

## 위험이 조정된 수익률과 이자율평가\*

김희호\*\* · 정태훈\*\*\*

### 논문초록

이 연구는 국제 포트폴리오 자본이동의 결정요인으로서 수익률뿐 아니라 위험을 고려하여 “위험이 조정된 수익률(Risk Adjusted Rate of Return)”의 개념을 개발하였으며, 이를 사용하여 이자율평가가 성립되는지를 살펴보았다. 또한 국가별로 자본시장의 특성이 서로 달라서 위험과 거래비용이 상이하게 되는데, 수정된 이자율 평가모형(Revised Interest Parity)을 사용하여 선진국 간, 선진국-아시아 국가, 아시아 국가 간 자본시장에서 위험의 크기를 추정하였다. 1994.1-2008.7 동안 선진국과 아시아 국가의 월별자료를 사용한 실증결과에서 선진국의 경우 포트폴리오 자본이동이 나타나면서 이자율평가가 성립하지 않는데 반해, 아시아 국가에서는 차익거래를 목적으로 하는 자본이동이 발생하면서 이자율평가가 성립하는 것으로 나타났다. 위험조정계수는 선진국 간에는 양(+)<sup>1</sup>의 부호를, 선진국-아시아 국가 간에는 음(-)<sup>2</sup>의 부호를 보이고 있다.

핵심 주제어: 수정된 이자율평가, 포트폴리오 자본이동, 위험, 조정된 수익률

경제학문헌목록 주제분류: F3

투고 일자: 2008. 11. 5. 심사 및 수정 일자: 2009. 1. 5. 게재 확정 일자: 2009. 1. 27.

\* 이 연구는 2008년 한국은행 금융경제연구원의 공모과제연구비 지원을 받아 수행되었다.

\*\* 제1저자, 경북대학교 경제통상학부 교수, e-mail: kimhh@knu.ac.kr

\*\*\* 제2저자, 경북대학교 경제통상학부 조교수, e-mail: taehunjung@knu.ac.kr

## I. 서론

최근 자본이동에 대한 규제완화 등으로 국제 포트폴리오투자를 목적으로 하는 자본이동이 증가하면서 실증적으로 나타나는 퍼즐현상 중 하나는 이자율평가가 성립되지 않는다는 사실이다. (Chinn · Meredith (2005), Hau · Rey (2004), Forbes (2008), Lane · Miles-Ferreti (2001) 참조). 최근 연구들은 이자율 평가모형이 성립하지 못하는 원인을 찾아내지 못하고 다만 이자율차이가 환율변동의 작은 부분만 설명하고 있다는 것을 확인하였다. Chinn · Meredith (2004), Flood · Taylor (1997) 등은 단기이자율 보다는 장기이자율을 사용할 때 이자율평가가 실증적으로 개선되고 있다는 것을 보여주고 있다. Bekaert, *et al* (2002) 은 서로 다른 국가별 통화를 사용하여 이자율평가가 국가마다 다르게 나타나고 있다는 것을 보여주고 있다. 한편, McCallum (1992) 는 이자율평가의 괴리는 통화정책의 행태 때문이라고 설명하고 있다. 송치영 (2008), 이기성 · 유재원 (2006) 등은 우리나라의 경우 이자율 평가가 단기적으로 성립이 안 되는 이유는 자본시장이 취약하고 위험과 거래비용이 크기 때문이라고 추정하고 있다. 이자율평가모형에 대한 다른 실증적인 연구들도 국가별로 서로 상이한 금융제도와 규제, 사용하는 통계기법에 따라 서로 다른 결과를 보이고 있다.<sup>1)</sup>

이론적으로 이자율평가의 실패는 자본이동의 제약이나 위험을 고려한 포트폴리오 자본이동이 있는 경우 발생할 수 있다. Hau and Rey (2004, 2002) 는 포트폴리오 자본이동을 고려할 때 OECD 국가의 월별자료를 사용하여 선진국 간 수익률과 환율의 상관관계를 분석하였는데 국내 수익률의 증가는 전통적인 이론과 다르게 국내 통화의 환율을 상승(통화가치하락) 시키고 있다는 것을 보여주고 있다. 여러 국가의 자료를 이용하여 수익률과 환율의 관계를 실증적으로 분석한 Granger, Huang and Yang (2000) 의 연구는 두 변수의 상관관계가 국가마다 불규칙하며, 서로 다르게 나타나고 있다는 것을 보여주고 있다.

이 연구는 최근 포트폴리오 투자를 목적으로 하는 국제자본이동이 증가하면서 환율과 수익률의 관계가 어떻게 변화하는지를 설명하고자 한다. 여기에서 국제자본이동이 단순한 수익률보다는 위험과 거래비용을 고려한 “조정된 수익률(risk adjusted

1) 환율과 수익률에 대한 최근 연구들은 Pavlova and Rigobon (2003), 이근영 (2002, 2003, 2007), 지호준 · 김영일 (1999), Wu (2000) 참조.

rate of return) ”에 따라 결정되고 있다는 것을 이론적, 실증적으로 보여주고자 한다. 위험과 거래비용이 각 국가의 자본시장의 개방정도와 규모 등에 따라 다르게 결정된다면, 조정된 수익률과 환율의 관계는 국가별로 서로 다르게 나타날 것이다. 1994. 1-2008. 7까지 월별자료를 사용하여 선진국 간, 선진국과 아시아 국가, 아시아 국가 간 시장에서 위험의 크기를 각각 추정해보고자 한다.

이 연구는 위험이 조정된 수익률과 환율의 상관관계를 설명하기 위해 김희호·정태훈(2008)의 포트폴리오 모형을 확장하여 사용하였다. 모형에서 국내외 투자자들은 수익률과 더불어 위험이나 거래비용을 고려하여 해외자산에 투자한다. 해외투자는 국내보다 정보가 비대칭적이어서 위험과 거래비용이 크기 때문에 국내자산을 선호(home bias) 하는 경향을 보이고 있으나, 두 국가 간 자본시장의 통합정도가 커지면 위험과 비용이 줄어들며, 위험을 분산하는 동기로 인해 해외투자를 선택하게 된다.<sup>2)</sup> 국제자본이동은 원래 국가 간 이자율차이를 목적으로 하는 차익거래(arbitrage)가 일반적이었으나 투자위험이 증가하면서 국제 포트폴리오 위험을 최소화시키는 목적으로 해외투자를 선택하게 된다. 환율은 위험을 최소화시키는 최적 포트폴리오선택과정에서 결정되며, 환율과 수익률의 관계도 차익거래를 목적으로 하는 자본이동에서와 다른 형태를 보일 것이다. 이러한 국제포트폴리오 자본이동의 특성을 고려한다면 환율과 수익률의 관계는 전통적인 이론보다는 위험을 고려한 수정된 모형을 사용하여 분석해야 한다.<sup>3)</sup>

Wincoop·Tille(2007), Devereux·Sutherland(2006), Hau·Rey(2002, 2004), Mendoza *et al*(2007), Forbes(2008)은 1990년 이후 국제자본이동의 중요한 결정원인으로서 위험과 예상수익률을 고려한 포트폴리오 선택이라는 것을 이론적으로 보여주고 있다. 하지만, 이들은 모형에서 자본이동, 수익률과 환율의 관계가 이론적으로 복잡하여 일관적이며 단순한 실증모형을 도출하지 못했다. 이 연구는 실증

2) 특히, 국가별로 자본시장의 규모가 클수록, 자본시장의 통합이 진전될수록, 경제규모가 클수록 자산수요가 증가하며 거래비용이 낮아지면서 자산가격은 증가한다. 또한 국가 간 거리가 멀수록 자본시장의 통합화가 낮을수록 거래비용과 위험이 커지면서 위험을 분산시키는 동기(diversification motiv) 보다는 국내자산을 선호하는(home bias) 경향이 강하게 나타난다(French·Poterba(1991), Portes·Rey(2005), Martin·Rey(2004) 참조).

3) 자산시장에서 환율결정이론은 이자율평가이론(interest parity)을 기반으로 하고 있으며, 국내 이자율이 외국에 비해 상대적으로 높다면 이자율차이를 목적으로 자본이 국내로 유입되고 외국통화로 표시한 국내통화의 환율이 하락하게 된다. 단기적으로 물가가 경직적인 경우 환율은 교란에 비해 오버슈팅현상을 보이게 된다.

적으로 검증이 가능한 단순한 모형에서 최적 포트폴리오 선택을 시장균형조건에서 직접적으로 유도하여 수익률과 환율의 관계를 동태적으로 분석할 수 있었으며, 위험요인을 고려한 조정된 수익률을 도출할 수 있었다.

이 연구의 추정결과에서 전통적인 이자율평가는 성립하지 않더라도 위험이 수정된 새로운 개념의 수익률을 사용하는 경우 아시아 국가의 경우 이자율평가가 성립한다는 사실을 보여주고 있다. 이때 환율과 조정된 수익률의 관계는 선진국 간, 선진국과 아시아 국가, 아시아 국가 간 시장별로 다르게 나타났으며, 추정된 위험의 크기도 자본시장의 통합정도에 따라 시장별로 다르게 나타났다. 시장별로 위험과 거래비용이 다를 경우 국제간 자산들은 완전히 대체적이지 못하며 전통적인 이자율차이는 국제자본이동을 설명할 수 없게 된다.

다음 장에서는 단순한 이자율차이를 이용한 전통적인 이자율 평가와 조정된 수익률을 사용한 수정된 이자율평가모형을 비교하여 보고 경제학적인 검증모형을 도출한다. III장에서는 1994. 1. -2008. 7. 의 월별자료를 사용하여 미국과 다른 선진국 간, 미국과 아시아 국가 간 자본이동에서 이자율을 이용한 전통적인 이자율평가와 위험이 조정된 수익률을 사용한 새로운 이자율평가모형을 서로 비교하여 검증해보고자 한다. IV장에서는 선진국과 아시아 국가에서 이들 변수간의 관계가 서로 다르게 나타나는지를 확인하여 보고, 시장별로 위험과 거래비용의 크기를 추정해본다. V장에서 연구의 요약과 의미를 제시한다.

## II. 이자율평가에서 위험이 조정된 수익률

위험이 조정된 수익률은 국제포트폴리오 자본이동이 특징적으로 내포하고 있는 위험과 거래비용을 고려하고 있어서 전통적인 이자율 평가이론보다 최근의 자본이동을 현실적으로 분석할 수 있다는 이점이 있다. 또한 위험이 조정된 수익률은 장기적인 거시적 정보 뿐 아니라 단기적인 미시적 포트폴리오 선택 정보를 동시에 고려하고 있어서 거시적 모형과 미시적 모형의 갭을 메워주는 장점이 있다.

### 1. 포트폴리오 모형에서 환율과 수익률의 관계

포트폴리오 모형에서 주식수익률, 환율, 포트폴리오 자본이동 등 세 변수에 대한

이론적 결론은 첫째, 외부교란에 대해 국내외 주식투자자들은 포트폴리오 재구성(portfolio re-balancing)을 통해 수익률을 극대화시키는 동시에 위험을 극소화시키려고 한다. 따라서 외부교란에 대한 수익률과 환율의 변동은 교란이 전이되는 중요한 메카니즘이 된다. 둘째, 국가별 자본시장의 특성은 국제 포트폴리오투자의 위험과 거래비용에 반영되며 이를 위험조정계수로 나타낼 수 있다. 여기에서 위험이 조정된 수익률은 위험조정계수를 고려한 수익률이다. 셋째, 수익률과 환율의 관계는 교란원인에 따라 다르지만 포트폴리오 모형에서 수익률과 환율변동은 서로 양방향으로 영향을 미치며 정(+)의 관계이다.

모형에서 헤징비용이 크고 위험을 거래하는 선물시장이 불완전해서 환위험에 대한 완전 헤지(perfect hedge)가 불가능하다고 가정한다. 투자자는 국내자산과 해외자산에 투자하며 자산은 증권으로 구성된다고 하자. 외부적 교란으로 국내 배당이 이익이 증가하면 국내수익률이 증가하고 국내증권에 투자한 외국인의 국내자산에 대한 보유이익은 증가한다. 그러나 외국인의 국내자산규모가 증가함으로써 위험에 노출된 자산규모도 증가한다. 국내시장과 외국시장의 통합정도가 완전하지 않은 경우 외부적 교란으로 국내 수익률의 변동성과 위험이 증가하면서 국내자산에 대한 수율을 줄이게 된다. 즉, 국내수익률의 증가에 대해 외국투자자는 국내자산의 보유위험을 줄이기 위해 국제포트폴리오의 재구성을 통해 국내자산을 매도하며, 그 결과 외국인 자본유출이 일어나고 국내통화의 환율은 상승한다(국내통화가치 하락). 이러한 환율결정 메카니즘은 전통적인 이자율평가이론에서 예측하는 것과 정반대의 환율변동을 가져온다.

