

아시아 외환시장의 효율성 분석

An Empirical Study on Asia Foreign Exchange Market Efficiency

장맹렬* · 송봉윤**

목 차

- | | |
|-----------------------|------------------|
| I. 서론 | 3. 단위근 검정 |
| II. 시계열 특성을 이용한 선행 연구 | 4. 일본의 선물환 시장 |
| III. 분석모형 | 5. 태국의 선물환 시장 |
| IV. 실증 분석 | 6. 홍콩의 선물환 시장 |
| 1. 자료의 설명 및 분석절차 | 7. 인도네시아의 선물환 시장 |
| 2. 기초통계량 분석 | IV. 요약 및 결론 |
-

Key Words: 외환시장, 선물환시장, 가격결정모형

Abstract

In this paper, the unbiasedness hypothesis cannot be rejected for JPY. It means that Japanese forward exchange market is efficient. This implies that there would not be an unusual profit from speculation. However, the unbiasedness hypothesis can be rejected for THB, HKD, IDR. It means that Asian forward exchange market is inefficient.

This implies that there would be an unusual profit from all available information.

This suggests that forward exchange rates cannot be an unbiased estimator of future spot exchange rate. This result explains that the actual pricing for forward rate is not based on the international financial market's pricing mechanism of interest rate parity theory, but rather depends upon that simple market expectations and aspirations.

* 경남대학교 경제무역학부 교수

** 창원대학교 경상대학 무역학과 강사

I. 서론

개방 경제 하에서 국내 경제와 외국 경제의 매개변수를 환율이라고 한다면 환율에 대한 올바른 인식은 우리 경제를 이해하는 중요한 요소일 것이다. 우리나라는 해외의 존도가 매우 높은 편이며 특히 미국, 중국, 일본, ASEAN 등과는 경제적 이해관계가 매우 큰 편이다.

최근 ASEAN+3의 역내경제협력구상이 점점 구체화되고 있으며 아세안 국가와의 무역량도 늘어나는 추세이다. 특히 아시아지역은 ASEM과 APEC을 연결하는 통로로서 경제협력의 중심으로 부상하고 있는 실정이다, 이러한 관점에서 아시아 외환시장의 효율성 분석은 시기적절하다 할 것이다. 본 연구에서는 아시아 외환시장에서 합리적 기대 가설과 불편성 가설이 성립하여 선물환율이 미래의 현물환율에 대한 불편 예측치 인가를 규명하고 선물환율이 미래현물환율에 대해 편의를 가진다면 이를 위험할증의 존재에 기인하는 것으로 규정하고 위험할증의 시간 변화성을 검정하였다. 또한 본 연구에서는 외환시장의 범주를 선물환 시장에만 국한하였으며, 환율시계열자료를 사용한 계량경제학적 분석에 한정하였다.

분석대상 통화는 일본의 USD/JPY, 태국의 USD/THB, 홍콩의 USD/HKD, 인도네시아의 USD/IDR이다.

II. 시계열 특성을 이용한 선행 연구

1. 공적분과 오차수정 모형

1) Hakkio & Rush의 검증

Hakkio & Rush는 시장참여자의 합리적 정보의 사용과 무위험할증에 대한 결합가설을 공적분검정과 오차수정모형을 이용하여 시장효율성에 대한 검증을 실시하였으며 공적분에 대한 회귀식은 다음과 같다.

$$s_{t+1} = a + bf_t + u_t \quad (\text{II.1})$$

위의 식으로부터 두변수간의 공적분 존재여부를 확인하였으며, 다음 식을 이용하여 DF(Dickey-Fuller)와 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정을 했다.

$$\Delta u_t = -\rho u_{t-1} + \sigma_t \quad (\text{II.2})$$

식 (II.2)은 공적분 회귀식인 식 (II.1)로 부터 구한 잔차항 u_t 에 1차 차분한 변수를 전기의 잔차항에 회귀하여 구하였다. 이 때 잔차항의 상관계수 ρ 가 유의적으로 영(0)과 다른 값을 나타내고 잔차항이 안정적이면 두 변수가 공적분 관계에 있음을 알 수 있다. 또한 ADF 검정은 DF 검정과 비슷하지만 식 (II.2)에서의 Δu_t 에 시차변수를 설명변수로 포함시켜 시계열상관여부를 추가 확인하는데 이용했다. 또한 공적분 검정모형을 통해 두 변수간의 공적분 관계가 확인되면 변수들 간의 동태적 관계를 찾는 오차수정모형(ECM)의 추정이 가능해진다. 오차 수정모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(s_{t+1} - s_t) = a(s_t - d f_{t-1}) + b(f_t - f_{t-1}) + e_t \quad (II.3)$$

a : 공적분 모수, d : 공적분 벡터, b : 추정계수

위 식에서 시장효율성이 성립되기 위해서는 $-a = b = d = 1$ 의 조건이 충족되어야 한다. Hakkio 와 Rush는 위 식 (II.3)을 이용하여 1975~86년까지 영국과 독일의 외환시장 효율성에 대해 검정한 결과, 두 시장 모두 공적분 관계가 성립하여 효율성가설을 뒷받침할 수 있었다. 그러나 오차수정모형 검정결과 두 나라 모두 $-a = b = d = 1$ 의 조건을 충족시키지 못했고 잔차의 계열상관이 존재하여 두 나라 모두 시장효율성의 결합가설을 기각하는 결론을 도출하였다.

