

先物偏倚는 危險割増에 原因을 두는가?*

牟 秀 原** · 林 俊 亨***

논 문 초 록 :

본고는 선물편의의 원인이 어디에 있는가를 밝히는 데 목적을 두고 있다. 선물환율의 불편 추정치가설은 무위험할증가설과 합리적 기대가설의 결합가설이기 때문에 선물편의는 시장의 기대가 비합리적인 경우와 위험할증이 존재하는 경우 그리고 양자의 결합으로 발생할 수 있다. 이에 대한 답을 구하기 위하여 먼저 GARCH모형을 이용하여 위험할증이 존재하는가를 살펴본다. 아울러 공적분과 오차수정모형을 통하여 시장의 실패를 밝히는 기존의 문헌과 달리 본고에서는 선물환율에서 위험할증을 제거하는 방법을 통하여 선물편의가 위험할증에 의해서뿐만 아니라 합리적 기대가설의 기각에 따르는 시장의 실패에도 원인을 둔다는 것을 밝힌다. 또한 공적분에 있어서도 기존의 정수차분의 Engle-Granger와 Johansen기법은 정상성과 비정상성으로만 구분함으로써 추세회귀적 성향을 갖는 경우 비정상적 것으로 처리하는 단점이 있기 때문에 이러한 문제점을 극복하기 위하여 분수차분에 의한 GPH검정기법을 도입한다.

핵심주제어 : 위험할증, GARCH모형, GPH검정
경제학문헌목록 주제분류 : F3

I. 도 입

1970년대 초 변동환율이 채택된 이래 외환시장의 효율성에 대해 많은 연구가 이루어지고 있다. Fama(1970)에 의하면, 가격이 항상 이용가능한 정보를 충분히 반영함으로써 자원배분에 대해 정확한 방향제시를 할 경우 시장은 효율적이라는 것이다. 이를 외환시장에 적용할 경우, 선물환율이 균형미래현물환율의 예측에 해당하는 현재의 모든 정보를 압축할 경우 외환시장은 효율적이라는 것이다. 따

* 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들께 감사를 드린다.

** 목포대학교 무역학과 교수

*** 성화대학 국제관광경영과 교수

라서 시장이 효율적이라는 것은 미래의 현물환율에 대한 모든 정보가 선물환율에 반영된다는 것을 의미하게 된다. 다시 말하면 선물환시장이 효율적 시장이고 t 시점에서 모든 정보가 선물환율에 완전히 반영되어 있다면, 이 선물환율은 미래 $(t+1)$ 시점에서 실현될 현물환율의 불편추정치(unbiased estimate)가 되는 것이다.

불편추정치가설은 시장참여자들의 기대가 합리적으로 이루어진다는 합리적 기대가설(rational expectation hypothesis)과 시장참여자들이 위험중립적임으로써 위험할증(risk premium)이 존재하지 않는다는 이른바 무위험할증(zero risk premium)의 두 가설의 결합이기 때문에, 先物偏倚(forward bias)의 원인이 합리적 기대가설의 기각에 따르는 외환시장비효율성일 수도 있고,¹⁾ 또는 위험할증의 존재일 수도 있으며, 두 가지 요인의 결합일 수도 있다.²⁾ 극단적인 경우 선물환시장의 존재에도 불구하고 미래의 현물환율에 대한 가장 정확한 예측은 현재의 현물환율이 될 수 있는 것이다. 이것은 바로 환율이 무작위보행(random walk)을 한다는 것을 의미하기도 한다.³⁾

또한 선물환율은 현물환율과 공적분관계를 가지고 있어야 한다. 만약 공적분관

- 1) 합리적 기대는 현재 가용한 모든 정보를 활용하여 형성하는 기대를 뜻한다. 합리적 기대의 개념은 시장의 효율성 개념과 동일한 것으로서 다음 식과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_{t,t+1}^e = E(X_{t+1}|I_t) = X_{t+1} + U_t, \quad E(U_t) = 0$$

여기서 $E(\)$ 는 수학적 기대치(mathematical expectation), I_t 는 t 기의 가용한 모든 정보, $E(\)$ 는 조건부 수학적 기대치(conditional mathematical expectation), $X_{t,t+1}$ 은 $t+1$ 기에 실제 실현된 값, U_t 는 수학적 기대치와 실제치 사이의 차이, 곧 기대(예상)오차를 가리킨다. 즉, 미래 $t+1$ 기의 경제변수 X 에 대한 현재 t 기의 기대(예상) 곧 $X_{t,t+1}$ 은 현재 t 기에 가용한 모든 정보, 곧 I_t 를 활용한 $t+1$ 기의 X 에 대한 수학적 기대치라고 하는 가설이 합리적 기대가설 또는 시장의 효율성가설이다.

- 2) 위험할증에 대해서는 많은 연구가 이루어져, Fama(1984), Hansen and Hodrick(1980), Hodrick and Srivastava(1984, 1986), Hsieh(1984), 그리고 Korajczyk(1985) 등은 위험할증의 존재를 밝히는 데 성공함과 동시에 선물환율이 미래현물환율의 불편추정치가 아니라는 실증적 계량분석의 결과를 제시하고 있다.
- 3) 환율변동의 정확한 예측을 위한 다양한 환율예측모형의 개발과 예측능력평가는 Meese and Rogoff(1983) 이후 Woo(1985), Finn(1986), 그리고 Schinasi and Swamy(1989) 등에 의해 다양하게 이루어져 왔으나, 환율은 단지 '무작위보행'현상에 불과하다는 주장을 일축시키는 데 일반적으로 실패하고 있다. '무작위보행'이란 어떤 변수가 증가할 가능성과 하락할 가능성이 동일하여 이 변수의 미래 움직임을 예측할 수 없는 경우를 가리키므로 환율은 어떤 계량화되고 정교한 모형에 의해서도 예측할 수 없다는 것이다. 실제로 있어서 외환시장의 딜러들이 단기적인 환율변동을 예측하는 데 있어서는 경제적 변수로 구성된 정교한 환율모형에 의한 예측보다는 기술적 분석방법의 일종인 차트분석기법에 보다 더 큰 비중을 두고 있다는 사실은 Taylor and Allen(1992)에 의해 밝혀진 바 있다.

계가 성립하지 않을 경우, 그것은 단기에서의 先物偏倚(forward bias)가 장기에 있어서도 지속되는 것을 의미하기 때문에(Copeland, 1991; Liu and Maddala, 1992) 선물환율과 미래현물환율 간에 일정한 관계가 성립되지 않기 때문이다. 달리 표현하면 선물환율이 현물환율의 불편추정치이기 위한 필요조건은 선물환율과 미래현물환율 간에 일정한 공적분(cointegrating)관계가 유지되어야 한다는 것이다.

