.

요한센의 다변량 공적분방법을 적용하여 2개의 공적분벡터가 존재함을 밝혔다. 따라서 단위근 검증에서와 마찬가지로 한·일간의 RIP균형조건은 기각되었음을 알 수 있다. 본 논문은 RIP의 조건이 기각되었을 경우, 4가지 조건 중 어떤 조건이 기각되는지를 파악하였다. RIP 균형 조건을 따르지 않은 조건은 UIP와 EAPPP이며 국내 및 외국의 피셔 효과는 성립한 것으로 나타났다.

구매력평가설(EAPPP)은 상품시장에서의 균형관계를 나타낸다. 따라서 한·일간의 상품시장에서의 불완전성이 EAPPP성립을 저해하는 요인으로 간주될 수 있으며 구매

력평가설에 대한 올바른 평가는 본 논문에서 사용된 기간보다는 더 많은 장기시계열을 사용후 판단해야 할 것이다. 본 논문의 결과에 의하면 EAPPP균형조건 외에 UIP균형조건 또한 성립하지 않았다. 이는 국제자본시장에서 위험프리미엄이 존재하기 때문이라는 지적이 많다. 본 논문에서는 RIP균형조건하에서 위험프리미엄의 역할은 언급하지 않았으며 이는 차후의 과제로 미루고자한다.

또한 본 논문에서는 한·일 양국의 피셔관계가 동시에 존재함을 살펴보았다. 특히 기존의 일대일 대응으로 알려진 피셔관계에 조세율의 효과가 있음을 보여주고 있다. 이 결과는 최근에 연구된 Chung and Lee(2000)의 논문과 일치한다.

참 고 문 헌

- 김인준, 이영섭, “자본자유화의 이론과 현실”, 자본 자유화론(김인준과 박준용 편집), 법문사, 1995, 3-42.
- Chung, S. Young and William J. Crowder, “Why Aren’t Real Interest Rates Equalized Internationally?,” Working Paper, 1998, The University of Texas at Arlington.
- Chung, S. Young and Jong-Gul Lee, “Long Run Linkage among National Interest Rates : The U.S., the U.K., Germany, Japan, and Korea,” Working Paper, 1999, The Chonnam National University.
- Chung, S. Young and Jong-Gul Lee, “The Fisher Relations in Korea : The Tax Consideration,” Working Paper, 2000, The Chonnam National University.
- Crowder, William J. and Dennis L. Hoffman, “The Long-Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation : The fisher Equation Revisited,” *Journal of money, Credit, and Banking*, 28, 1996, 102-118.
- Darby, Michael R., “The Financial and Tax Effects of Monetary Policy on Interest Rates,” *Economic Inquiry*, 13, 1975, 266-269
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, 427-421.
- Engle, R. F., “Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 15, 1983, 286-301.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, “Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 1987, 251-276.
- Gali, Jordi, “Finite Horizons, Life-Cycle Savings, and Time-Series Evidence on Consumption,” *Journal of Monetary Economics*, 26, 1990, 433-452.
- Hansen, H. and Soren Johansen, “Recursive Estimation in Cointegrated VAR-Models,” Working Paper, 1993, University of Copenhagen.
- Johansen, Soren., “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, 231-254.
- Johansen, Soren., “Estimation and Hypothesis Testing or Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59, 1991, 1551-1580.

- Johansen, Soren and Katarina Juselius, "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for the UK," *Journal of Econometrics*, 53, 1992, 211-244.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, 54, 1992, 159-178.
- Lucas, R. J., "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, 68, 1978, 1426-1445.
- Osterwald-Lenum, Michael, "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 1992, 461-472.
- Rose, Andrew, "Is the Real Rate Stable?," *Journal of Finance*, 43, 1992, 1095-1112.