포트폴리오의 재구성에서 중요한 점은 외국인의 국내보유자산에 대한 위험에 따라 최적 자산선택의 수요가 결정된다는 것이다. 국내 수익률에 대한 외부교란이 있는 경우, 국내수익률 증가와 더불어 위험도 같이 증가한다. 이는 기존의 자산가격 결정모형과 유사한 결론이나, 국제자본이동에 활용될 때 전혀 다른 의미를 가지게 된다. 기존 환율결정이론은 국제 자본이동에서 수익률차이가 중요하다는 것을 지적하고 있지만, 위험의 역할을 무시하고 있는데 이 연구는 그 위험의 역할을 강조하고 있다. 특히, 이 연구는 수익률과 환율의 관계를 포트폴리오모형을 사용하여 일반화시키고 있으며, 왜 각 국가마다 서로 수익률과 환율의 관계가 서로 다른지 이론적, 실증적으로 설명하고 있다. 특히, 수익률과 환율이 전통적인 이자율평가와 다르게 양(+)의 관계에 있다는 최근 실증결과를 이론적으로 뒷받침해주고 있다.

## 2. Economic methodology

이 연구의 특징은 첫째, 전통적인 모형과 다르게 수익률에 위험과 거래비용을 동시에 고려하는 “조정된 수익률(adjusted rate of return)”의 개념을 도입하여 이자율 평가를 검증하고 있다. 둘째, 추정모형에서 전통적인 이자율평가와 새로운 이자율평가모형이 국가별로 서로 어떻게 다른지를 실증적으로 비교하여 살펴본다. 셋째, 국가별로 자본시장의 특징이 서로 달라서 위험과 거래비용의 크기를 국가별로 추정하고자 한다.

앞에서 설명한 국제 포트폴리오 자본이동의 특징을 고려하여 설정된 이자율평가 추정식은 식 (1) 과 같다. 이론에서 수익률과 환율은 서로 쌍방향적인 영향을 미치고 있지만 여기에서는 이자율평가모형에 초점을 맞추어 외생적인 수익률 변화가 환율변동을 가져온다고 가정한다. 수익률차이는 국제 포트폴리오 투자에서 위험을 고려한 “조정된 수익률( $r_t - \delta r_t^*$ )”을 사용해야 한다(수리적 모형 참조).

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - \delta r_t^*) + e_t \quad (1)$$

여기에서  $S_t$ 는 외국통화 한 단위당 국내통화의 로그 환율이며,  $r_t$ 과  $r_t^*$ 은 국내와 외국의 주식수익률,  $\delta$ 는 국제 포트폴리오투자의 위험조정계수이며  $\delta = \frac{cov(dr, dr^*)}{\sigma_r^2}$ 이다. 위험조정계수( $\delta$ )는 해외수익률의 국내수익률에 대한 회귀계수이며, 수익률에서 위험과 거래비용을 조정하는 계수를 나타낸다. 즉, 두 나라 간 자본시장이 통합되어 수익률이 같은 방향으로 변화한다면,  $\delta$ 는 양(+)의 부호를 보인다.  $e_t$ 는 합리적 기대(rational expectation) 하에서 다른 변수와 독립적이며, 백색잡음(white noise)이라고 가정한다.

국제 포트폴리오 자본이동에서 위험을 고려한 “조정된 수익률”을 사용하여 식 (1)을 추정하기 위해서는 위험조정계수( $\delta$ )를 미리 사전에 추정해야 하는 어려움이 있다. 그러나 조정계수( $\delta$ )를 별도로 추정하지 않고 회귀모형에서 직접적으로 추정하기 위해서 조정된 수익률차이( $r_t - \delta r_t^*$ )를 전통적인 수익률차이( $r_t - r_t^*$ )와 조정계수( $\delta$ )로 구분하여 사용하면 식 (1)을 다음과 같이 변형할 수 있다.

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + b_1(1 - \delta)r_t^* + e_t \quad (2)$$

여기에서  $b_0$ 는 상수이며, 각국의 시장특성을 나타낸다.  $b_1$ 은 두 나라간 수익률차가 환율변동에 미치는 효과이며, 포트폴리오 모형에서 국내 수익률이 증가할수록 국내투자위험이 증가하므로 외국자본이 국내에서 유출되며, 국내환율이 증가하게 된다. 따라서  $b_1 > 0$  이다. 하지만 국내수익률이 상승할 때 포트폴리오 투자보다는 차익거래를 목적으로 하는 자본유입(con-current capital inflows)이 발생하는 경우  $b_1 < 0$  이다.

두 국가 간 자본시장의 통합정도와 조건이 서로 다르므로 위험조정계수를 사용한 “위험이 조정된 수익률”의 개념을 도입하면  $b_1(1 - \delta)$ 에서 선진국 간, 선진국-아시아 국가, 아시아 국가 간 자본시장에서 위험조정계수의 크기( $\delta$ )가 서로 다르며 ( $\delta_i \neq \delta_j$ ),  $b_1(1 - \delta) \neq 0$  이다. 자본시장이 서로 통합된 선진국 간에 자본이동이 발생하는 경우 위험조정계수의 부호가 양(+)이며, 그 크기가 커지면서  $b_1(1 - \delta)$ 의 크기는 감소할 것으로 예상된다. 선진국-아시아 국가 간 자본이동의 경우 두 시장 간 자본시장의 통합정도가 작고 서로 위험분산적인 관계가 커지면서 부호가 음(-)으로 변환되며, 그 크기도 작아진다. 이때  $b_1(1 - \delta)$ 는 절대적으로 커지게 된다. 만약  $\delta = 1$  이라면 조정된 수익률과 전통적 이자율차이의 개념이 일치하게 된다. French · Poterba(1991), Portes · Rey(2005), Lane · Milesi-Ferretti(2001), Martin · Rey(2004)는 자본이동을 결정하는 요인으로서 자본시장의 통합정도와 거래비용 뿐 아니라 시장 간 거리, 자본시장의 규모 등을 들고 있으며, 위험조정계수( $\delta$ )는 이러한 시장조건을 모두 포괄하는 변수로 생각해볼 수 있다.  $b_1$ 과  $b_1(1 - \delta)$ 의 회귀계수를 추정한 후 두 추정계수를 이용하면 국가별 조정계수( $\delta$ )를 간접적으로 추정할 수 있다(Martin · Rey(2004), Portes · Rey(2005) 참조).

### 3. 수정된 이자율 평가에서 자본이동의 역할

한편, 국제 포트폴리오 자본이동이 증가하면서 수익률과 환율간의 관계는 보다 복잡하게 변화하는데, 두 변수의 상관관계를 정확하게 살펴보기 위해서는 단순하게 두 변수만을 사용하여 실증분석을 하기보다는 국제자본이동의 변수를 동시에 고려

해야 한다. 왜냐하면, 수익률이 변화할 때, 국제 투자자산의 위험도 함께 변화하면서 투자자는 국제 포트폴리오를 재구성하게 되고, 그에 따라 국제 포트폴리오 자본이동이 발생하면서 미시적으로 외환시장을 통해 환율에 직접적인 영향을 미치기 때문이다. 따라서 포트폴리오 모형에서 수익률과 환율의 상관관계를 분석할 때, 위험과 더불어 국제 자본이동변수를 동시에 고려해야 한다.<sup>4)</sup> 최근 환율결정의 미시적 시장접근모형 (micro-structural model) 은 이러한 자본이동이 외환시장의 거래를 통해 환율에 미치는 단기적인 효과를 살펴보고 있다.<sup>5)</sup> 미시적 시장모형은 전통적인 거시변수를 이용한 모형이 단기적인 환율변화를 정확하게 예측하지 못하기 때문에 대안적으로 제시된 환율결정모형이다.

이자율평가의 추정식 (2) 에서 미시적인 시장정보를 나타내는 국제자본이동의 변수를 직접적으로 고려하면 다음과 같이 변화한다.

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + b_1(1 - \delta)r_t^* + b_3(\Delta k_t - \Delta k_t^*) + e_t \quad (3)$$

여기에서  $\Delta k_t$ 와  $\Delta k_t^*$ 는 외국인의 국내투자와 국내투자자의 해외투자를 나타내며,  $(\Delta k_t - \Delta k_t^*)$ 는 자본의 순 국내유입 (net capital inflows)이다.  $b_3$ 는 외국자본이 환율에 미치는 미시적인 효과이며 외국인의 국내증권에 대한 투자수요가 증가하면 외국자본이 국내로 유입되어 국내통화의 환율은 하락한다. 즉,  $b_3 < 0$ 이다. 여기에서 중요한 점은 국제자본이동이 환율결정에서 중요한 매개변수이며, 단기적인 시장정보를 반영한다는 점이다. 한편, 이와 유사한 연구에서 Wu (2000)는 실질환율과 실질이자율의 관계를 추정하면서 누적경상수지의 변수를 추가로 고려하여 환율-수익률의 관계에서 자본이동변수가 중요하다는 것을 보여주고 있다.

식 (3)의 수정된 이자율평가모형에 대한 추정에서 두 국가 간 양방향 자본이동에

4) 국내원화환율-수익률의 관계에서 외국인 자본유입의 효과를 고려한 연구는 박해식(1999), 이충연(2005)이 있다. 이충연은 외국인의 국내 주식매입이 증가할 때 단기적으로 원/달러 환율은 하락한다는 것을 보여주고 있다.

5) Evans · Lyons(2002, 2007), Lyons · Moore(2005), Lyon(1995, 1997), Evans · Lyons(2004), Osler, et al(2006) 참조. Froot · Ramadorai(2002), Hasbrouck(1991), Chordia, et al(2001)은 환율이 장기적으로는 거시변수에 의해, 단기적으로는 외환의 매매주문에 의해 결정된다는 것을 보여준다. 이들은 특히, 단기적 환율변동에서 가장 크게 영향을 미치는 요인은 자본이동 또는 외환매매 변수라는 것을 실증적으로 보여주고 있다.

대한 지역별 자료가 필요하나 국가 간 양방향 자본이동에 대한 정확한 정의가 힘들고, 단기 자료를 구하기 어렵다. 실제로 국가별 외국인 자본이동에 대한 자료는 국제펀드자본의 이동을 대다수 포함하고 있는데, 국제펀드자본은 실제 펀드자본의 이동이 이루어진 지역과 실제 펀드소유자의 거주지역이 서로 다른 것이 일반적이다. 따라서 국가별 외국인 자본이동이 실제 지역별로 거주하는 외국인의 자본이동을 정확하게 나타낸다고 할 수 없다.

여기에서는 현재( $t$ ) 국제자본이동을 가져오는 원인으로서 과거 수익률차이를 사용하고자 한다. 이때 식 (3)은 과거 수익률 차이를 반영하여 전환될 수 있다.

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + b_1(1 - \delta)r_t^* + b_3(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + e_t \quad (4)$$

식 (4)의 우변에서 두 번째 항은 거시적 정보를 나타내며, 세 번째 항은 포트폴리오 투자의 시장위험을, 네 번째 항은 미시적 외환시장의 거래정보를 나타낸다. 전통적인 이자율 평가모형과 비교하여 볼 때 세 번째 항(투자위험)과 네 번째 항(외환시장정보)이 추가적으로 고려되고 있으며, 이러한 추가적인 변수는 모두 미시적 시장정보를 나타낸다. 결국, 최근 자료를 사용한 전통적인 이자율 평가가설의 실패는 국제포트폴리오 자본이동에 따르는 미시적 정보를 고려하고 있지 못하기 때문으로 추정된다.

여기에서 언급하고 지나가야 하는 점은 이자율이 환율의 장기적인 거시 펀더멘탈을 나타내는 반면 수익률은 펀더멘탈이라기 보다는 포트폴리오 투자에 따르는 단기적인 환율변동을 설명하고 있다는 점이다. 따라서 수정된 이자율평가 모형은 단기적 환율변동을 설명하는데 적합하며 최근 이자율평가 가설의 실패라는 실증결과에 대한 대안적 설명으로 포트폴리오 자본이동의 역할을 강조하고 있다.

### Ⅲ. 전통적 이자율 평가모형에 대한 추정

#### 1. 자료

1994. 1. - 2008. 7. 까지 월별자료를 사용하여 선진국(미국, 일본, 영국)과 아시아 국가(호주, 싱가포르, 한국, 말레이, 태국) 등 8개국 간 자본이동과 이자율평가모

형에 대해 검증해 보았다. 환율은 월말 종가를 사용하였으며, 이자율은 미국, 영국, 호주, 말레이시아의 경우 3개월 만기 재무성 금리를 이용하였으며, 한국과 일본의 경우 3개월 만기 CD금리를, 태국과 싱가포르에서는 3개월 은행 간 금리를 사용하였다. 주식수익률은 각국의 대표주가지수의 수익률을 사용하였다. 미국의 경우 Dow Jones, 일본 Nikke이지수, 영국 FTSE 100지수, 호주 AS51지수, 싱가포르 ST지수, 한국 KOSPI 지수, 말레이시아 KLCI지수, 태국 SET 지수를 사용하였다. 주가지수와 이자율은 Bloomberg와 각국의 중앙은행 자료에서 발췌하였으며, 환율은 Bloomberg와 International Financial Statistics (IFS) 자료에서 발췌되었다.

