

유위험 이자율 평가이론 검정을 위한 연속시간의 준모수적 모형*

이 은 희**

논문 초록

본 논문은 유위험이자율 평가이론(또는 커버되지 않는 이자율 평가이론)을 검정하기 위하여 연속시간의 준모수적 회귀모형을 고려하였다. 본 논문의 회귀모형은 두 국가간의 이자율의 차이로 유도되는 모수적 추세 함수와 위험프리미엄으로 정의되는 비모수 추세함수로 구성되는 두 개의 조건부 평균성분과 일반적인 마팅계일차분과정으로 정의되는 오차항 성분으로 이루어져 있다. 위험프리미엄을 상수라고 가정할 경우 조건부 평균성분은 모두 모수적 형태로 일반적인 회귀모형을 따르게 된다. 반면 시가변적인 위험프리미엄을 가정할 경우, 위험프리미엄을 시간의 평활함수로 가정하고 시리즈 추정방법을 통해 추정하였다. 또한 일반적인 마팅계일차분과정을 따르는 오차성분에 존재하는 확률적 변동성을 효과적으로 교정하기 위해 시간변화라는 샘플링기법을 사용하였다. 따라서 적절한 표본 구간이 정해지면 유위험이자율 평가설은 도구변수추정방법을 통해 검증할 수 있다. 미국-영국과 미국-캐나다의 경우, 시가변적 위험프리미엄을 감안한 우리의 연속시간 유위험이자율평가 모형을 적용한 결과, 국내외금리차와 환율변화율의 음의 선형관계를 나타내는 유위험이자율 평가이론 퍼즐현상은 발견되지 않는다. 또한, 미국-한국의 사례에서 시가변적 위험프리미엄을 가정할 때, 보다 이론이 부합되는 회귀계수를 도출할 수 있었다.

핵심 주제어: 유위험이자율평가이론, 연속시간모형, 시가변적 위험프리미엄

경제학문헌목록 주제분류: C4, F3

투고 일자: 2012. 4. 25. 심사 및 수정 일자: 2012. 8. 24. 게재 확정 일자: 2012. 9. 13.

* 본 논문 작성에 많은 도움을 주신 성균관대학교 박준용, 김인무, 김창식 교수님 그리고 익명의 심사자들에게 감사사를 드립니다.

** 성균관대학교 경제학과 박사과정, e-mail: eunhee_lee@hanmail.net

I. 서 론

커버되지 않는 이자율 평가 이론(covered interest parity, 이하 UIP)에 대한 경험적 연구의 실패는 국제 금융 분야에서 해결되지 못한 중요한 퍼즐로써 수십 년 동안 실패의 원인을 규명하기 위한 끊임없는 연구가 이루어져 왔다. 커버되지 않는 이자율 평가란 위험중립적인 경제참여자(위험프리미엄이 0)가 모든 가용 정보를 합리적으로 사용한다는 가정하에 국내 이자율과 국외 이자율의 차이가 기대 환율 변화율과 같아야 함을 의미한다. 하지만 UIP가설 검증을 위해서 두 국가 간의 이자율의 차이에 대한 기대 환율 수익률의 회귀계수는 1이라는 귀무가설은 많은 연구결과 기각될 뿐만 아니라 음의 회귀계수가 발견되는 이러한 현상을 UIP퍼즐이라고 부른다. 기존 연구에서 발견되는 음의 기울기 회귀계수는 평균이자율보다 높은 통화는 가치상승하는 것을 의미한다. 따라서 UIP퍼즐 현상은 높은 이자율의 통화에 투자할 경우 양의 예측 가능한 초과수익율을 얻을 수 있고, 낮은 이자율의 통화에 투자할 경우 음의 예측 가능한 초과수익율을 얻게 됨을 의미한다.

기존 연구들의 선물환 할인 퍼즐 혹은 유위험 이자율 평가설 퍼즐, 즉 음의 기울기 값을 설명하고자 하는 중요 흐름은 크게 세 가지로 요약될 수 있다. 첫 번째로는 체계적 예측 오차(systematic forecast errors)의 존재를 들 수 있다.¹⁾ 우선, 체계적 예측 오차는 통계적 측도문제(statistical measurement problems)와 시장의 비합리적인 기대(irrationality of expectations)로 부터 발생될 수 있다.²⁾ 두 번째로 국내외 이자율격차와 예상환율 변화율간에 커다란 괴리가 존재하는 이유는 무엇보다도 위험프리미엄의 존재 때문이라고 할 수 있다. 위험프리미엄이란 투자자들의 위험중립성 가정을 완화하여 외국통화를 보유하는데 따른 위험을 감수하기 위해 국내외 이자율 차이 보다 높은 수익률을 요구하는 것으로 이러한 변수를 감안하지 않을 경우 생략된 변수에 의한 β 추정치의 편의를 발생시킬 수 있다. 하지만, 위험회피적인 투자자를 가정하는 모형에서는 이러한 위험프리미엄이 관측되는 변수가 아니기 때문

1) 이에 대한 보다 자세한 설명은 Lewis(1995)를 참조.

2) Froot and Frankel(1989)은 미래의 기대현물환율에 대한 서베이 데이터를 사용하여 분석한 결과 미래의 기대현물환율과 선물환율과 높은 상관관계가 있음을 지적하고 따라서 기대오차가 선물환 퍼즐의 주요한 원인이라고 주장하였다. 하지만 De Brouwer(1999)는 서베이 데이터를 통해 얻은 미래기대환율은 편의를 가지고 있으며 신뢰할 수 없다고 주장하였다.

에 이를 어떻게 모형화를 하느냐 하는 것이 중요한 이슈가 된다. 마지막으로 UIP퍼즐을 설명하기 위해서 경제학적 관점 보다 계량학적 접근을 통한 연구들이 이루어지고 있다. 사실상 UIP퍼즐은 금융 시계열 자료에 의한 통계적 오류로 인한 현상이라는 것이다. 이와 관련된 연구로 Bekaert, Hodrick and Marshall (1996), Baillie and Bollerslev (2000) 그리고 Maynard and Phillips (2001) 등이 있다. 하지만 자료 주기와 기간 그리고 만기와 국가별 상이한 결과가 나타나는 이유와 음의 β 값을 설명하는데 있어서는 뚜렷한 합의점을 도출하지 못하고 있다.

본 논문은 전통적인 UIP가설을 검증하기 위한 모형에서 투자자들의 위험중립성이라는 다소 강한 가정에 따른 β 추정치의 편의를 발생시킬 수 있는 잠재적 문제점을 배제하기 위해서 Jacewitz, Kim and Park (2010) 이 제안한 연속시간에서의 UIP모형을 도입하였다. 우선 전통적인 UIP이론과는 다르게 연속모형에서의 조건부 평균성분에 두 국가 간 위험의 시장가격 차이로 설명되어지는 위험프리미엄이 유도된다. 따라서 우리의 연속시간에서의 UIP모형은 두 국가 간의 이자율격차로 표현되는 모수적 부분과 위험프리미엄이라는 비모수적 부분으로 구성되어있는 조건부 평균성분과 일반적인 마팅게일차분과정을 따르는 오차성분으로 설명되어진다. 첫 번째로, 위험프리미엄이 상수일 경우, 조건부 평균성분은 오직 모수적 부분으로만 이루어진다. 두 번째로, 시가변적인 위험프리미엄을 식별하기 위해, 시가변적인 위험프리미엄을 시간의 평활함수(general smooth function of time)로 가정한다. 또한 일반적인 마팅게일차분과정을 따르는 오차성분에 존재하는 확률적 변동성을 효과적으로 교정하기 위해 시간변화(time change)라는 샘플링기법을 사용한다. 적절한 표본 시간간격에 의해 표본이 추출되면 유위험이자율평가가설은 도구변수추정방법을 통해 검증할 수 있다. 그러므로 본 논문은 연속시간모형을 분석하기 위한 효과적인 추정방법을 제안하고 환율 위험프리미엄을 추정하는 것과 더불어 UIP가설검증을 위한 실증분석을 목적으로 한다. 일반적으로 UIP퍼즐현상은 선진국 사례에서 보다 빈번하게 발생하고 있다.³⁾ 따라서 미국-캐나다와 미국-영국의 사례를 집중적으로 살펴보고 같은 방법론을 미국-한국의 자료에 적용해보도록 한다.

본 논문의 내용은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 기존연구 및 연구동기와 본 논문의 목적에 대해서 서술하고 제3장에서는 연속시간 유위험이자율 모형

3) Bansal and Dahlquist (2000)은 선물환 퍼즐 현상은 G-7국가에서 강건(robust)하게 발견되어지나 신흥시장경제(emerging market economies)에서는 거의 발견되지 않음을 보였다.

과 시간변화 그리고 위험프리미엄의 식별에 대해서 설명할 것이다. 자료설명 및 실증검증 결과는 제4장에서 소개하며 마지막으로 제5장에서 결론을 도출하도록 한다.

II. 기존연구에 관한 고찰 및 연구목적

커버되지 않는 이자율 평가이론은 국제 통화와 자산시장에서의 균형모형에서 유도된다. 시장 참여자가 위험 중립자이며 투자자들은 미래 환율에 대한 기대를 형성함에 있어서 매우 합리적이어서 체계적인 예측오차를 범하지 않는다는 가정하에서 미래 환율의 변화는 국내외 이자율 차이에 의해 설명된다. <표 1>의 식 (1)은 유위험 이자율 평가이론에 대한 검증을 위해 널리 알려진 회귀모형이다. 여기서 x_t 와 x_{t+k} 는 각 t 기와 $t+k$ 기의 로그 현물환율을 $r_{t,k}$ 와 $r_{t,k}^*$ 는 t 기의 국내, 국외의 k 의 만기를 갖은 무표채의 명목이자율을 나타내며 u_{t+k} 는 $t+k$ 에 실현된 예측오차로써 백색잡음과정 (white noise error) 을 따른다.

<표 1> 전통적인 UIP모형 분석 결과

$$x_{t+k} - x_t = \alpha + \beta(r_{t,k} - r_{t,k}^*) + u_{t+k} \tag{1}$$

	α	β
Canada	-0.080 (0.101)	-1.022 (0.658)
UK	-0.341 (0.191)	-1.318 (0.670)

note: 괄호안의 숫자는 표준편차를 나타낸다.

커버되지 않는 이자율 평가이론이 성립하기 위해서는 $\alpha = 0$, $\beta = 1$ 을 만족하여야 한다. 표1의 결과에서 보여주듯이 β 는 모두 음의 값을 갖고 음의 추정계수 값이 유의적임을 알 수 있다. 4) UIP 이론에 따르면 이자율이 낮은 통화는 이자율이 높은 통화에 대해 상대적으로 가치 하락을 해야 한다. 그러나 실제로 외환시장에서 이자

4) 표의 분석 시 사용한 자료에 대한 설명은 4장의 자료설명을 참고하기 바란다. 캐나다와 영국의 경우, 이자율의 만기가 1개월이기 때문에 k 는 1개월이 되고 자기상관을 피하기 위해서 비중복자료(non-overlapping)를 사용하였다.

율의 움직임을 관찰해보면 대부분의 경우 이와는 상반된 결과를 볼 수 있다. 따라서 UIP퍼즐현상이 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 비단 우리의 실증분석에만 국한 되는 것이 아니다. 음의 β 값은 많은 기존 연구에서 보편적으로 발견되는 현상으로 Froot (1990)에 따르면 75개의 논문을 종합해 본 결과 평균 β 값이 -0.88이며 이 중 양의 값을 보인 논문의 경우는 드물며 회귀계수가 1인 논문은 없다고 밝혔다. MaCallum (1994)은 1978년 1월부터 1990년 7월까지의 엔과 마르크에 대한 월별자료를 사용한 실증분석결과 β 의 평균값은 -4임을 보였다. Flood and Rose (2001) 역시 1990년대의 21개국을 상대로 분석한 결과 평균적으로 -0.211의 β 값을 얻었다. 또한 이들의 연구결과에 따르면 장단기의 선택에 따라 β 의 부호와 크기가 변화함을 주장하였다. 이와 같은 맥락으로 표본기간과 장단기의 선택에 따라 결과가 다르게 나타나고 있음을 강조하는 Chaboud and Wright (2005), Alexius (2001), Chinn and Meredith (2004) 그리고 Yang and Shintani (2006) 등이 있다. 하지만 상이한 결과가 나타나는 이유를 판단하는데 있어서는 뚜렷한 합의점을 도출하지 못하고 있다. 반면, Bansal and Dahlquist (2000)은 선물환 퍼즐 현상은 주로 선진국에서 발견되어지나 신흥시장경제에서는 거의 발견되지 않음을 보였고 Frankel and Poonawala (2010) 역시 신흥시장경제에서 발견된 UIP퍼즐현상은 선진국만큼 심각한 수준은 아니라고 밝혔다. 이렇듯 음의 β 값은 많은 기존 연구에서 보편적으로 발견되는 현상으로 Fama (1984)가 ‘선물환 할인 퍼즐(forward discount puzzle)’⁵⁾이라고 부른지 20여 년이 지났지만 UIP 퍼즐을 설명하기 위한 합의가 도출되지 못한 상태이며 여전히 많은 연구자들이 이를 해결하기 위한 끊임없는 연구를 계속하고 있다.

