財務管理硏究 第二十五券 第一號(2008. 3), 1~22

통화선물시장의 상대적 효율성 측정과 비교 : 선진통화 대 신흥통화

김태혁* · 엄철준* · 강석규**

〈요 약〉

본 연구에서는 영국의 파운드화, 일본의 엔화 등 선진 통화선물시장과 한국의 원화, 멕시코의 페소화, 브라질의 리알화 등 신흥 통화선물시장의 효율성을 측정 및 비교하고자 하였다. 본 연구의 분석에 이용된 자료는 시카고상업거래소(CME)에 상장되어 있는 영국 파운드화, 일본 엔화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 통화선물가격과 한국증권선물거래소(KRX)에 상장되어 있는 한국 원화 통화선물가격과 이에 대응되는 각 국가의 현물환율 자료이며, 각 국가의 선물가격과 현물환율은 미국달러를 기준통화로 하는 유럽식 표기법으로 표시하였다. 선물가격은 잔차항의 자기상관 문제를 야기할 수 있는 중복된 기간을 피하기 위하여 표본기간동안 동일한 간격인 만기 14일전과 만기 28일전의 선물가격으로 구성하였다.

본 연구의 주요결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 신흥통화 선물시장의 한국 원화 선물가격은 선진통화 선물시장의 일본 엔화 선물가격과 함께 예측기간에 관계없이 만기일 실현 현물환율의 불편추정치로서, 위험프리미엄이 없이 만기일 실현 현물환율을 예측하고 있다. 둘째, 한국 원화 선물가격은 브라질 리알화와 멕시코 페소화 등 다른 신흥통화 선물시장의 선물가격과 달리 위험프리미엄이 없이 만기일 실현 현물환율을 예측하고 있다. 셋째, 통화선물의 종류, 예측기간, 검증방법에 따라 불편기대가설의 검증 결과는 달라질 수 있음을 보여주고 있다. 넷째, 일본 엔화와 영국 파운드화 등 선진통화 선물시장간의 상대적 효율성을 비교하면, 일본 엔화 선물시장의 효율성 측정치는 27.06%로 영국 파운드화 선물시장의 효율성 측정치 26.87% 보다 높게 나타나고 있어 일본 엔화 선물시장이 영국 파운드화 선물시장보다 효율적임을 보여주고 있다. 다섯째, 한국 원화, 브라질 리알화와 멕시코 페소화 등 신흥통화 선물시장간의 상대적 효율성을 비교하면, 한국 원화 선물시장의 효율성은 20.77%로 측정되어, 멕시코 페소화 선물시장의 효율성 측정치 11.55%, 브라질 리알화 선물시장의 효율성 측정치 4.45% 보다 높게 나타나고 있어 한국 원화 선물시장이 다른 멕시코 페소화 및 브라질 리알화 등 다른 신흥통화 선물시장보다 효율적임을 보여주고 있다. 끝으로 통화선물시장의 상대적 효율성 측정치는 예측기간에 따라 영향을 받으며, 예측기간이 짧을수록 효율성 측정치가 개선되고 있음을 보여준다.

주제어 : 통화선물시장, 불편기대가설, 상대적 효율성, 선진통화, 신흥통화

논문접수일 : 2007년 05월 01일 논문게재확정일 : 2007년 11월 15일

* 부산대학교 경영학부

** 교신저자, 제주대학교 경영학과, E-mail : kangsk@cheju.ac.kr

*** 이 논문은 2005년 정부(교육인적자원부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (KRF-2005-003-B00105).

Ⅰ. 서 론

본 연구는 영국의 파운드화, 일본의 엔화 등 선진 통화선물시장과 한국의 원화, 멕시코의 페소화, 브라질의 리알화 등 신흥 통화선물시장의 효율성을 측정 및 비교하는 데 그 목적이 있다.

우리나라는 지난 10여 년간 전 세계가 본격적인 글로벌경제체제로 전환되면서 자본의 국가간 이동이 급격히 진행되고 이에 따른 경제주체들의 환위험 노출 정도가 매우 심화됨에 따라 환위험 관리도구로서 1999년 4월 23일 한국선물거래소의 개장과 동시에 원·달러 통화선물을 상장하였다. 원·달러 통화선물은 상장이후 꾸준한 거래증가세를 시현하여 2003년 일평균거래량이 6,073계약에 이르러 시장참여자에게 통화위험 관리수단으로 활용되고 있음을 보여준다. Futures Industry Association(2004)에 따르면, 2004년 209만 계약 기록하여 아시아 거래소 통화선물상품 중 1위의 거래량을 보이고 있으며, 전세계 거래소 130개 통화선물상품 중에서는 10위로 도약하는 괄목한 성장세를 보이고 있다.

본 연구는 통화선물시장의 효율성을 두 가지 관점에서 검토하고자 한다. 첫째, 통화선물시장은 효율적인 시장인가? 가장 단순한 형태의 효율적 시장가설(EMH)은 불편기대가설로서 시장참여자들이 합리적이고 위험 중립적이라는 결합가설의 형태를 지닌다. 만약 시장이 효율적이라면, 현재의 통화선물가격이 미래 현물환율의 불편추정치를 이룰 것이다. 본 연구에서는 공적분 방정식(cointegration equation)의 모수제약을 통하여 현재의 통화선물가격이 미래 현물환율의 불편추정치인지를 검증함으로써 선진 통화선물시장과 신흥 통화선물시장에서 형성되는 선물가격이 미래 기대현물환율의 불편추정치로서의 역할을 하는가를 규명하고자 한다. 둘째, 만약 위험프리미엄의 존재, 시장참여자들의 비합리성, 정보에 대한 가격발견의 비효율성 등으로 인하여 불편기대가설을 기각함으로써 시장의 효율성이 선진 통화선물시장과 신흥 통화선물시장 간에 차이를 보인다면, 본 연구에서 각 시장의 비효율성 정도를 측정·비교하고자 한다. 우리나라를 포함한 멕시코, 브라질 등 신흥 외환시장은 선진국 통화시장에 비하여 중앙은행의 빈번한 시장개입, 정부주도의 환율정책 또는 여러 가지 규제 등으로 시장의 효율성이 낮을 것으로 예상할 수 있다.

지금까지 외환시장의 불편기대가설 검증은 주로 선도환시장을 대상으로 연구가 진행되어 왔으며, 연구결과도 통화의 종류, 검증모형과 방법, 예측기간 등에 따라 상반되는 결과를 보여주고 있다. Barnhart and Szakmary(1991), Alexakis and Apergis(1996) 등은 불편기대가설을 채택하는 증거를 발견한 반면 Hodrick and Srivastava(1986), Hakkio and Rush(1989), 김건우, 이재남(2000), 유태우, 한기수(2002) 등은 불편기대가설을

기각하는 증거를 제시하고 있다.

Kroner and Sultan(1993), Kellard et al.(1999) 등을 위시하여 국내에서 최근 들어 강석규, 김태혁(2005), 강석규(2006) 등은 통화선물시장을 대상으로 불편기대가설을 검정하고 있다. Kroner and Sultan(1993)는 1985년 2월부터 1990년 2월까지 주별 자료를 이용하여 영국, 독일, 스위스, 일본, 캐나다 등 5개 선진국 통화선물시장을 대상으로 불편기대가설을 기각하는 증거를 보여주었다. 그러나 Kellard et al.(1999)은 1976년 5월부터 1996년 12월까지 분기별 자료를 이용하여 국제금융시장(IMM)에 상장되어 있는 독일 마르크화 선물시장의 불편기대가설을 검정하였는데 불편기대가설을 채택하는 결과를 보여주었으며, 강석규, 김태혁(2005)은 1999년 4월 23일부터 2004년 8월 16일까지의 원·달러 현·선물가격 자료를 이용하여 공적분 관계식의 모수 제약을 통한 시장의 효율성 가설 즉 불편기대가설을 검정하였는데 근월과 1개월 원월에서 불편기대가설을 채택하는 결과를 보여주고 있다. 강석규(2006)는 원·달러 통화선물시장과 역외 원·달러 뉴욕 NDF 및 싱가포르 NDF 시장을 대상으로 하여 불편기대가설의 검증, 상대적 효율성 측정, 시장 간 정보의 전이 효율성 등 세 가지 주제를 검토하고 있는데, 이 연구결과에 의하면, 국내 원·달러 통화선물시장은 뉴욕과 싱가포르에서 형성되고 있는 원·달러 역외 NDF 시장과 달리, 위험프리미엄이 없이 미래의 현물환율을 예측한다는 불편기대가설을 채택하고 있음을 보여주고 있다.