2) Lai. K. S & M. Lai 의 검증

Lai. K. S & M. Lai(1991)는 GBP, DEM, SFR, CAD, JPY의 현물환율과 1개월 선물환율을 이용하여 단위근의 존재를 검정하였으며 그 결과 현물환율과 선물환율은 모두 비정상적 시계열로 나타났고, 시계열 간에 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 또한 우도비검정을 이용하여 $\alpha=0$ 이고, $\beta=1$ 이라는 가설을 검정한 결과 단순효율성가설을 기각하는 결과를 도출하였다.¹⁾

3) 이근영의 연구

이근영(1998)은 1995년 11월 22일부터 97년 10월 1일까지의 원·달러 주별 선물환율을 사용하여 불편예측치가설을 예측오차, OLS, 공적분 분석을 통하여 검정하였다.

검정결과 1주일 만기선물환율의 경우 불편예측치가설이 채택되었으나 1개월 만기선물환율의 경우 불편예측치가설이 기각되는 결론을 구하였다. 또한 그는 현물환율의 예측능력이라는 측면에서 만기 1주일선물환율이 만기 1개월 선물환율에 비해 예측력이 뛰어나다고 결론지었다.²⁾

1) Lai. K. S & M. Lai(1991), 참조.

2) 이근영(1998), 참조.

2. ARCH와 GARCH 모형

1) Domowitz 와 Hakkio의 연구

Domowitz & Hakkio(1985)는 위험할증이 예측오차의 조건부분산에 의해 결정된다는 환율 결정식을 유도하였으며 선물환율의 예측오차가 ARCH 과정을 따른다는 가정하에 서 유도한 위험할증이 선물환 예측오차의 조건부분산(conditional variance)의 함수라고 전제하고 다음과 같은 방정식을 사용하여 실증분석을 하였다.

$$\frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} = \rho_t + \beta_1 \frac{F_t - S_t}{S_t} + \varepsilon_{t+1} \quad (\text{II.4})$$

$$\rho_t = \beta_0 + \theta h_{t+1} \quad (\text{II.5})$$

$$\varepsilon_t | I_t \sim N(0, h_{t+1}) \quad (\text{II.6})$$

$$h_{t+1} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i \varepsilon_{t+1-i}^2 + z_t \phi \quad (\text{II.7})$$

Domowitz & Hakkio는 1973년 6월부터 1982년 8월까지 영국, 프랑스, 독일, 일본, 스위스 5개국통화의 달러에 대한 선물환율과 현물환율을 사용하여 분석한 결과 위험할증이 없다는 귀무가설은 영국, 일본의 경우에는 기각하였고 독일, 프랑스, 스위스의 경우에는 기각할 수 없었다.

2) Bollerslev의 연구

Bollerslev(1987)는 주식과 환율의 수익률 시계열 데이터에는 대체로 자기상관이 존재하지 않지만 일반적으로 변동성이 큰 시기와 작은 시기로 나누어지는 특성을 갖고 있다고 보았다. 이러한 특성을 갖는 수익률의 변동성을 ARCH 및 GARCH 모형으로 추정하였는데, Bollerslev는 위와 같은 수익률의 분포를 분석하기 위하여 정규분포 이외에 t-분포를 가정하여 모형을 추정하고 비교하였다.

GBP/USD, DEM/USD의 환율을 대상으로 실증분석 결과 일반적인 정규분포를 가정한 ARCH 및 GARCH 모형들은 환율 수익률에서 나타나는 랩토커틱(leptokurtic)한 특성을 정확히 반영하지 못하였으나 t-분포를 가정한 GARCH(1,1) 모형은 설명력이 높다고 밝혔다. Bollerslev는 GARCH(1,1)-t모형에서 추정된 분산 방정식의 계수 α_1 와 β_1 의 합이 1에 근접하는 현상으로서 이러한 사실을 설명하였다.³⁾

3) 유상대의 연구

유상대(2002)는 1999년 1월부터 2001년 5월까지의 만기 1개월선물환율과 외생변수로

3) Tim Bollerslev(1987), 참조.

서 단기금리 및 종합주가지수, 설명변수로서 매도개입과 매입개입을 사용하여 GARCH-M 모형으로 시간변화 위험할증을 분석하였다. 유상대에 의하면 위험할증은 시간에 따라 변화하였으며 높은 양(+)의 수준을 유지하면서 커다란 변동이 아닌 작은 변동을 나타내고 있다고 결론지었다.⁴⁾

Ⅲ. 분석모형

1. OLS분석

선물환시장에서의 위험할증 즉, 위험에 대한 보상의 요구는 선물환율의 불편예측치로부터 괴리를 보이는 편의(bias)가 되는 것이다. 따라서 시장의 기대가 합리적이고 외환시장 참가자들이 위험 회피적일 경우 다음과 같은 기본식을 얻을 수 있다.

$$f_t = E(s_{t+1}) + \rho_t \tag{Ⅲ.1}$$

여기서 좌변은 $t+1$ 시점에 인도할 t 시점에서의 log로 표시한 선물환 가격이며, 우변의 E 는 t 시점에서 입수 가능한 모든 정보를 조건으로 하는 수학적 기대임을 의미한다. $E(s_{t+1})$ 는 $E(s_{t+1}|\Psi_t)$ 를 합리적 기대 형태로 표시한 것이고, ρ_t 는 시장에서의 위험할증이다. 위의 식은 선물환율의 일반적으로 알려진 정보가 합리적인 기대, 즉 $E(s_{t+1})$ 를 통해 반영되어 있고, 또한 위험에 대한 시장의 태도, 즉 위험할증도 반영하고 있으며, 그런 의미에서 효율적 시장에서의 균형환율임을 나타내고 있다. 위의 식에서 s_t 를 차감하여 정리하면 다음 식을 얻을 수 있다.

$$\rho_t = [f_t - s_t] - [E(s_{t+1}) - s_t] \tag{Ⅲ.2}$$

위의 식에서 시간변화 위험할증은 선물환 프리미엄에서 기대 평가 절하율의 차이라는 것을 알 수 있다. 또한 위의 식을 변형함으로써 선물환 프리미엄을 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$f_t - s_t = E(s_{t+1}) - s_t + \rho_t \tag{Ⅲ.3}$$

4) 유상대(2002), 참조.