## 2. 이자율과 주식수익률을 사용한 이자율평가의 추정결과 비교

여기에서는 미국시장을 기준으로 미국-선진국(일본, 영국) 간, 미국-아시아 국가(호주, 싱가포르, 한국, 말레이시아, 태국) 간에 전통적인 이자율평가이론이 성립하는지를 이자율과 주식수익률을 이용하여 각각 비교분석하였다. 이자율 평가모형에서 추정 잔차(residuals)가 자기상관(auto-correlation)을 가지고 있는 것으로 가정하여 이를 수정한 Newey-West 추정기법을 사용하여 모형을 추정한 결과는 <표 1>에 나타나 있다. 표 안의 주요 숫자는 이자율평가모형에서 환율변동을 이자율차이에 대해 회귀 분석한 추정계수( $b_1$ )이며 그 계수 옆 괄호 안의 값은  $t$ -통계량이다.

<표 1> 이자율차이와 수익률차이를 이용하였을 때 전통적인 이자율평가모형의 추정결과 비교

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + e_t$$

	이자율을 사용할 때 $b_1$	수익률을 사용할 때 $b_1$	$R^2$ Ratio
일본	-0.0029 (-1.82)	0.0011 (2.63) *	1.90
영국	-0.0009 (-0.75)	0.0016 (3.07) *	5.35
호주	-0.0037 (-2.94) *	0.0010 (1.55)	0.97
싱가포르	0.0010 (0.94)	-0.0009 (-4.37) *	5.07
한국	0.0009 (0.97)	-0.0016 (-4.72) *	7.29
말레이시아	0.0018 (1.64)	-0.0010 (-4.33) *	1.74
태국	0.0016 (2.35) *	-0.0002 (-0.62)	0.39

\* 괄호안의 숫자는  $t$ -통계량이다. 윗첨자 \*는 5%에서 유의적이다.

이자율평가의 추정에서 환율변동과 수익률차이의 시계열이 불안정적이고 단위근을 가지고 있는 경우 추정결과가 가성적일 수 있어서 미리 *Phillips-Perron* 단위근 검정을 해보았다. 환율변동과 수익률차이는  $AR(1)$ 과정을 가지며, 대체적으로 안정적인 시계열을 보이고 있었다. 따라서 이자율평가모형의 추정결과는 가성적이지 않을 것이라고 예상해 볼 수 있다.<sup>6)</sup>

전통적인 이자율차이와 주식 수익율차이를 이용하여 이자율평가를 추정한 결과는 흥미로운 세 가지 점을 보여주고 있다. 첫째, 이자율을 사용한 추정결과는 호주와 태국을 제외하고 거의 모든 국가에서 그 회귀계수가 통계적으로 유의적이지 못했으나, 수익률을 사용한 추정결과는 통계적으로 유의적이었다. 이는 이자율평가를 설명하기 위해 이자율 보다 수익률이 적합한 대응변수이라는 것을 보여주고 있으며, 단기적으로 자본이동이 단순한 이자율 차이를 목적으로 하는 차익거래보다는 주식 포트폴리오 투자를 목적으로 하고 있다는 것을 알 수 있다. 둘째, 이자율을 사용한 추정결과는 모든 국가에서 수익률을 사용한 추정결과와 그 부호가 정반대로 나타나고 있다. 이는 채권과 주식이 서로 대체적이어서 이자율과 수익률의 효과가 서로 반대로 나타날 수도 있다. 그러나 이자율변수의 통계적 비유의성을 고려할 때 채권과 주식이 대체적이기 때문에 추정계수의 부호가 정반대로 나타나기 보다는 최근 자본이동의 목적이 이자율차이를 목적으로 하는 차익거래보다는 주식 포트폴리오 투자가 보다 일반적이라는 것을 보여준다고 할 수 있다. 이 경우 이론에서 보듯이 국내 수익률의 상승은 오히려 외국투자자의 자본유출을 불러와서 환율의 상승(평가절하)을 가져올 수 있다.

셋째, 이자율평가의 추정결과가 선진국과 후진국에서 각각 정반대의 부호와 유의 수준을 나타내고 있다. 주식수익률을 사용하여 추정한 결과는 미국-일본, 영국, 호주 간 이자율 평가모형에서  $b_1$ 은 양(+)<sup>7)</sup>의 부호를, 미국-아시아 국가 간 모형에서는 그와 반대로  $b_1$ 은 음(-)의 부호를 보이고 있다. 이는 선진국과 아시아 국가에서 자본이동의 목적이 서로 다르다는 것을 알 수 있다. 포트폴리오 투자를 목적으로 하

6) 엔/달러, 파운드/달러, 호주달러/달러, 싱가포르달러/달러, 원/달러, 링기트/달러, 바트/달러 환율의 변동에 대한 단위근 검정  $P-P$  통계량은  $AR(1)$ 과정에서 -12.39, -14.33, -12.94, -11.48, -11.78, -9.76, -11.61이었다. 일본-미국, 영국-미국, 호주-미국, 싱가포르-미국, 한국-미국, 말레이-미국, 태국-미국의 수익률차이에 대한 단위근 검정  $P-P$  통계량은  $AR(1)$ 과정에서 -13.56, -15.35, -15.56, -12.75, -11.70, -17.17, -12.08이었다.  $P-P$  통계량의 임계차는 1%유의수준에서 -3.96이다.

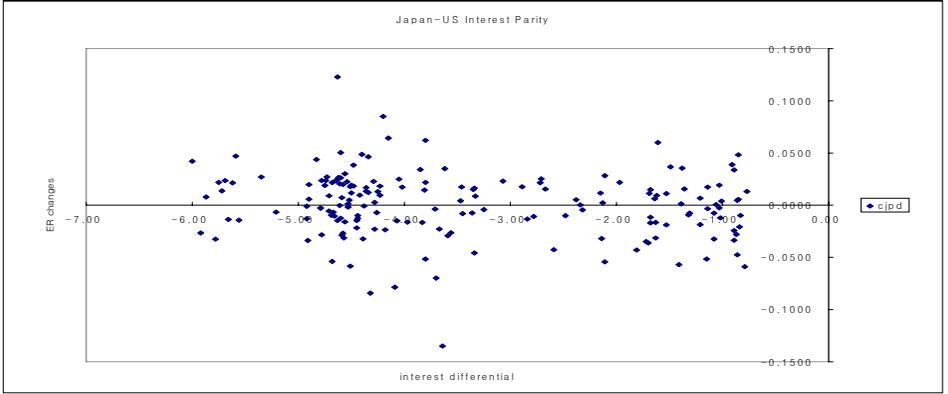
는 자본이동에서는 수익률이 중요하며 이 경우  $b_1$ 는 양(+)의 부호를 보이며, 주로 선진국에서 특징적으로 나타난다.

〈표 1〉의 마지막 칼럼은 이자율을 사용할 때와 수익률을 사용할 때 이자율 평가 모형의 설명력( $R^2$ )의 비율이다. 그 비율이 1보다 크다는 것은 이자율보다 수익률을 사용한 추정모형의 설명력이 증가했다는 것을 보여준다. 이 비율은 호주와 태국을 제외하고 1.74-7.29로서 1보다 크며 수익률을 사용할 때 심각하게 이자율평가 모형의 설명력을 증가시키는 것으로 나타난다.

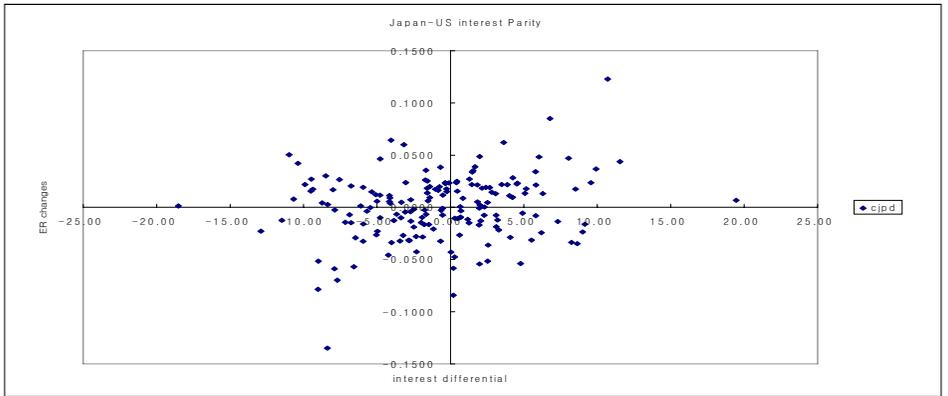
〈표 1〉에서 얻을 수 있는 추정결과는 전통적인 이자율차이보다는 주식수익률을 이용한 이자율평가의 검증에서 훨씬 유의적이 결과를 얻을 수 있었으며, 환율-수익률의 관계가 선진국간, 선진국-아시아 국가에서 서로 상이한 결과를 보이고 있다. 특히, 주식수익률을 사용하는 경우 선진국 간 자본이동은 포트폴리오 투자를 목적으로 자본이동이 이루어지고 있으나 ( $b_1 > 0$ ), 선진국-아시아 국가 사이에는 차익 거래를 목적으로 하는 자본이동 ( $b_1 < 0$ )이 이루어지고 있다는 사실을 발견할 수 있다. 보다 정확한 환율-수익률의 관계는 다음 장에서 위험을 고려하여 재추정하기로 한다.

〈그림 1〉~〈그림 7〉은 〈미국-일본〉, 〈미국-영국〉, 〈미국-호주〉, 〈미국-싱가폴〉, 〈미국-한국〉, 〈미국-말레이시아〉, 〈미국-태국〉시장에서 이자율차이-환율변동과 수익률차이-환율변동의 관계를 분포도로 비교하여 나타낸 것이다.  $x$ 축은 이자율(수익률) 차이,  $y$ 축은 환율변동이다. 여기에서 이자율에 비해 수익률을 사용할 때 수익률과 환율의 관계에서 부호가 정반대로 변화되며, 분포도가 더욱 밀집해지고 있다. 두 변수의 관계가 미국-선진국 간 시장에서는 정(+)의 부호를, 미국-아시아 신흥국 시장 간에서는 음(-)의 부호를 보이고 있다. 이는 미국에서 선진국시장으로 흐르는 자본이동의 목적(포트폴리오 투자목적)과 아시아 국가로 흐르는 자본이동의 목적(차익거래 목적)이 서로 다르다는 것을 분명하게 보여주고 있다.