본 연구는 Kroner and Sultan(1993), Kellard et al.(1999), 김건우, 이재남(2000), 유태우, 한기수(2002), 강석규, 김태혁(2005), 강석규(2006) 등 기존의 국내외 선행연구와 비교하여 다음과 같은 점에서 차별성과 의의를 지닌다. 첫째, 본 연구는 원·달러 선도환이나 통화선물시장에 국한하지 않고, 최근 국제금융시장에서 신흥시장으로 급부상하고 있는 우리나라, 브라질, 멕시코 등의 신흥통화 선물시장을 대상으로 불편기대가설을 검증하고, 이를 일본, 영국 등 선진통화 선물시장의 불편기대가설 검증결과와 비교하고 있는 점에서 기존의 선행연구와 차별성을 지닌다.

둘째, 본 연구는 외환시장의 효율성 검증인 불편기대가설의 검증 이외에도 일본엔화, 영국파운화 등 선진통화 선물시장과 한국원화, 브라질리알화, 멕시코페소화 등 신흥통화 선물시장의 상대적 효율성을 측정하여, 계량적인 비교를 하고 있는 점에서 기존의 선행연구와 차별성을 지닌다. 국내외적으로 진행되어온 외환시장의 효율성에 관한 검정은 시장의 사회적 효용에 대한 평가라는 점에서 유익할 수 있다. 그러나 효율적 시장가설의 채택 또는 기각 검정은 특정시장의 효율성 정도나 시장의 유효성을 판단하는 기준을 제시할 수 없는 한계점을 지닌다. 본 연구에서는 상대적 효율성 측정방법을 이용하여 처음으로 선진통화 선물시장과 신흥통화 선물시장간의 효율성을 측정·비교하

고 있으며, 상대적 효율성 추정치는 미래 현물환율의 예측치로서 선물가격의 예측 오차분산에 대한 준-오차수정모형(quasi-ECM)의 예측오차분산 비율로 측정되어진다. 이 비율은 효율적 시장의 경우에 1보다 크거나 1에 근접할 것이고, 그 값이 낮으면 낮을수록 상대적으로 내재된 비효율성은 커진다고 할 수 있다.

Ⅱ. 표본자료

본 연구의 분석에 이용된 자료는 시카고상업거래소(CME, Chicago Mercantile Exchange)에 상장되어 있는 영국 파운드화, 일본 엔화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 통화선물과 한국증권선물거래소(KRX, Korea Exhange)에 상장되어 있는 한국 원화 통화선물과 이에 대응되는 각 국가의 현물환율 자료이다. 각 국가의 선물가격과 현물환율은 미국달러를 기준통화로 하는 유럽식 표기법으로 표시하였다.

<표 1> 선진통화선물과 신흥통화선물의 계약명세서

구 분	선진통화		신흥통화		
통화표시	영국 파운드 ($/pound)	일본 엔 ($/yen)	한국 원 (won/$)	멕시코 페소 ($/peso)	브라질 리알 ($/real)
거래장소	CME	CME	KRX	CME	CME
거래단위	62,500 Pound Sterling	12,500,000 Japan Yen	50,000 US$	500,000 Mexican Peso	100,000 Brazilian Real
상장 및 결제월	6개의 3, 6, 9, 12월	6개의 3,6,9,12월	3개의 연속 역월물 및 3, 6, 9, 12월	13개의 연속 역월물 및 3, 6, 9, 12월	12개의 연속 역월물
최종거래일	결제월의 세 번째 수요일 직전 2거래일	결제월의 세 번째 수요일 직전 2거래일	결제월의 세 번째 수요일 직전 2거래일	결제월의 세 번째 수요일 직전 2거래일	결제월의 마지막 거래일
결제방법	인수도결제	인수도결제	인수도결제	인수도결제	현금결제
가격제한폭	없음	없음	없음	없음	없음

<표 1>은 표본자료로 이용되고 있는 선진통화와 신흥통화 선물상품의 주요 계약명세서를 나타내고 있다. 선진통화 선물과 신흥통화 선물의 두드러진 차이점은 최근월물의 결제 주기에 있다. 영국 파운드화와 일본 엔화 등 선진통화 선물의 경우 분기별 결제월 주기를 지니는 반면 한국 원화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 등 신흥통화 선물의 경우 월별 결제월 주기를 지닌다. 또한 브라질 리알화 통화선물은 다른 통화와 달리 결제일에 현금결제가 이루어지는 특징을 지니고 있다.

영국 파운드화와 일본 엔화의 일별 선물가격과 현물환율 자료는 1991년 6월 20일부터 2006년 3월 13일까지의 표본자료를, 브라질 리알화의 일별 선물가격과 현물환율 자료는 1996년 2월 19일부터 2006년 4월 28일까지의 표본자료를, 멕시코 페소화 일별 선물가격과 현물환율 자료는 2000년 10월 3일부터 2006년 5월 15일까지의 표본자료를, 한국 원화 일별 선물가격과 현물환율 자료는 1999년 5월 3일에서 2006년 6월 19일까지의 표본자료를 분석에 이용하였다. 시카고상업거래소(CME)에서 거래되고 있는 영국 파운드화, 일본 엔화, 브라질 리알화, 멕시코 페소화의 일별 선물가격과 현물환율의 종가자료는 Thomson Datastream으로부터 구하였으며, 한국 원화의 일별 선물가격과 현물환율의 종가자료는 한국증권선물거래소(KRX)로부터 구하였다.

본 연구에서는 잔차항의 자기상관 문제를 야기할 수 있는 중복된 기간을 피하기 위해 통화선물가격은 표본기간동안 동일한 간격을 두고 선택되었다(Hansen-Hodrick(1980), Kellard et al.(1999), 강석규, 김태혁(2005) 등). 각 통화 선물가격의 시계열은 동일한 간격인 만기 14일전과 28일전의 선물가격으로 구성되며, 이러한 통화선물가격의 시계열은 각각 F_{t-14}와 F_{t-28}로 표기하였다. 그리고 모든 통화선물계약에 대한 만기일의 현물환율 시계열은 S_t로 표기하였다. 이러한 절차를 통해 표본기간동안 중복되지 않는 관찰치 즉 영국 파운드화와 일본 엔화의 경우 각각 59개의 관찰치, 브라질 리알화의 경우 61개의 관찰치, 한국원화의 경우 43개의 관찰치, 멕시코 페소화의 경우 34개의 관찰치를 최종분석에 이용하였다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 불편기대가설의 검증

불편기대가설(unbiased expectation hypothesis)은 위험 중립 또는 무위험 프리미엄 가설과 합리적 기대가설로 구성된 결합가설의 형태를 지닌다. 이 가설에 따르면 투자자들은 모든 정보를 합리적으로 이용하고 위험에 대해 중립적이기 때문에 현재 시점에서 형성되는 통화선물가격은 미래 현물환율의 불편 추정치를 이루게 된다는 것이다. 이러한 불편기대가설의 검증방법은 식 (1)에서 무위험 프리미엄가설($\beta_1 = 0$)과 합리적 기대가설($\beta_2 = 1$)의 결합 모수제약을 통해 이루어진다.

$$S_t = \beta_1 + \beta_2 F_{t,t-\tau} + \epsilon_t;\ \epsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \tag{1}$$

여기서 S_t는 만기 t시점의 기대현물환율, $F_{t,t-\tau}$는 만기 이전인 $(t-\tau)$시점의 선물가격을 나타낸다.

그러나 비정상적인 시계열자료인 경우 식 (1)의 OLS에 의한 모수의 추정은 허구적 회귀문제를 발생시킨다. 이러한 경우, 식 (1)을 통한 불편기대가설을 정확하게 검정하기 위해서 Engle-Granger(1987)가 언급하고 있는 현물과 선물가격간의 공적분관계를 고려해야 한다.

직접적으로 공적분 관계식의 모수 제약을 허용하는 현물과 선물가격의 결합분포는 다음과 같은 벡터오차수정모형(VECM)으로 표기할 수 있다.

$$\triangle X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \triangle X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + V_t;\ V_t \sim iid(0, \sum) \qquad (2)$$

여기서 X_t는 2×1벡터 $(S_t\, F_{t,t-n})'$이고, V_t는 2×1벡터 $(\nu_{1,t}\, \nu_{2,t})$의 백색잡음 잔차 시계열항이고, $\sum$는 2×2 분산/공분산 행렬이다.