위의 식은 선물환 프리미엄이 위험할증과 기대 평가 절하율의 합인 것을 나타낸다. 여기서 $f_t - s_{t+1}$ 과 $s_{t+1} - s_t$ 를 t 기에 관찰되는 $f_t - s_t$ 에 대해 회귀하면 다음 식을 얻을 수 있다.

$$f_t - S_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1(f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (III.4)$$

$$s_{t+1} - s_t = \alpha_2 + \beta_2(f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (III.5)$$

1) 가설의 설정과 검정

(1) 불편예측치가설

회귀식의 설명변수에 제약을 주는 Wald Test를 실시하여 불편성 가설을 검정해 볼 수 있다. 귀무가설인 $H_0(\alpha_2=0, \beta_2=1)$ 을 검정하기 위한 Wald 검정 통계량으로서 불편 예측치 여부를 판단할 수 있을 것이다. $\alpha_2=0, \beta_2=1$ 을 주었을 때 $\alpha_2=0, \beta_2=1$ 이 기각되지 않고 잔차항이 백색잡음일 경우 선물환율은 미래현물환율의 불편예측치라는 가설이 성립되며 이 경우 선물환시장은 효율적 시장으로 간주 될 수 있다.

환율 시계열 자료에서 자기상관이 전혀 없는 경우를 백색잡음이라고 한다. 즉, 시계열 Y_t 의 평균이 0, 분산이 σ^2 이고, 다른 두 시점에서의 Y_t 값들 사이에 상관관계가 없음을 의미하는 것이다. 잔차항의 백색잡음의 여부는 다음과 같은 Ljung Box Q검정을 통하여 판단 할 수 있는데, 이 때, Q는 자기 상관의 계수 P와 같은 수치의 자유도를 가진 χ^2 분포를 따른다.

$$Q(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\rho}_j^2}{T-j} \sim \chi^2(k), \quad \hat{\rho}_j = \frac{\hat{\gamma}_j}{\hat{\gamma}_0}, \quad (III.6)$$

귀무가설 $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$, 단, T : 유효표본수, $\hat{\gamma}_j$: 자기공분산, $\hat{\gamma}_0$: 분산

이때 시차 20을 준 Ljung Box Q의 검정량이 임계치 $\chi^2(20)(\alpha=0.05)=31.4$ 를 초과하는 경우에 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되므로 잔차항은 백색잡음이 되지 않는 것이다.

(2) 시간변화 위험할증가설

동분산 가정하에서 시간변화 위험할증이 존재한다는 것은 β_2 가 1이 아니고 β_1 이 0이 아님을 의미한다. 따라서 $\beta_2 \neq 1$ 을 증명키 위해 $H_0(\beta_2=1)$ 을 설정하여 Wald Test를 실시하였다. 만약, $\beta_2=1$ 이 기각된다면 위험할증이 시간에 따라 변화한다는 것을 의미하는 것이다.

2) ARCH 효과 검정

(1) Durbin-Watson 검정

DW 검정법은 오차항의 자기 상관분석에서 가장 많이 사용되는 방법으로 다음과 같은 통계량을 이용한다.

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2}, \quad \hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n \varepsilon_t \varepsilon_{t-1}}{\sum_{t=2}^n \varepsilon_{t-1}^2} \quad (\text{III-7})$$

위의 식에서 $d \doteq 2(1 - \hat{\rho})$ 의 관계가 성립함을 알 수 있다. 오차항에 자기 상관이 없는 경우 ρ 에 대한 추정치 $\hat{\rho}$ 의 값은 0에 가까울 것이며 따라서 d-값은 2에 가깝게 된다. 반면 오차항에 정(+)의 자기 상관이 나타나는 경우에는 d-값은 0에 가깝게 추정될 것이다. 따라서 d-값이 2보다 지나치게 작은 경우 즉 정해진 임계치 d^* 보다 작아 $d < d^*$ 의 관계가 나타나는 경우 귀무가설 $H_0 : \rho = 0$ 을 기각하고 정(+)의 자기상관이 있는 것으로 판단 할 수 있다.

(2) Ljung-Box Q 검정

앞에서 언급하였듯이 자기상관의 존재여부는 다음과 같은 Ljung-Box의 Q통계량으로 검정할 수 있다.

$$Q(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\rho}_j^2}{T-j} \sim \chi^2(k), \quad \hat{\rho}_j = \frac{\hat{\gamma}_j}{\hat{\gamma}_0} \quad (\text{III.8})$$

귀무가설 $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$, T : 유효표본수, $\hat{\gamma}_j$: 자기공분산, $\hat{\gamma}_0$: 분산

검정결과 Q(20)값이 임계치를 초과할 경우 자기 상관이 없음을 기각하므로 계열상관이 있다는 의미이다.

(3) LM검정

본 연구에서는 잔차의 자기 상관을 검정하기 위하여 Breush-Godfrey Serial correlation LM검정 방식을 사용하였는데 이는 계열상관에 대한 Q통계량과 보완적으로 사용할 수 있는 asymptotic(large sample) 검정의 한 방법이다. 일반적으로 계열상관 LM(q) 검정은 오차항이 MA(q), 혹은 AR(p) 과정을 따르는가의 여부의 확인과 더불어 종속변수의 시차변수가 회귀식 내에 적절하게 포함되어 있는지를 함께 검정하는 방법으로 Durbin-Watson 통계량이 1계에 국한한 계열상관을 알아볼 수 있음에 반하여 LM 검정방법은 더 높은 차수의 ARMA 오차항에 대하여도 살펴볼 수 있으며 종속변수에 lag된 변수가 포함되어 있는지의 여부를 가리지 않는다는 장점이 있다. 귀무가설은

“ H_0 : 모든 시차를 가진 잔차항의 계수는 0 이다.”로 설정되며 이를 기각하게 되면 자기상관이 있다는 의미가 된다.