본고는 선물환율이 미래현물환율의 불편추정치인가를 밝히는 데 분석의 목적을 두고 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 기존의 연구들이 시장효율성가설검정에 흔히 이용되는 모형들에 대해 살펴본 후, 제Ⅲ장과 제Ⅳ장에서 위험할증과 공적분벡터의 존재에 대해 분석한 후 선물환율이 미래현물환율의 불편추정치인가에 대해 분석한다. 그리고 제Ⅴ장에서 결론을 내린다.

이와 같은 목적을 위하여 ARCH(autoregressive conditional heteroscedasticity) 모형과 GARCH(generalized ARCH)모형, 충격반응함수와 분산분해, Engle and Granger(1987) 공적분기법, Johansen(1988)의 다변량검정법, 그리고 분수차분(fractional differencing)의 GPH검정을 이용한다. 분석은 1977:1-1997:10의 이탈리아를 제하고 1973:1-1997:10까지의 벨기에, 덴마크, 독일, 일본, 스웨덴, 스위스에 대해 이루어지며, 자료는 IMF의 IFS(International Financial Statistics) CD ROM으로부터 구한다.

II. 이론적 배경

외환시장효율성은 흔히 다음과 같은 방정식을 통해 이루어진다(Bilson, 1981; Hansen and Hodrick, 1980; Huang, 1984; Liu and Maddala, 1992).

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta fp_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$fp_t = \alpha + \beta \Delta s_{t+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서 fp_t 와 Δs_{t+1} 는 각각 선물할증($f_t - s_t$)과 환율의 변화율($s_{t+1} - s_t$), f_t 와 s_t 는 로그를 취한 선물환율과 현물환율을 의미한다. 선물환율이 미래현물환율의 불편예측치일 경우 $\alpha = 0$, $\beta = 1$ 이며, ε_t 가 계열상관을 이루지 않아야 할 뿐만 아니라 정보집합(information set)에 독립성(orthogonality)을 가져야 한다.⁴⁾ 그것은 선물

환율이 미래현물환율에 대한 이용가능한 모든 유용한 시장정보를 압축하고 있기 때문에 오차항이 체계적인 정보(systematic information)를 포함하지 않는 백색오차라는 것을 의미한다. 이러한 검정보형 외에도 식 (3)과 같이 예측오류($s_{t+1}-f_t$)가 이용가능한 정보집합에 대해 독립적인가에 대해 검정하는 것이다(Fama, 1970; Frankel, 1980; Hansen and Hodrick, 1980).

$$fe_t = \alpha I_t + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

여기에서 fe_t 는 예측오류, I_t 는 정보집합을 나타낸다.⁵⁾ 시장효율성가설은 선물계약이 체결되는 시점에서 이용할 수 있는 정보는 선물환율과 이에 상응하는 미래현물환율 간의 사후적 괴리를 설명하는 데 유용하지 않아야 함을 의미한다. α_i 가 0과 유의하게 상이할 경우 그것은 예측이 이루어질 때 이용할 수 있는 정보와 예측오류가 상관관계를 갖는다는 것을 의미하기 때문에 $\alpha=0$ 의 기각은 선물환율이 미래현물환율의 불편예측치라는 가설을 기각하는 것으로 해석된다.⁶⁾

III. 위험할증검정

선물환율이 미래현물환율의 불편예측치이지 못하다는 데에 많은 연구가 이루어지고 있으며, 이의 원인이 비합리적 기대에 있는 것인지 또는 위험할증에 원인

4) 시장이 기대형성에 있어서 체계적인 실수를 범하지 않음을 의미한다.

5) 독립성검정에 있어서 미래현물환율과 선물환율의 결정을 정확히 설명해 주는 이론적 모형이 아직 발견되지 않고 있다(Gregory and McCurdy 1984). 따라서 정보집합 I_t 에 포함되는 변수는 임의적이 된다. 즉, 어느 변수가 적절하며 합리적인가는 연구자의 판단과 선택에 의해 결정되고 있는 것이다. 흔히 정보집합에는 선물예측오류(forward forecast error)의 시차(fe_{t-1})와 선물할증(fp_t), 예상실질환율변동 등이 이용된다.

6) 또한 예측오류를 설명할 수 있는 정보집합으로서 환율의 예상치 못한 변동, 이른바 'news' 포함할 수 있으며 이는 일반적으로 다음 형태를 갖는다(Edwards, 1982a, 1982b).

$$S_{t+1} - F_t = \alpha_0 + [\alpha_1(M_t'' - M_t'') + \alpha_2(Y_t'' - Y_t'') + \alpha_3(i_t'' - i_t'') + \alpha_4(r_t'' - r_t'')] + \varepsilon_{t+1}$$

여기에서 M_t'' 와 M_t'' 는 당해국과 미국의 예상치 못한 통화량의 변동, Y_t'' 와 Y_t'' 는 실질소득의 예상치 못한 변동, i_t'' (i_t'')와 r_t'' (r_t'')는 예상치 못한 단기이자율과 장기이자율의 변동을 각각 나타낸다. 여기에서 $\alpha_i=0$ 의 기각은 순수히 예상치 못한 요소가 영향을 미치는 것으로 해석할 수도 있고, 또 한편으로는 시장참여자가 정보를 충분히 기대에 반영하지 못한 것으로 해석할 수도 있다. 후자가 성립할 경우, 이는 바로 합리적 기대가설의 기각과 동시에 '강효율형'의 기각과 연결된다. 합리적 기대가 성립된다고 전제하여도, 최소한 선물환율이 미래현물환율의 불편예측치이지는 못하게 된다.

을 두는 것인지, 아니면 두 가지 원인 때문인지에 대해서 규명한다. 위험할증을
 許容하고 바뀌기 이전에 ARCH 모형으로 시차구

ARCH 모형은 Engle(1982)에 의해 도입되고 Engle, Lilien and Robins(1987)에 의해 확대되었으며, Bollerslev(1986)에 의하여 GARCH로 발전되었다. ARCH 모형은 일반적으로 평균방정식과 분산방정식 두 방정식으로 이루어진다. ARCH 모형에서 조건부 분산은 과거 예측오차의 함수로 방정식 (5)와 같이 나타낼 수 있다. GARCH (p, q)모형은 ARCH모형을 연장한 것이나, 좀더 신축적인 시차구조를 허용한다는 장점을 가지고 있으며 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다.⁷⁾

$$s_{t+1} = b_0 + b_1 f_t + \lambda \log h_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

$$h_{t+1} = \beta_0 + \sum_{i=1}^a \beta_i \varepsilon_{t+1-i}^2 \quad (5)$$

$$h_{t+1} = \beta_0 + \sum_{i=1}^a \beta_i \varepsilon_{t+1-i}^2 + \sum_{i=1}^p \theta_i h_{t+1-i} \quad (6)$$

$$\varepsilon_{t+1} | \phi_t \sim N(0, h_{t+1}) \quad (7)$$

ARCH(q)과정에서는 조건분산이 1기 전 오차항제곱의 선형함수로 정의되나 GARCH(p, q)과정에서는 조건분산의 시차가 추가로 포함된다. 즉, GARCH(p, q)에서, $p=0$ 일 경우 이는 ARCH(q)과정이 되며, $p=q=0$ 일 경우 ε_t 가 백색오차(white noise)임을 의미한다.