식 (2)는 X_t의 변화에 대한 단기조정계수(Γ_i)와 장기조정계수(Π)의 정보를 포함하고 있으며, Johansen(1991)에 의해 개발된 최대우도추정(maximum likelihood estimation) 절차에 따라 계수를 추정할 수 있다.

공적분관계가 성립 즉 장기조정 계수행렬 Π의 위수(r)가 1이면, X_t 구성시계열인 만기일의 현물환율시계열(S_t)과 만기일 이전의 선물가격시계열($F_{t,\,t-n}$)간의 선형결합은 정상적인 과정을 따르게 되어 1개의 공적분 관계식을 갖게 되며, ΠX_{t-1}은 오차수정항이 된다. 이러한 경우에, 장기조정계수행렬 Π를 $\Pi = \alpha\beta'$의 형태로 분리하여 공적분 관계를 표현할 수 있는데 α는 장기균형상태로의 수렴속도를 측정하는 오차수정계수의 벡터이며, β'는 공적분 모수의 벡터를 나타낸다.

불편기대가설 검증은 공적분 벡터 $\beta' = (1\ \beta_1\ \beta_2)$의 $\beta_1 = 0$이고 $\beta_2 = -1$라는 제약을 통해 이루어지며, 식 (2)에서 잔차 시계열항(V_t)의 백색잡음(white noise)이 보장되어야 한다. 만약 $\beta_1 \neq 0$ 또는 $\beta_2 \neq -1$이라면, 통화선물가격은 위험프리미엄이 존재하거나 현재 시장의 참여자들이 미래의 기대현물환율을 합리적으로 예측하고 있지 않음을 의미한다. 모수제약에 대한 검정통계량은 Johansen-Juselius(1990)이 제안하고 있는 식 (3)의 LR 검정통계량을 이용하였다. λ_1와 λ_2은 각각 제약모형과 비제약모형의 가장 큰 고유 값을 의미하고 T는 관찰치의 수를 나타낸다. 통계량은 β'에 대한 제약 수와 동일한 자유도를 지니며 점근적으로 분포한다.

$$-T[\ln(1-\lambda_1)-\ln(1-\lambda_2)] \sim \chi^2(2) \quad (3)$$

그리고 식 (2)에서 잔차 시계열항의 백색잡음(white noise)을 보장하는 모형의 진단은 잔차 시계열항의 계열상관 LM(6) 검정, Jarque-Bera의 정규성검정, 그리고 White의 이분산성 검정을 통해 검토된다.

2. 상대적 효율성 추정방법

외환시장의 효율성 가설의 채택 및 기각 실패가 반드시 그 가설을 입증하는 강한 증거를 의미하는 것은 아니며, 낮은 통계적 유의수준, 실제 존재하지만 낮은 비효율성, 그리고 소표본편의(small sample bias)에 의해서도 발생할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 Kellard et al.(1999)의 상대적 효율성 측정방법을 이용하여 통화선물시장의 상대적 효율성 추정치를 측정하고 비교한다. 상대적 효율성 추정치는 미래 현물환율의 예측치로서 통화선물가격의 예측오차분산에 대한 준-오차수정모형(quasi-ECM)의 예측오차분산 비율로 측정되어진다. 이와 같은 상대적 효율성 추정방법은 다음과 같다.

공적분된 시계열의 모형은 오차수정모형으로 표기할 수 있다. 만약 식 (1)에서 $\beta_2 = 1$의 제약이 기각되지 않는다면, 장기균형측면에서 미래의 현물환율(S_t)은 현재의 선물가격($F_{t-\tau}$)에 상수항(β_1)을 더한 값과 같다. 따라서 미래 현물환율의 변동에 대하여 현재 베이시스($F_{t-\tau} - S_{t-\tau}$) 와 과거 현물 및 선물가격의 변동을 회귀한 다음과 같은 준-오차수정 모형(quasi error correction model : quasi-ECM)으로 표현할 수 있다.

$$S_t - S_{t-\tau} = \theta_0 + \theta_1(F_{t-\tau} - S_{t-\tau}) + \sum_{i=1}^{k} \lambda_i (S_{t-i} - S_{t-\tau-i}) + \sum_{i}^{k} \gamma_i (F_{t-i} - F_{t-\tau-i}) + \epsilon_t \quad (4)$$

모형 (4)는 현재의 베이시스 비율이 미래 현물환율의 변화비율을 예측하는데 있어서 추가적인 정보를 제공하며, 과거 현물 및 선물가격의 변화비율 등 모든 시차계수의 통계적 유의성 검정으로 시장의 비효율성 증거를 제공한다.[1] 또한 모형 (4)는 미래 현물환율에 대한 예측능력을 나타내므로 미래 현물환율에 대한 예측오차분산(ϵ_t^2)을 산출한다.

한편 현재 선물가격이 미래 현물환율에 대한 예측정보를 내포한다면 미래 현물환율은 선물가격($F_{t-\tau}$)과 위험프리미엄($E[(S_t - F_{t-\tau})]$)의 합으로 측정될 수 있다. 이는 선물

1) 식 (4)에서 k차수는 AIC값에 의거하여 선택한다.

가격의 체계적인 할인이나 할증의 가능성을 고려한 것이다. 따라서 오직 선물가격만의 정보에 의하여 추정된 미래 현물환율에 대한 예측오차분산은 $(S_t - F_{t-\tau})$의 표본 분산으로 측정할 수 있다.

$$\Phi = \frac{(n-2k-2)^{-1}\sum_{t=1}^{n}\hat{\epsilon}_t^2}{(n-1)^{-1}\sum_{t=1}^{n}[(S_t - F_{t-\tau}) - (\overline{S_t - F_{t-\tau}})]^2} \tag{5}$$

시장의 효율성 추정치(Φ)는 식 (4)에 의한 미래 현물가격에 대한 예측오차분산(ϵ_t^2)과 선물가격 정보만으로 추정된 미래 현물가격에 대한 예측오차분산의 비율로 측정할 수 있다. 즉 식 (5)와 같이 표현할 수 있다. 식 (5)에서 n은 식 (4) 추정에 이용된 관찰치의 수이며 $(2k+2)$는 식 (4)의 추정 모수의 수이다. 식 (5)의 분자는 식 (4)에 기초한 예측오차분산을 측정한 것이며, 분모는 선물가격에 기초한 예측오차의 표본 분산이다.

본 연구의 효율성 추정치(Φ)는 식 (4)와 선물가격에 기초한 예측치의 상대적 성과를 측정하는 것이라 할 수 있다. 각 시장의 효율성 추정치(Φ)가 1보다 크거나 1에 근접할수록 효율적인 시장을 의미하며, 그 값이 낮을 수록 내재된 비효율성은 상대적으로 커진다고 할 수 있다. 효율성 추정치(Φ)는 시장효율성 검정의 표준방법이라 할 수 있는 회귀 식 (4)의 최소자승 추정방법에 기초하고 있다. 그러므로 전통적 검정과 관련하여 유용한 측정치를 제공한다. 효율성 추정치(Φ)는 사전검정에 대한 해답없이 효율성 정도에 대한 바람직한 추정치를 제공한다.

Ⅳ. 통화선물시장의 실증분석

1. 기초통계량

분석 자료의 기초통계량은 <표 2>에 제시하였다. <표 2>는 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, Jarque-Bera의 정규성 검정, Phillips-Perron의 비정상성 검정을 포함하고 있다.