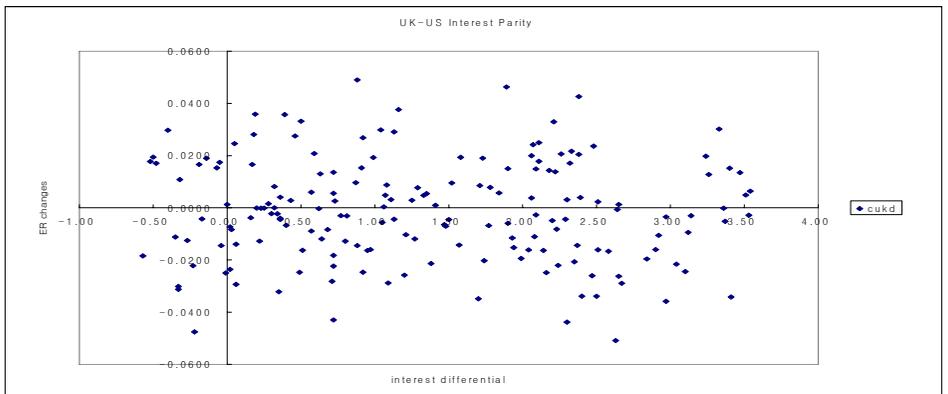
〈그림 1a〉 미국-일본 자본이동에서 이자율과 환율변동



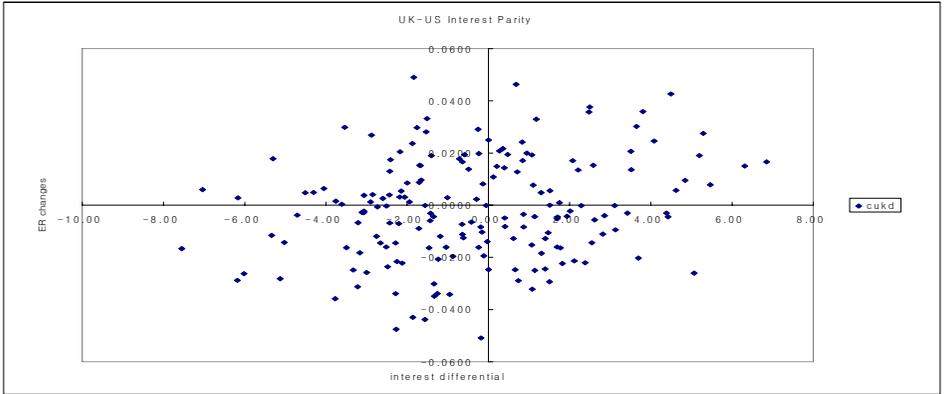
〈그림 1b〉 미국-일본 자본이동에서 수익률과 환율변동



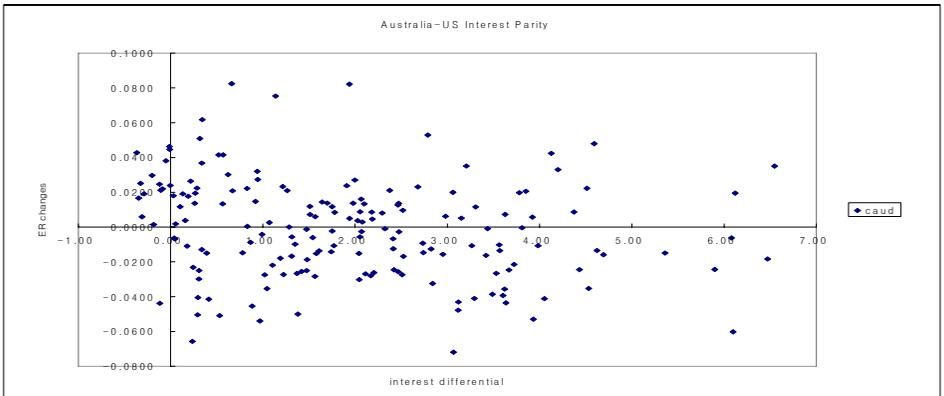
〈그림 2a〉 미국-영국 자본이동에서 이자율과 환율변동



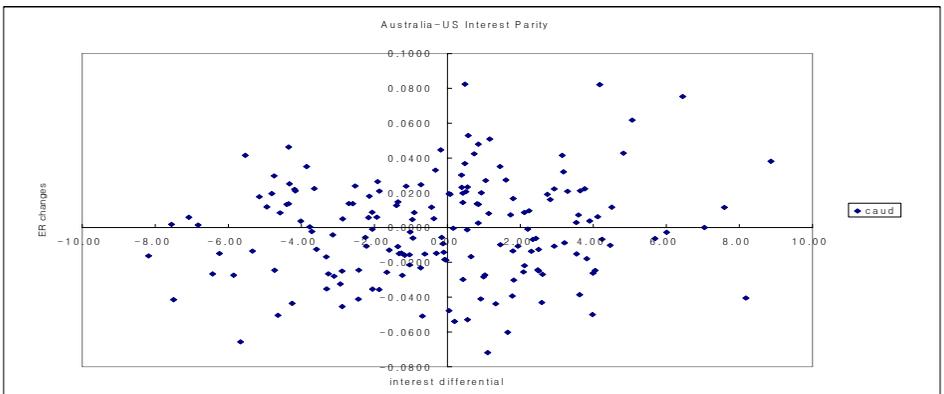
〈그림 2b〉 미국-영국 자본이동에서 수익률과 환율변동



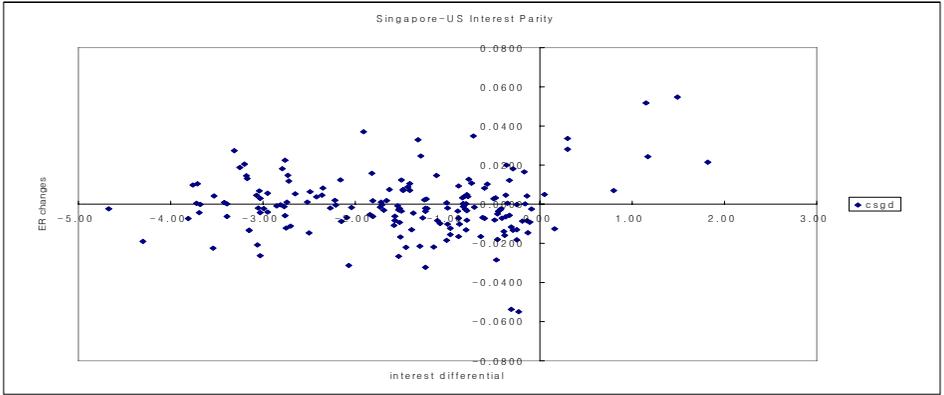
〈그림 3a〉 미국-호주 자본이동에서 이자율과 환율변동



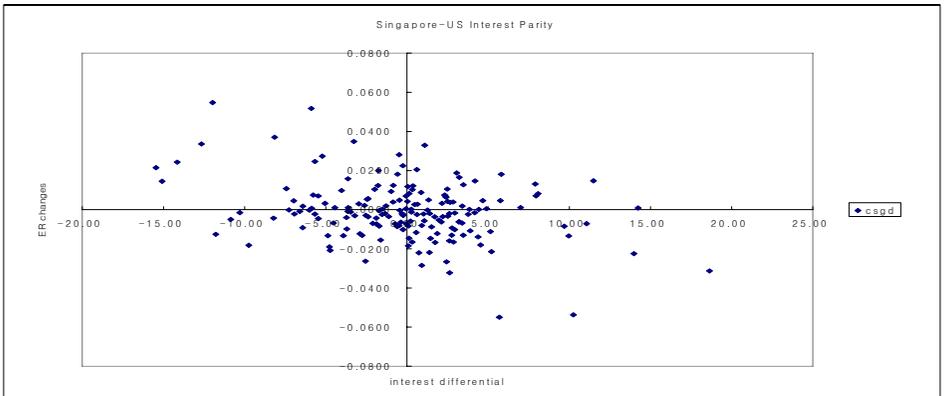
〈그림 3b〉 미국-호주 자본이동에서 수익률과 환율변동



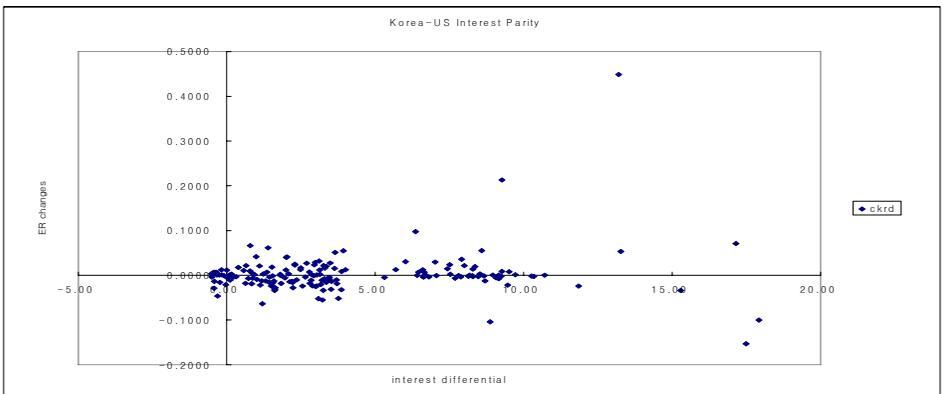
〈그림 4a〉 미국-싱가폴 자본이동에서 이자율과 환율변동



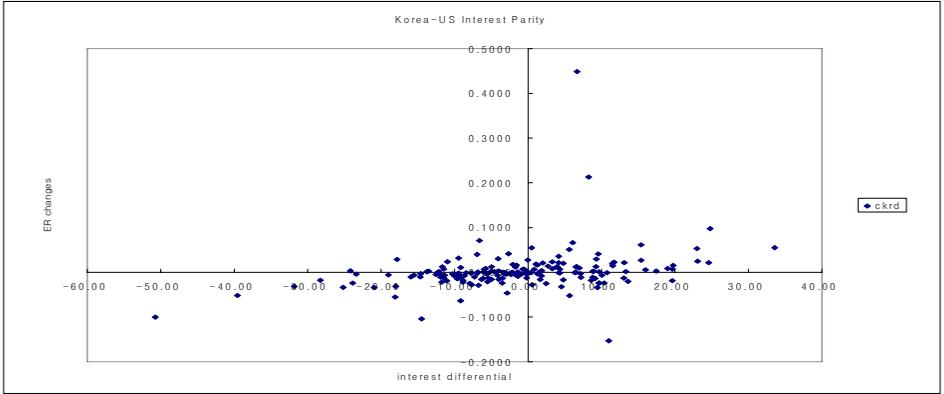
〈그림 4b〉 미국-싱가폴 자본이동에서 수익률과 환율변동



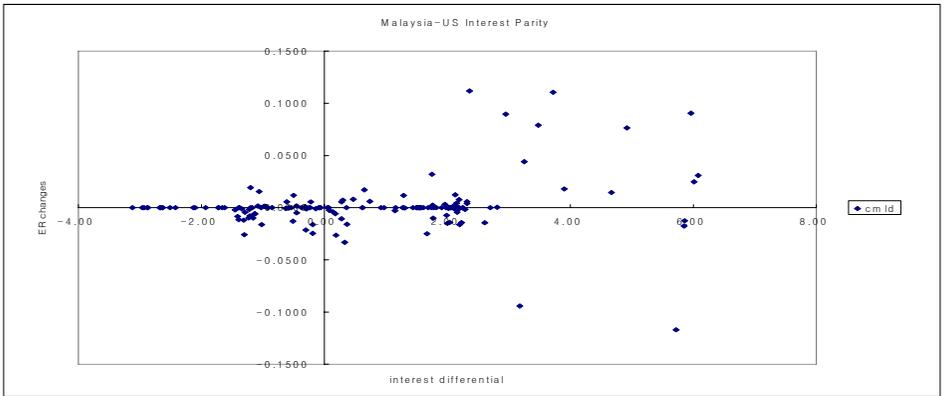
〈그림 5a〉 미국-한국 자본이동에서 이자율과 환율변동



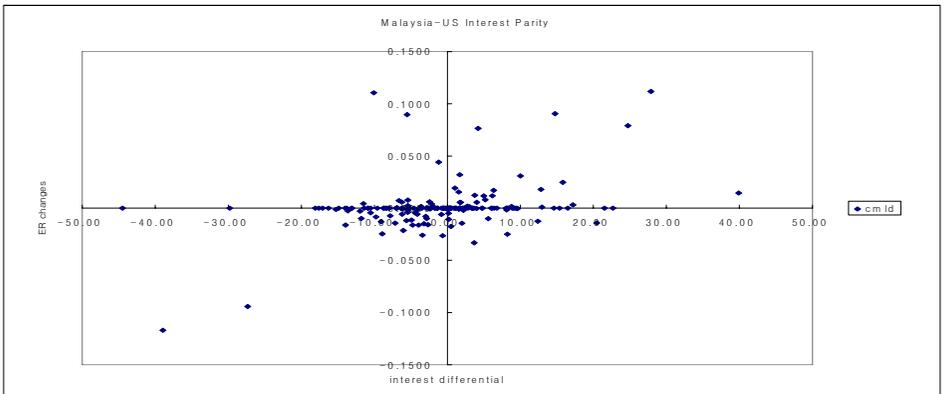
〈그림 5b〉 미국-한국 자본이동에서 수익율과 환율변동



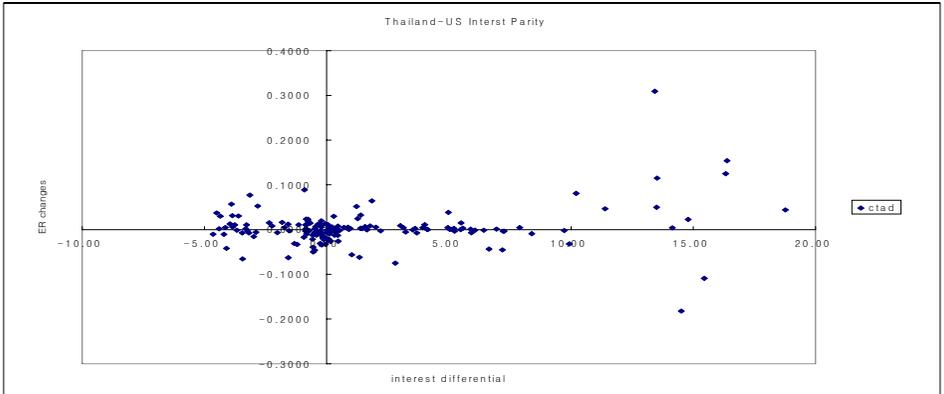
〈그림 6a〉 미국-말레이시아 자본이동에서 이자율과 환율변동



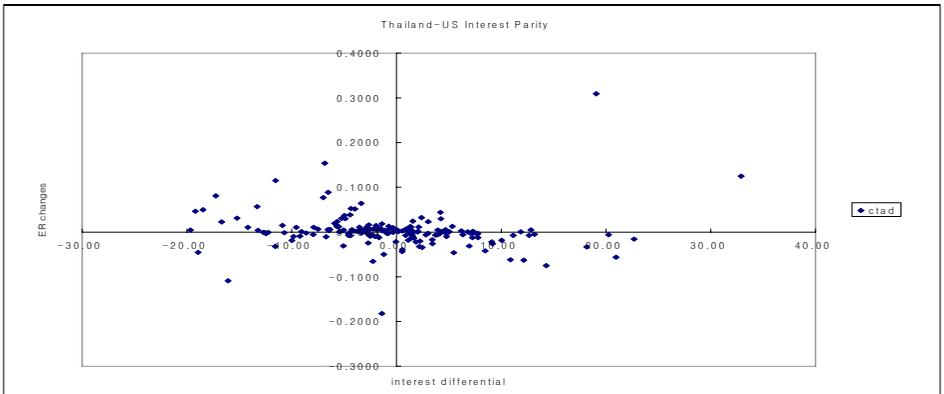
〈그림 6b〉 미국-말레이시아 자본이동에서 수익율과 환율변동



〈그림 7a〉 미국-태국 자본이동에서 이자율과 환율변동



〈그림 7b〉 미국-태국 자본이동에서 수익률과 환율변동



#### IV. 수정된 이자율평가모형(Revised Interest Parity)의 추정과 위험조정 계수

앞의 추정결과에서 전통적인 이자율보다는 주식수익률을 사용한 이자율 평가의 추정결과가 훨씬 설명력이 크고 통계적으로 적합하게 나타나고 있다. 여기에서는 앞에서 전개한 “위험이 조정된” 수익률을 사용하여 수정된 이자율평가모형을 선진국 간, 선진국-아시아 국가, 아시아 국가 간 시장으로 구분하여 검증해보고 그 검증결과가 자본시장의 통합정도에 따라 차이가 있는지를 살펴본다. 또한 수정된 이자율평가모형의 추정계수를 이용하여 국가별로 위험조정계수를 추정해본다.