(4) ARCH-LM 검정

자기회귀조건부 이분산성을 검증하는 통계치로서 귀무가설은 “시차를 가진 잔차의 제곱에 대한 모든 계수는 0이다”. 즉, 잔차항의 제곱에 자기 상관이 존재하지 않는다는 의미이다. 귀무가설이 기각되면 잔차의 과거값에 의하여 현재 값이 영향을 받게 되므로 ARCH 모형으로 분석해야 되는 것을 의미한다. ARCH-LM 검정은 잔차의 자승추정치($\hat{\epsilon}_t^2$)로부터 일치추정량을 산출하고, 회귀방정식을 검정하는 순서로 이루어진다. 여기서 LM= TR^2 이며 이것은 ARCH(q)인 경우 χ_q^2 분포를 하고 GARCH(q,p)인 경우에는 χ_{q+p}^2 의 분포를 따른다. ARCH-LM검정의 회귀방정식과 귀무가설 그리고 검정 통계량은 다음과 같다.

$$\text{회귀방정식 : } \hat{\epsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \epsilon_{t-q}^2 \tag{III-9}$$

$$\text{귀무가설 : } H_0: \alpha_i = 0, i = 1, \dots, q. \text{ 또는 } H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0,$$

$$\text{검정통계량 : } TR^2 \sim \chi^2(q)$$

여기서 T는 관측치의 개수, q 는 제약의 수, R^2 는 위의 회귀방정식을 OLS로 추정할 때 나오는 결정계수이고 대체가설은 $\hat{\epsilon}_t^2 \sim \text{ARCH}(q)$ 이다. 따라서 $TR^2 > \chi^2(q)$ 이면 ARCH 효과가 있는 것으로 본다.

2. GARCH-M분석

GARCH-M모형은 조건부평균이 조건부분산이나 표준편차의 선형함수로 표시되어 시간에 따라 변화하는 위험할증 또는 기대수익률은 포착하는데 유용한 모형이다.

GARCH-M모형은 다음과 같다.

$$y_t | \Psi_{t-1} \sim N(x_t b + h_t \theta, h_t) \tag{III-10}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \epsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p} \tag{III-11}$$

$$\epsilon_t = y_t - x_t b - h_t \theta \tag{III-12}$$

본 연구에서는 위험할증이 현물환율 변동의 조건부 분산에 의해 영향을 받도록 추정식을 사용하였으며 이 추정식은 OLS분석에서 사용한 회귀식과 동일하다. 그리고 분산방

정식을 일부 변형시켜 다음과 같은 모형식을 도출하였다. 이 모형식은 Domowitz & Hakkio(1985)에 의해서 사용된 바 있으며 이들은 1973.6부터 1982.8까지의 현물환율과 선물환율을 사용하여 GBP, DEM, JPY 등 5개국 통화에 대한 위험할증은 검정한 바 있었다.

$$s_{t-1} - s_t = \beta_0 + \theta h_{t+1} + \beta_1(f_t - s_t) + \epsilon_{t+1} \quad (III-13)$$

$$\epsilon_{t+1} | \Psi_t \sim N(0, h_{t+1}) \quad (III-14)$$

$$h_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_t^2 + \gamma_1 h_t \quad (III-15)$$

1) 가설의 설정과 검정

(1) 불편예측치가설

Wald 검정방법을 이용하여 $H_0(\beta_0=0, \theta=0, \beta_1=1)$ 의 제약에 대한 F값(P값)의 검정통계량을 확인함으로써 귀무가설을 검정한다. 이때 귀무가설이 기각되지 않고 오차항이 백색잡음일 경우에 위험할증은 존재하지 않는다고 볼 수 있으며 선물환율의 미래현물환율에 대한 불편예측치 가설이 성립하는 것이다. 즉, 선물환시장은 효율적인 시장으로 볼 수 있는 것이다. 오차항의 백색잡음여부 Durbin-Watson 통계량과 Ljung-Box Q검정을 통해서 판단할 수 있다. DW통계량이 2보다 지나치게 작을 경우에 정(+)의 자기상관이 있는 것으로 판단할 수 있으며 2에 가까울 경우 자기상관이 없는 것으로 볼 수 있는 것이다.

한편, Ljung-Box Q(20)값은 임계치 $\chi^2(20)(\alpha=0.05)=31.4$ 를 초과하지 않을 경우 백색잡음인 것으로 판단할 수 있을 것이다.

(2) 시간변화 위험할증가설

Wald 검정방법을 이용하여 $\beta_1=1$ 이고, ϵ_{t+1} 이 백색잡음이라고 전제하고, $H_0(\beta_0=0, \theta=0)$ 의 제약에 대한 F값(P값)의 검정통계량을 확인함으로써 귀무가설을 검정한다. 이때 귀무가설이 기각되지 않으면 위험할증은 존재하지 않는다고 볼 수 있다. 그리고 $\beta_0 \neq 0, \theta=0$ 가 유의적일 경우 "0"이 아닌 일정한 위험할증이 존재하는 것이며, $\theta \neq 0$ 가 유의적 이라면 시간변화 위험할증이 존재하는 것으로 볼 수 있다.