영국 파운드화 통화선물계약에서 표본기간동안 만기일의 실현 현물환율(S_t)은 평균 달러당 0.621파운드로, 만기 14일전과 28일전의 선물가격보다 낮게 형성되고 있다. 한국 원화 통화선물계약에서도 만기일의 실현 현물환율(S_t)은 평균 달러당 1,158.10원으로, 만기 14일전과 28일전의 선물가격보다 낮아 콘탱고(contango)관계가 있음을 보여

<표 2> 분석 자료의 기초 통계량

구 분			obs	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B	PP	PP(1D)
선진통화	영국 파운드화 (pound/$)	현물(S_t)	59	0.621	0.050	-0.194	2.344	1.431(0.489)	-2.28	-8.26**
		선물(F_{t-14})	59	0.625	0.050	-0.341	2.458	1.861(0.394)	-2.29	-7.89**
		선물(F_{t-28})	59	0.622	0.049	-0.131	2.271	1.476(0.478)	-2.18	-7.83**
	일본 엔화 (yen/$)	현물(S_t)	59	114.86	11.410	0.092	3.167	0.152(0.927)	-2.73	-7.80**
		선물(F_{t-14})	59	114.69	11.490	0.122	3.192	0.238(0.888)	-2.76	-7.67**
		선물(F_{t-28})	59	114.44	11.476	0.021	3.015	0.005(0.998)	-2.79	-7.65**
신흥통화	한국 원화 (won/$)	현물(S_t)	43	1158.10	102.38	-0.254	2.308	1.319(0.517)	-1.52	-5.95**
		선물(F_{t-14})	43	1162.11	102.26	-0.320	2.342	1.510(0.470)	-1.42	-5.68**
		선물(F_{t-28})	43	1161.02	98.83	-0.411	2.504	1.648(0.439)	-1.09	-5.46**
	멕시코 페소화 (peso/$)	현물(S_t)	34	10.403	0.785	-0.297	1.726	2.799(0.247)	-1.79	-5.23**
		선물(F_{t-14})	34	10.428	0.818	-0.369	1.696	3.181(0.204)	-1.87	-6.62**
		선물(F_{t-28})	34	10.444	0.811	-0.353	1.658	3.255(0.196)	-1.52	-5.38**
	브라질 리알화 (real/$)	현물(S_t)	61	2.098	0.799	0.184	2.075	2.519(0.284)	-1.09	-6.71**
		선물(F_{t-14})	61	2.071	0.767	0.030	1.783	3.771(0.152)	-0.83	-7.97**
		선물(F_{t-28})	61	2.100	0.801	0.117	1.940	2.997(0.223)	-1.13	-8.52**

주) 1. J-B는 Jarque-Bera(1980)의 정규성 검정통계량이며, ( )은 유의수준 확률 값을 의미함.
2. PP와 PP(1D)는 각각 수준시계열과 1차 차분시계열에 대한 상수항과 선형추세를 고려한 Phillips-Perron검정방법에 의한 시계열의 비정상성 가설 검정통계량을 의미하며, Mackinnon이 제시하는 1% 이하의 유의수준 통계량은 대략 -4.28임.
3. **는 1% 이하의 유의수준을 나타냄.

주고 있다. 이러한 관계는 멕시코 페소화 통화선물계약에서도 나타나고 있다. 이와 달리, 일본 엔화 통화선물계약의 경우, 만기일의 실현 현물환율(S_t)은 평균 달러당 114.86엔으로, 만기 14일전과 28일전의 선물가격보다 높아 노말 백워데이션(normal backwardation)관계가 있음을 보여준다.

모든 통화선물계약에서 Jarque-Bera의 정규성 분포 검정은 분포의 정규성을 기각하지 않음을 보여주고 있으며, 선물가격과 현물환율 시계열의 비정상성 PP 검정통계량은 시계열이 비정상적이라는 귀무가설을 기각할 수 없음을 보여주고 있다. 또한 1차 차분 시계열의 비정상성 PP 검정통계량은 모든 통화선물계약에서 시계열이 비정상적이라는 귀무가설을 1% 이하의 유의수준에서 기각하고 있음을 보여준다. 따라서 모든 통화선물계약에 있어 공적분 분석의 필요조건인 만기일의 실현된 현물환율과 만기 14일전 및

28일전 선물가격 시계열이 1차 적분되어 있음을 알 수 있다. 이하 분석에서 이용되는 모든 시계열 자료는 자연대수를 취하여 변환한 자료를 이용하였다.

2. 불편기대가설의 검증결과

공적분 관계가 성립하기 위해서는 각 시계열이 동일한 차수로 적분되어 있어야 한다. 앞에서 정상성 검정 결과에서 만기일의 실현 현물환율과 만기 14일전 및 28일전의 선물가격은 1차 적분 시계열이므로 공적분 관계가 존재하기 위한 전제조건을 충족하고 있다.

<표 3>은 만기 14일전의 선물가격과 만기일 현물환율의 관계에서 결정요소로 상수항만을 포함하는 공적분 벡터오차수정모형인 식 (2)의 차수선택에 따른 AIC(1973)의 검정결과를 나타내고 있다.

<표 3>에서 보여주는 바와 같이 식 (2)에 기초하여 4시차부터 내림차순으로 검정하였으며, i = 1일 경우 즉 시차가 1일 때 AIC(1973)값이 가장 낮음을 보여주고 있다. 따라서 1시차를 지닌 벡터오차수정모형을 이용하여 공적분 분석에 이용하였다.

<표 3> 벡터오차수정모형의 AIC검정 : 만기 14일전의 선물환율과 만기일 실현 현물환율의 관계

구 분	영국파운드화	일본엔화	한국원화	브라질리알화	멕시코페소화
i = 1	-8.266229	-7.660939	-9.535381	-5.201175	-9.573159
i = 2	-8.229868	-7.516079	-9.216628	-4.992688	-9.196604
i = 3	-8.078847	-7.313865	-9.174420	-4.738775	-8.880678
i = 4	-7.983503	-7.078333	-8.942621	-4.529192	-8.872504

<표 4>는 만기일의 실현 현물환율과 선물가격간의 공적분 관계에 대한 추정통계량을 나타낸다.

<표 4>에 의하면 모든 선진통화선물과 신흥통화선물 계약에 있어서 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설 즉 $r=0$은 λ_{trace}와 $\lambda_{\max}$통계량에서 1% 이하의 유의수준으로 기각된다. 그러나 공적분관계가 기껏해야 한 개가 존재한다는 가설 $r=1$은 기각하지 않는다. 따라서 모든 선진통화선물과 신흥통화선물 계약에 있어 만기 14일전 선물가격(F_{t-14})과 만기일의 실현 현물환율(S_t) 간에 공적분 관계가 성립하고 있음을 보여준다. 제시하지 않았지만 만기 28일전 선물가격과 만기일의 실현 현물환율간에도 공적분 관계가 성립하였다.

<표 4> Johansen의 공적분 검정결과 : 만기 14일전의 선물환율과 만기일 실현 현물환율의 관계

계 약	λ_{trace}			$\lambda_{\max}$		
	가 설	검정통계량	1% 임계치	가 설	검정통계량	1% 임계치
영국 파운드화	$r=0$	38.110**	20.04	$r=0$	31.688**	18.63
	$r\leq 1$	6.422	6.65	$r\leq 1$	6.422	6.65
일본 엔화	$r=0$	25.891**	20.04	$r=0$	20.279**	18.63
	$r\leq 1$	5.612	6.65	$r\leq 1$	5.612	6.65
한국 원화	$r=0$	23.065**	20.04	$r=0$	22.551**	18.63
	$r\leq 1$	0.514	6.65	$r\leq 1$	0.514	6.65
브라질 리알화	$r=0$	26.171**	20.04	$r=0$	23.625**	18.63
	$r\leq 1$	2.547	6.65	$r\leq 1$	2.547	6.65
멕시코 페소화	$r=0$	23.097**	20.04	$r=0$	22.204**	18.63
	$r\leq 1$	0.893	6.65	$r\leq 1$	0.893	6.65

주) 1. r은 공적분 벡터의 수를 나타내며, $\lambda_{\max}(r,r+1)=-T\ln(1-\lambda_{i+1})$이며, $\lambda_{trace}(r)=-T\sum_{i-t+1}^{n}\ln(1-\lambda_i)$ 임. 여기서 λ_i는 식 (2)의 Π행렬의 추정된 고유값을 의미함.

2. **는 1% 이하의 통계적 유의수준을 나타냄.

Cheung-Lai(1993)가 언급한 바와 같이 Johansen검정에서 소표본 편의(small sample bias) 문제가 나타날 수 있다. 본 연구에서는 표본크기를 고려한 Reimers(1992)의 소표본 공적분위수의 수정검정통계량[λ^*_{trace}와 $\lambda^*_{\max}$는 각각 (T-kp)/T λ_{trace}와 (T-kp)/T $\lambda_{\max}$ 임]을 이용할 경우에도 그 결과는 동일함을 보여주었다. 불편기대가설은 공적분 관계 $\beta' X_{t-1}=(1\,\beta_1\,\beta_2)(S_{t-1}1\;F_{t-1,t-n-1})'$에서 $\beta_1=0$와 $\beta_2=-1$을 동시에 제약함으로서 검토되어 진다. 이 제약을 기각하지 않는다면, 통화선물가격은 만기일 실현 현물환율의 불편추정치임을 의미하는 것이다.