국내외 이자율격차와 예상환율변화율간에 커다란 괴리가 존재하는 이유는 무엇보다도 위험프리미엄의 존재 때문이라고 할 수 있다. 기존연구들을 요약해 볼 때 위험프리미엄을 모형화하는 방법은 크게 두 가지 범주로 나눌 수 있다. 순수한 통계적 방법(pure statistical method)과 수익률에 대한 다양한 결정요인을 모형화하는 방법이다.⁶⁾ 순수한 통계적 방법으로써 Baillie and Bollerslev (1990) 그리고 Berk

5) 무위험이자율 평가가설이 성립된다면 국내외 이자율차이는 선물환 프리미엄과 같게 된다. 일반적으로 무위험이자율 평가가설은 받아들여지고 있기 때문에 UIP퍼즐과 선물환 할인 퍼즐은 같은 맥락에서 다루어진다.

6) 이에 대한 보다 자세한 설명은 Lewis (1995)와 Engel (1996)를 참조.

and Knot (2001) 는 GARCH모형을 적용하였다. Baillie and Bollerslev (1990) 는 일반적인 자산 가격 모형을 기반으로 하여 위험프리미엄이 조건부 분산과 공분산의 선형함수라는 가설검정을 실시하였으나 이론과 일치하는 결과를 얻지 못하였다. Bhar *et al.* (2000) 와 Wolff (2000) 의 경우 상태공간모형 (state space model) 을 설정하여 관측되지 않는 위험프리미엄 부분을 추출하기 위해서 칼만필터방법 (Kalman filter method) 을 사용하였다. 칼만필터방법을 이용한 위험프리미엄을 추정하는 연구들의 대부분은 UIP조건이 충족된다는 가정하에, 즉 $\beta = 1$ 이라는 조건을 주고 초과환율수익률이 어떠한 패턴을 따르는 지에 초점이 맞추어져 있다는 점과 이러한 통계적 접근방법은 경제변수와 위험프리미엄간의 관계를 조명하지 못한다는 한계점이 있다. 따라서 거시 경제변수와 위험프리미엄간의 관계를 규명하기 위한 연구들 또한 이루어졌다. 그 첫 번째 시도로 자본자산가격모형 (capital asset pricing model, 이하 CAPM) 의 정태적 확장 모형을 들 수 있다.⁷⁾ 또한 이러한 모형은 일반균형가격 조건을 이용하면서 발전되어졌다. 부분 혹은 일반균형이론을 불문하고 환율위험프리미엄을 설명하기 위해서는 초과환율수익율의 높은 변동성이 요구되는데, 위험프리미엄 모델에서 관측되고 사용되어지는 변수들은 이러한 변동성을 설명하기엔 그 변동성이 크지 않다는 한계점을 갖는다.⁸⁾ 따라서 위험회피도가 매우 크지 않다면 정태적 CAPM도 일반균형모형도 위험프리미엄을 설명할 수 없다. 게다가, 이러한 기존의 연구들은 합리적인 기대와 $\beta = 1$ 이라는 가정, 다시 말해서 UIP조건이 만족된다는 조건하에서 위험프리미엄을 어떻게 추정 혹은 모델링하는가에 초점이 맞추어져 있다. 하지만 본 논문에서는 국내외 이자율 차이와 환율수익률과의 관계를 규명해주는 β 값과 추정하여 UIP가설검증을 하고 위험프리미엄을 동시에 추정한다는 점에서 기존 연구와 구별된다.

최근, UIP퍼즐을 설명하기 위해서 경제학적 관점 보다 계량학적 접근을 통한 연구들이 이루어지고 있다. 이는 UIP는 이론적으로 사실이나 UIP퍼즐현상은 자료의 통계학적 문제점에서 비롯된다는 사실에서 시작한다.⁹⁾ 여기서 우리가 주목해야할

7) Frankel (1982), Lewis (1988) and Engel and Rodriguez (1989) 에서 보여 주듯이 기존 논문에서 CAPM을 이용한 모형이 자주 기각되어져왔다.

8) 정태적 CAPM모형에서 위험프리미엄을 설명하기 위해 관측되는 채권공급과 이것의 조건부 분산이 충분한 변동성을 갖지 못한다는 점과 일반균형이론의 경우 상대적으로 낮은 소비의 변동성 정도가 자산수익률의 높은 변동성을 설명하기에는 역부족이라고 할 수 있다 (Lewis, 1994; Engel, 1996).

것은 자산수익률과 같은 금융시계열에서 빈번하게 발견되어지는 시가변적, 확률적 변동성이다. 더구나, 이러한 확률적 변동성이 매우 지속적인 성격을 갖는다. Park (2002)에 따르면, 지속성을 갖는 변동성은 금융시계열 자료에서 관찰되는 중요 특징들을 발생시키는 원인이 된다. 다시 말해서, 환율 수익률을 포함한 금융 자료 시계열의 분포는 가운데가 뽀족하고 꼬리가 두텁기 때문에 정규분포와는 거리가 멀고 변동성 뭉침현상(volatility clustering)이 자주 발견된다. Chung and Park (2007)은 비정상성 변동성이 극한이론에 영향을 미치며 일반적인 통계적 분석을 유효하지 않게 한다는 사실을 보였다. 또한 Jacewits and Park (2010)은 내성성과 지속성의 확률적 변동성의 존재는 추정 편의와 일반적 통계적 분석의 심각한 사이즈 왜곡을 발생시킬 수 있음을 강조하였다. 하지만 기존의 UIP연구들은 이러한 시계열자료의 중요한 사실들을 무시한 채 이루어져 왔다. 따라서 본 논문에서는 수익률 자료가 갖는 시계열의 특징을 제대로 이해하고 이를 효과적으로 다루기 위해 DDS이론(Danmbis, Dubins and Schwarz, 이하 DDS)에 근거한 주어진 연속인 마팅계일 과정을 브라운 운동(Brownian motion)으로 변환시키는 시간변화(time change)라는 새로운 샘플링 기법을 도입한다. 시간변화를 이용한 이에 대한 보다 자세한 설명은 다음 장에서 하기로 한다. 또한 본 연구에서 사용되는 연속시간 UIP모델은 합리적 기대와 $\beta = 1$ 이라는 가정을 하지 않고 단지 무차익 거래 조건(no arbitrage condition) 하에서 유도되기 때문에 가정으로 인한 잠재적 문제점을 피할 수 있고 UIP가설에 대한 검증 뿐 만 아니라 위험프리미엄을 동시에 추정하고자 한다.

Ⅲ. UIP의 연속시간 모형

1. 모형(Model)

본 논문에서는 Jacewitz, Kim and Park (2010)이 제안한 연속시간에서의 UIP 모형을 다룬다.¹⁰⁾ 주식가격, 환율, 이자율 등 대다수의 중요 경제학 및 금융시계열들

9) 예를 들어 Baillie and Bollerslev (2000)는 선물환피율은 선물환 프리미엄의 변동성의 지속성과 소표본에 의한 통계적인 문제점에서 비롯되며 이는 추정량 β 가 상대적으로 느리게 수렴하는 것을 보임으로써 선물환 퍼즐 현상을 설명하였다.

10) Mark and Moh (2007)은 연속적 시간모형하에서 forward premium bias를 통화신용정책 개

은 고주기에서 관찰되고 연속시간에서 자주 모형화되어지고 있다. 본 논문에서 연속시간 모형을 다루는 이유도 외환시장에서 실제 일어나고 있는 거래가 매 초 단위로 이루어진다고 볼 때, 연속시간 모형은 이산시간에서의 모형보다 현실적이라고 할 수 있다. 우선, 두 국가가 존재하고, $Y_t = \ln X_t$ 라 할 때, X_t 는 시간 t 기의 외국통화 한 단위에 대한 국내가치로 표기한 현물환율을 나타낸다. r_t 와 r_t^* 는 t 기의 국내, 국외 순간 이자율(instantaneous short-term interest rate)을 각각 나타낸다.

이론 1. 만약 두 국가간의 무차익거래가 이루어지고, 시장이 완전(complete market) 하다면 다음과 같은 관계를 만족한다.

$$dY_t = [r_t - r_t^* - \frac{1}{2}(\lambda_t - \lambda_t^*)(\lambda_t + \lambda_t^*)]dt + dU_t \tag{2}$$

여기서

$$dU_t = (\rho\lambda_t - \rho^*\lambda_t^*)dV_t + [\sqrt{1-\rho^2}\lambda_t dW_t + \sqrt{1-\rho^{*2}}\lambda_t^* dW_t^*] \tag{3}$$

이며 λ_t 와 λ_t^* 는 각각 내국과 외국의 위험의 시장가격(market price of risk)을 나타내고, V_t, W_t 그리고 W_t^* 는 서로 독립적인 표준 브라운 운동을 표시하며, $0 \leq \rho, \rho^* \leq 1$ 을 만족한다.

식 (3)에서 V_t 는 두 국가의 공통 위험(common risk)을 나타내며, W_t, W_t^* 는 국내와 국외의 각 국가만이 갖는 이질적 위험(idiosyncratic risk)을 발생시킨다. 또한 ρ 와 ρ^* 는 공통 위험에 국내와 외국이 각각 노출된 정도를 나타낸다.¹¹⁾ 위에서 제시한 연속시간 UIP모형은 전통적인 UIP모형을 시가변적인 위험프리미엄과 변동성

입으로 설명하였다. Mark and Moh(2007)에 의하면 미국-독일의 경우 통화신용정책 개입이 있는 기간에만 UIP퍼즐현상이 나타나고 미국-일본의 경우 모든 기간에 걸쳐 UIP퍼즐현상이 발견되나 통화신용정책 개입이 있는 기간에 UIP퍼즐현상이 심화되는 경험적 사실에 근거하여 연속적 시간모형하에서 forward premium bias를 통화신용정책 개입으로 설명하였다. Mark and Moh(2007)은 기본적으로 자료의 캘리브레이션과 시물레이션을 통한 분석방법으로써 직접적인 UIP가설검증을 할 수 있는 본 논문의 분석방법과는 차이가 있다.

11) 모형 도출에 관한 보다 자세한 설명은 Jacewitz, Kim and Park(2010)을 참조하기 바란다.

을 감안한 연속시간으로의 확장 변형된 모형으로 이해할 수 있다. (2)에서 보면 알 수 있듯이, 환율수익률은 전통적인 UIP모형에서의 $(r_t - r_t^*)$ 부분과 국내외 위험의 시장가격으로 표기된 추가적인 부분, 즉 위험프리미엄으로 나타내어진다. 본 논문에서 다룬 연속시간모형은 강한 가정을 배제한 매우 유연한 모형으로써의 장점을 갖는다. 우선 경제참여자의 선호에 대한 어떠한 가정을 부여하지 않았다. 따라서 투자자는 위험 중립자이거나 위험 회피적일 수 있다. 또한 위험에 대한 태도도 시간에 따라 변화할 수 있다. 단지, 국내와 국외의 위험의 시장가격의 차이에 따라서 위험프리미엄 부분이 0이 될 수도 있으며 양의 값 혹은 음의 값을 가질 수도 있다.¹²⁾ 하지만 $\lambda_t = \lambda_t^* = 0$ 와 $\lambda_t = \lambda_t^* \neq 0$ 의 조건은 단순하고 금융시장의 투자자의 형태와 특징을 감안한지 않은 매우 강한 가정이기 때문에 본 논문에서는 위험프리미엄의 존재와 이질성 (heteroskedasticity) 을 갖는 마팅게일 성분에 보다 중점을 두기로 한다.

위의 이론이 제시한 식에서 알 수 있듯이 위험프리미엄의 부호나 크기는 순전히 국내와 국외의 위험의 시장가격에 의존한다. 하지만 위험의 시장가격은 관측되는 것이 아니기 때문에 두 국가의 위험의 시장가격을 어떻게 모형화하고 이를 추정해야 하는 것은 매우 많은 시간과 노력이 요구된다. Jacewitz, Kim and Park (2010)에서는 Fama-MacBeth의 2단계 추정방법을 이용하여 위험의 시장가격을 주식시장을 통해서 추정하였다. 다음으로 추정한 $\hat{\lambda}_t, \hat{\lambda}_t^*$ 를 회귀식에 적용하여, UIP가설검증을 위한 회귀계수 추정을 위해 Park (2010)이 제안한 마팅게일 추정방법 (martingale estimation) 을 이용하였다.¹³⁾ 하지만 본 논문에서는 연속시간 UIP모형의 조건부 평균부분의 위험프리미엄을 추정하기 위해 시리즈 추정방법을 제시하고

12) 예를 들어 경제참여자가 위험 중립적이라면 이는 $\lambda_t = \lambda_t^* = 0$ 을 의미하고 (2)는 전통적인 UIP모형과 일치하게 된다. 반면 $\lambda_t = \lambda_t^* \neq 0$ 를 만족한다면 조건부 평균부분의 위험프리미엄 부분은 사라지지만 이것이 투자자의 위험중립성을 의미하는 것은 아니며 변동성 부분은 여전히 존재하게 된다. 만약 $\rho = \rho^* = 1$ 이고 $\lambda_t = \lambda_t^* \neq 0$ 일 경우 역시 위험중립성을 의미하지 않지만 위험프리미엄과 변동성 부분이 사라져 연속시간의 전통적인 UIP모형이 된다고 할 수 있다. 전통적인 이산 모형과 연속시간 모형의 이산화 모형의 호환성에 관한 조건과 이에 대한 자세한 내용은 Jacewitz, Kim and Park (2010)을 참조하기 바란다.

13) 마팅게일 추정방법은 시간변화 회귀모형으로부터 오차과정 증분의 경험적 분포와 그에 대응하는 브라운 증분 분포의 Cramer-von Mises거리를 최소화함으로써 모수의 추정을 가능하게 한다. Park (2010) 참조.