또한 본고에서는 Jensen의 부등성(Jensen's inequality)으로 인해 발생할 수 있는 이른바 Siegel paradox⁸⁾를 피하기 위해 환율의 수준변수가 아닌 로그형태를 사용한다. 먼저 선물편의의 원인에 대한 식별을 위해 위험할증의 존재에 대해 GARCH모형을 이용하여 추정한 결과는 <표 1>과 같다.

<표 1>에서 ε^2/h 에 대한 Ljung-Box 통계량은 분석대상국 모두에서 시계열상관이 존재하지 않음을 보여 주고 있다. 또한 $\lambda=0$ 이라는 가설에 대한 검증은 선물편의의 결정에 있어서 조건분산의 역할을 결정짓는 데 이용된다. 즉, $\beta_1 = 0$,

7) 식 (4)는 흔히 $s_{t+1} - f_t = b_0 + \lambda \log h_{t+1} + \varepsilon_{t+1}$ 과 같은 형태로도 이용되고 있다. 그러나 본

〈표 1〉 위험할증의 GARCH(1,1)-M 모형

	벨기에	덴마크	독일	이탈리아	일본	스웨덴	스위스
b_0	0.18*	0.05	-0.15*	0.15	0.20*	0.02	-0.03
	(2.75)	(0.78)	(-2.61)	(1.43)	(4.27)	(1.13)	(-1.67)
b_1	0.91*	0.90*	0.95*	0.97*	0.97*	0.95*	0.95*
	(51.8)	(36.7)	(63.0)	(69.1)	(111)	(94.8)	(65.4)
λ	1.83*	1.97*	2.79*	0.80*	-0.31 ^a	1.03*	0.74*
	(3.90)	(2.22)	(2.86)	(2.98)	(-1.78)	(5.13)	(3.01)
β_0	0.0008*	0.0015*	0.0016*	0.0008*	0.0009*	0.0005*	0.0014*
	(3.86)	(3.65)	(4.48)	(4.78)	(3.90)	(4.01)	(3.12)
β_1	0.35*	0.20*	0.21*	0.48*	0.61*	0.46*	0.56*
	(3.63)	(2.31)	(2.21)	(3.50)	(3.62)	(3.32)	(3.39)
θ_1	0.41*	0.38*	0.36*	0.26*	0.21*	0.40*	0.17*
	(5.36)	(3.54)	(3.37)	(2.28)	(2.12)	(4.19)	(2.08)
$Q(12)$	6.29	7.95	7.48	5.07	14.0	7.24	9.71
	(0.900)	(0.788)	(0.824)	(0.955)	(0.300)	(0.841)	(0.641)
$Q(24)$	17.3	18.0	18.3	18.0	22.9	17.9	20.5
	(0.835)	(0.801)	(0.788)	(0.801)	(0.525)	(0.804)	(0.670)
$Q(36)$	27.3	39.7	32.8	32.5	32.1	37.3	28.7
	(0.851)	(0.305)	(0.616)	(0.634)	(0.656)	(0.406)	(0.801)

주: 1) 괄호 안의 숫자는 계수의 t 통계량, 그리고 *는 5%에서 유의함을 나타냄.

2) ω 는 7%에서 유의함

3) Q 는 괄호 안의 시차에서 ϵ^2/h 에 대한 Ljung-Box통계량을 의미함.

$\lambda=0$ 일 경우 위험할증이 존재하지 않음을, $\beta_1 \neq 0$, $\lambda=0$ 일 경우 일정한 위험할증이 존재함을, 그리고 $\beta_1 \neq 0$, $\lambda \neq 0$ 일 경우 시간연동 위험할증이 존재함을 의미한다. 또한 β_1 과 θ_1 이 5% 수준에서 영과 유의하게 다른 것으로 나타남으로써 GARCH효과가 존재하고 있음을 보여 주고 있다. 특히 λ 가 7% 유의수준에서 영과 다른 것으로 나타나는 일본을 제외하고 분석대상국 모두에서 $\beta_1 \neq 0$, $\lambda \neq 0$ 임으로써 시간연동 위험할증이 존재함을 알 수 있다(Domowitz and Hakkio, 1985).

IV. 공적분 및 선물편의 원인검정

선물환율이 일시적(단기적)으로 미래현물환율과의 괴리(선물편의)를 나타낼 수도 있다. 그것은 대부분의 이론이 가정하는 것과 달리 선물환율에 정보의 반영이 이루어지는 데 시차가 존재할 수 있기 때문이다. 따라서 선물편의가 어느 정도의 시차를 두고 사라짐으로써 선물환율이 미래현물환율의 불편추정치가 될 수 있을 가능성도 있다. 이러한 것을 파악하기 위해서는 오차수정방정식의 도입이 필요하며 여기에는 반드시 두 환율이 공적분관계를 가져야 하며 이러한 공적분관계를 갖는가를 파악하는 데는 먼저 시계열의 단위근검정이 먼저 이루어져야 한다.

공적분기법은 Engle and Granger(1987)에 의해 개척된 비교적 새로운 통계적 개념이다.⁹⁾ 공적분을 일반적으로 표현하면 각 변수가 정상적(stationary)이지 않아도 두 변수의 선형배합이 정상적이면 두 변수는 공적분관계를 갖는다고 할 수 있다.

EG(Engle-Granger) 공적분기법에는 대표적인 것으로 단순DF(Dickey-Fuller) 검정법과 ADF(augmented DF)검정법이 있다. 이러한 두 가지 검정법은 다음과 같은 이른바 공적분회귀분석(cointegrating regression)을 하는 것이다.

$$X_t = a + dY_t + u_t \quad (8)$$

여기에서 X_t 와 Y_t 는 공적분검정을 위한 시계열이다. 두 검정법은 공적분회귀로부터 추정된 잔차의 단위근을 갖는가에 대해 검정하는 것이다. 단위근이 존재하는 것으로 나타날 경우 X_t 와 Y_t 두 시계열은 공적분되지 않게 된다. DF검정법은 식 (9)를 회귀분석한다.

$$D\hat{u}_t = \delta\hat{u}_{t-1} + e_t \quad (9)$$

여기에서 δ 가 통계적으로 유의하게 0보다 작을 경우 공적분된다. 이러한 DF검

9) Engle과 Granger는 두 시계열이 공적분관계를 갖는다는 가설을 분석할 수 있는 여러 가지 검정법을 제시하고 있다. 또한 공적분관계가 존재할 경우 검정력과 여러 유의수준에서 검정에 대한 적절한 임계치를 구성하기 위하여 시뮬레이션분석을 실시하였다. 여기에서 귀무가설은 공적분관계가 존재하지 않는다는 것이다.