## 1. 수정된 이자율 평가모형의 추정

최근 들어 국제자본이동은 수익률과 위험을 동시에 고려한 포트폴리오 투자를 목적으로 한다. 이 경우 이자율 차이를 사용한 전통적인 이자율평가는 성립하지 않는 경향을 보인다. 여기에서는 포트폴리오 자본이동을 고려하여 “위험이 조정된” 주식 수익률차이를 사용하였을 때 이자율평가가 성립하는지를 살펴본다. 또한 자본이동이 단기적으로 외환시장을 통해 환율에 미치는 효과를 분석하기 위해 이자율평가모형에서 자본이동의 대응변수로서 과거 수익률의 차이를 포함하였다.

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + b_2 r_t^* + b_3(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + e_t \quad (4)'$$

여기에서  $b_2 = b_1(1 - \delta)$ 이며, 위험조정계수( $\delta$ )는 식 (4)'에서 추정된 회귀계수를 이용하여 구할 수 있다. 즉,  $\delta = 1 - \frac{b_2}{b_1}$ 이며 국가별로 서로 다른 부호와 크기를 가지게 된다. 만약 두 국가 간에 자본시장의 통합정도가 증가하면  $\delta > 0$ 이며, 시장이 서로 대체적이고 통합정도가 낮을수록  $\delta < 0$ 이다.  $\delta = 1$ 이라면  $b_2 = 0$ 이다. 모형에서  $b_2$ 는 국가별 위험조정계수를 포함하고 있다. 한편 국내수익률이 상승할 때 자본이동이 포트폴리오 투자목적이면  $b_1 > 0$ 이며, 차익거래를 목적으로 하면  $b_1 < 0$ 이다. 과거 국내수익률의 상승은 차익거래를 목적으로 국내로 외국자본의 유입을 가져오므로  $b_3 < 0$ 이다.

식 (4)'는 단순히 수익률과 환율의 관계만을 나타내는 것이 아니라 두 변수의 관계에 대한 동태적 변화를 보여준다. 앞에서 언급한 것과 같이 식 (4)'에서 두 번째 항은 거시적 정보를 나타내며, 세 번째와 네 번째 항은 미시적인 포트폴리오 투자의 위험과 시장정보를 나타낸다. 전통적인 이자율 평가모형과 비교하여 볼 때 세 번째 항(투자위험요인)과 네 번째 항(외환시장정보)은 동태적 환율변동을 파악하는데 중요한 역할을 한다. 즉, 현재 수익률의 상승은 포트폴리오 투자를 가져와서 외국인의 순 자본유출이 일어나고 현재 국내통화의 환율(가치하락)은 상승한다. 그러나 과거 수익률의 상승은 차익거래를 목적으로 하는 자본유입을 가져오며 환율을 하락(국내통화가치의 상승)시키게 된다. 반면,  $b_2$ 가 통계적으로 유의적인 경우 국제자본이동에서 위험요인이 중요하다는 것을 나타낸다.

Newey-West 추정기법을 사용하여 식 (4)'를 추정하였으며 선진국 시장 간 추정 결과는 <표 2>에, 선진국-아시아 국가의 추정결과는 <표 3>, 아시아 국가-선진국 간 추정결과와 아시아 국가 간 추정결과는 <표 4>와 <표 5>에 각각 나타나 있다.<sup>7)</sup> 각 표에서 첫 번째 칼럼의 국가에서 가로방향에 나열된 국가로 자본의 이동방향이 결정된다. 이때 첫 번째 칼럼의 국가가 자국이며 가로방향 국가들이 외국 시장이다.

<표 2>에서 선진국 시장간 수정된 이자율평가모형의 추정결과는  $b_1 > 0$ 이고 통계적으로 유의적이었다.  $b_2$ 는 시장별로 부호가 상이하였으나 통계적으로 유의적이었다. 이는 현재 국내수익률의 증가는 포트폴리오 자본유출을 가져와서 환율을 상승시키는 것으로 나타났으며, 이러한 포트폴리오 자본이동에서 위험요인이 중요하다는 것을 보여준다. 하지만  $b_3$ 의 부호는 국가별로 다르게 나타났고 통계적으로 유의적이지 못했다. 이는 선진국 간 시장에서 자본이동이 차익거래보다는 포트폴리오 투자목적으로 발생하고 있다는 것을 보여준다.

<표 2> 선진국-선진국 간 수정 이자율평가모형의 추정결과

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + b_2 r_t^* + b_3(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + e_t$$

	미국			일본			영국		
	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$
panel 1 : 전 기간 (1994. 1- 2008. 7)									
미국				0.0010 (1.64)	0.0002 (0.32)	0.00007 (0.14)	0.0012 (2.27) *	-0.0010 (-2.81) *	-0.0004 (-0.78)
일본	0.0012 (2.54) *	0.0002 (0.32)	0.00006 (0.14)				0.0009 (1.97) *	-0.0009 (-1.33)	0.00003 (0.07)
영국	0.0023 (3.93) *	0.0010 (2.81) *	-0.0004 (-0.78)	0.0018 (2.65) *	0.0009 (1.33)	0.00003 (0.07)			
panel 2: 외환위기 기간(1997. 11-1999. 12) 제외									
미국				0.0006 (1.01)	0.0004 (0.66)	0.0002 (0.50)	0.0014 (2.27) *	-0.0008 (-1.81)	-0.00006 (-0.10)
일본	0.0010 (2.51) *	0.0004 (0.66)	0.0002 (0.52)				0.0008 (1.70)	-0.0004 (-0.59)	0.0002 (0.43)
영국	0.0022 (3.67) *	0.0008 (2.02) *	-0.00006 (-0.10)	0.0012 (0.70)	0.0004 (0.67)	0.0002 (0.51)			

\* 괄호안의 숫자는 t-통계량이다. 윗 첨자 \*는 5%에서 유의적이다.

7) 논문의 신뢰성을 높이기 위해 Newey-West 추정과 OLS 추정에서 표준편차를 함께 표시하는 것이 일반적이나 <표 2>~<표5>의 복잡성 때문에 이를 생략하였고 문외가 있는 경우 저자에게 그 추정결과를 요청할 수 있다.

이 추정결과를 이용하면 위험조정계수를 구할 수 있었으며,  $\delta = 1 - \frac{b_2}{b_1}$ 이다. 일반적으로 선진국 간 자본이동에서 위험조정계수는 예상과 같이 양(+)의 부호를 가지고 있으며, 그 크기가 0.50-2.00사이로 나타났다. 이는 선진국시장간 통합정도가 크고 위험과 거래비용이 작다는 것을 나타낸다.  $\delta$ 가 1 보다 큰 경우  $b_1$ 과  $b_2$ 는 서로 다른 부호를 가지게 되는데 영국시장의 경우가 그러하다. 시장별  $\delta$ 의 추정결과와 의미는 다음 장에서 자세히 논의하기로 한다.

한국, 말레이시아, 태국 등 아시아 신흥국의 경우 1997.11-199.12 동안 외환위기를 겪으면서 자본시장에서 많은 구조적 변동을 겪어왔다. 이러한 구조변동이 이자율평가에 미치는 효과를 분석하기 위해 외환위기 기간을 제외하고 수정된 이자율평가모형을 재 추정하였으며 그 결과는 <표 2>의 두 번째 패널에 나타나 있다. 아시아 외환위기의 기간을 제외하는 경우 추정결과는 전 기간을 고려할 때와 크게 다르지 않았다. 따라서 외환 위기의 자본시장 변동이 수정된 이자율 평가모형의 추정결과에 크게 영향을 못 미치는 것으로 보이며 이는 수정된 이자율 평가모형의 추정결과가 검증기간에 관계없이 강건(robust)하다는 것을 보여준다.

한편, 주식수익률 대신에 이자율을 사용하여 수정된 이자율평가모형이 성립하는지 추정한 결과는 부록의 <표 A1>에 나타나 있다. 이자율을 사용할 때 추정계수는 <표 2>와 비교할 때 그 부호와 통계적 유의수준이 다르며 모형의 설명력도 떨어지는 것으로 나타났다. 단기 환율변동을 설명하는데 이자율 보다는 주식수익률이 보다 적합한 것으로 보여 진다. 따라서 수정된 이자율평가의 성립여부는 기간별 차이가 아니라 이자율과 수익률의 대응변수 차이와 위험요인에 의해 결정된다고 볼 수 있다.

<표 3>에서 선진국에서 아시아 국가로의 자본이동은 선진국간 자본이동과 같이  $b_1 > 0$ ,  $b_2 > 0$ 이고 통계적으로 유의적이었다. 이는 선진국 시장간 자본이동의 형태와 같이 선진국에서 아시아 국가로의 자본이동은 차익거래를 목적으로 하기보다는 위험과 수익률을 동시에 고려하는 포트폴리오 투자를 목적으로 이루어지고 있다는 것을 알 수 있다. 다만, 미국과 영국의 자본이 말레이시아와 태국으로 이동하는 경우 차익거래를 목적으로 자본이동이 발생하며 과거수익률도 환율에 중요한 영향을 미치게 된다.

〈표 3〉 선진국-아시아국가 간 수정 이자율평가모형의 추정결과

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + b_2 r_t^* + b_3(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + e_t$$

	호주			싱가폴			한국			말레이시아			태국		
	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$
panel 1: 전 기간 (1994.1-2008.7)															
미국	0.0015 (2.32)*	0.0025 (4.16)*	-0.0004 (-0.64)	0.0001 (0.38)	0.0009 (3.98)*	-0.00008 (-0.42)	-0.00003 (-0.04)	0.0016 (2.38)*	-0.00002 (-0.07)	0.0002 (0.51)	0.0003 (3.63)*	-0.0004 (-2.18)*	0.0018 (2.22)*	0.0020 (2.83)*	-0.0010 (-2.86)*
일본	0.0023 (3.96)*	0.0028 (3.51)*	-0.00002 (-0.04)	0.0009 (2.16)*	0.0011 (2.62)*	0.00005 (0.19)	0.0025 (3.53)*	0.0026 (4.09)*	-0.00003 (-0.01)	0.0012 (2.43)*	0.0016 (3.02)*	0.00002 (0.07)	0.0023 (3.59)*	0.0019 (2.92)*	-0.0014 (-1.14)
영국	0.0028 (3.93)*	0.0033 (5.43)*	-0.0003 (-0.53)	0.0007 (1.59)	0.0016 (4.21)*	-0.0001 (-0.55)	0.0001 (0.17)	0.0021 (2.67)*	0.0003 (0.79)	0.0006 (1.01)	0.0016 (2.94)*	-0.0006 (-2.15)*	0.0018 (2.08)*	0.0022 (2.85)*	-0.0008 (-2.25)*
panel 2: 외환위기 기간(1997.11-1999.12) 제외															
미국	0.0012 (1.00)	0.0021 (0.99)	-0.0001 (-0.09)	0.0001 (0.33)	0.0006 (3.01)*	-0.0002 (-1.02)	-0.0001 (-0.20)	0.0009 (1.99)*	-0.0008 (-2.69)*	0.0004 (1.84)	0.0008 (3.44)*	-0.0004 (-2.52)*	0.0003 (0.04)	0.0003 (0.54)	0.00006 (0.17)
일본	0.0019 (3.16)*	0.0025 (3.12)*	0.0003 (0.51)	0.0007 (1.75)	0.0013 (3.25)*	0.0003 (1.03)	0.0013 (2.69)*	0.0016 (3.62)*	-0.0001 (-0.35)	0.0013 (2.81)*	0.0014 (2.53)*	-0.0003 (-0.93)	0.0021 (3.62)*	0.0019 (3.15)*	0.0001 (0.33)
영국	0.0030 (4.28)*	0.0028 (4.66)*	0.0001 (0.14)	0.0012 (2.40)*	0.0014 (3.50)*	-0.0006 (-1.93)	0.0007 (1.10)	0.0019 (3.19)*	-0.0004 (-1.03)	0.0013 (2.51)*	0.0017 (3.14)*	-0.0011 (-3.24)*	0.0011 (1.41)	0.0013 (1.74)	0.0004 (0.10)

\* 괄호안의 숫자는  $t$ -통계량이다. 뿔첨자 \*는 5%에서 유의적이다.