시간변화를 이용한 도구변수추정법으로 위험프리미엄과 회귀계수를 동시에 추정한다는 점에서 Jacewitz *et al.* (2010)의 논문과 구별된다.¹⁴⁾ 본 논문에서 조건부 평균부분의 위험프리미엄을 추정하기 위해서 이를 시간에 대한 평활함수로 간주한다. 따라서 위험프리미엄을 결정짓는 경제학 변수들의 모수적 형태 혹은 강한 가정으로부터 발생할 수 있는 잠재적인 편의 문제로부터 벗어날 수 있다는 장점이 있다. 식 (2)를 단순히 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$dY_t = \pi_t dt + (r_t - r_t^*)dt + dU_t \tag{4}$$

여기서 π_t 는 위험프리미엄을 $(r_t - r_t^*)$ 은 두 국가 간의 순간이자율의 차이 그리고 (U_t) 는 F_t 에 순응되어있는(adapted) 즉 $E(dU_t|F_t) = 0$ 을 만족하는 일반적인 마팅계일과정을 나타낸다. 전체 표본기간 $[0, T]$ 구간에서 표본시간 (T_i) , $0 \equiv T_0 < T_1 < \dots < T_N \equiv T$ 가 정해지면 연속시간의 환율모형식 (4)는 전통적인 시계열의 회귀식으로써 분석되어질 수 있다. 따라서 우리는 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$Y_{T_i} - Y_{T_{i-1}} = \int_{T_{i-1}}^{T_i} \pi_t dt + \int_{T_{i-1}}^{T_i} (r_t - r_t^*)dt + (U_{T_i} - U_{T_{i-1}}) \quad i = 1, \dots, N.$$

2. 시간변화(Time Change) - 표본 추출방법의 선택문제

연속시간모형을 분석하는 전통적인 접근방식은 이산화된 모형에 고주기(high frequency) 자료를 직접 적용함으로써 분석하는 것이다. 그러나 연속시간 모형을 위한 추론을 시행하기 위해 이산화된 모형에 고주기 자료를 직접 사용하는 것은 바람직하지 않은데 그 이유는 다음과 같다. 첫 번째로, 우리가 빈번하게 사용하는 많은 경제학 및 금융 분야 모형에서의 오차과정은 강한 지속성과 뚜렷한 내생성을 가지는 확률적인 변동성을 가지고 있다. 이로 인해 그 분포가 시간에 따라 변하고 가운데가 뽀족하고 꼬리가 두꺼운 특징을 보이며 따라서 정규분포와는 매우 다른 분포를 가지게 된다는 것이다. 앞에서 설명했듯이, 극한 정규성에 의존하는 통계적

14) Jacewitz, Kim and Park (2010)의 경우 이자율 금리차 대신 선물환 자료를 사용하였다.

이론은 이러한 경제학과 금융모형에 적용이 불가능하고 표준적인 추론의 사용은 유효하지 않게 된다. 두 번째로, 대부분의 경제학 및 금융 분야 모형의 경우 고주기 자료에서는 일반적으로 회귀모형의 오차과정에 존재하는 변동성이 조건부 평균을 결정하는 과정을 압도하게 되어 조건부 평균에 대한 정보가 변동성 성분에 의해 심각하게 오염될 수 있기 때문에 조건부 평균성분의 모수를 추정하는데 있어 오류를 범할 수 있다. 마지막으로 보통의 직교조건(orthogonality condition)으로는 연속시간모형에서 조건부 평균모형을 식별할 수 없다는 것이다. 연속시간 조건부 평균으로부터 생성된 자료는 이산화과정에서 존재할 수 있는 이산화 편차(discretization bias)의 존재로 인해 일반적으로 이산화된 표본 구간에서 직교조건을 충족하지 않게 되며, 따라서 본 연구에서 다루는 모형은 전통적인 일반화된 적률법(generalized method of moment: GMM) 접근방식에 의해 분석할 수 없게 된다. 또한 실제로 경제학 및 금융 분야에서 이론적으로 유도된 모형 중 직교조건을 이용하여 모형을 식별하기 어려운 경우가 많다.

따라서 우리는 위에서 제시한 문제점들을 극복하기 위해서 주어진 연속시간에서 위험 프리미엄을 고려한 커버되지 않는 이자율 평가 모형을 효율적으로 다루는 접근방식을 제안한다. 우리의 방법론은 주어진 연속인 마팅게일 과정을 브라운 운동으로 변환시키는 시간 변화의 사용을 기반으로 한다. 이론적으로, 2차 변동성(quadratic variation)이 증가하는 비율의 역 비례하는 속도의 시간을 사용하여 표본 경로를 분석하면 어떠한 연속인 마팅게일도 브라운 운동이 된다고 잘 알려져 있다. 이 이론은 DDS이론이라고 일컬어지며 Dambis, Dubins 와 Schwarz에 의해 개발된 이론의 결론이다. 그리고 이 이론은 다음과 같은 연구자들의 의해 통계학과 계량경제학 연구의 많은 부분에서 사용, 응용되고 있다.¹⁵⁾ 또한 김인무·박성근(2009)이 설명하는 주식시장에서의 투자자의 경제적시간의 개념에서 본다면 시간

15) 예를 들어, Yu and Phillips(2001)는 가우시안 우도 함수를 기반으로 확산모형의 선형 추세를 추정하기 위해 DDS이론을 활용하였고, Park and Vasudev(2006)와 Peters and de Vilder(2006)에 의한 마팅게일과 준마팅게일의 검정방법도 같은 논리를 기반으로 하고 있다. 또한 Park(2010)은 일반적인 확산모형의 조건부 평분 성분의 모수를 추정하기 위해 시간변화를 이용한 마팅게일 회귀분석모형(martingale regression)을 개발하였고, Jacewitz and Park(2009)은 예측을 위한 회귀모형에서 일반적인 확률변동성을 허용하기 위해 DDS이론을 사용하였다. 또한 김인무·박성근(2009)는 한국 주식시장에서 이자율을 포함한 재무변수들이 주식 예측력을 갖는가의 문제를 DDS이론을 이용한 변동성 시계 표본을 도입하여 일반적인 달력시간에 입각한 표본을 사용했을 경우와의 결과를 비교, 분석하였다.

변화를 통한 표본추출 방법이 단순히 지속적 성격을 갖는 확률적인 변동성을 효율적으로 제거한다는 통계학적 방법으로써의 의미를 가질 뿐만 아니라 투자자의 기대에 대한 조정으로 간주될 수 있을 것이다.¹⁶⁾

우리의 본 논문에서는 다음의 두 가지의 표본 샘플링 방법을 고려한다. 첫 번째로, 시간변화에 의한 샘플링 방법과 비교를 하기위한 고정시간샘플링 방법(fixed sampling scheme)으로 다음과 같이 정의된다.

$$T_i = i(T/N) \tag{5}$$

즉, 월별, 분기별 혹은 연별과 같이 T/N 의 각 시간 간격(time interval)마다 샘플링을 하는 방법이다. 두 번째로 변동성 시계 표본을 설명하기 위해 우선 $[U]$ 을 U 의 2차 변동성이라고 정의할 때, 시간변화는 비감소하는 정지시간(non-decreasing stopping times)들의 모음으로서,

$$T_i = \inf_{t \in [0, T]} \{t : [U]_t \geq i \Delta\} \tag{6}$$

로 정의되며 여기서 $i = 1, \dots, N$ 그리고 Δ 는 고정 상수이다. 이로부터 우리는

$$W_t = U_{T_t} \tag{7}$$

와 같은 식을 유도할 수 있는데, 여기서 W 는 표준 브라운 운동으로 흔히 U 의 DDS 브라운 운동¹⁷⁾이라고 부른다. 식 (5)와 구분하기 위해 우리는 식 (6)과 같이 정의된 시간에 의한 샘플링 방법을 임의 표본 추출법(random sampling scheme)이

16) 김인무·박성근(2009)은 주식시장에서의 경제적시간은 주식거래에 있어서의 주식투자에 관한 의사결정과 연관 지어 설명을 하였는데, 주식가격의 변동성이 큰 하락장에서는 투자자들이 추가하락에 대한 위험을 상대적으로 크게 느끼게 되고 민감하게 반응하게 되어 주식보유기간을 줄이는 성향을 가지게 된다. 반대로 주식가격 상승장에서는 주식가격의 변동성이 작게 나타나는데, 투자자들의 가격상승의 기대감이 커지면서 보유기간을 길게 가져갈 가능성이 있다. 즉 변동성 시계에 의한 시간이 느려지면 표본간격도 길어지는 것이 바람직하다고 설명하였다.

17) DDS이론에 대한 증명은 Revuz and Yor(2005)에 상세히 도출되어 있다.

라고 부른다. 식 (7) 번이 의미하는 것은 다름 아닌 모든 연속 마팅계일 과정은 식 (6) 과 같이 시간을 정의하여 브라운 운동으로 변화될 수 있다는 것이다. 즉, DDS 이론은 연속 마팅계일과정을 이차변동에 의한 정지시간을 시간 인덱스로 사용하여 변환하면 브라운 운동이 됨을 보여주고 있다. 김인무·박성근(2009)은 DDS이론에서 정의된 이차변동에 의한 정지시간을 변동성 시계로 정의하고 사용하였다. 시간 변화를 통해 얻게 되는 관측치들이 가지는 가장 중요한 장점은 관측치들이 DDS 브라운 운동과정을 따르기 때문에 관측치들을 차분하게 되면 그 차분이 정규분포를 따른다는 것이다. 이는 시간 변화를 통한 새로운 샘플링 기법으로 마팅계일차분과정을 따르는 확률과정에 내재된 이분산성과 잡음을 효과적이고 쉽게 제거할 수 있음을 의미한다. 이는 우리의 모형에서 주어진 교란항이 마팅계일차분과정을 따른다고 할 때, 시간 변화로 추출한 표본을 사용함으로써 오차항, 즉 $(U_{T_i} - U_{T_{i-1}})$ 은 DDS 브라운 운동의 차분이 되어 평균이 0이고 분산이 Δ 인 독립동일정규분포를 따르게 된다. 따라서 회귀모형의 오차항에서 일반적으로 발생하는 시가변적 또는 확률적 변동성과 비정규분포와 같은 문제점들을 해결할 수 있다. 그러므로 앞에서 설명했듯이 연속시간모형을 분석하는데 따르는 제시된 첫 번째와 두 번째 문제점을 우리가 제안한 새로운 표본 추출방법을 통해서 효과적으로 해결할 수 있다. 하지만 만약 오차항이 비연속적 성질을 갖는다면 DDS이론을 직접적으로 적용할 수 없게 된다. 비록 우리의 접근방법이 기반으로 하고 있는 DDS이론은 오차과정이 연속이라는 것을 필요로 하지만 우리의 방법론은 다음의 이유로서 점프를 가진 모형으로도 쉽게 확장될 수 있다. 만약 점프가 실제로 모든 경제학과 금융 모형에서와 같이 외생적으로 생성이 된다면, 그 점프는 모형의 모수에 대한 어떠한 정보도 포함하고 있지 않을 것이다. 즉, 점프는 순수한 잡음으로서 해석이 된다는 것이다. 그러므로 오염된 표본으로부터 유용한 정보를 추출하기 위한 모형에서는 점프과정의 완전하고 엄격한 설정을 필요로 하기 때문에 보다 세심한 주의가 요구 된다. 본 연구에서 준비단계로서 점프를 검정하기 위해서 Lee and Mykland(2008)에 의해 개발된 검정방법을 사용하여 검정결과 점프가 매우 불규칙적이고 점프의 발생 회수가 매우 적음을 발견하였다. 이에 대한 보다 자세한 설명은 4장의 실증분석을 위한 통계적 절차 방법에서 할 것이다. 또한 시간변화를 적용함에 있어서 중요한 것이 주어진 T 에 대한 적절한 Δ 의 크기 선택에 관한 문제이다. 이 문제 또한 다음에서 보다

자세히 설명할 것이다.

3. 위험프리미엄의 식별(Specification of Risk Premium)

우리의 UIP의 연속시간모형에서 위험프리미엄은 사실상 관측되지 않는 변수이다. 따라서 이를 추정하기 위해서 우선 위험프리미엄에 대한 가정이 필요하다. 첫 번째로, 위험프리미엄을 상수, 즉 $\pi_t \equiv \pi$ 로 가정할 경우, 우리의 모형은 다음과 같다.

$$Y_{T_i} - Y_{T_{i-1}} = \pi(T_i - T_{i-1}) + \int_{T_{i-1}}^{T_i} (r_t - r_t^*)dt + (U_{T_i} - U_{T_{i-1}}) \quad (8)$$

$i = 1, \dots, N$. 따라서 위험프리미엄이 상수라는 가정에서 우리의 모형은 오직 회귀 모형의 조건부 평균이 모수적인 형태만을 갖게 된다. 여기서, 위험프리미엄이 상수라는 가정하에서 도출된 설명변수 $(T_i - T_{i-1})$ 는 시간변화를 적용할 경우 변동성시간의 간격이 된다. 따라서 일반적인 상수항과는 다르다. 앞서 설명한 바와 같이, 두 설명변수와 오차항의 직교 조건은 일반적으로 성립하기 어렵다. 따라서 설명변수와 오차항간에 존재하는 상관관계로부터 발생하는 문제를 해결하는 방법으로 도구변수추정방법을 생각해볼 수 있다. 도구변수들로 자연스럽게 고려할 수 있는 것이 외생변수들의 과거 값이다. 즉, 회귀모형 (8)은 다음의 시차설명변수(lagged regressor)들을 도구변수로 하는 도구변수추정방법을 사용하여 추정될 수 있다.

$$T_{i-1} - T_{i-2} \text{ and } \int_{T_{i-2}}^{T_{i-1}} (r_t - r_t^*)dt$$

제시된 두 변수들은 회귀모형의 오차항인 $(U_{T_i} - U_{T_{i-1}})$ 와 직교조건을 만족하며 설명변수들과는 아주 강한 계열상관관계를 갖는다. 특히 이자율의 경우 지속성을 가진다는 사실은 명백히 알려져 있다. 다음으로 시가변적 위험프리미엄을 고려할 경우, 위험프리미엄을 시간에 대한 평활함수(smooth function)¹⁸⁾라고 간주한다.