정법은 1차시차모형이 정확하다는 것을 전제로 하고 있다. 따라서 DF회귀로부터의 잔차가 백색오차가 되도록 식 (10)과 같이 $D\hat{u}_t$ 의 추가시차를 포함하는 것이 ADF검정법이다.

$$D\hat{u}_t = \delta\hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i D\hat{u}_{t-i} + e_t \quad (10)$$

여기에서 \hat{u}_{t-1} 의 계수가 유의하게 0보다 작을 경우 공적분관계가 이루어진다. 공적분은 동태적으로 불안정적인 시계열 간의 균형에 대한 검정이므로 먼저 두 변수가 각각 $I(0)$ 가 아님을 밝혀야 한다.¹⁰⁾ 그러나 DF검정법은 오차항이 백색오차인 경우에 한하여 유효하기 때문에 오차항이 백색오차이지 못할 경우 백색오차를 갖도록 적절한 시차를 포함시키는 ADF검정법을 이용한다.¹¹⁾ 다음은 OLS를 이용하여 추정하는 ADF검정법을 보여준다.

$$DX_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j DX_{t-j} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$D^2 X_t = \beta_0 + \beta_1 DX_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j D^2 X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (12)$$

여기에서 D 는 차분연산자(difference operator)로서 $DX_t = X_t - X_{t-1}$ 과 $D^2 X_t = DX_t - DX_{t-1}$ 을 나타내며, p 는 ε_t 가 실증적으로 백색오차, 즉 계열비상관잔차일 수 있도록 선택된다.¹²⁾ 또한 귀무가설은 X_t 가 $I(1)$ 이라는 것이며, t 통계량을 이용

10) 물론 단위근검정에는 계열상관뿐만 아니라 이분산을 조정하기 위하여 DF검정법의 t 통계량을 조정한 $Z(t)$ 통계량을 이용하는 PP(Phillips-Perron)검정법을 이용할 수 있으나 그 결과의 차이에 있어서 유의할 만한 차이를 보이지 않기 때문에, 그리고 본고의 목적이 공적분관계와 오차수정방정식의 도입에 의한 불편추정치 판정 여부와 예측력비교에 있으므로 제외한다.

11) Schwert(1987)는 Monte-Carlo evidence에 근거하여 PP검정법은 불안정하다는 귀무가설을 기각하는 경향을 강하게 갖고 있기 때문에, 교차검정을 위하여 ADF통계량을 구할 것을 권하고 있다.

12) 단위근검정의 단순 DF검정법은 다음의 세 가지 회귀모형을 추정하는 것이다.

$$y_t = \hat{\alpha}y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad y_t = \mu^* + \alpha^*y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad y_t = \tilde{\mu} + \beta t + \tilde{\alpha}y_{t-1} + \varepsilon_t$$

여기에서 $\hat{\alpha}$, α^* , $\tilde{\alpha}$ 은 기울기계수(slope coefficients)이며, μ^* 와 $\tilde{\mu}$ 는 상수항, β 는 추세변수의 계수, ε_t 는 오차항을 나타낸다. 귀무가설은 $|\alpha|=1$ 일 때 시계열 y_t 는 불안정(nonstationary)이며 단위근을 갖는다는 것이다. 만약 $|\alpha|>1$ 일 경우 y_t 역시 불안정적이나 확산근(explosive root)을 갖는다. 반대로 $|\alpha|<1$ 일 경우 y_t 는 안정적 시계열로 수렴하게 된다.

〈표 2〉 단위근검정

		벨기에	덴마크	독 일	이탈리	일 본	스웨덴	스위스
현물환율	수준변수	-1.62	-148	-2.05	-1.34	-0.89(3)	-1.32(1)	-1.86(1)
	차분변수	-16.7*	-17.1*	-16.9*	-14.3*	-8.69(2)*	-15.3*	-16.6*
선물환율	수준변수	-1.43	-148	-2.07	-1.45(2)	-0.93(3)	-1.31	-1.89(1)
	차분변수	-14.5*	-17.1*	-16.6*	-9.67(1)*	-8.57(2)*	-14.5*	-16.5*

주: 1) () 안의 숫자는 시차길이를 나타낸다.

2) 0.05(0.01) 유의수준에서 -2.88(-3.46)임(Fuller, 1976, p.373).

3) *는 유의수준 5%에서 단위근을 갖는다는 가설을 기각함을 나타낸다.

하여 β_1 의 계수가 통계적으로 유의하게 0보다 작을 경우 기각된다. 검정통계량이 좌측으로 치우쳐 분포하기 때문에 DF는 Monte Carlo experiments를 이용하여 검정통계량의 표본분포와 그 유의수준을 도출하고 있다. 앞에서 언급한 기법을 이용하여 분석대상국의 선물환율과 현물환율의 수준변수와 1차차분변수에 대한 단위근검정을 실시한 결과는 〈표 2〉와 같다.

ADF검정의 경우 검정통계량을 구하기 위한 시차수는 계열상관을 제거하기에 충분하여야 하므로, 최대의 시차 12를 제공한 후 Ljung-Box Q통계량을 이용하여 잔차의 백색오차를 확인한다. 이 때 잔차가 백색오차인 것으로 나타나면 시차수를 한 단계 축소시키는 방법을 통해 다시 모형을 체크한다. 이와 같은 방법을 통해 선택된 시차길이는 각 통계량 옆의 괄호 안에 표시한다. 또한 *는 5% 유의수준에서 시계열자료가 단위근을 갖는다는 귀무가설의 기각을 나타낸다.

표에서 보는 바와 같이 수준변수는 0.05 수준에서 귀무가설을 기각하는 데 실패하고 있는 반면에, 1차차분한 시계열자료는 5% 수준에서 완벽하게 귀무가설의 기각에 성공하고 있음을 보여 주고 있다. 안정성을 갖기 위하여 1차차분을 필요로 하는 시계열 $I(1)$ 로 확인되면, 다음 단계로 $I(1)$ 시계열 간의 선형결합에 대한 분석이 필요하다. 〈표 3〉은 선물환율과 현물환율의 공적분검정 결과를 보여 주고 있다.

여기에서 시차수는 단위근검정에 적용한 방법과 동일한 절차를 통해 결정한다. 〈표 5〉에서 ADF1은 $(t+1)$ 기의 현물환율이 종속변수이고, t 기의 선물환율이 설명변수이며, ADF2는 t 기의 선물환율이 종속변수이고 $(t+1)$ 기의 현물환율이 설

〈표 3〉 공적분검정

	벨기에	덴마크	독 일	이탈리아	일 본	스웨덴	스위스
ADF1	-4.26*(6)	-6.34*(5)	-4.43*(6)	-5.73*(3)	-4.19*(11)	-4.26*(6)	-6.51*(5)
ADF2	-4.28*(6)	-6.34*(5)	-4.63*(6)	-7.44*(1)	-4.23*(11)	-4.19*(6)	-4.47*(6)

주: 1) ADF1은 $(t+1)$ 기의 현물환율이 종속변수이고 t 기의 선물환율이 설명변수임.

2) ADF2는 t 기의 선물환율이 종속변수이고 $(t+1)$ 기의 현물환율이 설명변수임.