<표 5>는 공적분 회귀식의 모수제약을 통한 선진통화와 신흥통화 선물시장의 불편기대가설 검증결과를 나타내고 있다. 우선 만기 14일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계에 있어 공적분 회귀식의 모수제약결과를 살펴본다. 영국 파운드화 선물의 경우 β_1과 β_2는 각각 0.0093와 -0.9908로 추정되었으며, $\beta_1=0$이라는 무위험 프리미엄 가설은 $\chi^2(1)$ 검정통계량이 0.5920으로 통계적 유의수준에서 기각할 수 없음을 보여주고 있고, 또한 $\beta_2=-1$이라는 합리적 기대가설은 $\chi^2(1)$ 검정통계량이 0.1358로 통계적 유의수준에서 기각할 수 없음을 보여주고 있다. 그러나 $\beta_1=0$ and $\beta_2=-1$의 결합가설인 불편기대가설은 $\chi^2(2)$ 검정통계량이 6.1573으로 측정되어 5% 이하의 유의수준에서 기각하고 있다. 이는 만기 14일전의 영국 파운드 선물가격이 미래 현물환율의 불편추

정치가 아님을 보여주는 결과이나, 잔차 시계열항의 동분산성과 정규분포 가설의 기각으로 잔차 시계열항의 백색잡음 가정을 위배하고 있어 해석에 주의할 필요가 있다.

<표 5> 공적분 회귀식의 모수제약에 대한 우도비 검정

A. 만기 14일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계												
계약		β_1	β_2	$Ho:\beta_1=0$		$Ho:\beta_2=-1$		$Hj:\beta_1=0\ \beta_2=-1$		LM(6)	J-B	White
선진통화	영국 파운드화	0.0093	-0.9908	0.5920	(0.4417)	0.1358	(0.7125)	6.1573*	(0.0460)	3.469 (0.483)	56.756** (0.000)	52.138** (0.000)
	일본 엔화	-0.0150	-0.9974	0.0157	(0.9004)	0.0106	(0.9182)	1.3882	(0.4995)	5.624 (0.229)	2.958 (0.565)	31.987 (0.233)
신흥통화	한국 원화	-0.0097	-0.9983	0.0059	(0.9388)	0.0095	(0.9225)	2.5778	(0.2756)	0.021 (0.198)	1.305 (0.861)	27.059 (0.461)
	멕시코 페소화	-0.0985	-0.9567	3.0069†	(0.0829)	3.1800†	(0.0745)	5.4412†	(0.0658)	1.726 (0.786)	3.504 (0.477)	26.305 (0.502)
	브라질 리알화	0.0190	-1.0294	2.9342†	(0.0867)	4.2439*	(0.0394)	4.2565	(0.1190)	4.104 (0.392)	505.80** (0.000)	37.443† (0.087)
B. 만기 28일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계												
계약		β_1	β_2	$Ho:\beta_1=0$		$Ho:\beta_2=-1$		$Hj:\beta_1=0\ \beta_2=-1$		LM(6)	J-B	White
선진통화	영국 파운드화	-0.0042	-1.0122	0.0830	(0.7733)	0.1639	(0.6856)	0.6813	(0.7113)	2.656 (0.617)	64.744** (0.000)	29.282 (0.347)
	일본 엔화	0.0351	-1.0085	0.0577	(0.8102)	0.0762	(0.7825)	3.5028	(0.1735)	0.809 (0.937)	2.754 (0.599)	54.084** (0.002)
신흥통화	한국 원화	-0.0336	-0.9954	0.0301	(0.8623)	0.0288	(0.8653)	0.1386	(0.9331)	0.752 (0.945)	2.355 (0.671)	29.802 (0.323)
	멕시코 페소화	-0.0601	-0.9715	0.5863	(0.4438)	0.7228	(0.3952)	6.8055*	(0.0333)	3.033 (0.552)	4.270 (0.371)	34.340 (0.156)
	브라질 리알화	0.0171	-1.0095	4.0905*	(0.0431)	0.7992	(0.3713)	6.6764*	(0.0355)	3.830 (0.429)	466.77** (0.000)	41.778* (0.035)

주) 1. 개별가설(Ho)과 결합가설(Hj)에 대한 검정통계량은 각각 $\chi^2(1)$와 $\chi^2(2)$에 대한 검정통계량을 의미하고, **, *, † 는 각각 1%, 5%, 10% 이하의 통계적 유의수준을 나타냄.

2. ( )은 확률치를 의미함.

3. LM(6)은 6차수에서 잔차 시계열항의 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설의 $\chi^2(4)$검정통계량을 의미함.

4. J-B는 잔차 시계열항의 분포가 정규분포를 따른다는 귀무가설의 Jarque-Bera검정통계량이며, Cholesky의 이변량 정규분포검정에 의해 산출하였음.

5. White는 교차항을 고려한 잔차 시계열항의 이분산성이 존재하지 않는다는 $\chi^2(27)$검정통계량을 의미함.

6) 검정모형은 $\begin{pmatrix} \triangle S_t \\ \triangle F_{t,t-1} \end{pmatrix} = \Gamma_1 \begin{pmatrix} \triangle S_{t-1} \\ \triangle F_{t-1,t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (1\ \beta_1\ \beta_2) \begin{pmatrix} S_{t-1} \\ 1 \\ F_{t-1,t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \nu_{1,t} \\ \nu_{2,t} \end{pmatrix}$ 임.

일본 엔 통화선물계약에서 β_1과 β_2는 각각 -0.0150과 -0.9974로 추정되었으며, 무위험 프리미엄가설($\beta_1=0$)은 $\chi^2(1)$ 검정통계량이 0.0157로 통계적 유의수준에서 기각할 수 없음을 보여주고 있고, 또한 합리적 기대가설($\beta_2=-1$)은 $\chi^2(1)$ 검정통계량이 0.0106으로 통계적 유의수준에서 기각할 수 없음을 보여주고 있다. 결합가설인 불편기대가설($\beta_1=0$ and $\beta_2=-1$)은 $\chi^2(2)$ 검정통계량이 1.3882로 측정되어 전통적 유의수준에서 불

편기대가설을 기각할 수 없음을 보여주고 있다. 이러한 추정결과는 잔차 시계열항의 동분산성, 정규분포, 무상관성 등 백색잡음의 가정을 충분히 보장하고 있어, 영국 파운드 통화선물가격과 달리, 만기 14일전의 일본 엔화 선물가격은 만기일 실현 현물환율의 불편추정치로서, 위험프리미엄이 없이 만기일 실현 현물환율을 예측하고 있는 것으로 결론지을 수 있다.

한국 원화 통화선물계약에서 β_1과 β_2는 각각 -0.0097과 -0.9983로 추정되었으며, 무위험 프리미엄가설과 합리적 기대가설은 전통적 통계 유의수준에서 기각할 수 없음을 보여주고 있고, 결합가설인 불편기대가설 역시 전통적 유의수준에서 기각하지 않음을 보여주고 있다. 또한 잔차 시계열항의 동분산성, 정규분포, 무계열상관성 등 백색잡음의 가정을 충분히 보장하고 있어 신흥통화인 한국 원화 선물은 선진통화인 일본 엔화 선물의 실증결과와 마찬가지로 위험프리미엄이 없이 만기일의 실현 현물환율을 예측하고 있음을 보여주고 있다. 그러나 멕시코 페소화 선물계약의 경우 β_1과 β_2는 각각 -0.0985와 -0.9567로 추정되어 개별 무위험 프리미엄가설과 합리적 기대가설 뿐만 아니라 결합가설 불편기대가설을 10% 이하의 통계적 유의수준에서 기각하고 있으며, 브라질 리알화 선물계약에서도 백색잡음 가정을 보장하지 않아 해석에 주의를 요하지만 전통적 유의수준에서 개별 무위험프리엄가설과 합리적 기대가설을 각각 기각하고 있다. 이는 멕시코 페소화와 브라질 리알화 선물가격은 한국 원화 선물가격과 달리, 미래 현물환율의 불편추정치가 아님을 보여주는 것이다.

요컨대 만기 14일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계에 있어 선진통화 일본 엔화 선물가격과 신흥통화 한국 원화 선물가격은 “만기일 실현 현물환율의 불편 추정치” 역할을 하고 있으며, 이들 선물시장은 신흥통화 특히 멕시코 페소화 선물시장과 달리 위험프리미엄이 없이 만기일의 실현 현물환율을 합리적으로 예측하고 있다고 할 수 있다.