즉, $\pi(t)$ 를 다음과 같이 설정한다.

$$\pi_t \approx \sum_{j=1}^p c_j \varphi_t^j \quad (9)$$

여기서 (φ^j) 는 기저함수 열(basis function sequence)이다. 따라서 시가변적 위험프리미엄을 고려할 경우 우리의 모형은 다음과 같다.

$$Y_{T_i} - Y_{T_{i-1}} = \sum_{j=1}^p c_j \int_{T_{i-1}}^{T_i} \varphi_t^j dt + \int_{T_{i-1}}^{T_i} (r_t - r_t^*) dt + (U_{T_i} - U_{T_{i-1}}) \quad (10)$$

$i = 1, \dots, N$. 이를 보다 구체적으로 살펴보면, 기저함수를 삼각함수(trigonometric function)로 가정할 때, 비모수적 형태의 시가변적 위험프리미엄은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\pi_t \approx c_0 + \sum_{j=1}^p c_{1,j} \cos\left(\frac{2\pi t}{M}\right) + \sum_{j=1}^p c_{2,j} \sin\left(\frac{2\pi t}{M}\right) \quad (11)$$

p 는 정수이고 $t = 1, \dots, M$ 로 된 표본관측치의 개수이다.

4. 시간변화의 추정과 최적의 Δ 선택에 관한 문제

본 논문에서 추정해야 할 회귀모형은, 우선, 상수인 위험프리미엄을 가정할 경우, (8)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_{T_i} - Y_{T_{i-1}} = \pi(T_i - T_{i-1}) + \beta \int_{T_{i-1}}^{T_i} (r_t - r_t^*) dt + (U_{T_i} - U_{T_{i-1}}) \quad (12)$$

18) smooth functions이라는 조건은 위험프리미엄을 시리즈 추정법(series estimation)에 의해 추정할 경우 추정된 위험프리미엄의 일치성(consistency)을 만족하기 위한 조건을 충족하기 위함이다. 여기서 시리즈함수(기저함수)로서 polynomial 또는 trigonometric functions등을 사용할 수 있으며 본 논문에서는 상수항을 포함하는 trigonometric functions을 사용하였다.

여기서, 우리는 π 와 β 를 추정해야 한다. 다음으로 시가변적 위험프리미엄을 가정할 경우 (9)는

$$Y_{T_i} - Y_{T_{i-1}} = \sum_{j=1}^p c_j \int_{T_{i-1}}^{T_i} \varphi_t^j dt + \beta \int_{T_{i-1}}^{T_i} (r_{t-r_i^*}) dt + (U_{T_i} - U_{T_{i-1}}) \quad (13)$$

이 되고, c_j 와 β 가 추정해야 할 모수가 된다. 만약 UIP가 성립된다면 회귀모형의 β 값은 1이 되어야 할 것이다. 앞에서 설명했듯이 회귀모형의 오차항이 갖는 문제를 효율적으로 해결하기 위해서 시간변화에 의한 표본추출이 필요하다. 따라서 (12)와 (13)의 회귀모형을 분석하기 위해서는 우선 시간변화(T_i)를 추정하여야 할 것이다. 우선 Y 는 연속과정을 따르고 양수의 표본 구간 δ 에 대해 $Y_{i\delta}, \dots, Y_{M\delta}$ 와 같이 표현된 $Y(t)$ 의 M 개의 관측치가 있다고 하면 표본 기간은 $T = M\delta$ 가 된다. 먼저 양수의 어떤 고정상수를 Δ 라고 할 때, $[Y]_t$ 와 $[U]_t$ 를 Y 와 U 의 이차변동성이라고 하자. 본 연구에서 회귀식 (12)와 (13)의 조건부 평균 성분은 모든 t 에 대해 이차 변동이 사라지는 유계된 변동성을 갖는다. 그러므로 모든 t 에 대해 $[Y]_t = [U]_t$ 는 자명하다. 그렇다면 $[Y]_t$ 혹은 $[U]_t$ 의 추정량이 필요하다. 이를 위해, $[Y]_{t\delta}$ 와 $[U]_{t\delta}$ 를 다음과 같이 정의하자.

$$[Y]_{t\delta}^\delta = \sum_{i\delta \leq t} (Y_{i\delta} - Y_{(i-1)\delta})^2 \quad (14)$$

$$[U]_{t\delta}^\delta = \sum_{i\delta \leq t} (U_{i\delta} - U_{(i-1)\delta})^2 \quad (15)$$

$i = 1, \dots, N$ 이고 $m = 1, \dots, M$ 이다.

사실상 U 와 $[U]_t$ 는 관측되지 않는다. 물론 가설검정을 위해 모수에 귀무값이 주어지는 경우 귀무가설 하에서 직접적으로 (15)와 같이 추정할 수도 있다. 하지만 만약 δ 가 작다면 $[U]_t$ 는 Y 의 실현된 변동성(realized variance), 식 (14)와 같이 추정될 수 있다. 다시 말해서 전체표본 기간 동안 δ 가 빠른 속도로 0으로 수렴한다면 $[Y]_{t\delta}^\delta$ 가 $[U]_t$ 의 일치추정량(consistent estimator)이 된다.¹⁹⁾ Park (2010)에 의하면 T 가 ∞ 로 발산하는 속도보다 δ 가 0으로 수렴하는 속도가 충분히 더 빠르다

면, (Y_t) 의 실현된 변동성을 이용하여 정의된 시간변화를 이론적인 시간변화 대신에 사용할 수 있게 된다. 시간변화의 정의 (6)에 의해, 주어진 양의 고정 상수 Δ 에 대해서 (T_i) 의 추정치를 (T_i^δ) 와 같이 고려할 수 있다.

$$T_i^\delta = \inf_{t \in [0, T]} \{[Y]_t^\delta \geq i\Delta\} \quad (16)$$

$$T_i^\delta = \delta \argmin_{1 \leq l \leq M} \left| \sum_{m=1}^l (Y_{m\delta} - Y_{(m-1)\delta})^2 - i\Delta \right| \quad (17)$$

$i = 1, \dots, N$ 이다.

(16)의 경우 시간변화의 정의에 의한 표본유사 추정량에 해당한다. 하지만 실제 (16)과 같이 시간변화를 추정할 경우 추출된 관측치들 사이의 추정 실현 변동성은 항상 Δ 보다 큰 값을 가지게 되어 추정편의를 갖게 된다. 따라서 이러한 문제점을 극복하기 위해 (17)과 같이 관측치들의 추정 실현 변동성과 고정 값 Δ 와의 거리를 최소화할 수 있는 시간변화인덱스를 구한다. 시간변화에 의한 새로운 표본 관측치의 수, $N \approx [Y]_T^\delta / \Delta$ 로 주어지며 여기서 $[Y]_T^\delta$ 는 표본기간 전체의 이차변동성을 의미한다. T 가 주어졌을 때, Δ 의 선택은 자동적으로 우리의 회귀모형의 추정치에 직접적으로 영향을 주는 추정표본(estimation sample)의 새로운 표본 관측치의 수인 N 을 결정하게 된다. Δ 의 크기와 N 에 따른 영향은 상대적이기 때문에 Δ 의 크기 선택에 따른 주의가 요구된다.²⁰⁾ 하지만, 최적의 Δ 선택에 관한 이론적 근거는 아직 존재하지 않기 때문에 본 연구에서는 Park (2010)이 제시한 방법과 같이 추정치의 분산을 최소화하는 Δ 를 수치적으로 찾는다.

19) Park (2010)에서 $[U]_t^\delta$ 와 $[Y]_t^\delta$ 의 균등 일치성(uniform consistency)을 위해 간단한 충분조건을 제시하였다.

20) 고정된 T 에 대해서, Δ 가 커지면서 N 이 감소하고 추정치의 분산은 증가하게 된다. 이와는 반대로 다른 모든 것이 일정하다고 할 때, Δ 가 작아지면 Δ 와 실제 구한 각 실현 변동성 증분과의 차이가 커지기 때문에 확률 변동성으로부터 발생하는 문제를 무시할 수 없게 된다. 다시 말해서, Δ 가 커질수록 각 $[T_{(i-1)\Delta}^\delta, T_{(i)\Delta}^\delta]$ 의 간격 사이에 많은 관측치들이 존재하기 때문에 시간변화 인덱스를 추정하는데 발생할 수 있는 상대적 오차의 크기는 줄어든다.

IV. 실증검증 결과

1. 캐나다와 영국의 사례

(1) 자료 설명 및 환율과 이자율의 시계열 자료의 특성

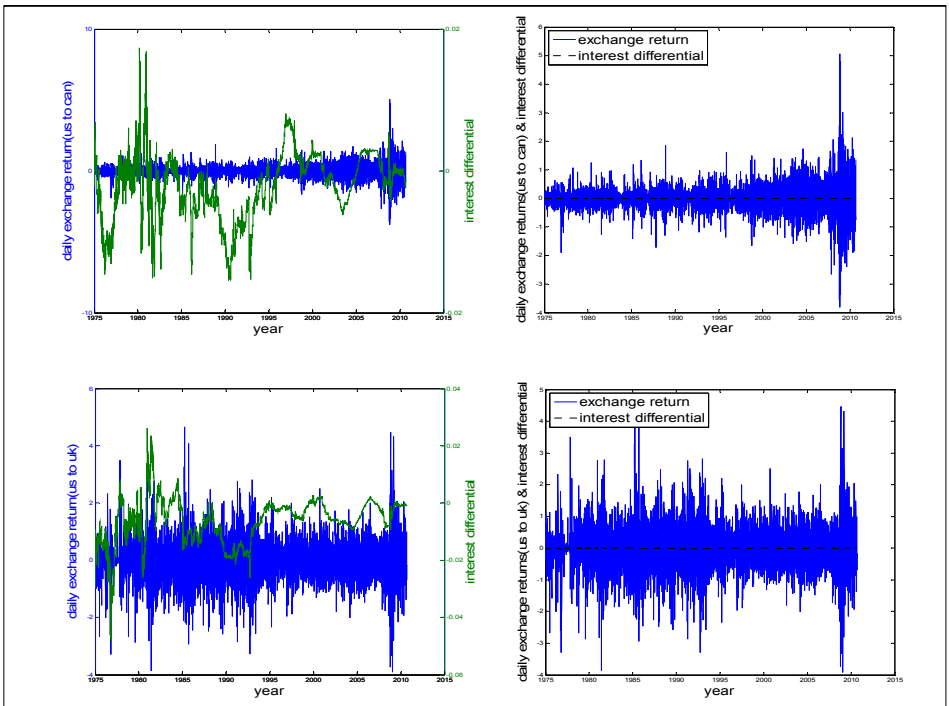
분석의 편의를 위해 미국을 국내로 캐나다와 영국을 외국국가들로 간주한다. 모든 자료는 일별자료이며 국외 통화 한 단위에 대한 국내, 즉 미국 달러 표시 현물환율을 사용하였다. 자료의 기간은 1975년 1월 2일부터 2010년 9월 7일까지로 모든 관측치는 9309개이다. 모든 자료는 Datastream에서 추출하였다. 캐나다와 영국의 표본기간은 약 35년 이상의 자료로써 우리의 연속적 시간 모델을 이산 자료를 사용함으로써 발생할 수 있는 오차들이 무시할 만한 수준이 될 수 있기에 충분하다고 할 수 있겠다. 순간 무위험 이자율(instantaneous risk free rate)은 관측되지 않는 이론적인 이자율이기 때문에 본 논문의 회귀모형 (12)와 (13)을 추정하기 위해서 $(r_t - r_t^*)$ 를 위한 적절한 이자율 자료에 대한 선택이 요구된다. 우선 ‘위험이 존재하지 않는’(risk-free) 그리고 ‘최단기’(instantaneous)의 이자율이라는 두 가지의 조건을 충족시켜야 할 것이다. 예를 들어, 단기이자율의 경우 금융, 통화정책에 의한 가성의 미시 구조적 영향(spurious micro-structure effect)²¹⁾에 오염될 수 있는 반면, 3개월 만기 미 재무부 증권 금리와 같이 무위험에 가장 근접한 이자율의 경우는 ‘최단기’라는 조건을 충족하지 못한다는 한계점이 있다. 따라서 캐나다와 영국의 사례에서는 1개월 만기 유로이자율(Eurocurrency interest rates)을 사용하였다.²²⁾ 환율 수익률과 미국과 외국의 금리 차이의 시계열 자료의 가장 큰 특징은 환율 수익률이 금리차이보다 변동성이 크다는 것이다. <그림 1>은 각 국가간의 금리차이와 함께

21) 예를 들어, Hamilton (1996)은 미국의 연방자금시장에서의 수요일 청산 효과(the second Wednesday effect)가 연방자금금리(federal funds rates)의 갑작스런 증가를 유발한다고 하였으며 Ait-Sahalia (1996)와 Bali and Wu (2006) 역시 이와 같은 문제점을 지적하였다.

22) 1개월 유로이자율을 사용하는 데는 다음과 같은 장점이 있기 때문이다. 첫 번째로, 유로이자율은 기본적으로 시장청산(market clearing)이 이루어진다. 두 번째로, 다른 나라의 통화로 표시되는 유로예금은 유사한 디폴트위험(default risk)을 가지고 있는 은행에 의해 발행된다. 게다가, 자본제약(capital controls)과 같은 영향을 받지 않는다는 장점도 갖고 있다(Mishkin (1984) 참조). 또한, 1개월 만기 유로금리의 경우 통화정책 등으로 인한 오염도가 낮을 것으로 기대된다.