3) *는 5% 유의수준에서 CI됨을 의미함(Engle and Granger, 1987, p.269에서 인용).

명변수이다. 검정결과 분석대상국 모두에서 선물환율과 현물환율이 공적분관계를 갖지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데 성공함으로써 양 환율이 안정적 관계를 갖는다는 것을 명확히 보여 주고 있다.

그러나 EG검정은 몇 가지 문제점을 안고 있는 것으로 밝혀지고 있기 때문에 Johansen의 다변량공적분기법을 이용하여 살펴본다.¹³⁾ Johansen의 다변량검정법은 $I(1)$ 변수들이 k 차의 벡터자기회귀과정을 따르는 것으로 가정하면 식 (13)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \Gamma_k \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, \\ (t=1, \dots, T) \quad (13)$$

또한 최대 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 가설에 대한 尤度比檢定統計量 (likelihood ratio test statistic), 즉 trace 검정은 식 (14)과 같이 구할 수 있으며¹⁴⁾

13) 변수가 두 개일 경우 Johansen검정과 EG검정 중 어느 검정법이 우수한가를 판단하기는 어렵다. 그러나 본고는 정수차분에 의한 공적분기법은 뒤에 언급하게 되는 문제점을 가지고 있기 때문에 분수차분에 의한 검정을 실시한다. 즉, 정수차분의 문제점을 노정시키고 분수차분에 의해 결론을 도출하는 데 목적을 두기 때문에 EG와 Johansen 두 개의 정수차분에 의한 공적분기법을 도입한다. 또한 EG공적분기법은 다음과 같은 단점을 갖는 것으로 알려져 있다. 낮은 검정력을 가지며(Hendry, 1986; Dolado, Jenkins and Sosvilla-Rivero, 1990), 상대적으로 높은 임계치를 이용하기 때문에 공적분관계를 갖지 않는다는 귀무가설의 기각이 용이하지 않고(Engle and Yoo, 1987; Siklos, 1989), 몇 개의 공적분관계가 존재하는가를 결정하지 못하며(Clements 1989), 어떤 변수가 좌변항에 위치하느냐에 따라 공적분관계가 바뀔 수 있다(Hung, Kim, and Ohno, 1993). 이에 비해 Johansen의 다변량공적분기법은 다음의 네 가지에 있어 EG검정보다 우수하다(Siklos, 1993). 첫째, VAR모형을 이용하기 때문에 data의 시계열특성을 충분히 파악할 수 있다. 둘째, 모든 공적분벡터의 추정치를 도출할 수 있다. 셋째, 공적분벡터 개수에 대한 검정통계량을 구할 수 있다. 넷째, 모형 내의 모든 변수가 내생변수일 수 있기 때문에 VAR모형이 정확할 수 있다.

14) 여기에는 세 가지 경우가 가능하다. 즉 Π 의 계수가 시스템 내 변수의 개수를 나타내는 p 와 일치하면 Π 는 완전계수이며, 이는 벡터과정 x_t 가 안정적임을 의미한다. 또한 Π 의 계수가 0이면 Π 가 공행렬이며 이는 변수들 간에 장기적 관계가 존재하지 않음을 의미한다.

선물환율과 현물환율 간의 공적분검정결과는 <표 4>와 같다.

$$trace = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (14)$$

<표 4>에서 우도비검정통계량을 구하기 이전에 투입되는 시차길이가 결정되어야 한다. 시차길이는 Ljung-Box Q검정통계량을 이용하여 모형을 체크하여 잔차가 백색오차이지 않을 경우 모형이 백색오차일 때까지 시차의 길이를 증가시킨다.¹⁵⁾ 그러나 결과가 선택한 시차수에 민감한가에 대해 살펴보기 위하여 모형의 백색오차를 가능케 하는 최소의 시차수인 4부터 11까지 조사하였다.¹⁶⁾

표에서 나타난 바와 같이 일본을 제외한 국가에서는 두 환율이 공적분관계를 갖지 않는 것으로 나타나고 있다. 단지 덴마크의 경우에는 공적분관계를 갖는 듯하나 결과가 시차수에 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다.

이제 분수공적분기법을 이용하여 장기에서 일정한 관계가 성립하는가에 대해 분석한다. 분수공적분기법은 Engle and Granger에 의해 제시된 공적분개념과 Granger and Joyeux(1980)와 Hosking(1981)에 의해 경제학에 도입된 분수차분개념을 결합한 접근법이다. 분수차분기법은 기존의 연구들이 주로 사용한 Dickey-Fuller류의 整數差分(integer differencing)이라는 인위적 제약에 구속되지 않는다는 장점을 가지고 있다.

분수차분모형의 큰 장점 중 하나는 定常性和 趨勢回歸性向을 구분해 준다는 것이다. 시계열의 정상성을 위한 조건은 분수차분계수가 0.5보다 작다는 것이다 ($d < 0.5$). 그러나 d 값이 1보다 작을 경우 시계열에 주어진 예상치 못한 충격은 연이은 상반효과에 의해 결국은 소멸하게 된다. 따라서 이 경우 시계열은 일시적으

만약 $0 < \pi$ 계수 $= r < p$ 일 경우 장기관계 또는 공적분관계가 존재하게 된다.

- 15) 선정된 최소시차에 대한 잔차의 정규분포성검정을 실시한 결과 표에서 보는 바와 같이 잔차가 정규분포한다는 가설을 기각할 수 없다는 것을 알 수 있다.

	벨기에	덴마크	독 일	이탈리아	일 본	스웨덴	스위스
sk	0.042	0.051	0.004	0.124	-0.008	0.124	0.070
	(0.771)	(0.721)	(0.978)	(0.431)	(0.956)	(0.388)	(0.624)
ku	0.055	0.039	0.133	0.092	0.105	0.133	0.151
	(0.847)	(0.891)	(0.645)	(0.763)	(0.716)	(0.645)	(0.602)

주: sk와 ku는 왜도와 초과침도, () 안의 숫자는 $sk=0$, $ku=0$ 에 대한 유의수준을 의미함.

- 16) Q통계량을 이용한 시차선택에 관해서는 MacDonald and Taylor(1991, 1993), Pippenger(1993), Drake(1993), Cheng and Lai(1993) 참조.