선진국에서 아시아 국가로의 자본이동에서 위험조정계수( $\delta$ )는 음(-)의 부호로서 -0.11~-52.33사이로 나타났다. 이는 선진국과 아시아 신흥국 자본시장 간에 통합 정도가 낮고 위험과 거래비용이 크기 때문이다.

실증분석에서 외환위기 기간을 제외하는 경우 수정된 이자율평가의 추정결과가 통계적 유의수준에서 조금씩 변화하고 있지만 일반적으로 크게 다르지 않았다. 이는 수정된 이자율 평가모형의 추정결과가 기간에 상관없이 강건(robust)하다는 것을 보여준다. 한편, 주식수익률 대신에 이자율을 사용하여 수정된 이자율평가모형이 성립하는지 추정한 결과는 부록 〈표 A2〉에 나타나 있는데 이자율을 사용할 때 추정계수는 〈표 3〉와 비교할 때 통계적 유의수준이 낮고 모형설명력도 떨어지는 것으로 나타났다.

〈표 4〉와 같이 아시아 국가에서 선진국시장으로의 자본이동은 선진국에서 아시아 국가로 자본이동이 일어나는 경우 ( $b_1 > 0$ ,  $b_2 > 0$ )와 정반대의 부호를 보이고 있으나, 통계적으로 유의적이었다. 즉,  $b_1 < 0$ ,  $b_2 < 0$ 이고 통계적으로 유의적이었다. 이는 현재 국내수익률의 증가는 동시적으로 차익거래를 목적으로 자본유입을

가져오며 환율을 하락시키는 것으로 나타났으며, 이러한 차익거래에서도 위험요인이 중요하다라는 것을 보여준다. 하지만  $b_3$ 의 부호는 국가별로 다르게 나타났고 통계적으로 유의적이지 못했다.

〈표 4〉 아시아 국가-선진국 간 수정 이자율평가모형의 추정결과

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + b_2r_t^* + b_3(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + e_t$$

	미국			일본			영국		
	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$
panel 1: 전 기간 (1994.1-2008.7)									
호주	-0.0010 (-1.35)	-0.0025 (-4.16)*	-0.0004 (-0.64)	-0.0005 (-0.60)	-0.0028 (-3.51)*	-0.000002 (-0.04)	-0.0004 (-0.55)	-0.0033 (-5.43)*	-0.0004 (-0.53)
싱가폴	-0.0008 (-4.25)*	-0.0009 (-3.98)*	-0.00008 (-0.42)	-0.0002 (-0.60)	-0.0011 (-2.62)*	0.00005 (0.19)	-0.0008 (-3.35)*	-0.0016 (-4.21)*	-0.0001 (-0.55)
한국	-0.0017 (-4.86)*	-0.0002 (-2.38)*	-0.00002 (-0.07)	-0.0001 (-0.33)	-0.0026 (-4.09)*	-0.00002 (-0.01)	-0.0020 (-5.28)*	-0.0021 (-2.67)*	0.0003 (0.79)
말레이시아	-0.0011 (-5.09)*	-0.0012 (-3.63)*	-0.0004 (-2.18)*	-0.0004 (-1.30)	-0.0016 (-3.02)*	0.00002 (0.07)	-0.0010 (-3.62)*	-0.0016 (-2.94)*	-0.0006 (-2.15)*
태국	-0.0001 (-0.53)	-0.0020 (-2.83)*	-0.0010 (-2.86)*	-0.0001 (-0.28)	-0.0014 (-2.34)*	-0.0003 (-0.69)	-0.0004 (-1.22)	-0.0022 (-2.85)*	-0.0008 (-2.25)*
panel 2: 외환위기 기간(1997.11-1999.12) 제외									
호주	-0.0009 (-1.12)	-0.0021 (-3.51)*	-0.0001 (-0.15)	-0.0006 (-0.67)	-0.0025 (-3.12)*	-0.0003 (-0.48)	0.0002 (0.20)	-0.0028 (-4.49)*	0.0001 (0.15)
싱가폴	-0.0006 (-3.00)*	-0.0006 (-3.02)*	-0.0002 (-0.98)	-0.0005 (-1.25)	-0.0013 (-3.25)*	-0.0003 (-0.99)	-0.0002 (-0.70)	-0.0014 (-3.45)*	-0.0006 (-1.74)
한국	-0.0010 (-3.53)*	-0.0009 (-1.97)*	-0.0008 (-2.69)*	-0.0003 (-0.99)	-0.0016 (-4.01)*	-0.0001 (-0.32)	-0.0011 (-3.26)*	-0.0019 (-3.19)*	-0.0004 (-1.30)
말레이시아	-0.0004 (-3.99)*	-0.0008 (-4.04)*	-0.0004 (-3.96)*	-0.0001 (-0.25)	-0.0014 (-2.81)*	-0.0003 (0.99)	-0.0003 (-0.97)	-0.0017 (-3.14)*	-0.0011 (-3.24)*
태국	-0.0003 (-0.98)	-0.0003 (-0.51)	-0.00006 (-0.21)	0.0001 (-0.24)	-0.0011 (-1.83)	0.00007 (0.17)	-0.0002 (-0.50)	-0.0013 (-1.74)	0.00004 (0.10)

\* 괄호안의 숫자는  $t$ -통계량이다. 뿔침자 \*는 5%에서 유의적이다.

이는 아시아 국가에서 선진국으로 차익거래를 목적으로 하는 자본이동이 발생하지만 이러한 차익거래는 동시에 발생한다는 것을 보여준다. 차익거래를 목적으로 하는 자본이동에서 과거 수익률차이 보다는 현재 수익률차이가 중요한데, 그 원

인에 대해서는 국제간 자본이동의 속도가 빨라지고, 국제결제시스템이 표준화되면서 자본이동이 동시적으로 발생하기 때문으로 보여 진다. 한편, 자료문제로서 월별 자료가 매우 단기적인 환율변동의 시차에 대한 정보를 정확하게 전달하지 못하기 때문일 수도 있다.

중요한 점은 아시아 국가의 투자자들이 선진국으로 차익거래를 목적으로 자본을 이동시키더라도 위험에 대한 고려를 하고 있다는 점이다. 아시아 국가에서 선진국으로의 자본이동에서 위험조정계수( $\delta$ )는 음(-)의 부호로서 -0.09~-19.00사이로 나타났으며, 선진국과 아시아 국가 간 자본시장의 통합정도가 낮고 위험과 거래비용이 크기 때문이다.

<표 5> 아시아 국가)아시아 국가 간 수정 이자율평가모형의 추정결과

$$\Delta S_t = b_0 + b_1(r_t - r_t^*) + b_2 r_t^* + b_3(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + e_t$$

	호주			싱가폴			한국			말레이시아			태국		
	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$
panel 1: 전 기간 (1994.1-2008.7)															
호주				-0.0011 (-1.58)	-0.0014 (-2.57)*	-0.0003 (-0.93)	-0.0021 (-2.16)*	-0.0013 (-1.43)	0.0001 (0.37)	-0.0019 (-2.51)*	-0.0014 (-2.02)*	-0.0002 (-0.61)	0.0021 (2.09)*	0.0008 (0.96)	-0.0011 (-3.09)*
싱가폴	0.0003 (0.89)	0.0014 (2.57)*	-0.0003 (-0.93)				-0.0011 (-2.24)*	-0.0006 (-1.44)	0.0003 (1.03)	-0.0008 (-0.32)	0.0004 (1.90)	-0.0004 (-2.15)*	0.0020 (4.84)*	0.0012 (3.61)*	-0.0007 (-2.29)*
한국	-0.0008 (-2.31)*	0.0013 (0.43)*	0.0001 (0.37)	-0.0017 (-5.10)*	-0.0006 (-1.44)	0.0003 (1.03)				-0.0016 (-4.76)*	-0.0006 (-1.34)	0.0009 (2.96)*	-0.0007 (-1.45)	-0.0007 (-1.64)	0.0002 (0.48)
말레이	-0.0005 (-1.47)	0.0014 (2.02)*	-0.0002 (-0.61)	-0.0004 (-2.14)*	-0.0004 (-1.90)	-0.0004 (-2.15)*	-0.0010 (-2.42)*	0.0006 (1.34)	0.0009 (2.96)*				0.0010 (3.17)*	0.0008 (2.65)*	-0.0003 (-0.14)
태국	0.0012 (3.38)*	-0.0009 (-0.96)	-0.0011 (-3.09)*	0.0008 (2.67)*	-0.0012 (-3.61)*	-0.0007 (-2.29)*	-0.0001 (-0.01)	0.0007 (1.64)	0.0002 (0.48)	0.0002 (0.94)	-0.0008 (-2.65)*	-0.0003 (-0.14)			
panel 2: 외환위기 기간(1997.11-1999.12) 제외															
호주				-0.0004 (-0.50)	-0.0012 (-2.00)*	-0.0006 (-1.50)	-0.0002 (-0.31)	-0.0006 (-0.90)	-0.0006 (-1.54)	-0.0011 (-1.50)	-0.0011 (-1.61)	-0.0005 (-1.15)	0.0019 (2.14)*	0.0006 (0.73)	-0.0003 (-0.79)
싱가폴	0.0008 (1.60)	0.0012 (2.01)*	-0.0006 (-1.19)				-0.0006 (-1.75)	0.0003 (0.92)	-0.0004 (-1.43)	-0.0003 (-1.67)	0.0001 (0.04)	-0.0003 (-1.42)	0.0013 (2.63)*	0.0009 (2.13)*	-0.0001 (-0.49)
한국	0.0004 (1.01)	0.0006 (0.85)	-0.0006 (-1.48)	-0.0009 (-4.50)*	-0.0003 (-1.00)	-0.0004 (-1.33)				-0.0005 (-1.62)	-0.0009 (-2.23)*	-0.0004 (-1.71)	0.0006 (1.57)	-0.0007 (-0.15)	-0.0001 (-0.19)
말레이	0.00002 (0.05)	0.0011 (1.57)	-0.0005 (-1.25)	-0.0003 (-1.51)	-0.0001 (-0.40)	-0.0003 (-1.51)	-0.0004 (-1.07)	0.0009 (2.23)*	-0.0004 (-1.71)				0.0013 (3.12)*	0.0011 (2.82)*	-0.0002 (-0.73)
태국	0.0013 (4.33)*	-0.0006 (-0.75)	-0.0003 (-0.77)	0.0004 (1.33)	-0.0009 (-2.25)*	-0.0001 (-0.34)	0.0007 (1.83)	0.0006 (0.15)	-0.0007 (-0.19)	0.0001 (0.54)	-0.0011 (-2.82)*	-0.0002 (-0.73)			

\* 괄호안의 숫자는 t-통계량이다. 윗첨자 \*는 5%에서 유의적이다.

〈표 5〉와 같이 아시아 국가에서 아시아 국가로의 자본이동은 선진국에서 아시아 국가로 자본이동이 일어나는 경우 ( $b_1 > 0$ ,  $b_2 > 0$ )와 다르게 추정결과가 일관적이지 못했으며 부호와 유의수준도 국가별로 서로 다르게 나타났다. 이는 아시아 국가 간 자본이동이 국가별로 시장조건에 따라 한편으로는 차익거래를 목적으로, 다른 한편으로는 포트폴리오투자를 목적으로 자본이동이 일어난다는 것을 보여준다. 예를 들어, 한국-호주, 한국-싱가폴, 말레이시아에서는  $b_1 < 0$ 이고 통계적으로 유의적이었으나, 태국-호주, 태국-싱가폴, 말레이시아-태국에서는  $b_1 > 0$ 이고 통계적으로 유의적이었다.

한편 태국-싱가폴, 태국-말레이시아 자본이동의 경우  $b_2$ 는 통계적으로 유의적이었으며  $b_2 < 0$ 이었고, 한국의 경우  $b_2$ 는 통계적으로 유의적이지 못했다. 이는 태국, 싱가포르, 말레이시아의 자본이동은 위험요인을 고려하고 있으나 한국의 경우 그렇지 못하다는 것을 보여준다. 싱가포르와 태국시장에서  $b_3$ 의 부호는 음(-)이었으며 통계적으로 유의적이었으나 한국-말레이시아의 경우  $b_3$ 의 부호는 양(+)이었으며 통계적으로 유의적이었다. 다른 나라의 경우  $b_3$ 은 통계적으로 유의적이지 못했다. 이는 과거 수익률 차이가 자본이동을 가져와 현재 환율에 미치는 효과가 국가별로 상이하게 나타나고 있다는 것을 보여준다.

외환위기 기간을 분석에서 제외하는 경우 수정된 이자율평가의 추정결과가 통계적 유의수준에서 크게 다르지 않았다. 또한 이자율을 사용하여 수정된 이자율평가 모형을 다시 추정한 결과는 부록 〈표 A3〉에 나타나 있는데 〈표 5〉와 비교할 때 그 부호와 통계적 유의수준이 다르며 모형설명력도 떨어지는 것으로 나타났다.