환율 수익률을 시간경로를 보여준다. 상단에 있는 두 개의 그림은 미국과 캐나다의 경우, 하단의 2개의 그림은 미국과 영국의 경우를 보여준다. 왼쪽에 있는 2개의 그림의 경우, 두 개의 서로 다른 y축의 값으로 표시되었다. 즉 왼쪽의 y축은 일별 환율 수익률의 단위를 오른쪽의 y축은 일별 금리차의 단위를 표시하였다. 그림에서 보이는 바와 같이, 환율수익률의 큰 변동성에 비해 금리차이는 상대적으로 변동성이 약하다. 예를 들어, 미국과 영국의 경우, 환율 수익률은 0주변에서 -4~5사이의 값을 오가며 매우 큰 변동성을 보이는 반면 금리차이는 -0.06~0.05 사이에서 움직이는 것을 확인할 수 있다. 그림에서 확인할 수 있듯이, 환율수익률이 오직 두 국가 간의 금리차이로만 설명될 수 없음을 확인할 수 있으며, 위험프리미엄의 존재에 대한 연구의 필요성과 함께 환율수익률과 이자율차이의 단순한 선형관계에 대한 실증분석이 왜 실패하였는지를 보여준다.

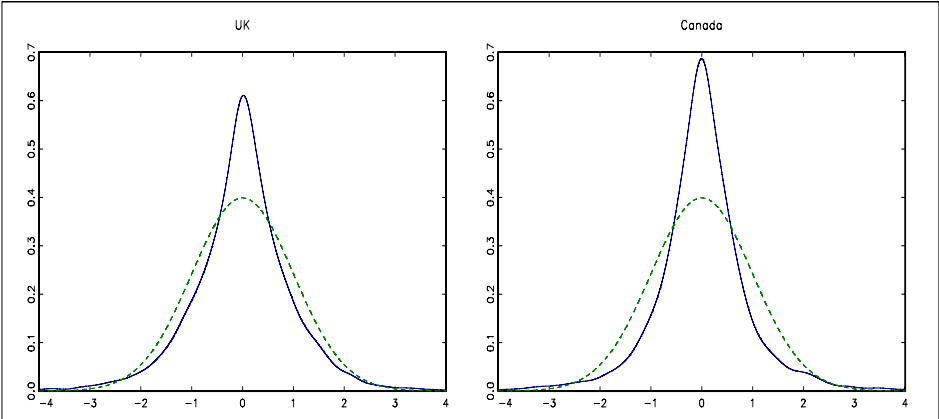
〈그림 1〉 환율수익률과 국내외금리차



우리의 모형은 오차항의 시가변적 또는 확률적 변동성을 용인한다. 다시 말해서,

본 논문에서는 일반적인 마팅계일의 시간에 따라 변화하는 확산함수에 대한 어떠한 제약을 두지 않는다. 앞서서도 언급했듯이, 빈번하게 사용되는 많은 경제학 및 금융 분야 모형에서의 오차과정은 강한 지속성을 가지는 확률적인 변동성의 존재로 인해 그 분포가 시간에 따라 변하고 정규분포와는 매우 다른 분포를 가지게 된다. 즉, 지속적인 확률적 변동성은 보편적으로 금융 시계열에서 다루고 있는 꼬리가 두터운 분포를 생성한다. <그림 2>는 이러한 시계열의 성질을 잘 보여주고 있다. <그림 2>에서 실선은 일별 환율 수익률의 커널 밀도함수 추정치를 보여주고 점선은 가우시안 밀도함수를 보여준다. 그림에서 명백히 보여주듯이 0부근에서 뽀족하고 꼬리부분이 두터운 분포를 보이고 있음을 알 수 있다. 따라서 이들은 정규분포와는 매우 다른 분포를 가지고 있으며 이는 곧 극한 정규성에 의존하는 통계적 이론은 이러한 경제와 금융모형에 적용이 불가능하고 표준적인 추론의 사용은 유효하지 않게 된다. 하지만 기존의 많은 UIP 연구 논문들은 이러한 시계열의 중요 성질을 간과하고 있다.

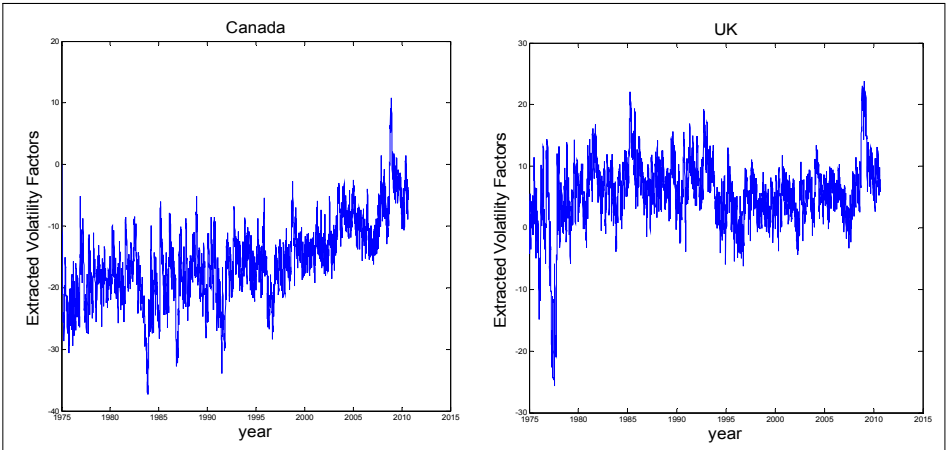
<그림 2> 환율수익률의 추정밀도함수



다음으로 환율수익률의 확률적 변동성의 지속성 여부를 다시 확인하고 지속성의 정도를 측정하기 위해서 Kim, Lee and Park(2009)이 제시하는 확률적 변동성 모형을 고려하고자 한다. $y_t = \sqrt{f(x_t, \beta)} u_t$ 이고 여기서 $x_{t+1} = \alpha x_t + v_{t+1}$ 를 따른다고 가정한다. x_t 는 잠재 변동성 요인(latent volatility factor)이며 $|\alpha| \leq 1$ 을 만족한다. 두 오차항 (u_t, v_{t+1}) 은 각각 평균이 0이고 분산이 1이며 둘의 상관관계(ρ)

를 허용하는 결합정규분포를 따른다. 본 논문에서는 확률 변동성 함수인 $f(x_t)$ 에 대해서 로지스틱 함수(logistic function)²³⁾를 사용하였으며 잠재 변동성 요인 x_t 를 추출하기 위해서 전통적인 밀도함수에 준거한 칼만 필터 방법을 고려하였다. 환율 수익률의 잠재 변동성 요인을 추출하여 추출된 잠재 변동성 요인의 자기회귀분석의 추정계수 값을 확인한 결과, 즉 α 는 영국과 캐나다의 경우 모두 0.998이다. 두 국가의 경우에서 보여주듯이 AR추정계수의 값은 1에 가깝다. 〈그림 3〉은 추출된 잠재변동성 요인의 시간 경로를 나타낸다. 그림에서 보이는 바와 같이 변동성 요인의 시간에 따른 움직임이 매우 지속적인 성격을 띠고 있음을 다시 한 번 확인할 수 있다. 이러한 결과는 금융 시계열 자료의 확률적 변동성이 뚜렷한 지속성을 갖는다는 사실에 대한 강한 근거를 제시하고 있다.

〈그림 3〉 환율수익률의 변동성



앞에서 언급했듯이 DDS이론은 오차과정(마팅게일 과정)이 연속이라는 것을 필요로 한다. 따라서 오차과정(마팅게일 과정)이 비연속적 성질을 갖는다면 DDS이론을

23) $f(x_t) = \mu + \frac{\nu}{1 + \exp(-\lambda(x_t - \kappa))}$, 여기서 $\mu > 0$, $\nu > 0$ 이고 $\lambda > 0$ 을 만족하는 미지의 모수, $\theta = (\mu, \nu, \lambda, \kappa)$ 이다. μ 는 변동성의 가장 낮은 경우의 극한 수준을 나타내고 $\mu + \nu$ 는 변동성이 가장 높은 상황에서의 극한 수준 값을 나타낸다. 양수의 ν 값을 가정한 것은 잠재변동성 요인이 커짐에 따라 변동성 또한 증가함을 의미한다. λ 와 κ 는 두 국면(regime) 사이의 전이(transition)를 결정짓는 변수들이다.

직접적으로 적용할 수 없다. 하지만 만약 점프가 실제로 모든 경제학과 금융 모형에서와 같이 외생적으로 생성된다면, 그 점프는 우리가 추정해야 할 모형의 모수에 대한 어떠한 정보도 포함하고 있지 않을 것이다. 게다가, 점프과정에 대한 완전하고 엄격한 설정을 요구하기 때문에 점프 과정을 모형화하고 식별하는데 많은 노력과 시간을 필요로 할 뿐 만아니라 설정오류로 인한 잠재적 문제점으로부터 자유로울 수 없다. 따라서 점프가 매우 불규칙적이고 그 발생회수가 무시할 만큼 적고 크기가 매우 크지 않다면 점프를 순수한 잡음으로서 해석이 되고 이를 모형화하여 잠재적으로 발생 가능한 설정오류에 대한 문제에 직면하기 보다는 본문에서는 이를 논외 할 만한 수준이라 간주하고 분석을 하고자 한다. 우선 이를 뒷받침하기 위해서 어느 정도의 점프가 발생하는지에 대한 검정 단계가 필요하다. 우리는 Lee and Mykland (2008)의 점프 검정 방법을 사용하고자 한다. Lee and Mykland (2008)가 제시한 검정방법에 따르면 일별 자료에 대한 최적의 윈도우의 크기를 16으로 제안하였지만 실제 우리의 자료로 검정해 본 결과 점프의 발생 회수는 윈도우의 크기에 상당히 민감하게 반응함을 발견하였다. 따라서 우리는 점프검정을 실시할 때, 다양한 윈도우의 크기를 설정하여 안정적인 결과를 주는 윈도우의 크기를 선택하였다. Lee and Mykland (2008)의 점프검정방법을 실시한 캐나다 와 영국의 경우 점프는 원표본 관측치에 대해 약 0.3% 발생함을 확인하였다. 이는 점프가 일 년에 한 번 꼴로 발생함을 의미한다. 이러한 수치는 우리의 원표본 관측치에 비해 점프가 발생한 횟수는 매우 적으며 이는 무시할 만한 수준이고 점프는 외생적으로 불규칙하게 발생하는 순수한 잡음으로서 간주되며 따라서 우리의 접근방법도 유효하다고 할 수 있다. 따라서 연속시간에서 UIP가설 검정을 위한 우리의 접근법은 위에서 언급한 환율수익률과 이자율 시계열 자료가 갖고 있는 특성들을 잘 이해하고 어떻게 효율적으로 다루는가에 근간을 두고 있다고 할 수 있다.

(2) 시간변화 인덱스 추정을 위한 델타(Δ)

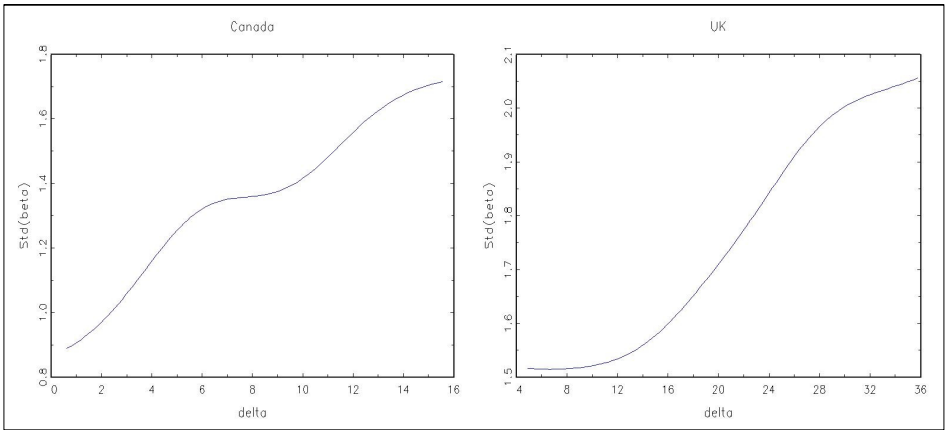
앞에서도 언급했듯이 최적델타를 선택을 위한 이론적 근거는 불분명하다. 하지만 시간변화 인덱스를 추정하기 위해서는 적절한 델타를 선택해야하기 때문에 본 논문에서는 다양한 Δ 을 설정하여 우리가 추정하고자 하는 β 의 최소분산을 주는 델타를 수치적으로 찾아 사용하기로 한다. 우선 델타 크기의 일정 구간을 설정하여, 그 구간 안에서 동등한 간격의 눈금을 정한다. 구간의 시작점은 환율수익율의 추정된