2) 모형의 적합성 검정

Ljung-Box Q²(20)검정을 이용하여 모형의 적합성을 검정할 수 있다. 이 경우 임계치를 초과하지 않았다면 더 이상의 2차 시계열 의존성이 제거되었으며 모형에 반영되었음을 의미하는 것이다. 이는 GARCH모형이 시계열 상관의 문제를 해결하였으며 모형이 적합함을 뜻하는 것이다. 한편 ARCH-LM 검정을 이용하여 모형의 적합성을 검정할 수 있다. 이 경우 귀무가설이 기각되지 않으면 계열 상관이 존재치 않으며 잔차항의 제

곱이 과거 시차값에 더 이상 영향을 받지 않는 것이므로 모형이 적합하다는 것을 의미하는 것이다.

IV. 실증분석

1. 자료의 설명 및 연구방법

일본의 JPY, 홍콩의 HKD, 인도네시아의 IDR은 1998. 7. 15부터 2003. 7. 11까지의 일일데이터로서 은행간 거래 종가기준의 현물환율과 1개월선물환 스왑레이트이다.⁵⁾

현물환율과 선물환 스왑레이트 공히 매입률과 매도율의 중간인 mid rate와 mid point이며, 표본자료의 원천은 Reuters에서 제공한 Deutsche Bank Research이다.

태국의 THB는 1999. 1. 4부터 2003. 7. 9까지의 은행간거래 종가기준의 현물환율과 1개월선물환 스왑레이트로서 모두 일일데이터이며 현물환율과 선물환 스왑레이트 공히 bid rate와 bid point이다.⁶⁾

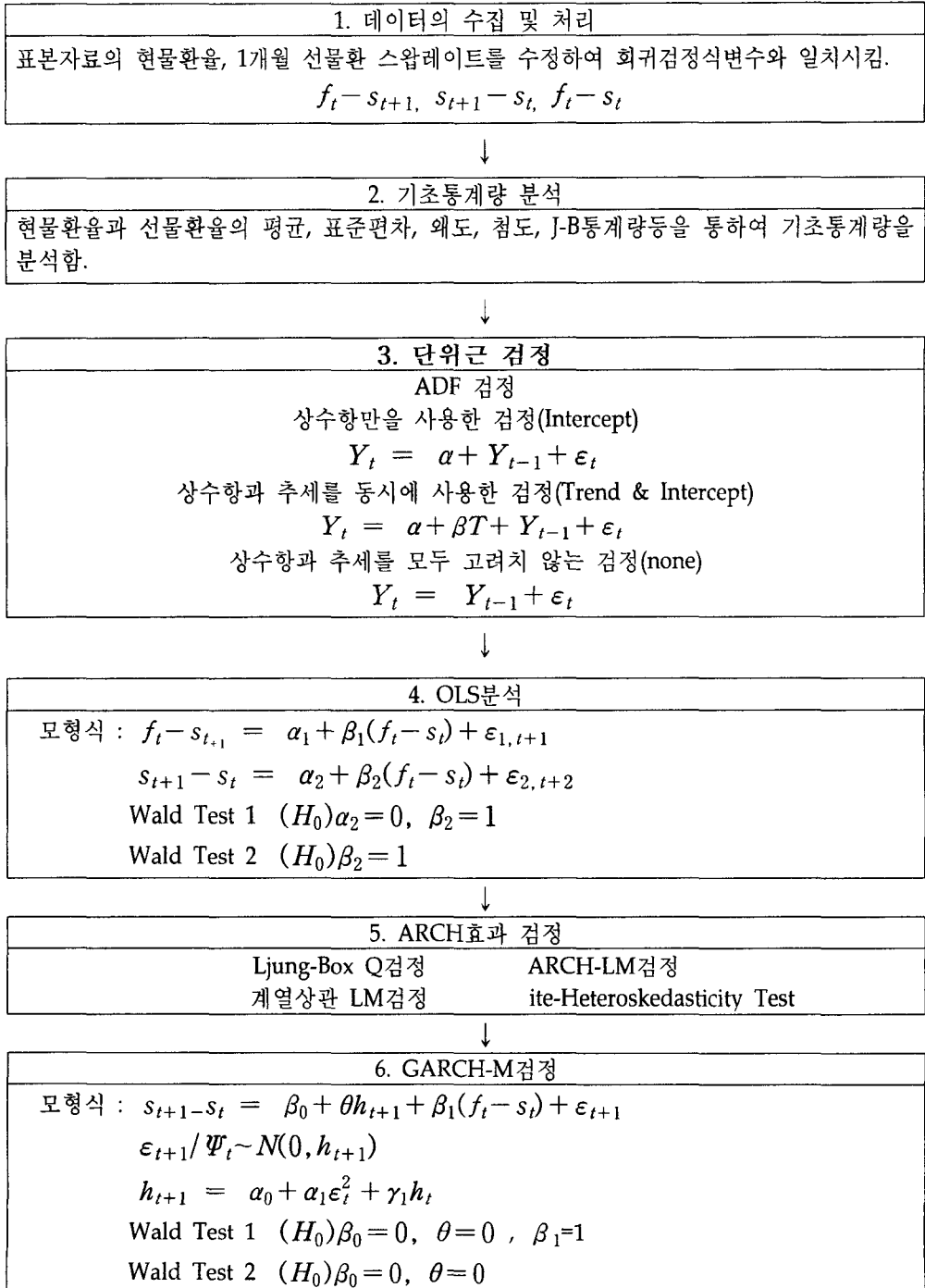
현물환율과 스왑레이트를 이용하여 본 실증분석에서 사용한 회귀식의 변수인 $f_t - s_{t+1}$, $s_{t+1} - s_t$ 로 변형하였으며 $f_t - s_t$ 는 표본자료의 스왑레이트를 그대로 사용하였다.