이와 같은 불편기대가설의 검증 결과가 예측기간(forecast horizon)에 따라 동일하게 나타나는 지를 살펴보기 위하여, 만기 28일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율 간 관계에서의 공적분 회귀식 모수를 제약하였으며 그 결과는 다음과 같다.

영국 파운드화 선물의 경우, 만기 28일전의 선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계에서의 실증결과는 만기 14일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계에서의 검증결과와 달리 결합가설인 불편기대가설을 전통적 유의수준에서 기각하지 않음을 보여주고 있다. 잔차 시계열항의 비정규성 분포로 인해 해석에 주의를 필요로 하지만 영국 파운드화 선물은 예측기간에 따라 불편기대가설 검증결과가 달라지고 있음을 보여주고

있다.

그러나 일본 엔화와 한국 원화 통화선물의 경우 28일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율 관계에서의 실증결과는 만기 14일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율 관계에서의 검증결과와 동일하게, 예측기간에 관계없이 일관되게 전통적 유의수준에서 불편기대가설을 기각할 수 없음을 보여주고 있다. 한편 멕시코 페소화통화선물의 경우에는 일관되게 예측기간과 관계없이 불편기대가설을 기각하고 있으며, 브라질 리알화 통화선물계약에서도 백색잡음을 보장하지 않아 해석에 주의를 요하지만 예측기간에 관계없이 불편기대가설을 기각하고 있다.

공적분 회귀식의 모수제약을 통한 불편기대가설의 검증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 신흥 한국 원화 선물가격은 선진 일본 엔화 선물가격과 함께 예측기간에 관계없이 만기일 실현 현물환율의 불편추정치로서, 위험프리미엄이 없이 만기일 실현 현물환율을 예측하고 있다. 둘째, 한국 원화 선물가격은 브라질 리알화와 멕시코 페소화 등 다른 신흥통화 선물가격과 달리 위험프리미엄이 없이 만기일 실현 현물환율을 예측하고 있다. 셋째, 선진통화인 영국 파운화의 경우 예측기간에 따라 상반된 결과를 보여주고 있어 불편기대가설의 검증 결과는 예측기간과 통화선물의 종류에 따라 그 결과가 달라질 수 있음을 보여주고 있다.

<표 6>은 준-오차수정모형의 추정결과를 나타내고 있다. 식 (4)의 준-오차수정모형은 미래 현물환율의 변화에 영향을 미치는 과거 베이시스($F_{t-\tau}-S_{t-\tau}$)와 과거 선물가격 및 현물환율에 관한 정보뿐만 아니라 불편기대가설을 검증할 수 있는 추정모수를 제공한다. 우선 미래 현물환율의 변화에 영향을 미치는 과거 베이시스($F_{t-\tau}-S_{t-\tau}$)와 과거 선물가격 및 현물환율에 관한 정보를 살펴보면 다음과 같다.

만기 14일전 통화선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계에 있어서 브라질 리알화 통화선물의 경우 미래 현물환율의 변화는 베이시스 뿐만 아니라 과거 현물 및 선물환율의 변화에 의해 1% 이하의 통계 수준에서 유의한 정(+)의 영향을 받고 있으며, 멕시코 페소화 통화선물의 경우 미래 현물환율의 변화는 과거 선물환율의 변화에 의해 유의한 정(+)의 영향을 받고 있음을 보여주고 있다. 그리고 만기 28일전 통화선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계에 있어서 영국파운드화 통화선물의 경우 베이시스 계수(θ_1) 값이 1.1990으로 5% 이하의 통계적 유의수준을 지니고 있어 미래 현물환율의 변화는 과거 베이시스에 의해 영향을 받고 있음을 보여주고 있다. 브라질 리알화의 경우 미래 현물환율의 변화는 1% 이하의 유의수준에서 과거 현물 및 선물가격의 변화에 의해 정(+)의 영향을 받고 있음을 보여주고 있으며, 멕시코 페소화 통화선물의 경우, 미

래 현물환율의 변화는 1% 이하의 유의수준에서 과거 선물가격의 변화에 의해서만 영향을 받고 있음을 보여주고 있다. 일본엔화와 한국원화 통화선물의 경우, 미래 현물환율의 변화는 베이시스와 과거 현물 및 선물가격의 변화에 어떠한 영향도 받지 않음을 보여주고 있다.

<표 6> 준-오차수정모형의 추정결과

검정모형 : $S_t - S_{t-\tau} = \theta_0 + \theta_1(F_{t-\tau} - S_{t-\tau}) + \sum_{i=1}^{k}\lambda_i(S_{t-i} - S_{t-\tau-i}) + \sum_{i=1}^{k}\gamma_i(F_{t-i} - F_{t-\tau-i}) + \epsilon_t$

A. 만기 14일전 통화선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계

계수	영국 파운드화		일본 엔화		한국 원화		브라질 리알화		멕시코 페소화	
θ_0	-0.0004	(-0.309)	-0.0003	(-0.143)	0.0016	(1.361)	-0.0042*	(-2.074)	0.0014	(1.048)
θ_1	0.3628	(0.434)	0.0177	(0.017)	0.7389	(0.455)	0.8543**	(3.939)	0.4616	(1.327)
λ_1	1.0565	(1.450)	0.5677	(1.136)	-1.4851	(-1.116)	0.5833**	(11.792)	-0.2121	(-1.451)
γ_1	-0.0593	(-0.084)	0.3301	(0.643)	2.3606	(1.798)	0.5201**	(9.607)	1.0583**	(7.993)
$Adj\ R^2$	0.8591		0.8786		0.8285		0.9848		0.9036	
F 통계[p]	118.91[0.000]		140.97[0.000]		68.62[0.000]		1300.42[0.000]		104.14[0.000]	
D.W.	1.86		2.06		1.94		2.00		2.17	
$H:\theta_0=0$	0.095[0.758]		0.021[0.886]		1.853[0.173]		4.301*[0.038]		1.097[0.295]	
$H:\theta_1=0$	0.580[0.446]		0.861[0.353]		0.026[0.872]		0.451[0.502]		68.746**[0.000]	
$H:\lambda_1=0$	2.102[0.147]		1.291[0.256]		1.246[0.264]		139.053**[0.000]		2.105[0.147]	
$H:\gamma_1=0$	0.007[0.933]		0.414[0.520]		3.234† [0.072]		92.290**[0.000]		63.888**[0.000]	

B. 만기 28일전 통화선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계

계수	영국 파운드화		일본 엔화		한국 원화		브라질 리알화		멕시코 페소화	
θ_0	-0.0020	(-1.369)	0.0006	(0.392)	0.0031	(1.771)	0.0052*	(2.297)	0.0075*	(2.085)
θ_1	1.1990*	(2.199)	0.5611	(0.961)	0.7998	(0.666)	0.0887	(0.561)	-0.1754	(-0.534)
λ_1	0.4539	(1.108)	0.6021	(1.034)	-0.8525	(-0.739)	0.5436**	(12.014)	0.1488	(0.732)
γ_1	0.5428	(1.353)	0.3416	(0.602)	1.8397	(1.606)	0.5660**	(7.978)	0.7219**	(4.643)
$Adj\ R^2$	0.8993		0.940		0.9132		0.9814		0.9294	
F 통계[p]	173.68[0.000]		302.05[0.000]		148.25[0.000]		1056.10[0.000]		145.74[0.000]	
D.W.	2.00		2.02		1.93		1.80		1.95	
$H:\theta_0=0$	1.875[0.171]		0.153[0.695]		3.135† [0.077]		5.278*[0.022]		4.348*[0.037]	
$H:\theta_1=0$	0.133[0.715]		0.565[0.452]		0.028[0.868]		33.195**[0.000]		12.801**[0.000]	
$H:\lambda_1=0$	1.228[0.268]		1.068[0.306]		0.547[0.460]		144.331**[0.000]		0.536[0.464]	
$H:\gamma_1=0$	1.830[0.176]		0.363[0.547]		2.579[0.108]		63.646**[0.000]		21.555**[0.000]	

주) 1. ( )은 Newey-West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산과 자기상관을 조정한 t통계량을 의미함.
2. D.W.는 Durbin-Watson통계량임.
3. H는 귀무가설을 의미하며, 귀무가설의 검정통계량은 χ^2통계량을 의미하며, [ ]은 확률 값임.
4. **, *, † 는 각각 1%, 5%, 10% 이하의 통계적 유의수준을 의미함.