이차변동성의 평균적으로 약 10일에 해당하는 기대값으로 설정하고, 구간의 끝점은 이차변동성의 약 100일에 해당하는 기대값이다. 사실상 우리가 정한 구간의 시작점과 끝점은 임의적이긴 하나 실제 경제학 모형의 추정에서 사용되는 자료의 주기가 월별 혹은 분기별을 많이 사용한다는 점에 기인하여 이를 기준으로 보다 넓은 범위로 설정한 것이다. 하지만 우리가 제시한 구간이 델타를 실제 사용하는데 있어서의 만족해야 할 최소값 혹은 최대값을 의미하는 것은 아니다. 다음으로 다양한 크기로 설정된 각 델타에 대해서 시간변화인덱스를 추정하고 연속시간 UIP의 시가변적 위험프리미엄을 고려한 회귀모형을 분석한 후 국내외 이자율 차이에 대한 회귀계수, 즉 β 의 최소 분산을 주는 델타를 선택하기로 한다. <그림 4>는 Δ 에 대한 β 의 표준오차를 나타낸 것이다. 그림에서 볼 수 있듯이 미국-영국의 경우 β 의 최소 표준오차를 주는 델타가 평균적으로 약 20일에 해당하는 델타에서 유일하게 나타남을 알 수 있다. 반면, 미국-캐나다의 경우 델타가 작아질수록 표준오차 역시 작아짐을 확인할 수 있는데 이러한 경우 델타를 작게 설정하면 할수록 β 의 표준오차가 작아지기 때문에 미국-영국의 사례를 이용하여 약 20일에 해당하는 Δ 를 선택하였다. 일반적으로, 각 $[T_{(i-1)\Delta}^{\delta}, T_{i\Delta}^{\delta}]$ 의 구간에서 공변량을 적분하는 것은 그 구간에서의 정보 손실이 있을 수 있기 때문에 비모수 부분인 위험프리미엄은 큰 Δ 보다는 작은 Δ 에서 보다 잘 추정될 수 있을 것으로 기대된다. 또한 위험 가격의 지속성은 단기에서 보다는 장기에서 명백하게 나타나며, 이는 $[T_{(i-1)\Delta}^{\delta}, T_{i\Delta}^{\delta}]$ 구간이 커질수록 적분된 위험프리미엄 부분은 보다 뚜렷한 지속성을 나타낼 것이다. 게다가, 작은 Δ 즉, $[T_{(i-1)\Delta}^{\delta}, T_{i\Delta}^{\delta}]$ 의 구간이 작을수록 새롭게 얻을 수 있는 표본수(N)가 많아지게 됨으로 대표본에 따른 장점도 갖게 된다. 이러한 이유로 델타가 작아질수록 표준오차 역시 작아질 수 있다. 이와는 반대로 델타가 작아짐에 따라 $[T_{(i-1)\Delta}^{\delta}, T_{i\Delta}^{\delta}]$ 구간 사이의 관측치가 적기 때문에 시간변화, $T_{i\Delta}^{\delta}$ 를 추정하는데 있어서의 오류가 커질 수 있다. 이는 오차과정의 이질성과 같은 문제점을 효과적으로 조정할 수 없게 되며 오차과정의 변동성이 조건부 평균을 결정하는 과정을 압도하게 되어 조건부 평균에 대한 표본의 정보가 변동성 성분에 의해 심각하게 오염될 수 있다. 따라서 미국-영국의 사례에서 보이는 것과 같이 델타가 작아짐에 따라 추정계수의 분산은 작아지나 어느 시점에 닿으면 $T_{i\Delta}^{\delta}$ 와 공변량을 추정, 계산하는데 따르는 오류로 인해 분산이 커질 수 있음을 예시하고 있다. 이는 작은 델타가 가지

고 있는 잠재적 장단점에 비추어 볼 때 미국-캐나다의 경우 우리가 선택한 델타의 크기는 적절하다고 판단된다.

UIP가설 검증을 위한 연속시간 UIP모형을 효율적으로 분석하고자 본 논문에서 제시하는 방법론은 다음과 같이 세 가지로 요약될 수 있다. 첫 번째로, 위험프리미엄이 상수일 경우 우리의 모형에서의 조건부 평균부분은 오직 모수적 형태로만 나타내어지는 반면 시가변적인 위험프리미엄을 가정할 경우 조건부 평균부분은 비모수적 시가변적인 위험프리미엄 부분을 포함하고 이를 시간의 평활함수로 보고 추정하고자 한다. 두 번째, 오차항의 지속적이고 확률적인 변동성을 효율적으로 제거하기 위해서 시간변화라고 하는 비모수방법인 새로운 샘플링 기법을 사용한다. 시간 변화 인덱스를 이용하여 새롭게 추출된 표본들은 동일독립정규분포의 오차항을 갖는 회귀식으로 도출될 수 있다. 마지막으로, 연속시간 조건부 평균으로부터 생성된 자료는 일반적으로 이산화된 표본 구간에서 직교조건을 충족하지 않게 되며 또한 실제로 경제학 및 금융분야에서 이론적으로 유도된 모형 중 직교조건을 이용하여 모형을 식별하기 어려운 경우가 많다. 이는 도구변수추정법을 사용함으로써 해결하고자 한다.

〈그림 4〉 델타의 크기와 β 의 표준분산



(3) 연속시간 UIP모형의 실증검증 결과

〈표 2〉는 연속시간 UIP모형을 추정하였을 때 β 와 표준오차를 나나낸다. 우선, 위험프리미엄이 시가변적인지 혹은 상수인지를 확인하기 위해서 회귀식 (12)와

(13)을 추정하고자 한다. <표 3>의 두 번째 컬럼 I은 위험프리미엄이 시가변적이라고 가정하고 회귀식 (13)을 추정하기 위해 시간변화를 적용한 도구변수추정법을 사용하였을 경우의 결과를 보여주고 세 번째 컬럼의 II은 위험프리미엄을 상수라고 가정하였을 경우 회귀식 (12)의 시간변화를 적용한 도구변수추정결과를 나타낸다. III는 위험프리미엄이 시가변적이라고 가정하였을 경우, 하지만 오차항의 변동성 부분을 시간변화를 통해 제거하지 않고 앞서 설명한 고정시간 샘플링을 이용하여 회귀식 (13)에 대해 도구변수추정법을 적용한 결과를 보여준다. 마지막으로 IV는 일반적인 직교조건을 만족한다고 보고 일반적인 최소자승추정법을 이용하여 (13)을 추정한 결과를 제시하고 있다. 표에서 제시한 추정치들은 앞에서 설명한 선정된 최적 Δ 에 대한 결과이다.

<표 2> 연속시간 UIP모형 분석 결과

	I	II	III	IV
Canada	1.103 (1.048)	-0.389 (0.610)	-0.444 (0.764)	-1.302 (0.556)
UK	0.407 (1.242)	-0.823 (0.837)	-1.169 (0.910)	-1.953 (0.753)

note: I은 시가변적 위험프리미엄을 가정할 경우 우리의 회귀식 (13)에 대한 시간변화 후 도구변수추정법을 II는 위험프리미엄이 상수일 경우 시간변화 후 도구변수추정법을 그리고 III은 시가변적인 위험프리미엄을 가정하고 고정시간 샘플링 방법을 적용한 후 도구변수추정법을 마지막으로 IV는 시가변적인 위험프리미엄을 가정한 후 시간변화를 이용한 후 일반적인 최소자승추정법에 의한 결과를 각각 보여준다. 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타낸다.

<표 1>에서 확인했듯이 캐나다와 영국의 경우 UIP퍼즐현상이 발견되었다. 흥미롭게도 시가변적인 위험프리미엄을 가정하고 오차항의 지속성을 갖는 확률적인 변동성을 시간변화라고 하는 비모수적인 방법을 이용하여 조정한 후 도구변수추정법을 적용한 결과 기존의 전통적인 UIP의 실증분석결과와는 다르게 양의 β 값을 보이고 있다. 특히 캐나다의 경우 1에 가까운 β 값을 제시하고 있다. 반면 동일한 조건 하에 오직 위험프리미엄을 상수라고 가정한 후 추정한 결과 음의 β 값을 획득하였다. 이러한 결과는 캐나다와 영국의 경우 시가변적인 환위험프리미엄이 존재함을 확인할 수 있으며, 이러한 시가변적 환위험프리미엄을 고려하지 않을 경우 β 의 추정편의를 가져올 수 있음을 알 수 있다. 앞서서도 언급했듯이 기존의 UIP가설 검증

을 위한 연구들은 경제학 및 금융 시계열이 가지고 있는 지속적인 확률적 변동성 문제를 무시한 채 이루어져왔다. 만약 우리의 모형에서 이러한 시가변적 변동성을 조정하지 않았을 경우와의 결과를 비교하기 위해 시간변화를 사용하지 않고 고정시간 샘플링을 이용하여 (13)을 추정하였다. 그 결과 캐나다와 영국 모두 음의 회귀계수 값을 얻었다. 이러한 결과는 비록 시가변적인 위험프리미엄을 고려하더라도 수익률과 같은 금융시계열의 지속적인 확률적인 변동성을 효율적으로 조정하지 않는다면 캐나다와 영국의 경우 UIP가설 검증의 왜곡된 결과를 가져올 수 있음을 암시한다. 또한 시간 변화를 통한 샘플링 기법으로 마팅계일차분과정을 따르는 확률과정에 내재된 이분산성과 잡음을 효과적이고 쉽게 제거할 수 있음을 확인 할 수 있었다. 마지막으로 일반적인 직교조건을 만족한다고 보고 일반적인 최소자승추정법을 이용하여 (13)을 추정한 결과 역시 음의 β 값을 제시하고 있다. 더구나 음의 β 값이 통계적으로 유의함을 보여준다.

이러한 결과를 종합해 볼 때, 미국-캐나다와 미국-영국의 사례의 경우, 시가변적인 위험프리미엄을 가정하고 오차항의 지속성을 갖는 확률적인 변동성을 효율적으로 교정한 후 도구변수추정법을 적용한 결과 UIP조건을 위한 $\beta = 1$ 이라는 귀무가설을 기각할 수 없음을 확인하였다. 비록, 영국의 경우 양의 β 값이 유의하진 않지만 국내외금리차와 환율변화율의 음의 선형관계를 나타내는 UIP퍼즐현상은 발견되지 않았다. 따라서 캐나다와 영국의 경우, 시가변적 위험프리미엄을 적절하게 추정할 수 있다면 UIP퍼즐현상은 해소 될 수 있을 것이다.

2. 한국의 사례

(1) 자료설명 및 환율과 이자율 시계열 자료의 특성

본 논문에서 사용된 모형과 방법론을 한국의 자료에 적용해보고자 한다. 우선 논문에서와 같이 미국을 국내로 한국을 외국국가로 간주한다. 국외통화 한 단위에 대한 미국달러 표시 현물환율과 한국의 단기이자율로 91일 CD유통수익률을, 미국의 경우도 3개월 CD수익률을 사용하였다.²⁴⁾ 자료는 Datastream에서 추출하였으며 기간은 1993년 12월 31일 부터 2010년 9월 7일까지로 모든 관측치는 4352개이다.

24) 캐나다와 영국의 사례와는 달리, 한국의 경우 자료 수집의 제약으로 CD수익률을 사용하였다. 따라서 미국의 경우도 CD수익률을 사용하였다.

우선 본 논문에서 제시하는 연속시간 모형을 적용하기 위해서는 표본기간이 길수록 표본관측 주기가 짧을수록 추정에 적합하다고 할 수 있다. 특히, 연속시간모형의 조건부 평균 부분의 모수를 추정하기 위해서는 충분한 표본기간이 필수적이다. 하지만 미국-한국의 자료의 표본기간은 약 17년의 자료로써 이산자료를 사용함으로써 발생할 수 있는 오차들과 추정 시 분산이 다소 커질 수 있다. 뿐만 아니라 한국의 경우 1997년 말 IMF 외환위기로 인해 환율의 변동폭이 지나치게 크고 외환위기 이후 전면적인 금융시장개방과 변동환율체제로의 변화라는 제도적 변화가 있었다. 이러한 외환위기의 영향은 <표 3>의 미국-한국 자료를 이용한 전통적인 UIP모형의 추정결과를 통해서도 확인할 수 있다.²⁵⁾ 우선 기간을 전체기간과 외환위기이전 기간 그리고 외환위기 이후의 기간으로 분류하여 추정하였다. 전체기간과 외환위기이전 기간에 대한 분석결과 음의 추정계수를 외환위기 이후 기간에 대해서는 양의 추정계수(β)를 제시하고 있으나 그 값이 1에 가깝지 않고 통계적으로 비유의적이다. 하지만 외환위기 이후 기간에 대해서는 최소한 UIP퍼즐현상은 나타나고 있지 않음을 확인하였다. 이러한 결과는 UIP퍼즐현상은 선진국에서 자주 발견되어지나 아시아 혹은 개발도상국가에서는 심각한 수준은 아니라는 연구결과와도 일치한다고 할 수 있다.²⁶⁾

우선, 미국-한국의 사례를 우리의 연속모형에 적용하기에 전에 앞서서와 같이 환율과 이자율금리차의 시계열 자료의 특징을 살펴보도록 한다. <그림 5>은 미국-한국의 금리차이와 함께 환율수익률의 시간경로를 보여주고 있다. <그림 6>에서 보여주는 바와 같이 1997년 외환위기 발생 전후로 변동성이 매우 크고 외환위기 이후 환율의 변동성이 높아졌음을 확인할 수 있다. 또한 외환위기 이후 전면적인 금융시

25) 유태우·한기수(2002)는 원/달러 환율에 대한 불편선물환가설을 검증하고 외환위기 전후 기간을 비교, 분석하였으며, 외환위기 이후에 위험프리미엄의 존재가 불편선물환가설 기각의 한 이유가 될 수 있다는 증거를 발견하였다. 선물환거래의 중요성에도 불구하고 국내 원/달러 선물환시장의 효율성에 대한 연구는 그 수가 극히 제한되어 있으며 대부분 외환위기 이전의 자료를 이용하였다. 특히 UIP가설검증에 대한 연구는 극히 드물다. 기존의 국내외 연구를 종합해 보면, 불편선물환가설은 검증방법, 환율의 종류, 환율모형, 표본기간, 만기의 차이에 따라 다양한 결과를 보여주고 있으나 대부분의 경우 가설이 기각되었다. 특히, 유태우·한기수(2002)는 불편선물환가설의 검정이 대상기간에 민감할 수 있음을 강조하였다. Lee(2011)는 원/달러 환율에 대한 UIP가설검증 결과 이자율의 만기에 따라 음과 양의 β 가 나타남을 보였다.