회귀식에서 사용한 실현된 미래현물환율(s_{t+1})은 1개월 선물환율의 경우 1개월 후의 현물환율과 비교 가능토록 1개월을 시차로 주었다⁷⁾. 그 결과 공휴일 혹은 선물환거래 미거래 등으로 시차의 불일치 등이 발생하였으나 각주에서 언급했듯이 연구의 결과 값에는 영향을 미치지 않는다고 전제하고 그대로 사용하였다.

본 연구의 실증 분석 절차는 <그림 IV-1>과 같으며 계량 경제학 통계 프로그램인 EViews 4.1을 사용하였고, 기초환율자료 작업에서는 Microsoft Excel을 사용하였다. 아울러 분석의 명료성을 위해서 가장 근월물인 1개월선물환을 대상으로 분석하였다.

-
- 5) 스왑레이트, 스왑마진, forward differential 공히 선물환 프리미엄을 의미하는 말이다. JPY, THB는 pip단위로 고시되므로 100, HKD는 10,000으로 나누어 선물환 프리미엄을 구하였고 IDR은 Quote된 환율이 선물환 프리미엄이다.
- 6) THB는 bid rate와 bid point를 사용하였다. 태국중앙은행 D/B에는 매입률과 매도율이 고시되어 가급적이면 원자료에 충실하고자 중간값을 쓰지 않고 bid rate와 bid point를 사용하였다.
- 7) Fama(1984), Mark(1988), Huang(1990)등의 연구에서 보듯이 선물환율과 미래현물환율 간에 아주 정확한 날짜배열을 맞출 수 없다. 따라서 불가피한 측정오차(measurement error)가 발생할 수밖에 없는 실정이다. 그러나 연구결과 값에는 영향을 미치지 않는다는 선행연구의 결과에 따라 본 논문에서도 Cornell(1993)이 제시한대로 유효한 변수로서 시차값을 사용하였다.

[그림 IV-1] 실증분석 절차



↓

7. ARCH검정
Ljung-Box Q(20)
Ljung-Box Q ² (20)
ARCH-LM

2. 기초통계량 분석

금융시계열의 분포는 정규분포보다 첨예한 정점 또는 두터운 꼬리분포(fat-tail)를 보이고 있으며 좌우 비대칭적인 모양을 보이기도 한다. 이를 통계적으로는 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)로 측정할 수 있다.

$$\text{왜도}(S) = E\left[\frac{(x-\mu)^3}{\sigma^3}\right], \quad \text{첨도}(K) = E\left[\frac{(x-\mu)^4}{\sigma^4}\right] \quad (IV.1)$$

위의 식에서 왜도가 부(-)의 값을 띠면 왼쪽으로 긴 꼬리를 갖게 되며 'left-skewed'되었다고 하고, 양(+)의 값을 띠면 오른쪽으로 긴 꼬리를 갖게 되며 'right-skewed'되었다고 한다. 또한 정규분포의 경우 첨도는 이론적으로 3이 되는데, 첨도가 3보다 큰 경우 첨예분포(leptokurtic)한다고 하며, 첨도가 3보다 작은 경우 평탄분포(platykurtic)한다고 한다.

<표IV-1>에서 보는 바와 같이 첨도가 3이상인 환율시계열은 JPY 및 IDR의 현물환율과 선물환율이었으며, 이러한 환율시계열은 두터운 꼬리를 가진 분포인 leptokurtic한 분포임을 알 수 있다. 그 외의 환율에서는 정규분포첨도(normal kurtosis)값 3보다 작아서 이것은 정규분포가 아니라는 일반론을 지지하는 것이다. (+)왜도의 경우 JPY, IDR의 현물환율과 선물환율이 이에 해당되며 오른쪽으로 긴 꼬리를 갖고 있다는 것을 알 수 있으며 (-)왜도의 경우 THB, HKD의 현물환율과 선물환율이 이에 해당되어있다. 이는 왼쪽으로 긴 꼬리를 갖고 있음을 의미하는 것이다. 이러한 왜도는 해당통화의 절상 혹은 절하 추세와 관련이 있는 것으로 추론된다.

왜도와 첨도를 관찰하는 방법 이외에도 다음의 Jarque-Bera 통계량을 이용하여 시계열 Yt가 정규분포를 따르는지를 통계적으로 검정할 수 있다⁸⁾.

8) 정규분포 여부의 검정대상 계열이 k개의 추정된 계수에 의해 창출된 계열(예, 잔차 등)이라면, T는 T-k가 된다.

$$JB = \frac{T}{6} \left\{ S^2 + \frac{1}{4} (K-3)^2 \right\} \sim \chi^2(2) \quad (IV.2)$$

귀무가설 H_0 : Y_t 는 정규분포 한다.(단, S : 왜도, K : 첨도, T : 유효표본수)

위의 식에서 Jarque-Bera 통계량이 귀무가설을 기각한다면, 시계열 Y_t 는 정규분포하지 않는 것으로 판단한다. <표IV-1>에서 보는바와 같이 Jarque-Bera 정규성검정(J-B normality test)결과 모든 통화에서 정규분포를 따른다는 귀무가설을 기각함을 알 수 있다

<표 IV-1> 기초통계량분석

구	분	USD/JPY	USD/THB	USD/HKD	USD/IDR
S_t	평균	118.3911	41.50413	7.783896	9001.397
	표준편차	8.993597	2.795152	0.020677	1323.235
	왜도	0.401699	-0.405726	-0.861288	0.812489
	첨도	3.209399	1.754502	2.033720	4.197707
	J-B	36.61890	99.80575	197.6489	206.6391
	P	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
$F_{t,1}$	평균	117.9909	41.45592	7.785252	9139.138
	표준편차	9.056081	2.817812	0.018109	1405.559
	왜도	0.365097	-0.403706	-0.902974	0.928359
	첨도	3.114344	1.734128	2.457286	4.540417
	J-B	29.02000	101.8212	180.1699	295.1372
	P	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