〈표 4〉 다변량공적분검정^{a)}

		벨기에				덴마크			
		var(8)	var(9)	var(10)	var(11)	var(5)	var(6)	var(7)	var(8)
trace	$r=0$	15.02	13.89	13.14	14.00	25.24*	22.15*	17.46	19.66
	$r \leq 1$	5.629	4.610	5.807	4.340	3.213	3.710	3.904	4.450
λ_{\max}	$r=0 r=1$	9.394	9.287	7.339	9.665	22.02*	18.44*	13.56	15.21
	$r=1 r=2$	5.629	4.610	5.807	4.340	3.213	3.710	3.904	4.450
		독 일				이탈리아			
		var(5)	var(6)	var(7)	var(8)	var(5)	var(6)	var(7)	var(8)
trace	$r=0$	15.70	13.66	11.84	12.10	10.27	10.29	7.548	12.41
	$r \leq 1$	1.994	2.056	2.121	2.213	4.193	4.136	0.443	4.412
λ_{\max}	$r=0 r=1$	13.71	11.60	9.717	9.892	6.082	5.916	7.105	7.996
	$r=1 r=2$	1.994	2.056	2.121	2.213	4.193	4.316	0.443	4.412
		일 본				스웨덴			
		var(4)	var(5)	var(6)	var(7)	var(8)	var(9)	var(10)	var(11)
trace	$r=0$	33.57*	54.17*	61.89*	27.72*	17.17	13.54	15.51	14.32
	$r \leq 1$	0.784	0.854	1.235	1.097	2.600	3.562	4.486	3.727
λ_{\max}	$r=0 r=1$	32.78*	53.32*	60.66*	26.62*	14.57	9.987	11.03	10.59
	$r=1 r=2$	0.784	0.854	1.235	1.097	2.600	3.562	4.486	3.727
		스위스							
		var(8)	var(9)	var(10)	var(11)				
trace	$r=0$	12.21	8.016	7.215	8.548				
	$r \leq 1$	2.058	1.517	1.350	1.126				
λ_{\max}	$r=0 r=1$	10.15	6.498	5.865	7.421				
	$r=1 r=2$	2.058	1.517	1.350	1.126				

주: 1) a)는 최대 r 개의 공적분벡터가 존재한다는 귀무가설에 대한 통계량임.

2) 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)의 표 참조¹⁷⁾

17) Johansen(1988); Johansen and Juselius(1990)의 표는 11개의 변수를 갖는 모형 ($p \leq 11$)에 대해 full rank로부터 zero rank까지 재산출 및 확대하였다. 또한 두 개의 새로운 case (2* and 2)가 첨가되었다.

로 추세를 이탈하나 결국은 회귀하며, 이를 추세회귀성향(trend reverting tendency)이라 한다. 반대로 d 가 1보다 크면 충격의 효과는 점차 시간이 가면서 누적·지속되는 경향을 띤다. 이상을 요약해 보면 d 값이 0.5보다 작으면 시계열은 정상적이며, 1보다 작다면 추세회귀적이다. 또한 d 값이 0.5와 1 사이에 있는 경우에는 시계열은 비정상적이거나 추세회귀적 성향을 갖게 된다.¹⁸⁾ 분수차분의 요체인 차분계수 d 의 추정을 위하여 Geweke and Porter-Hudak(1983)의 2단계 추정법(이하 GPH)을 이용한다.

$$\begin{aligned}(1-L)^d &= \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\Gamma(j-d)L^j}{\Gamma(-d)\Gamma(j+1)} \\ &= 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3 + \dots\end{aligned}\quad (15)$$

〈표 5〉에서 보는 바와 같이 모든 국가에 있어서 d 추정치가 0과 1사이에 위치함으로써 분수공적분관계가 존재할 가능성을 보여 주고 있다. 이것은 분석대상국 모두에서 $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해 $d=1$ 이라는 귀무가설이 기각된다는 것으로부터 확실히 파악할 수 있다. 또한 d 추정치가 0과 다르다는 대립가설에 대해 d 의 추정치가 0과 같다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 데 성공함으로써 선물환율과 현물환율 간에 공적분관계 또는 분수공적분관계가 존재한다는 것을 알 수 있다. 더욱이 대부분의 경우에 있어서 d 가 0.5보다 작게 나타남으로써 추세회귀적이기보다는 정상적이라는 것도 알 수 있다.

제Ⅲ장에서 본 바와 같이 모든 국가에서 위험할증이 존재하는 것으로, 그리고 두 환율 간에 일정한 관계를 가지고 있는 것으로 나타나고 있기 때문에, 선물편의가 존재하는 것은 선물할증에 원인을 두며, 합리적 기대가설은 성립하는 것으로 결론지을 수 있는가 하는 의문이 남게 된다. 이에 대한 해답은 선물환율에서 위험할증을 제거함으로써 가능하다.¹⁹⁾ 이에 대한 결과는 〈표 6〉에 나타나있다.

18) ARFIMA모형을 이용한 장기적 기억의 존재검정은 차분계수 d 가 0의 값을 갖는가에 대한 검정에 의해 실시된다. 즉, ARFIMA모형에서 d 가 0의 값을 갖는 경우에는 ARIMA와 동일한 형태가 되며 이러한 시계열에는 단기적 기억만이 존재하게 된다. 그러나 d 값이 0과 유의하게 다르다면 이 시계열에는 앞에서 설명된 바와 같이 장기적 기억이 존재한다고 할 수 있다. 만일 d 값이 0.5보다 크다면 이 시계열에는 단위근이 존재하는 것이므로 분수차분계수를 추정한 후 검정을 실시하여야 한다.

19) 기존의 연구에서는 선물환율과 현물환율 간에 공적분관계가 발견되면 선물환율이 미래현물환율의 불편추정치이기 위한 충분조건의 충족 여부를 다음과 같은 오차수정모형을 이용하여 $-\alpha_1 = \beta_1 = 1$ 이고, Σ 항에 있는 모든 시차계수가 영과 같다는 가설에 대해 검정하고

〈표 5〉 GPH검정

		0.525	0.550	0.575	0.600
벨 기 에	d	0.348*	0.304*	0.266*	0.293*
	$d=0$	3.09	3.76	4.62	4.39
	$d=1$	0.0002	0.00002	0.00000	0.00000
덴 마 크	d	0.334*	0.282*	0.251*	0.247*
	$d=0$	3.81	4.62	5.58	5.57
	$d=1$	0.0002	0.00001	0.00000	0.00000
독 일	d	0.315*	0.276*	0.240*	0.372*
	$d=0$	4.50	5.40	6.35	3.50
	$d=1$	0.00013	0.00001	0.00000	0.00000
이탈리아	d	0.198*	0.132*	0.032*	0.045*
	$d=0$	4.67	5.74	7.02	8.26
	$d=1$	0.00003	0.00000	0.00000	0.00000
일 본	d	0.528*	0.448*	0.383*	0.359*
	$d=0$	2.40	2.90	3.76	4.12
	$d=1$	0.0058	0.0006	0.00003	0.00000
스 웨 덴	d	0.391*	0.296*	0.248*	0.120*
	$d=0$	3.25	2.25	2.92	3.86
	$d=1$	0.0006	0.00002	0.00000	0.00000
스 위 스	d	0.196*	0.123*	0.076*	0.088*
	$d=0$	4.37	5.51	6.81	7.17
	$d=1$	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000

주: 1) $d=0$ 은 $d \neq 0$ 이라는 대립가설에 대해 $H_0: d=0$ 이라는 귀무가설에 대한 검정통계량을,
 $d=1$ 은 $d < 1$ 이라는 대립가설에 대해 $H_0: d=1$ 이라는 귀무가설에 대한 단측유의수준
을 나타낸다.