26) Bansal and Dahlquist(2000) and Frankel and Poonawala(2010).

장개방이후 두 국가 간의 금리차가 좁혀졌음을 확인할 수 있다. <그림 6>은 환율수익률의 추정밀도 함수와 환율수익률의 잠재변동성 요인의 시간경로를 제시하고 있다. 그림에서 명백하게 보여주듯이 0부근에서 매우 뽀족하며 꼬리부분이 두터운 분포를 보이고 있으며 이는 정규분포와는 매우 다른 분포를 가지고 있다. 또한 확률적 변동성 모형을 적용하여 잠재변동성 요인의 자기회귀분석의 추정계수값을 확인한 결과 0.997로써 환율수익률 시계열 자료의 확률적 변동성이 뚜렷한 지속성을 갖는다는 사실에 대한 근거를 뒷받침하고 있다.

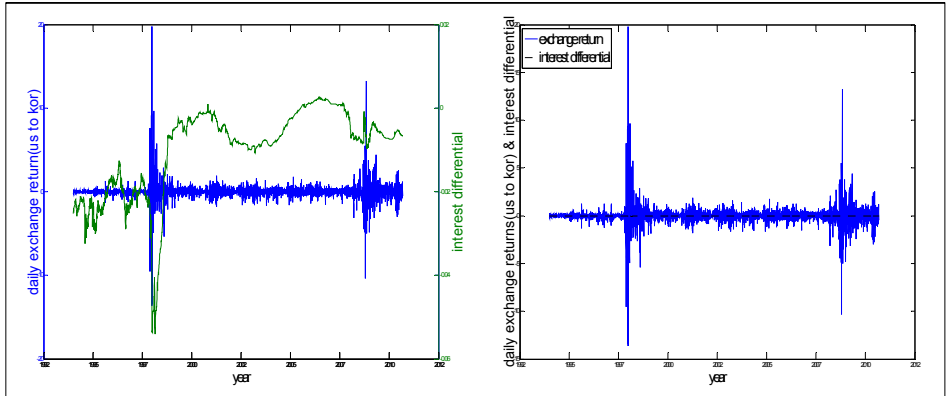
〈표 3〉 전통적인 UIP모형 분석 결과

$$x_{t+k}-x_t=\alpha+\beta(r_{t,k}-r_{t,k}^*)+u_{t+k} \tag{1}$$

	α	β
전체기간	-0.720 (1.602)	-0.097 (1.171)
외환위기 이전 (-1998.12)	-12.426 (10.154)	-4.677 (4.290)
외환위기 이후 (1999.3~)	0.090 (1.211)	0.218 (2.448)

note: 만기에 따른 비중복자료를 사용하였으며 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타낸다.

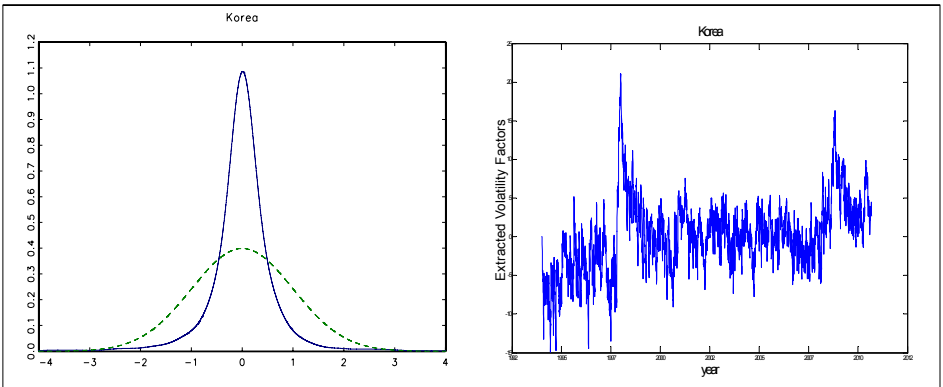
〈그림 5〉 환율과 이자율금리차



<그림 5>에서 제시한 바와 같이 한국의 외환위기로 말미암아 환율수익률에 지나치게 큰 변동성이 존재함을 확인할 수 있다. 이러한 시계열의 특징은 structural

breaks나 매우 큰 점프가 존재할 수 있음을 예상할 수 있다. 미국-캐나다와 미국-영국의 경우 점프검정결과 그 발생회수가 미미하고 크기 또한 크지 않았기 때문에 우리의 모형적용에 큰 제약을 받지 않았다. 하지만 미국-한국의 경우, 점프검정결과 원표본 관측치에 대해 약 0.8%의 점프가 발생함을 확인하였다. 이러한 결과는 미국-캐나다와 미국-영국의 결과의 2배 이상에 해당하는 수치이다. 무엇보다 중요한 것이 점프의 크기라고 할 수 있다. 이들 점프 중 약 90% 이상이 추정된 이차변동성의 약 한 달에 해당하는 기댓값을 초과한다. 이러한 사실은 우리가 시간변화를 이용한 샘플링을 할 때 주어진 델타 값을 초과하는 일별 이차변동성이 다수 존재함을 의미하며 이러한 자료들로 인해 확률적 변동성을 효율적으로 처리할 수 없게 된다. 따라서 우리는 최대한 주어진 자료를 모두 이용하기 위해 기간을 분리하지 않고 주어진 델타 값을 초과하는 일별 이차변동성 자료를 불가피하게 삭제하는 방법을 선택하기로 한다.

〈그림 6〉 환율의 추정밀도함수와 환율의 변동성



(2) 연속시간 UIP모형의 실증검증 결과

〈표 4〉는 연속시간 UIP모형을 추정하였을 때 β 와 표준오차를 나나낸다. 〈표 5〉에서 제시한 추정치들은 앞에서 설명한 방법으로 선택한 최적 Δ 에 대한 결과이다. 우선, 위험프리미엄이 시가변적인지 혹은 상수인지를 확인하기 위해서 회귀식 (12)와 (13)을 추정하고자 한다. 시가변적인 위험프리미엄을 가정할 경우, β 는 0.717로써 이론에서 제시하는 값에 거의 근접해있음을 알 수 있으나 비유의적인 반면 위험프리미엄이 상수일 경우 β 는 이론에서 제시하는 1보다 큰 값을 제시하지만 통계

적으로 유의함을 발견하였다. 위험프리미엄이 상수인 경우와 가변적인 경우 모두 $\beta = 1$ 이라는 귀무가설을 기각하지 않는다. 하지만 확률적 변동성 즉 이분산성을 고려하지 않을 경우 음의 회귀계수 값으로 UIP파즐 현상이 나타나고 있음을 알 수 있다. 마지막으로 시가변적인 위험프리미엄을 가정한 후 OLS를 적용한 결과 회귀계수는 2에 근접한 값으로 이론에서 제시한 값보다 크며 유의하지 않다. 이러한 결과를 종합해 볼 때, 미국-한국의 경우, 시간변화를 통해 확률적 변동성을 효율적으로 제거한다면 양의 회귀계수를 얻을 수 있었으며 이는 확률적 변동성이 UIP검증결과에 가장 큰 영향을 주었을 것이라고 판단된다. 캐나다와 영국의 경우와는 달리 위험프리미엄이 상수일 경우 양의 β 값이 유의적인 결과를 얻을 수 있었으나 이론에서 제시한 값보다 다소 크다. 따라서 한국의 경우 우리의 모형을 적용할 경우 시가변적 위험프리미엄을 가정할 때 비유의적이긴 하지만 UIP가설에 가장 부합되는 회귀계수 추정치를 얻을 수 있었다. 하지만 표본기간이 상대적으로 짧고 또한 외환위기 기간을 포함하고 있기 때문에 큰 사이즈의 점프를 제거하는 방법으로 인한 불가피한 자료의 손실로 인하여 위험프리미엄을 추정하기 위한 충분한 샘플을 확보하지 못하였음을 간과할 수는 없을 것이다. 따라서 한국의 사례에서 위험프리미엄 추정에 관한 논의는 추가적 연구가 필요할 것이다.

〈표 4〉 연속시간 UIP모형 분석 결과

	I	II	III	IV
Korea	0.717	1.824	-0.579	1.986
	(2.789)	(0.737)	(1.628)	(1.870)

note: I은 시가변적 위험프리미엄을 가정할 경우 우리의 회귀식 (13)에 대한 시간변화 후 도구변수 추정법을 II는 위험프리미엄이 상수일 경우 시간변화 후 도구변수추정법을 그리고 III은 시가변적인 위험프리미엄을 가정하고 고정시간 샘플링 방법을 적용한 후 도구변수추정법을 마지막으로 IV는 시가변적인 위험프리미엄을 가정한 후 시간변화를 이용한 후 일반적인 최소자승추정법에 의한 결과를 각각 보여준다. 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타낸다.

3. 위험프리미엄과 이자율간의 관계

다음의 〈그림 7〉은 우리의 모형에서 추정된 위험프리미엄, $\hat{\pi}_t$ 을 보여준다. 위험프리미엄을 시간에 대한 평활함수, 즉 삼각함수로 가정했기 때문에 그림에서 보여

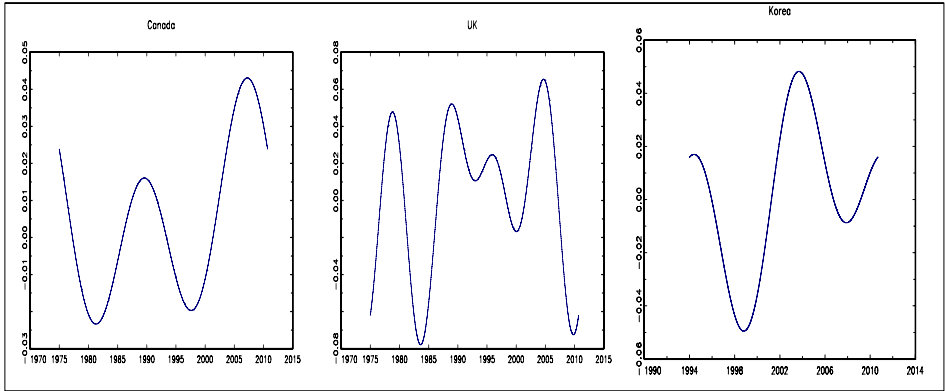
주듯이 매끈하면서 험프(hump)와 트로프(trough)를 반복하면서 일정기간동안에는 음의 위험프리미엄을 또는 양의 위험프리미엄을 보여주고 있다. 앞에서도 언급했듯이 위험프리미엄의 크기와 부호는 두 국가의 위험의 시장가격의 차이에 의해서 유도된다. 환율이 두 국가 통화의 상대가격이기 때문에 환위험프리미엄이 두 국가의 위험에 대한 가격차이로 표현되는 것은 매우 합당하지만 일반적으로 위험에 대한 시장가격을 정의하고 국가별로 추정하기란 어렵다. Ito and Chinn (2007)은 21개 선진국과 36개 신흥시장국가를 대상으로 UIP 성립여부를 분석한 결과 국가별로 다양한 결과를 얻었는데, 이들은 이러한 다양성이 국가별로 상이한 물가수준, 환율제도 및 자본시장 개방화 정도 등 제도 및 거시경제 여건에 기인한다고 분석하였다. 환위험프리미엄을 이러한 제도 및 거시경제 여건에 의한 각 국가요인의 차이에 의해 발생한 것이라고 한다면, 시장의 불확실성과 변동성 가격의 차이, 즉 위험의 시장가격 역시 이러한 국가요인에 의해 결정될 것이다. 따라서 위험프리미엄과 거시경제 변수들과의 관계를 규명하고 모형화하기 위한 많은 이론적 연구들이 이루어지고 있다. 하지만 본 논문에서 위험프리미엄을 비모수적 방법에 의해 추정하였기 때문에 위험프리미엄의 거시경제학적 의미와 해석을 위한 연구는 또 다른 연구 주제로써 많은 시간과 노력을 필요로 하기 때문에 본 논문에서는 단순히 위험프리미엄과 이자율간의 관계만을 살펴보고자 한다.

이론적 측면에서 이자율과 위험프리미엄의 관계는 현재의 소비가 과거의 소비 패턴을 반영하는 Campbell and Cochrane (1999)의 소비에 대한 투자자의 선호에 대한 가정을 기반으로 한 Verdelhan (2010)에서 UIP파괴를 설명을 위해 강조되었다. 국내 경기가 불황일 때, 소비수준은 특정 수준 과거소비 수준(habit level)에 가깝게 되고 투자자들은 매우 위험 회피적이게 된다. 국내 투자자가 외국 투자자들보다 더 위험 회피적일 경우 국내소비의 충격은 환율의 변화를 결정짓게 된다. 그러므로 국내 투자자는 양의 환위험프리미엄 즉 양의 환율초과수익률을 기대한다. 국내의 경기불황 기간 동안의 이자율은 낮기 때문에 국내외 금리차의 증가는 기대초과수익률을 증가시키며 이는 음의 UIP 회귀계수를 발생시키는 원인이 된다. 따라서 이들의 모형은 경기순환변수를 상황변수, 즉 이자율로 설정하고 위험프리미엄이 경기대응적이라는 경험적 사실에 준거한다.²⁷⁾ 그러므로 우리가 제시한 방법론에 의해 추정

27) 이자율이 경기순환적(procyclical)이고 위험프리미엄이 경기대응적(countercyclical)이라는 경험적 근거에 대한 많은 연구들이 이루어져왔으며 Verdelhan (2010)에 보다 자세히 정리되어

된 위험프리미엄($\hat{\pi}_t$)이 이러한 경험적 사실에 부합되는지를 확인하기 위해서 국내(r_t)와 국외의 이자율(r_t^*) 차이에 대한 회귀분석을 실시하였다. <표 5>의 결과에서 나타내듯이 위험프리미엄은 국내외금리차에 대해서 음의 관계가 통계적으로 유의함을 알 수 있다.