각 통화별 환율수준변수를 사용하여 도출한 결과

3. 단위근 검정

확률과정의 평균과 분산이 해당기간동안 일정하고 두 시점간의 공분산값이 실제시간에 의존하는 것이 아니라 두 시점간의 거리 혹은 시차에만 의존한다면 그러한 확률과정은 안정적이라고 하며, 다음식으로 표시된다.9)

$$\begin{aligned}
 E(Y_t) &= \mu \\
 Var(Y_t) &= E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 = \gamma_0 \\
 Cov(Y_t, Y_{t+k}) &= E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k
 \end{aligned} \quad (IV.3)$$

9) 여기서 정의하는 안정성은 약(weakly) 안정성을 지칭한다.

경제변수들의 시계열 자료는 대부분 불안정성을 갖고 있는 것으로 알려져 있다. 그리고 이러한 상황에도 불구하고 회귀분석을 실시할 경우에 실제로는 변수간에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 연관관계가 있는 것처럼 보이는 이른바 가성회귀 (spurious regression) 현상이 발생하며, 예측에 있어서 신뢰성을 확보치 못하게 된다.¹⁰⁾

불안정적 시계열은 확정적 추세만을 갖는 경우와 확률적 추세를 갖는 경우로 구분되는데, 이러한 경우 분석에 앞서 반드시 추세를 제거하여 안정적 과정으로 전환해야 한다. 확정적 추세를 갖는 경우 시간에 대해 회귀분석 하여 추세를 제거할 수 있고 확률적 추세를 갖는 경우 안정적 과정이 될 때까지 차분하여 추세를 제거할 수 있다. 만약 어떤 계열이 차분안정적 과정이라면 어떤 충격에서 기인하는 효과는 영속적이 된다. 예를 들어,

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2) \quad (IV.4)$$

이 모형에서 $\rho=1$ 이라면(자기회귀모형의 특성근이 1이라면) Y_t 에서 ε_t 가 C만큼 상승한 경우 $Y_t, Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots$ 등은 모두 C만큼 상승한다. 즉 충격 C의 효과는 영속적인 것이 된다. 그러나 $|\rho| < 1$ 이라면 충격 C의 효과는 시간의 흐름과 함께 소멸된다. 이렇게 $\rho=1$ 이 되는 현상을 일컬어 Y_t 가 단위근을 가진다고 말한다. 본 연구에서는 다음과 같은 ADF 단위근검정법을 사용하였으며 상수항(Intercept)만을 사용한 검정식 ($Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \varepsilon_t$) 과 상수항과 추세(Trend & intercept)를 동시에 고려한 검정식 ($Y_t = \alpha + \beta T + Y_{t-1} + \varepsilon_t$) 그리고 상수항과 추세를 모두 고려치 않는(none) 검정식 ($Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$) 등으로 동시에 검정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \alpha + \beta t + (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \\ &= \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{귀무가설 } H_0 : \rho=1 \text{ 또는 } \gamma=0 \end{aligned} \quad (IV.5)$$

10) 대부분의 경제시계열변수들이 랜덤워크 하거나 불안정적인 시계열을 가지고 있다는 것은 Nelson & plosser(1982)이후 수많은 연구 Hall(1978), Cambel & Mankiv(1987), Gardner & Kimbrough(1982)가 나왔다. 이는 단위근이 존재함을 의미하며 한번 가해진 충격의 효과가 미래시계열의 경로에 영속적인 영향을 미치는 것을 의미한다. 그럼에도 불구하고 불안정한 표본으로 회귀분석을 할 경우(공적분이 존재하는 경우 제외) 표본의 크기가 커짐에 따라 계수의 유의성을 나타내는 t값이 크게 나타나며 결정계수 또한 높은 값을 보여서 모형이 유의적인 것처럼 보인다.

시차는 EViews 4.1에서 제시해주는 maximum lag에 의하였으며 <표 IV-2>에서 표시한 임계치는 Mackinnon(1996) 5% 유의수준값이며, 현물환율, 선물환율 공히 수준변수에서는 5% 유의수준에서 분석대상 4개 통화 모두 귀무가설을 기각치 못하여 단위근의 존재를 확인할 수 있었으며 이들 시계열의 1차 차분 검증에서는 모든 통화에서 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재치 않음을 알 수 있다. 따라서 환율의 수준변수는 불안정한 시계열이며 1차 차분을 하여야만 안정적이 되는 I(1)시계열임을 알 수 있다.

한편, OLS 및 GARCH-M모형에서 사용할 변수인 $f_t - s_t$, $s_{t+1} - s_t$, $f_t - s_{t+1}$ 에 대해 단위근 검증을 한 결과 현물환율변동률($s_{t+1} - s_t$) 및 선물환에측오차($f_t - s_{t+1}$)에서는 분석대상 4개통화 전부에서 단위근이 존재치 않았으나 선물환 프리미엄($f_t - s_t$)에서는 HKD에서 단위근이 존재하지 않았고 그 외의 통화에서는 단위근이 존재하였다.