2) *는 5%에서 $d=0$ 이라는 귀무가설을 기각함을 나타낸다.

있다.

$$\Delta s_{t+1} = \alpha_1 \varepsilon_t + \beta_1 \Delta f_t + \gamma_1 \sum_{k=1}^p \Delta s_{t+1-k} + \gamma_2 \sum_{k=1}^p \Delta f_{t-k} + e_{t+1}$$

여기서 ε_t 는 공적분회귀의 잔차이다.

〈표 6〉 효율적 시장 검정

	벨기에	덴마크	독 일	이탈리아	일 본	스웨덴	스위스
F1	4.26 (0.015)	2.03 (0.133)	2.66 (0.071)	4.18 (0.016)	2.76 (0.065)	2.97 (0.043)	6.82 (0.001)
F2	8.54 (0.004)	3.58 (0.059)	4.03 (0.045)	8.21 (0.004)	5.42 (0.020)	5.82 (0.016)	11.4 (0.001)

주: 1) F1은 $b_1=1$ 이라는 귀무가설에 대한 F검정통계량을, F2는 $b_0=0$, $b_1=1$ 이라는 결합가설에 대한 F검정통계량을 의미한다.

2) () 안의 숫자는 유의수준을 나타낸다.

〈표 6〉에서 보는 바와 같이 5% 유의수준에서 $b_1=1$ 이라는 귀무가설은 세 가지 모형의 덴마크, 독일, 일본에서, $b_0=0$, $b_1=1$ 이라는 결합귀무가설은 모든 모형에서 덴마크를 제외하고 기각됨을 보여 주고 있다. 따라서 선물환율과 현물환율이 공적분관계를 갖는다 하더라도 충분조건이 기각됨으로써 선물환율이 미래현물환율의 불편추정치이지 못한 것은 합리적 기대가설의 기각에 따르는 시장의 실패에도 원인을 둔다는 것을 알 수 있다.

V. 결 론

선물환율의 신뢰성은 선물환율의 불편추정치가설과 직결되는데, 그것은 선물환율이 미래현물환율에 대한 모든 이용가능한 유용한 정보를 압축할 경우 선물환율은 미래현물환율의 불편예측치가 되기 때문이다. 그러나 선물환율의 불편추정치는 무위험할증가설과 합리적 기대가설의 결합가설이기 때문에 일반적으로 어디에 원인을 두든 간에 선물편의가 존재하는 것으로 알려져 있다. 즉, 이러한 선물편의는 시장의 기대가 비합리적임으로써 발생할 수도 있고, 위험할증이 존재하기 때문에 발생할 수 있으며 아니면 양자의 결합으로 야기될 수도 있다. 이에 따라 본고는 선물편의의 원인이 어디에 원인을 두는가를 밝히는 데 목적을 두었으며, 자료는 IMF의 IFS CD ROM으로부터 구하였으며, 분석대상국은 벨기에, 덴마크, 독일, 이탈리아, 일본, 스웨덴, 스위스 7개국이며 분석기간은 1977년 1월부터 터인 이탈리아를 제외하고 1973년 1월부터 1997년 10월까지이다.

지금까지의 많은 연구가 이용한 선물편의를 밝히는 가장 보편적인 방법은 선

물환을 예측오류와 이용가능한 정보집합이나 선물환증과의 관계를 검정하는 것이다. 이에 대한 많은 검정결과는 선물환율이 미래현물환율의 불편추정치가 아님을 보여 주고 있다. 그러나 이러한 검정기법이 임의적이며 저자에 따라 그 방법을 달리한다는 단점을 가지고 있기 때문에 보다 더 정밀한 검정기법이 요구된다는 것은 본문에서 밝힌 바와 같다.

본고에서는 먼저 시장에 위험할증이 존재하는가를 밝히기 위하여 GARCH-M 모형을 이용한 결과 모형의 타당성은 물론 분석대상국 모두에서 시간연동 위험할증이 존재하는 것으로 나타났다. 이와 같이 위험할증이 존재하는 것으로 나타나면 선물편의가 위험할증에 원인을 두는 것인가, 아니면 시장의 실패에 그 원인을 두는 것인가를 밝혀야 한다.

선물환율과 현물환율 간에 안정적인 관계가 존재하는가는 두 환율이 공적분관계를 가져야 한다. 만약 두 환율이 공적분관계를 갖지 못할 경우 그것은 단기에서의 괴리(선물편의)가 장기간 지속됨을 의미하며, 공적분관계에 대한 검정이 없이 분석할 경우 그것은 허구적 회귀(spurious regression)라는 결과를 야기시킬 수 있기 때문에 도출된 통계량을 신뢰할 수 없게 된다. 따라서 비교적 근래에 개발된 개념인 공적분개념을 이용하여 선물환율과 현물환율 간에 일정한 관계가 존재하는가를 살펴보는 것이 필요하다. 이에 따라 Engle-Granger 공적분기법을 적용한 결과, 분석대상국 모두에서 선물환율과 현물환율이 공적분관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 또 다른 검정기법인 Johansen의 다변량검정기법을 적용시킨 결과 결과가 시차수에 영향을 받는 것으로 나타난 덴마크와 공적분관계를 갖는 것으로 나타난 일본을 제외한 국가에서 두 시계열이 공적분벡터를 갖지 않는 것으로 나타났다. 이러한 EG검정법과 Johansen검정법은 정수차분, 즉 본문에 언급한 바와 같이 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 이라는 두 가지의 구분에만 의존하기 때문에 추세 회귀적인 성향을 파악하지 못함으로써 잘못된 결론을 도출할 위험이 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위하여 분수차분에 의한 GPH검정기법을 적용한 결과 모든 국가에서 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다.

이러한 검증결과는 일견 시장이 효율적인 것을 인정하게 하는 듯하나, 선물환율과 미래현물환율 간 공적분관계는 불편추정치가설의 필요조건을 충족시키는데 불과하다. 두 시계열이 공적분관계를 갖는 것으로 나타나면 오차수정모형을 통해 일정한 제약조건을 충족시켜야만 시장의 효율성이 인정된다. 본고에서는 과거의 많은 문헌들이 주로 이용하는 오차수정모형을 이용하지 않고, 선물환율에서

위험할증을 제거한 뒤 현물환율과의 관계를 살펴보았다. 그 결과 덴마크를 제외한 모든 국가에서 시장이 효율적이라는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 결국 선물편의가 존재하는 것은 위험할증의 존재 뿐만 아니라 합리적 기대가설의 기각에 따르는 시장의 실패에도 그 원인을 둔다는 것을 밝힐 수 있었다.