<그림 7> 추정위험프리미엄($\hat{\pi}_t$)



<표 5> 위험프리미엄과 이자율의 관계

$$\hat{\pi}_t = \alpha_0 + \alpha_1(r_t - r_t^*) + u_t$$

Canada		UK		Korea	
α_0	α_1	α_0	α_1	α_0	α_1
0.002	-0.510	-0.005	-1.277	-0.005	-2.998
(0.0002)	(0.042)	(0.001)	(0.054)	(0.001)	(0.120)

Note: 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타낸다.

V. 결 론

커버되지 않는 이자율 평가 이론에 대한 경험적 연구의 실패는 국제 금융 분야에서 해결되지 못한 중요한 퍼즐로써 수십 년 동안 실패의 원인을 규명하기 위한 끊임 없는 연구가 이루어져 왔다. 본 논문은 UIP가설의 경제학적 문제점과 이를 실증분

있다.

석하기 위한 계량학적 접근 방법의 문제점을 살펴보고 UIP퍼즐현상을 해결하기 위한 대안을 제시하였다. 우선, 본 논문은 전통적인 UIP가설을 검증하기 위한 모형에서 투자자들의 위험중립성이라는 가정에 따른 β 추정치의 편의를 발생시킬 수 있는 잠재적인 문제점을 배제하기 위해서 Jacewitz, Kim and Park (2010)이 제안한 연속시간에서의 UIP모형을 도입하였다. 우선 전통적인 UIP이론과는 달리 연속모형에서의 조건부 평균성분에 두 국가 간의 위험의 시장가격의 차이로 설명되어지는 위험프리미엄이 유도된다. 따라서 연속시간에서의 UIP모형은 두 국가 간의 이자율 격차로 표현되는 모수적 부분과 위험프리미엄이라는 비모수적 부분으로 구성되어있는 조건부 평균성분과 일반적인 마팅게일차분과정을 따르는 오차성분으로 설명되어진다. 위험프리미엄을 상수라고 가정할 경우 조건부 평균성분은 모두 모수적 형태로 일반적인 회귀모형을 따르게 된다. 반면 시가변적인 위험프리미엄을 가정할 경우, 위험프리미엄을 시간의 평활함수로 가정하고 시리즈 추정방법을 통해 추정하였다. 또한 일반적인 마팅게일차분과정을 따르는 오차성분에 존재하는 시간변적 또는 확률적 변동성을 효과적으로 교정하기 위해 시간변화라는 샘플링기법을 사용하였고 일반적으로 이산화된 표본 구간에서 직교조건을 충족하지 않게 되기 때문에 적절한 표본시간간격에 의해 표본이 추출되면 유위험이자율평가가설은 도구변수추정방법을 통해 검증할 수 있다. 이러한 우리의 모형과 추정방법결과에 의하면 시가변적인 위험프리미엄을 가정할 경우, 미국-캐나다와 미국-영국의 사례에서 국내외금리차와 환율변화율의 음의 선형관계를 나타내는 UIP퍼즐현상은 발견되지 않았다. 미국-한국의 경우, 위험프리미엄이 상수일 경우 회귀계수추정치가 다소 크지만 통계적으로 유의한 반면 시가변적인 위험프리미엄을 가정할 때 이론에 부합하는 1에 가까운 β 값을 제시하였으나 유의적이지 않았다. 이러한 결과는 미국-한국의 경우 상대적으로 표본기간이 짧고 외환위기기간을 포함하고 있어 실제 추정과정에서의 충분한 샘플을 확보하지 못하였다는 점을 간과할 수는 없을 것이다.

UIP퍼즐현상은 선진국에서 자주 발견되어지나 아시아 혹은 개발도상국가에서는 심각한 수준은 아니라는 사실은 잘 알려져 있다. 본 논문은 미국-캐나다, 미국-영국 그리고 미국-한국의 사례에만 국한되어있기 때문에 선진국 사례와 신흥시장경제 국가 샘플을 확장하여 우리의 모형과 방법론을 적용한 결과를 비교, 분석하는 것이 앞으로의 연구과제로 남는다고 하겠다.

■ 참 고 문 헌

1. 김인무 · 박성근, “주식수익률의 예측 가능성과 변동성 시계 표본,” 『경제학연구』, 제57집 제3호, 2009, pp.195-221.
(Translated in English) Kim, In-Moo and Seongkeun Park, “The Predictability of Korean Stock Returns and Volatility Clock Samples,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 57, No. 3, 2009, pp.195-221.
2. 유태우 · 한기수, “원/달러 환율에 대한 불평선물환가설 검증: 외환위기 전후 비교,” 『재무연구』, 제15권 제1호, 2002, pp.151-188.
(Translated in English) Yoo, Teawoo and Ki Soo Han, “Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis in the Won/Dollar Foreign Exchange Markets: Before and after the Korean Finance Crisis,” *The Korean Journal of Finance*, Vol. 15, No. 1, 2002, pp.151-189.
3. Ait-Sahalia, Y., “Testing Continuous-Time Models of the Spot Interest Rate,” *Review of Financial Studies*, 9(2), 1996, pp.385-426
4. Alexius, A., “Uncovered Interest Parity Revisited,” *Review of International Economics*, 9(3), 2001, pp.505-517.
5. Backus, D. and A. Gregory, “Theoretical Relations Between Risk Premiums and Conditional Variances,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 1993, pp.177-185.
6. Baillie, R. and T. Bollerslev, “The Forward Premium Anomaly is Not as Bad as You Think,” *Journal of International Money and Finance*, 19(4), 2000, pp.471-488.
7. _____, “A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modeling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Rate Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 9(3), 1990, pp.309-324.
8. Bansal, R. and M. Dahlquist, “The Forward Premium Puzzle: Different Tales from Developed and Emerging Economies,” *Journal of International Economics*, 51(1), 2000, pp.115-144
9. Bali, T.G. and L. Wu, “A Comprehensive Analysis of the Short-Term Interest-Rate Dynamics,” *Journal of Banking & Finance*, 30, 2006, pp.1269-1290
10. Bekaert, G., R. Hodrick and D. Marshall, “On Biases in Tests of the Expectations Hypothesis of the Term Structure Of Interest Rates,” Technical Report, National Bureau of Economic Research, 1996.
11. Berk, J. and K. Knot, “Testing for Long Horizon UIP Using PPP-Based Exchange Rate Eexpectations,” *Journal of Banking & Finance*, 25(2), 2001, pp.377-391.
12. Bhar, R., C. Chiarella, T. Pham and Q.F.R. Group, *Modelling the Currency Forward Risk Premium: Theory and Evidence*, School of Finance and Economics, University of Technology, Sydney. 2000.
13. Campbell, J. and J. Cochrane, “By Force of Habit: A Consumption-based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior,” Technical Report, National Bureau of Economic Research, 1995.

14. Chaboud, A. and J. Wright, "Uncovered Interest Parity: It Works, But not for Long," *Journal of International Economics*, 66(2), 2005, pp.349-362.
15. Chinn, M. and G. Meredith, "Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity," *IMF Staff Papers*, 2004, pp.409-430.
16. Chung, H. and J. Park, "Nonstationary Nonlinear Heteroskedasticity in Regression," *Journal of Econometrics*, 137(1), 2007, pp.230-259.
17. De Brouwer, G., *Financial Integration in East Asia*, Cambridge Univ Pr., 1999.
18. Engel, C. and A. Rodrigues, "Tests of International CAPM with Time-varying Covariances," National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1987.
19. Engel, C., "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence," *Journal of Empirical Finance*, 3, 1996, pp.123-192.
20. Fama, E., "Forward and Spot Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 1984, pp.319-338.
21. Flood, R., "Uncovered Interest Parity in Crisis: The Interest Rate Defense in the 1990s," International Monetary Fund, 2001.
22. Frankel, J., "In Search of the Exchange Risk Premium: A Six-currency Test Assuming Mean-Variance Optimization," *Journal of International Money and Finance*, 1, 1982, pp.255-274.
23. Frankel, J. and J. Poonawala, "The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased Than in Major Currencies," *Journal of International Money and Finance*, 29, 2010, pp.585-598
24. Froot, K. and J. Frankel, "Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium?," *The Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 1989, pp.139-161.
25. Froot, K., "Short Rates and Expected Asset Returns," Technical Report, National Bureau of Economic Research, 1990.
26. Giovannini, A. and P. Jorion, "Interest Rates and Risk Premia in the Stock Market and in the Foreign Exchange Market," *Journal of International Money and Finance*, 6(1), 1987, pp.107-123.
27. Hamilton, J. D., "The Daily Markets for Federal Funds," *Journal of Political Economy*, 104(1), 1996, pp.26-56.
28. Ito, H. and M. Chinn, "Price-based Measurement of Financial Globalization: A Cross-Country Study of Interest Rate Parity," *Pacific Economic Review*, 12(4), 2007, pp.419-444.
29. Jacewitz, S. and J.Y. Park, "Stock Return Predictability in Volatility Time," *Working Paper*, 2009.
30. Jacewitz, S., Hwagyun Kim and J.Y. Park, "A New Approach to the Forward Premium Anomaly: Testing for No Arbitrage in Continuous Time," *Working Paper*, 2010.
31. Jorion, P., "The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26(3), 1991, pp.363-376.
32. Kim, H., H. Lee and J.Y. Park, "A General Approach to Extract Stochastic Volatilities with an Empirical Analysis of Volatility Premium," *Mimeographed*, 2009.

33. Lee, Byung-Joo, "Uncovered Interest Parity: Cross-Sectional Evidence," *Review of International Economics*, 19(2), 2011, pp.219-231.
34. Lee, S. and P. Mykland, "Jumps in Financial Markets: A New Nonparametric Test and Jump Dynamics," *Review of Financial Studies*, 21(6), 2008, pp.2535-2563.
35. Lewis, K., "Inflation Risk and Asset Market Disturbances: The Mean-Variance Model Revisited," *Journal of International Money and Finance*, 7(3), 1988, pp.273-288.
36. _____, "Puzzles in International Financial Markets," *Handbook of International Economics*, 3, 1995, pp.1913-1971.
37. Mark, N.C. and Y. Moh, "Official Interventions and the Forward Premium Anomaly," *Journal of Empirical Finance*, 14(4), 2007, pp.499-522.
38. Maynard, A. and P. Phillips, "Rethinking an Old Empirical Puzzle: Econometric Evidence on the Forward Discount Anomaly," *Journal of Applied Econometrics*, 16(6), 2001, pp.671-708.
39. McCallum, B., "A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship," *Journal of Monetary Economics*, 33(1), 1994, pp.105-132.
40. Mishkin, F., "The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study," *Canadian Journal of Economics*, 1984, pp.283-311.
41. Park, J.Y., "Nonstationary Nonlinear Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 110(2), 2002, pp.383-415.
42. Park, J.Y. and R. Vasudev, "Testing for Martingales in Continuous Time," *Working Paper*, 2006.
43. Park, J.Y., "Martingale Regression for Conditional Mean Models in Continuous Time," *Working Paper*, 2010.
44. Peters, R. and R. De Vilder, "Testing the Continuous Semimartingale Hypothesis for the S&P 500," *Journal of Business and Economic Statistics*, 24(4), 2006, pp.444-454.
45. Revuz, D. and M. Yor, *Continuous Martingales and Brownian Motion*, Vol. 293, Springer Verlag., 1999.
46. Verdelhan, A., "A Habit-Based Explanation of the Exchange Rate Risk Premium," *The Journal of Finance*, 65(1), 2010, pp.123-146.
47. Wolff, C., "Measuring the Forward Foreign Exchange Risk Premium: Multi-Country Evidence from Unobserved Components Models," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10(1), 2000, pp.1-8.
48. Yang, K. and M. Shintani, "Does the Prediction Horizon Matter for the Forward Premium Anomaly? Evidence from Panel Data," *Economics Letters*, 93(2), 2006, pp.255-260.
49. Yu, J. and P. Phillips, "A Gaussian Approach for Continuous Time Models of the Short-Term Interest Rate," *The Econometrics Journal*, 4(2), 2001, pp.210-224.

A Continuous Time Semi-parametric Model for Uncovered Interest Parity

Eunhee Lee*

Abstract

This paper considers a continuous-time semi-parametric regression model to test for the uncovered interest parity. The regression has two mean components, one parametric and the other nonparametric, with error term specified generally as a martingale differential. The parametric part in the mean is linear and derived under no arbitrage condition. To deal with the time-varying risk premium, we introduce an additional nonparametric term in the regression mean, which specifies the time-varying risk premium as a general smooth function of time. To effectively deal with stochastic volatility in the general martingale differential regression error, we use a time change to set sampling intervals. Once the samples are collected at appropriate sample intervals, the uncovered interest parity condition is tested by a mixture of series and IV estimation methods. As a result from our work, for Canada and UK, the uncovered interest parity puzzle implying that interest rate differentials seem often to be followed by exchange rate depreciation is not supportive in our model. For Korea, we obtain more favorable coefficients for UIP condition.

Key Words: uncovered interest parity, continuous time model, time-varying risk premium

Received: April 25, 2012. Revised: Aug. 24, 2012. Accepted: Sept. 13, 2012.

* Doctoral Student, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Jongno-gu, Seoul 110-745, Korea, Phone: +82-2-760-1294, e-mail: eunhee_lee@hanmail.net