## 2. 시장별 위험조정계수( $\delta$ )의 추정

수정된 이자율평가모형에 대한 회귀추정 결과, 〈표 2〉~〈표 5〉를 이용하면 시장별 위험조정계수를 구할 수 있었으며 그 결과를 〈표 6〉에 나타내었다. 이때,  $\delta = 1 - \frac{b_2}{b_1}$ 이며 국가별로 서로 다른 부호와 크기를 가지게 된다. 만약 두 국가 간에 자본시장의 통합정도가 증가하면  $\delta > 0$ 이며, 통합정도가 낮을수록  $\delta < 0$ 이다.

〈표 6〉에서 특징적인 점은 선진국 시장 간 자본이동에서 위험조정계수( $\delta$ )가 양(+)의 부호로서 대체적으로 안정적이었으며 0.5~2.0의 크기를 가지고 있다. 그

러나 아시아 국가의 경우(특히, 한국) 위험조정계수( $\delta$ )는 음(-)의 부호이며 크기가 극단적인  $-0.04 \sim -52.33$  이었다. 이는 선진국 간 자본시장은 통합정도가 크며 안정적이고 위험과 거래비용이 작으며 위험조정계수는 양(+)이라는 이론과도 일치한다. 하지만 아시아 국가의 자본시장은 통합정도가 낮고 불안정하며 위험과 거래비용이 클 것으로 예상된다. 흥미로운 점은 아시아 국가-아시아 국가 간 자본이동에서 위험조정계수가 양(+)의 부호를 보이고 있으며 크기도  $0.01 \sim 71.00$ 이어서 아시아 국가 간 자본시장의 유사성이 큰 것으로 보여 진다. 그러나 아시아 국가 간 위험조정계수의 절대적인 크기가 선진국 간 계수보다 큰 이유에 대해서는 아시아 국가의 시장이 서로 지리적으로 가깝고 문화적으로 유사하기 때문이라고 생각해 볼 수도 있으나 자본시장의 통합정도가 크다고 볼 수 없으며 조금 더 정확한 검증이 필요하다.

〈표 6〉 국가별 위험조정계수( $\delta$ )의 추정결과:  $\delta = 1 - \frac{b_2}{b_1}$

	미국	일본	영국	호주	싱가폴	한국	말레이시아	태국
미국		0.50	1.83	-0.66	-8.0	-52.33	-5.50	-0.11
일본	0.83		2.00	-0.21	-0.22	-0.04	-0.33	-0.17
영국	0.56	0.80		-0.17	-1.28	-20.00	-1.66	-0.22
호주	-1.50	-4.60	-7.25		-0.27	0.38	0.26	0.62
싱가폴	-0.12	-4.50	-1.00	-3.66		0.45	6.00	0.40
한국	-0.06	-25.00	-0.05	2.62	0.64		0.62	-9.00
말레이시아	-0.09	-3.00	-0.60	3.80	0.01	0.16		2.0
태국	-19.00	-13.00	-4.50	1.75	2.50	71.00	5.00	

한편, 위험조정계수( $\delta$ )는 두 국가 간 수익률의 공분산과 분산의 함수인데 시변적(time varying)이다. 검정기간동안 선진국(미국, 일본, 영국) 간  $\delta$ 의 기간구조(term structure)를 살펴보았는데 1996-1999대와 2002년대에는 음(-) 부호를, 이외 기간에는 양(+)의 부호를 보이고 있다. 또한 2000년대 이후  $\delta$ 의 크기가 절대적으로 증가하고 있다. 이렇게 기간별로  $\delta$ 가 변화하는 것은 아마 금융시장 환경변화, 금융정책, 국가 신인도의 급변, 금융위기, 엔 캐리 청산 등 과 깊은 관련이 있는 것 같다. 시장별로  $\delta$ 가 시변적인 행태와 그 원인에 대한 분석은 이 연구의 범위를

넘어서는 것 같으며, 미래 연구과제로 남겨둔다.

참고해야 할 점은 <표 6>에서  $\delta$ 의 부호와 크기는 실제 두 시장간 수익률의 상관관계를 직접적으로 계산한 크기와 다르다는 것이다. 이는 <표 6>에서 추정된  $\delta$ 는 수정된 이자율평가 모형에서 추정된 회귀계수를 이용하여 간접적으로 계산되었기 때문이다. 즉, 수정된 이자율 평가모형에서  $\delta$ 는 단순한 수익률의 상관계수가 아니라 수익률(차이)이 설명하는 부분을 제외한 나머지 부분으로서 위험과 거래비용의 설명부분을 나타내고 있다.

### 3. 이자율평가의 괴리를 가져오는 위험요인

여기에서는 이자율평가의 괴리를 가져오는 원인으로 위험요인이 얼마나 통계적으로 유의적인 역할을 하는지 살펴보고자 한다. 이를 위해 수정된 이자율 평가모형 식 (4)'에서  $b_1 = 1$ ,  $b_3 = 0$ 이라는 제약조건을 두어서 다시 추정하였다.

$$[\Delta S_t - (r_t - r_t^*)] = d_0 + d_1 r_t^* + e_t \quad (5)$$

여기에서  $d_1 = (1 - \delta)$ 이며 이자율평가의 괴리를 가져오는 위험요인을 반영하며 그 추정결과는 다음 <표 7>에 나타나 있다. 두 시장간 자본시장의 통합정도가 클수록  $\delta$ 의 크기가 커지므로 위험요인( $d_1$ )이 작아지며, 반대로 시장통합정도가 작을수록 위험요인( $d_1$ )이 커진다.

선진국에서 다른 선진국이나 아시아 국가로 자본이 이동하는 경우 전통적인 이자율 평가는 성립되지 않으며 이자율 평가의 괴리를 가져오는 원인으로 위험요인이 통계적으로 유의적이었다. 특히, 위험요인은 선진국보다는 아시아 신흥시장의 자본이동에서 더욱 크게 나타나고 있으며 통계적으로 유의적이었다. 이 같은 결과는 전통적인 이자율평가의 실패가 위험요인을 고려하지 못해서 나타나는 현상이라는 점을 강하게 보여주고 있다. 또한, 전통적인 이자율평가의 괴리를 설명하는 식 (5)의 통계적 설명력이 상당히 크게 나타나고 있어서 이 같은 주장을 뒷받침해준다.

<표 7>에서 위험( $d_1 = 1 - \delta$ )의 크기는 이자율평가가 성립한다고 가정할 때 제약조건을 두고 추정한 결과이다. 따라서 <표 7>의 추정결과( $d_1 = 1 - \delta$ )를 사용하여

다시 계산한 위험조정계수( $\delta$ )와 제약되지 않은 조건을 가진 <표 6>의 위험조정계수( $\delta$ )는 서로 상이하다.

<표 7> 이자율평가의 괴리를 가져오는 위험요인( $d_1 = 1 - \delta$ ) 추정결과:

$$[\Delta S_t - (r_t - r_t^*)] = d_0 + d_1 r_t^* + e_t$$

	미국	일본	영국	호주	싱가폴	한국	말레이시아	태국
미국		0.6936 (12.98)*	0.1592 (3.10)*	0.2088 (2.97)*	0.6044 (17.12)*	0.8190 (27.05)*	0.7771 (21.16)*	0.7763 (26.40)*
일본	0.4773 (5.21)*		0.4242 (4.29)*	0.2230 (2.12)*	0.6928 (12.32)*	0.7457 (19.03)*	0.8718 (16.81)*	0.7979 (19.16)*
영국	0.2785 (6.26)*	0.7138 (14.48)*		0.2069 (3.38)*	0.6826 (19.12)*	0.8113 (29.58)*	0.8338 (23.55)*	0.8225 (29.16)*
호주	0.4602 (9.68)*	0.6886 (16.41)*	0.3703 (7.83)*		0.6859 (22.63)*	0.8365 (34.55)*	0.8299 (27.21)*	0.8346 (33.23)*
싱가폴	-0.0628 (-0.66)	0.5208 (5.89)*	-0.0013 (-0.01)	-0.2295 (-1.95)		0.6431 (13.65)*	0.4465 (8.83)*	0.5555 (12.59)*
한국	0.0731 (0.47)	0.2405 (2.05)*	-0.1407 (-0.86)	-0.2135 (-1.15)	0.3290 (3.51)*		0.5730 (6.62)*	0.3843 (6.25)*
말레이시아	0.2081 (1.64)	0.7647 (7.12)*	0.2988 (2.08)*	0.1269 (0.81)	0.2715 (3.97)*	0.7066 (11.93)*		0.5613 (10.23)*
태국	-0.1381 (-0.93)	0.4015 (3.26)*	-0.0546 (-0.32)	-0.2336 (-1.27)	0.1596 (1.97)*	0.3944 (6.80)*	0.3575 (4.78)*	

\* 괄호안의 숫자는  $t$ -통계량이며 뿔 첨자(\*)는 5%에서 유의적이다.

## V. 요약 및 결론

이 연구는 국제포트폴리오 자본이동의 결정요인으로서 수익률뿐 아니라 위험을 고려하여 “위험이 조정된 수익률(Risk Adjusted Rate of Return)”의 개념을 도입하였으며 선진국과 아시아 국가에서 이자율 평가가 성립되는지를 실증적으로 살펴보았다. 또한 국가별로 자본시장의 특성이 서로 달라서 국가별 위험과 비용도 상이하게 되는데, 수정된 이자율 평가모형(Revised Interest Parity)을 사용하여 선진국 간, 선진국-아시아 국가, 아시아 국가 간 자본시장에서 위험의 크기를 국가별로 추정하였다. 또한 이 연구는 전통적인 이자율평가모형과 수정된 이자율평가모형 간 적합성을 비교분석하여 국제자본이동의 특성을 살펴보았다.

포트폴리오 모형에서 국내외 투자자들은 해외투자를 할 때 수익률과 더불어 위험이나 거래비용 측면을 고려하여 해외자산에 투자한다. 해외투자는 국내보다 정보가 비대칭적이어서 위험과 거래비용이 크며 국가 간 자본시장의 통합정도가 커지면 위험과 비용이 줄어들게 된다. 환율은 위험을 최소화시키는 최적 포트폴리오선택과정에서 결정되며, 환율과 수익률의 관계도 이자율 차이거래를 목적으로 할 때와 다른 형태를 보이게 된다. 1994.1-2008.7 동안 선진국과 아시아 국가의 월별자료를 사용한 실증결과에서 선진국의 경우 포트폴리오 자본이동이 나타나면서 이자율평가가 성립하지 않는데 반해, 아시아 국가의 경우 차이거래를 목적으로 하는 자본이동이 발생하면서 이자율평가가 성립하는 것으로 나타났다. 위험조정계수는 선진국 간에는 양(+)의 부호를, 선진국-아시아 국가 간에는 음(-)의 부호를 보이고 있다. 이는 선진국시장간 통합정도가 크고 위험과 거래비용이 작으나, 선진국-아시아 국가간 시장통합정도는 작고 위험이 크다는 것을 보여준다.

선진국 시장간 수정된 이자율평가모형의 추정결과에서 현재 국내수익률의 증가는 포트폴리오 자본유출을 가져와서 환율을 상승시키는 것으로 나타났으며, 이러한 포트폴리오 자본이동에서 위험요인이 중요하다는 것을 보여준다. 이는 선진국 간 자본이동은 차이거래보다는 포트폴리오 투자목적으로 발생하고 있다는 것을 보여준다. 또한 선진국에서 아시아 국가로 자본이동은 차이거래를 목적으로 하기보다는 위험과 수익률을 동시에 고려하는 포트폴리오 투자를 목적으로 이루어지고 있다는 것을 알 수 있다. 한편, 아시아 국가 간 자본이동은 선진국과 다르게 추정결과가 일관적이지 못했으며 부호와 유의수준도 국가별로 서로 다르게 나타났다. 이는 아시아 국가 간 자본이동이 국가별 시장조건에 따라 한편으로는 차이거래를 목적으로, 다른 한편으로는 포트폴리오투자를 목적으로 자본이동이 일어난다는 것을 보여준다.

선진국에서 다른 선진국이나 아시아 국가로 자본이 이동하는 경우 전통적인 이자율 평가는 성립되지 않으며 이자율 평가의 괴리를 가져오는 원인으로 위험요인이 통계적으로 유의적이었다. 특히, 위험요인은 선진국보다는 아시아 신흥시장으로의 자본이동에서 더욱 크게 나타나고 있다.

이 연구는 왜 개도국에서 위험조정계수가 극단적인 값을 나타내는지에 대한 명확한 결론을 내릴 수 없었다. 또한, 위험조정계수( $\delta$ )의 시변적(time varying) 형태와 그 원인에 대한 연구는 현재 연구범위를 넘어서고 있어서 미래 연구과제로 남겨

둔다.