參 考 文 獻

1. Bilson, J., "The Speculative Efficiency Hypothesis," *Journal of Business*, Vol. 54, No. 3, 1981, pp. 435-452.
2. Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 1986, pp. 307-327.
3. Cheng, Y.W. and K.S. Lai, "Long-run Purchasing Power Parity during the Recent Float", *Journal of International Economics*, Vol.34, 1993, pp. 181-192.
4. Clements, Michael P., "The Estimation and Testing of Cointegrating Vectors: A Survey of Recent Approaches and an Application to the U.K. Non-Durable Consumption Function", *Applied Discussion Paper* no.79. Oxford: Institute of Economics and Statistics, May 1989.
5. Cochran, S.J and I. Mansur, "Expected Returns and Economic Factors: a Garch Approach", *Applied Financial Economics*, Vol.3, No.2, 1993, pp. 243-254.
6. Copeland, L.S., "Cointegration Tests with Daily Exchange Rate Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 53, No. 2, 1991, pp. 185-198.
7. _____, "Efficiency of the Forward Market Day by Day and Month by Month", *Applied Financial Economics*, Vol.3, No.3, 1993, pp. 79-87.
8. Dickey, D.A. and W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No.366, 1979, pp. 427-431.
9. _____, "The Likelihood Ratio Statistics for

- Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, No.4, 1981, pp. 1057-72.
10. Dolado, J., T. Jenkins, and S. Sosvilla-Rivero, "Cointegration: A Survey of Recent Developments", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 4, 1990, pp. 249-273.
11. Domowitz, I. and C.S. Hakkio, "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market", *Journal of International Economics*, Vol.19, No.1/2,1985, pp. 47-66
12. Drake, L., "Modelling UK House Prices Using Cointegration: An Application of the Johanson Technique", *Applied Economics*, Vol.25, 1993, pp. 1225-1228.
13. Edwards, S., "Exchange Rates and 'News': A Multi-Currency Approach", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 1, No.3, 1982a, pp. 211-224.
14. _____, "Exchange Rate Market Efficiency and New Information", *Economic Letters*, Vol. 9, No.4, 1982b, pp. 377-382.
15. Engle, R.F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, No.4, 1982, pp. 987-1007.
16. Engle, R.F. and B.S. Yoo, "Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems", *Journal of Econometrics*, Vol. 35, No.1, May 1987, pp. 143-159.
17. _____ and C.W.J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, No.2, 1987, pp. 251-76.
18. _____, D.M. Lilien, and R.P. Robinson, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M model", *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 391-407,
19. Fama, E.F., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, Vol. 25, No.2, 1970, pp. 383-417.
20. _____, "Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of Monetary*

- Economics*, Vol. 14, 1984, pp. 319-338.
21. Finn, M.G., "Forecasting the Exchange Rate: A Monetary or Random Walk Phenomenon", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 5, 1986, pp. 181-193.
 22. Frankel, J.A., "Tests of Rational Expectations in the Forward Exchange Market", *Southern Economic Journal*, Vol. 46, No.4, 1980, pp. 1083-1101.
 23. _____ and K.A. Froot, "Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Rate Expectations", *American Economic Review*, Vol. 77, 1987, pp. 133-153.
 24. Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: Wiley, 1976.
 25. Geweke, J. and Porter-Hudak, S., "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 4, 1983, pp. 221-238.
 26. Granger, C.W.J. and Joyeux, R., "An Introduction to Long Memory Time Series Models and Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 1, 1980, pp. 15-39.
 27. Gregory, A.W. and T.H. McCurdy, "Testing the Unbiasedness Hypothesis in the Forward Foreign Exchange Market: A Specification Analysis", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 3, No.3, 1984, pp. 357-368.
 28. Hakkio, C.S. and M. Rush, "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, No.1, 1989, pp. 75-88.
 29. Hansen, L.P. and R.J. Hodrick, "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No.5, 1980, pp. 829-53.
 30. Hendry, D.F., "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, August

- 1986, pp.201-212.
31. Hodrick, R.J. and S. Srivastava, "An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 3, No.1, 1984, pp. 5-29.
32. Hodrick, R.J. and S. Srivastava, "The Covariation of Risk Premiums and Expected Future Spot Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 5, 1986, pp. 5-21.
33. Hosking, J.R.M., "Fractional Differencing", *Biometrika*, Vol. 68, 1981, pp. 165-176.
34. Hsieh, D.A., "Tests of Rational Expectations and No Risk Premium in Forward Exchange Markets", *Journal of International Economics*, Vol. 17, No.1/2, 1984, pp. 173-184.
35. Huang, R., "Some Alternative Tests of Forward Exchange Rates as Predictors of Future Spot Rates", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 3, No. 2, 1984, pp. 153-167.
36. Hung, W., Y. Kim, and K. Ohno, "Pricing Exports: A Cross-Country Study", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, No.1, 1993, pp. 3-28.
37. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231-254.
38. Johansen, S. and K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, No.2, 1990, pp. 169-210.
39. Korajczyk, R.A., "The Pricing of Forward Contracts for Foreign Exchange", *Journal of Political Economy*, Vol. 93, No.2, 1985, pp. 346-68.
40. Liu, P.C. and G.S. Maddala, "Rationality of Survey Data and Tests for Market Efficiency in the Foreign Exchange Markets", *Journal of International Money and Finance*, Vol.11, No. 4, 1992, pp.366-381.
41. MacDonald, R. and M.P. Taylor, "The Monetary Approach to the

- Exchange Rate", *IMF Staff Papers*, Vol.40, No.1, 1993, pp. 89-107.
42. _____, "The Monetary Approach to the Exchange Rate", *Economics Letters*, Vol.37, No.2, 1991, pp. 179-185.
43. Meese, R.A., and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics*, Vol. 14, No.1-2, 1983, pp. 3-24.
44. _____, "Was It Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period", *Journal of Finance*, Vol. 43, No. 4, 1988, pp. 933-948.
45. Meese, R.A. and K.J. Singleton, "On Unit Roots and the Empirical Modeling of Exchange Rates", *Journal of Finance*, Vol. 37, No. 4, 1982, pp. 1029-35.
46. Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, 1992, pp. 461-471.
47. Phillips, P.C.B., "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica*, Vol 55, No.2, 1987, pp. 277-301.
48. Pippenger, M.K., "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: the Case of Swiss Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, 1993, pp. 46-61
49. Schinasi, G.J. and P.A.V.B. Swamy, "The Out-of-Sample Forecasting Performance of Exchange Rate Models When Coefficients Are Allowed to Change", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, 1989, pp. 375-390.
50. Schwert, G.W., "The Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 20, No.1, 1987, pp. 73-103.
51. Siklos, P.L., "Unit Root Behavior in Velocity: Cross-Country Evidence Using Recursive Estimation", *Economics Letters*, Vol. 30, 1989, pp. 231-236.

52. _____, "Income Velocity and Institutional Change: Some New Time Series Evidence, 1870-1986", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 25, No.3, August 1993, Part 1, pp. 377-392.
53. Taylor, M.P. and H.L. Allen, "The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 11, 1992, pp. 304-314.
54. Woo, W.T., "The Monetary Approach to Exchange Rate Determination Under Rational Expectations: The Dollar-Deutschmark Rate", *Journal of International Economics*, Vol. 18, 1985, pp. 1-16.