다음으로 준-오차수정모형의 모수제약을 통한 불편기대가설 검증결과로써 불편기대가설이 성립하기 위해서는 $\theta_0 = 0$, $\theta_1 = 1$, $\lambda_1 = 0$, $\gamma_1 = 0$이 되어야 하고 잔차 시계열항(ϵ_t)이 백색잡음(white noise)이어야 한다. 추정결과는 다음과 같이 해석할 수 있다. 대체적으로 선진통화선물인 영국 파운드화 및 일본 엔화 선물가격과 신흥통화선물인 한국원화 선물가격은 만기 14일전 및 28일전 통화선물가격과 만기일의 실현 현물환율 관계에 있어서 만기일 실현 현물환율의 불편추정치로서 불편기대가설을 지지하고 있는 것으로 보인다.

그러나 공적분 회귀식의 모수제약을 통한 검증결과와 마찬가지로, 신흥통화 선물 특히 브라질 리알화 선물가격은 만기 28일전 통화선물가격과 만기일의 실현 현물환율 관계에 있어 불편기대가설을 기각하고 있다.

영국 파운드화와 일본 엔화 등 선진통화선물시장과 한국원화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 등 신흥통화 선물시장간의 불편기대가설 검증결과를 요약하면, 다음과 같다. 첫째, 신흥 한국 원화 선물가격은 선진 일본 엔화 선물가격과 함께 예측기간에 관계없이 만기일 실현 현물환율의 불편추정치로서, 위험프리미엄이 없이 만기일 실현 현물환율을 예측하고 있다. 둘째, 한국 원화 선물가격은 브라질 리알화와 멕시코 페소화 등 다른 신흥통화 선물가격과 달리 위험프리미엄이 없이 만기일 실현 현물환율을 예측하고 있다. 셋째, 통화선물의 종류, 예측기간, 검증방법에 따라 불편기대가설의 검증 결과는 달라질 수 있음을 보여주고 있다.

이와 같은 단순한 형태의 시장 효율성 가설의 채택이나 기각 실패가 반드시 그 가설을 입증하는 강한 증거라고 말할 수 없다. 기각의 실패는 검정에서 선택된 낮은 유의수준, 실제로 존재하지만 낮은 비효율성, 그리고 소표본편의에 의해서도 발생할 수 있다.

3. 동일 표본기간동안의 상대적 효율성 추정 결과

2000년 10월 3일부터 2006년 3월 13일까지의 동일 표본기간을 대상으로 영국 파운드화와 일본 엔화 등 선진 통화선물시장과 한국원화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 등 신흥 통화선물시장간의 상대적 효율성을 측정・비교한다.[2)]

---

2) 동일 표본기간을 대상으로 분석할 때 역월 결제물에 기초하고 있는 한국원화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 선물시장의 표본 관찰치와 비교하여, 분기별 결제월에 기초하고 있는 영국 파운드화 및 일본 엔화 선물시장의 표본 관찰치는 적게 된다. 동일 표본기간동안 영국 파운화와 일본 엔화 선물시장의 중복되지 않는 만기일 실현 현물환과 만기 14일전 및 28일전 선물가격의 관찰치는 각각 22개이며, 멕시코 페소화 선물시장의 경우 중복되지 않는 33개의 관찰치이고, 한국 원화와 브라질 리알화 선물시장의 경우 중복되

<표 7>은 동일 표본기간동안 통화선물시장의 상대적 효율성 측정결과를 나타내고 있다. 상대적 효율성 추정치(Φ)는 미래 현물환율에 대한 식 (4) 준-오차수정모형의 예측오차분산(ϵ_t^2)과 선물가격의 예측오차분산의 비율로 측정되어 진다.

<표 7> 동일 표본기간동안의 상대적 효율성 측정 결과

A. 만기 14일전 통화선물가격과 만기일의 실현 현물환율의 관계				
영국 파운드화	일본 엔화	한국 원화	브라질 리알화	멕시코 페소화
0.2687	0.2706	0.2077	0.0445	0.1155
B. 만기 28일전 통화선물가격과 만기일의 실현 현물환율의 관계				
영국 파운드화	일본 엔화	한국 원화	브라질 리알화	멕시코 페소화
0.1097	0.1373	0.0880	0.0307	0.0844

시장의 상대적 효율성 추정치(Φ)는 예측기간에 따라 다양하게 나타나고 있음을 보여주고 있다. 우선 만기 14일전 통화선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계에 있어서 상대적 효율성 추정치(Φ)는 일본 엔화 선물시장 27.06%, 영국 파운드화 선물시장 26.87%, 한국 원화 선물시장 20.77%, 멕시코 페소화 선물시장 11.55%, 브라질 리알화 선물시장 4.45% 순으로 측정되었으며, 만기 28일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율의 관계에 있어서 상대적 효율성 추정치(Φ)는 만기 14일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율 간 관계에서의 효율성 측정치와 일관되게 일본 엔화 선물시장 13.73%, 영국 파운드화 선물시장 10.97%, 한국 원화 선물시장 8.8%, 멕시코 페소화 선물시장 8.44%, 브라질 리알화 선물시장 3.07% 순으로 측정되었다. 이와 같은 시장 효율성의 차이는 아마도 중앙은행의 빈번한 시장개입, 정부주도의 환율정책 또는 여러 가지 규제 등으로 인해 발생할 수 있을 것으로 예상할 수 있다.

통화선물시장의 상대적 효율성 추정 결과는 다음과 같은 실증적 의미를 지닌다. 첫째, 일본 엔화와 영국 파운드화 선진 통화선물시장간의 상대적 효율성을 비교하면, 만기 14일전 선물환율과 만기일 실현 현물환율 간의 관계에서 선진통화 선물인 일본 엔화 선물시장의 효율성 측정치는 27.06%로 영국 파운드화 선물시장의 효율성 측정치 26.87% 보다 높게 나타나고 있어 일본 엔화 선물시장이 영국 파운드화 선물시장보다 효율적임을 보여주고 있다. 이러한 결과는 만기 28일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율 간의 관계에서도 동일하게 나타나고 있다. 둘째, 한국 원화, 브라질 리알화와 멕시

지 않는 32개의 관찰치이다. 이들 자료를 이용하여 상대적 효율성을 측정하였다.

코 페소화 등 신흥 통화선물시장간의 상대적 효율성을 비교하면, 만기 14일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율 간의 관계에서 신흥통화인 한국 원화 선물시장의 효율성 측정치 20.77%, 멕시코 페소화 선물시장의 효율성 측정치 11.55%, 브라질 리알화 선물시장의 효율성 측정치 4.45% 순으로 측정되고 있어 한국 원화 선물시장이 다른 멕시코 페소화 및 브라질 리알화 선물시장보다 효율적임을 보여주고 있다. 셋째, 만기 14일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율 간의 관계에서 측정된 통화선물시장의 상대적 효율성 측정치가 28일전 선물가격과 만기일 실현 현물환율 간의 관계에서 측정된 통화선물시장의 상대적 효율성 측정치 보다 큰 값을 지니고 있다. 이는 통화선물시장의 상대적 효율성이 예측기간에 따라 달라질 수 있으며, 예측기간이 짧을수록 만기일이 가까울수록 높아지고 있음을 의미한다.

Ⅴ. 요약 및 결론

본 연구에서는 영국의 파운드화, 일본의 엔화 등 선진 통화선물시장과 한국의 원화, 멕시코의 페소화, 브라질의 리알화 등 신흥 통화선물시장의 효율성을 측정 및 비교하고자 하였다. 본 연구의 분석에 이용된 자료는 시카고상업거래소(CME, Chicago Mercantile Exchange)에 상장되어 있는 영국 파운드화, 일본 엔화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 통화선물과 한국증권선물거래소(KRX, Korea Exhange)에 상장되어 있는 한국 원화 통화선물과 이에 대응되는 각 국가의 현물환율 자료로서 잔차항의 자기상관 문제를 야기할 수 있는 중복된 기간을 피하기 위해 선물가격은 표본기간동안 동일한 간격인 만기 14일전과 28일전의 선물가격으로 구성하였다. 각국가의 선물가격과 현물환율은 미국달러를 기준통화로 하는 유럽식 표기법으로 표시하였다.