## ■ 참고 문헌

1. 김희호·정태훈, “엔-캐리 트레이드, 환율과 수익률,” 한국은행 금융경제연구원, mimeo, 2008.  
(Translated in English) Kim, Heeho and T. Jung, “Yen-Carry Trade, Exchange Rate and Returns,” *Institute of Monetary and Economic Research*, Bank of Korea, mimeo, 2008.
2. 박해식, “외국인 주식투자와 환율변동효과,” 『금융연구』, 13(2), 1999, pp.257-293.  
(Translated in English) Park, Heasik, “Foreign Investor’s Portfolio and Exchange Rate Volatilities,” *Journal for Korean Money and Finance*, Vol. 13, No. 2, 1999, pp.257-293.
3. 송치영, “원/달러 무위험 금리차의 특성에 관한 연구,” 『금융경제연구』, 323, 한국은행 금융경제연구원, 2008, pp.323-343.  
(Translated in English) Song, Chi-young, “A Study on the Covered Interest Parity of Korean Won/Dollar,” *Institute for Monetary and Economic Research*, Bank of Korea, Working Paper No. 323, 2008, pp.323-343.
4. 이근영, “환율과 주가간 인과관계분석,” 『경제학연구』, 50(4), 2002, pp.231-266.  
(Translated in English) Lee, Keunyoung, “A Causality between Exchange Rates and Stock Returns,” *Kyong Je Hak Yongu*, Vol. 50, No. 4, 2002, pp.231-266.
5. 이근영, “주가와 환율의 동태분석: 아시아 국가들의 경우,” 『국제경제연구』, 9(3), 2003, pp.259-290.  
(Translated in English) Lee, Keunyoung, “A Dynamic Relationship between Exchange Rates and Stock Returns in the Asian Markets,” *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 9, No. 3, 2003, pp.259-290.
6. 이근영, “주가와 환율의 상호작용,” 『국제경제연구』, 13(2), 2007, pp.55-82.  
(Translated in English) Lee, Keunyoung, “Stock Returns and Exchange Rates,” *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 13, No. 2, 2007, pp.55-82.
7. 이기성·유재원, “외환위기이후 국내외 금융시장의 상호연관성분석,” 『금융학회지』, 11(1), 2006, pp.159-183.  
(Translated in English) Lee, Kiseong and J. Yoo, “A Study on Causality between Domestic Financial Market and Abroad after Asian Crisis,” *Journal of Korean Money and Finance*, Vol. 11, No. 1, 2006, pp.159-183.
8. 이충연, “외국인 주식투자와 환율,” 『국제경제연구』, 11(3), 2005, pp.57-78.

- (Translated in English) Lee, Chungeon, "Foreign Investment on Stocks and Exchange Rates", *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 11, No. 3, 2005, pp. 57-78.
9. 지호준·김영일, "환율과 주가의 관계: 국제적 실증분석," 『재무관리연구』, 16(1), 1999, pp. 261-281.  
(Translated in English) Ji, Hojun and Y. Kim, "A International Evidence on a Relationship between Exchange Rates and Stock Returns," *Journal of Korean Finance*, Vol. 16, No. 1, 1999, pp. 261-281.
  10. Bekaert, G., "Uncovered Interest Parity and the Term Structure," *National Bureau of Economic Research* WP No. 8793, 2002.
  11. Boehmer, E. and J. Wu, "Order Flow and Prices," unpublished paper, 2006.
  12. Chinn, M. and G. Meredith, "Monetary Policy and Long Horizon Uncovered Interest Parity," *IMF Staff Paper*, Vol. 51, No. 3, November, 2004, pp. 409-430.
  13. Chinn, M. and G. Meredith, "Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons During The Post-Bretton Woods Era," *National Bureau of Economic Research* WP No. 11077, 2005.
  14. Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam, "Market Liquidity and Trading Activity," *Journal of Finance*, 56, 2001, pp. 501-530.
  15. Devereux, M., and A. Sutherland, "Country Portfolio Dynamics," *mimeo*. Univ. of British Columbia, 2006.
  16. Evans, D. and R. Lyons, "Order Flow and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 110(1), 2002, pp. 170-180.
  17. Evans, D. and R. Lyons, "A New Micro Model of Exchange Rate Dynamics," *National Bureau of Economic Research* WP No. 10379, 2004.
  18. Evans, D. and R. Lyons, "Exchange Rate Fundamentals and Order Flow," *National Bureau of Economic Research* WP No. 13151, 2007.
  19. Flood, R., and M. Taylor, "Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?," in J. Frankel, G. Galli, and A. Giovannini (editors) *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*, Chicago: Univ. of Chicago Press for *National Bureau of Economic Research*, 1997, pp. 262-301.
  20. Forbes, K., "Why Do Foreigners Invest in the U.S.?", *National Bureau of Economic Research* WP No. 13908, 2008.
  21. French, K. and J. Poterba, "Investor Diversification and International Equity Markets," *American Economic Review*, 81(2), 1991, pp. 222-226.
  22. Froot, K. and T. Ramadorai, "Currency Returns, Institutional Investor Flows, and Exchange Rate Fundamentals," *National Bureau of Economic Research* WP No. 9101, 2002.
  23. Granger, C., B. Huang, and C. Yang, "A Bivariate Causality between Stocks Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asia Flu," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, 2000, pp. 337-354.
  24. Hasbrouck, J., "Measuring the Information Content of Stock Trades," *Journal of Financial Economics*, 22, 1991, pp. 229-252.

25. Hau, H. and H. Rey, "Exchange Rate, Equity Prices, and Capital Flows," *National Bureau of Economic Research* WP No. 9398, 2002.
26. Hau, H. and H. Rey, "Can Portfolio Rebalancing Explain the Dynamics of Equity Returns, Equity Flows, and Exchange Rates?," *American Economic Review*, 2002, pp.126-133.
27. Lane, P., and G. Milesi-Ferretti, "The External Wealth of Nations: Measures of Foreign Assets and Liabilities for Industrial and Developing Countries," *Journal of International Economics*, 55, 2001, pp.263-294.
28. \_\_\_\_\_, "Long-Term Capital Movements," *National Bureau of Economic Research* WP No. 8366, 2002.
29. Lyons, R., "Tests of Microstructural Hypotheses in the Foreign Exchange Market," *Journal of Financial Economics*, 39, 1995, pp.321-351.
30. Lyons, R., "A Simultaneous Trade Model of the Foreign Exchange Hot Potato," *Journal of International Economics*, 42, 1997, pp.275-298.
31. Lyons, R. and M. Moore, "An Information Approach to International Currencies," *National Bureau of Economic Research* WP No. 11220, 2005.
32. Martin, P. and H. Rey, "Financial Super-markets: Size Matters for Asset Trade," *Journal of International Economics*, 64, 2004, pp.335-361.
33. McCallum, B., "A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship," *National Bureau of Economic Research* WP No. 4113, 1992.
34. Mendoza, E., V. Quadrini, J. Rios-Rull, "Financial Integration, Financial Deepness and Global Imbalance," *National Bureau of Economic Research* WP No. 12909, 2007.
35. Osler, C., "Price Discovery in Currency Markets," mimeo, 2006.
36. Pavlova, A. and R. Rigobon, "Asset Prices and Exchange Rates," *National Bureau of Economic Research* WP No. 9834, 2003.
37. Portes, R. and H. Rey, "The Determinants of Cross-Border Equity Flows," *Journal of International Economics*, 65, 2005, pp.269-296.
38. Wincoop, E. and C. Tille, "International Capital Flows," *National Bureau of Economic Research* WP No. 12856, 2007.
39. Wu, Y., "Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model: The Case of Singapore in the 1990s," *Journal of Economics and Finance*, 24, 2000, pp.260-274.

[부록] 이자율을 사용한 “수정된 이자율평가”의 추정결과

<표 A1> 선진국-선진국 시장간 수정 이자율평가의 추정결과

	미국			일본			영국		
	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$
미국				-0.0171 (-1.81)	0.0060 (1.42)	0.0142 (1.51)	-0.0099 (-1.89)	-0.0025 (-1.78)	0.0099 (1.86)
일본	-0.0231 (-2.1)*	-0.0060 (-1.42)	0.0142 (1.51)				-0.0344 (-2.64)*	-0.0049 (-1.04)	0.0279 (2.36)*
영국	-0.0073 (-1.37)	0.0025 (1.91)	0.0099 (1.86)	-0.0295 (-2.47)*	0.0049 (1.19)	0.0279 (1.36)			

\* 괄호안의 숫자는  $t$ -통계량이다. 뿔 첨자 \*는 5%에서 유의적이다.

<표 A2> 선진국-아시아 국가 간 수정 이자율평가모형의 추정결과

	호주			싱가폴			한국			말레이시아			태국		
	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$
미국	0.0053 (0.75)	-0.0013 (-0.65)	-0.0096 (-1.35)	0.0099 (4.71)*	-0.0014 (-1.75)	-0.0101 (-4.95)	0.0146 (3.39)*	-0.0019 (-1.05)	-0.0161 (-4.23)*	0.0038 (0.88)	-0.0019 (-1.46)	-0.0034 (-0.81)	0.0029 (1.07)	-0.0005 (-0.25)	-0.0019 (-1.05)
일본	-0.0105 (0.76)	-0.0057 (-1.21)	0.0013 (0.10)	-0.0063 (-1.18)	-0.00025 (-0.78)	0.0020 (0.46)	-0.0044 (-0.46)	-0.0131 (-1.79)	-0.0096 (-2.08)*	-0.0058 (-0.63)	-0.0037 (-0.84)	0.0028 (0.35)	-0.0005 (-0.07)	-0.0039 (-0.63)	-0.0028 (-1.27)
영국	-0.0191 (-2.48)*	-0.0022 (-1.00)	0.0149 (1.90)	0.0081 (2.45)*	-0.0004 (-0.30)	-0.0055 (-1.71)	0.0113 (1.95)	-0.0044 (-1.04)	-0.0157 (-3.65)*	-0.0006 (-0.08)	0.00002 (0.01)	0.0014 (0.68)	0.0063 (1.40)	0.0027 (0.67)	-0.0015 (-0.75)

\* 괄호안의 숫자는  $t$ -통계량이다. 뿔 첨자 \*는 5%에서 유의적이다.

<표 A3> 아시아 국가-아시아 국가 간 수정 이자율평가모형의 추정결과

	호주			싱가폴			한국			말레이시아			태국		
	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_1$	$b_2$	$b_3$
호주				0.0032 (0.76)	0.0037 (1.76)	-0.0016 (-0.40)	0.0117 (2.25)*	-0.0013 (-0.40)	-0.0133 (-3.24)*	-0.0006 (-0.54)	0.0020 (0.76)	0.0031 (0.47)	0.0021 (0.52)	0.0006 (0.18)	-0.0010 (-0.51)
싱가폴	-0.0005 (-0.12)	-0.0037 (-1.76)	-0.0016 (-0.40)				0.0029 (0.65)	-0.0068 (-2.83)*	-0.0108 (-3.00)*	-0.0039 (-1.50)	-0.0024 (-2.40)*	0.0015 (0.60)	0.00005 (0.01)	-0.0010 (-0.40)	-0.0002 (-0.13)
한국	0.0130 (3.17)*	0.0013 (0.40)	0.0133 (3.24)*	0.0097 (2.69)*	0.0088 (3.66)*	-0.0108 (-3.00)*				0.0125 (3.12)*	0.0006 (0.35)	-0.0126 (-2.99)*	0.0021 (0.87)	0.0003 (0.05)	-0.0016 (-0.69)
말레이	-0.0025 (-0.39)	-0.0019 (-0.73)	0.0031 (0.47)	-0.0015 (-0.60)	0.0024 (2.18)*	0.0014 (0.56)	0.0018 (2.80)*	-0.0006 (-0.35)	-0.0126 (-3.01)*				0.0020 (0.90)	0.0015 (1.00)	0.0003 (0.18)
태국	0.0014 (0.70)	-0.0006 (-0.13)	-0.0010 (-0.50)	0.0011 (0.78)	0.0010 (0.40)	-0.0002 (-0.13)	0.0017 (0.73)	-0.0003 (-0.50)	-0.0016 (-0.69)	0.0004 (0.26)	-0.0016 (-1.06)	0.0003 (0.18)			

\* 괄호안의 숫자는  $t$ -통계량이다. 뿔 첨자 \*는 5%에서 유의적이다.

## Risk Adjusted Rate and Interest Parity

Heeho Kim\* · Taehun Jung\*\*

### Abstract

This paper purposes to empirically examine whether UIP holds, using “risk adjusted rate of return” for international portfolio flows. This study also examines the coefficient of risk factor between countries in estimating the adjusted UIP model. Using the monthly data of the developed and Asian emerging markets during 1994.1-2008.7, evidence strongly supports our research hypothesis. When using the risk adjusted rate of return, the UIP holds between the emerging and the developed markets, while the UIP does not hold between the developed markets. Risk factors are statistically significant and different, which are positive between the developed markets, and are negative between the emerging and the developed markets.

**Key Words:** revised interest parity, portfolio flows, risk, risk adjusted rate

---

\* Professor, Department of Economics, Kyungpook National University, 1370 Sankyuk-dong, Buk-gu, Daegu 702-701, Korea, Phone: +82-53-950-5438, e-mail: kimhh@knu.ac.kr

\*\* Assistant Professor, Department of Economics, Kyungpook National University, 1370 Sankyuk-dong, Buk-gu, Daegu 702-701, Korea, Phone: +82-53-950-5409, e-mail: taehunjung@knu.ac.kr