본 연구의 주요 결과는 아래와 같이 요약할 수 있다. 우선 불편기대가설의 검증결과를 요약해 보면 다음과 같다. 첫째, 신흥 한국 원화 선물가격은 선진 일본 엔화 선물가격과 함께 예측기간에 관계없이 만기일 실현 현물환율의 불편추정치로서, 위험프리미엄이 없이 만기일 실현 현물환율을 예측하고 있다. 둘째, 한국 원화 선물가격은 브라질 리알화와 멕시코 페소화 등 다른 신흥통화 선물가격과 달리 위험프리미엄이 없이 만기일 실현 현물환율을 예측하고 있다. 셋째, 통화선물의 종류, 예측기간, 검증방법에 따라 불편기대가설의 검증 결과는 달라질 수 있음을 보여주고 있다.

다음으로 통화선물시장의 상대적 효율성 추정 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 일본 엔화와 영국 파운드화 선진 통화선물시장간의 상대적 효율성을 비교하면,

선진통화 선물인 일본 엔화 선물시장의 효율성 측정치는 27.06%로 영국 파운드화 선물시장의 효율성 측정치 26.87% 보다 높게 나타나고 있어 일본 엔화 선물시장이 영국 파운드화 선물시장보다 효율적임을 보여주고 있다. 둘째, 한국 원화, 브라질 리알화와 멕시코 페소화 등 신흥 통화선물시장간의 상대적 효율성을 비교하면, 한국 원화 선물시장의 효율성은 20.77%로 측정되어, 멕시코 페소화 선물시장의 효율성 측정치 11.55%, 브라질 리알화 선물시장의 효율성 측정치 4.45% 보다 높게 나타나고 있어 한국 원화 선물시장이 멕시코 페소화 및 브라질 리알화 등 다른 신흥 통화선물시장보다 효율적임을 보여주고 있다. 셋째, 통화선물시장의 상대적 효율성은 만기일에 근접할수록 개선되고 있어 예측기간에 따라 달라질 수 있음을 보여주고 있다.

원·달러 통화선물시장은 7년 남짓한 짧은 역사에도 불구하고, 현재 양적인 측면에서 아시아 거래소 통화선물상품 중 1위의 거래량과 전세계 거래소 130개 통화선물상품 중 10위로 도약하는 괄목한 성장세를 보이고 있을 뿐만 아니라 멕시코 페소화, 브라질 리알화 등 다른 신흥 통화선물시장보다 상대적으로 높은 시장의 효율성을 지니고 있어, 질적인 측면에서도 현물환시장의 선도지표로서 그 역할을 성실히 수행하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 원/달러 환위험에 노출되어 있는 시장참여자 뿐만 아니라 교차 상장 등 다른 통화선물시장과 경쟁을 하고 있는 거래소의 정책담당자에게도 시사하는 바가 크다고 할 수 있다.

참 고 문 헌

강석규, “한국외환시장의 효율성에 관한 연구”, 선물연구, 제14권 제2호, 2006, 79-108.

강석규, 김태혁, “한국 통화선물시장의 불편기대가설과 가격발견성과”, 증권학회지, 제34권 제4호, 2005, 1-28.

김건우, 이재남, “한국선도환시장의 효율성검증”, 재무연구, 제13권 제1호, 2000, 187-214.

유태우, 한기수, “원·달러 환율에 대한 불편선물환가설 검증 : 외환위기 전후 비교”, 재무연구, 제15권 제1호, 2002, 151-188.

허향진, 강석규, “원·달러 선물환과 통화선물시장의 효율성 측정 및 비교”, 산업경제연구, 제19권 제3호, 2006, 951-969.

Akaike, H., Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. In B. Petrov and F. Csake (Eds.), Second International Symposium on Information Theory, Budapest : Akademiai Kiado, 1973.

Alexakis, P. and N. Apergis, “ARCH Effects and Cointegration : Is the Foreign Exchange Market Efficient?,” *Journal of Banking and Finance*, 20, (1996), 687-697.

Barnhart, S. W. and A. C. Szakmary, “Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis : Evidence on Unit Roots, Cointegration, and Stochastic Coefficients,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26, (1991), 245-267.

Bera, A. and C. Jarque, “Efficient Tests for Normality, Heteroskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals,” *Economic Letters*, 6, (1980), 225-259.

Cheung, Y. and K. Lai, “Finite-sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Test for Cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, (1993), 313-328.

Engle, R. B. and Granger, C. W., “Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica,* 55, (1987), 251-276.

Hakkio, C. S. and Rush, M., “Market Efficiency and Cointegration : An Applications to the Sterling and Deutschemark Exchange Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 8, (1989), 75-88.

Hansen, L. P. and R. J. Hodrick, “Forward Exchange Rate as Optimal Predictors of Future Spot Rates : An Econometric Analysis,” *Journal of Political Economy*, 88, (1980), 829-853.

Hodrick, R. J. and S. Srivastava, “The Covariance of Risk Premium and Expected

Future Spot Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, 5, (1986), S5-S22.

Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, (1988), 231-254.

_____, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica,* 59, (1991), 1551-1580.

Johansen, S. and Juselius, K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, (1990), 169-210.

Kavussanos, M. G. and N. K. Nomikos, "The Forward Pricing Function of the Shipping Freight Futures Market," *The Journal of Futures Market*s, 19(3), (1999), 353-376.

Kellard, N., P. Newbold, T. Rayner, and C. Ennew, "The Relative Efficiency of Commodity Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, 19, (1999), 413-432.

Kroner, K. F. and J. Sultan, "Time Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, (1993), 535-551.

Newey, W. and K. West., "A Simple Positive Semi-definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica,* 55, (1987), 703-708.

Phillips, P. and P. Perron, "Testing for Unit Root in Time Series Regression," *Biometrica*, 75, (1988), 335-346.

Reimers, H., "Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration," *Statistical Papers*, 33, (1992), 335-359.

Stein, J. S., The Economics of Futures Markets, Oxford : Basil Blackwell, 1986.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 25, Number 1, March 2008

The Measurement and Comparison of the Relative Efficiency for Currency Futures Markets : Advanced Currency versus Emerging Currency

Tae-Hyuk Kim* · Cheol-Jun Eom* · Seok-Kyu Kang**

〈abstract〉

This study is to evaluate, to the extent to, which advanced currency futures and emerging currency futures markets can predict accurately the future spot rate. To this end, Johansen's the maximum-likelihood cointegration method (1988, 1991) is adopted to test the unbiasedness and efficiency hypothesis. Also, this study is to estimate and compare a quantitative measure of relative efficiency as a ratio of the forecast error variance from the best-fitting quasi-error correction model to the forecast error variance of the futures price as predictor of the spot price in advanced currency futures with in emerging currency futures market. Advanced currency futures is British pound and Japan yen. Emerging currency futures includes Korea won, Mexico peso, and Brazil real. The empirical results are summarized as follows : First, the unbiasedness hypothesis is not rejected for Korea won and Japan yen futures exchange rates. This indicates that the emerging currency Korea won and the advanced currency Japan yen futures exchange rates are likely to predict accurately realized spot exchange rate at a maturity date without the trader having to pay a risk premium for the privilege of trading the contract. Second, in emerging currency futures markets, the unbiasedness hypothesis is not rejected for Korea won futures market apart from Mexico peso and Brazil real futures markets. This indicates that in emerging currency futures markets, Korea won futures market is more efficient than Mexico peso and Brazil real futures markets and is likely to predict accurately realized spot exchange rate at a maturity date without risk premium. Third, this findings show that the results of unbiasedness hypothesis tests can provide conflicting finding. according to currency futures class and forecasts horizon period, Fourth, from the best-fitting quasi-error correction model with forecast horizons of 14 days, the findings suggest the Japan yen futures market is 27.06% efficient, the British pound futures market is 26.87% efficient, the Korea won futures market is 20.77% efficient, the Mexico peso futures market is 11.55%, and the Brazil real futures market is 4.45% efficient in the usual order. This indicates that the Korea won-dollar futures market is more efficient than Mexico peso, and Brazil real futures market. It is therefore possible to concludes that the Korea won-dollar currency futures market has relatively high efficiency comparing with Mexico peso and Brazil real futures markets of emerging currency futures markets.

Keywords : Currency Futures Market, Unbiasedness Hypothesis, Relative Efficiency, Advanced Currency, Emerging Currency

* Division of Business Administration, Pusan National University
** Corresponding Author, Department of Business Administration, Cheju National University
*** This work was supported by the Korea Research Foundation Grant funded by the Korean Government (MOEHRD), KRF-2005-003-B00105