<표 IV-2> 단위근 검정 (1개월 선물환)

구 분			USD/JPY		USD/THB		USD/HKD		USD/IDR	
			수준변수	차분변수	수준변수	차분변수	수준변수	수준변수	차분변수	
$f_t - s_t$	Intercept	T	-0.255109	-20.16517	-1.767441	-38.92999	-6.331713	-2.517529	-19.20179	
		L	-2.863610	-2.863610	-2.864001	-2.864001	-2.863752	-2.863720	-2.863720	
	Trend & Intercept	T	-1.673950	-20.18383	-3.271794	-38.92876	-6.096205	-2.436847	-19.21151	
		L	-3.413356	-3.413356	-3.413971	-3.413971	-3.413580	-3.413530	-3.413530	
	None	T	-1.303679	-20.11630	-1.456021	-38.94705	-6.434809	-2.098304		
		L	-1.941073	-1.941073	-1.941116	-1.616502	-1.941089	-1.941085		
$s_{t+1} - s_t$	Intercept	T	-4.083066		-4.932561		-3.671341	-4.068954		
		L	-2.863640		-2.864001		-2.863754	-2.863752		
	Trend & Intercept	T	-4.119585		-5.019699		-4.409179	-4.036019		
		L	-3.413405		-3.413971		-3.413583	3.413580		
	None	T	-4.081911		-4.901293		-3.088455	-4.074321		
		L	-1.941076		-1.941116		-1.941089	-1.941089		
$f_t - s_{t+1}$	Intercept	T	-4.071497		-4.805407		-5.994373	-3.944112		
		L	-2.863640		-2.864001		-2.863744	-2.863752		
	Trend & Intercept	T	-4.077786		-4.941446		-5.793656	-3.901455		
		L	-3.413405		-3.413971		-3.413567	-3.413580		
	None	T	-4.071016		-4.739607		-6.028341	-3.862435		
		L	-1.941076		-1.941116		-1.941088	-1.941089		

수준변수에서 단위근이 밝혀지지 않아 안정적인 경우 차분변수는 단위근 검정을 생략하였다.

5. 선물환시장 분석

1) 일본의 선물환시장

(1) 불편예측치가설 검정

① OLS

일본 선물환시장은 $H_0(\alpha_2=0, \beta_2=1)$ 의 귀무가설을 1% 유의수준에서 채택하여 선물환 프리미엄($f_t - s_t$)과 현물환율의 변화 ($s_{t+1} - s_t$)에 위험할증이 존재하지 않음을 알 수 있다. 그러나 Ljung Box Q의 값이 임계치 $\chi^2(20)(\alpha=0.05)=31.4$ 를 초과하는 54.493을 가짐으로서 잔차항이 백색잡음이 되지 않고 있다. 따라서 귀무가설 $\alpha_2=0, \beta_2=1$ 이며 ε_{t+1} :백색잡음을 동시에 만족시키지 못하므로 불편예측치 가설은 기각된다. 그러나 이 경우에는 해석상의 주의가 필요하다 할 것이다. 현물환율과 선물환율만기일과의 단기 관측치의 오버랩핑 등으로 정보집합이 시계열상관 되어 불편예측치가설 하에서도 자기상관이 나타날 수 있기 때문인데, 이근영(1998)에 의하면 1개월 선물환율의 경우 단기 관측치의 중복사용으로 1개월 후의 현물환율과 선물환율 간의 예측오차는 일반적으로 높은 자기상관관계를 가지고 있다고 하였다.¹¹⁾ 그러므로 이러한 경우에는 잔차항이 시계열상관된 것만으로는 불편예측치 가설이 반드시 기각된다고 할 수 없을 것이다. 따라서 일본의 선물환시장은 환율시계열에 자기상관이 존재하는 상태에서 시간변화 위험할 증은 존재치 않는다고 보아야 할 것이다. 한편, <표IV-3>에서 보는 바와 같이 DW통계량이 2.063447의 값을 가져 전반적으로 자기상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 Ljung-Box Q(20) 통계량은 임계치 31.4를 상회하는 54.493의 값을 가져 강한 자기상관을 가지고 있음이 입증되었다. 한편, Breush-Godfrey Serial correlation LM검정 통계량 또한 5.221883(0.00514)의 값을 가져 귀무가설을 기각하므로 자기상관이 존재하는 것으로 밝혀졌다. 잔차항의 자승치에 자기상관의 존재 여부를 검정하는 ARCH LM검정 역시 귀무가설을 기각하여 과거 값에 의하여 현재 값이 영향을 받는 것으로 밝혀져 자기상관이 존재하는 사실이 입증되었다. 이러한 사실은 일본 1개월 선물환시장의 경우 GARCH-M모형 적합하다는 것을 의미하는 것이다.

② GARCH-M분석

일본 선물환시장의 경우 $H_0 ; \beta_0=0, \theta=0, \beta_1=1$ 의 Wald 통계량을 검정한 결과 F(P)값이 0.015649(0.09973)로서 1% 유의수준에서 귀무가설 H_0 를 채택함을 알 수 있다. 이러한 결과는 선물환율은 미래현물환율의 불편예측치라는 것을 의미하는 것이다.

한편, Ljung-Box Q 통계량은 27.537로서 임계치 31.4를 하회하므로 $\beta_0=0, \theta=0, \beta_1=1$ 과 ε_{t+1} :백색잡음을 동시 만족함을 알 수 있다. 따라서 일본 선물환시장은 효율적 선물환시장임이 입증되었다. 이러한 결과는 OLS분석시 단기관측치의 오버랩핑에 기인한 정보집합의 시계열상관으로 인해서 불편예측치가설 하에서도 백색잡음을 만족시키지 못할 수

11) 이근영(1998), 전제서.

도 있다는 설명을 입증하는 것이라 하겠다. 이러한 결과는 외환시장에서 대체로 모든 시장정보가 시장가격에 즉시 반영되며 금리평가이론에 기초하여 효율적으로 이루어지고 있다는 뜻이다. 이러한 사실은 시장의 무작위적 정보가 보다 효율적으로 환율에 반영되는 효율적인 선물환시장이 형성되고 있다는 것을 시사해 주는 것이라 할 것이다.

모형의 적합성 검정결과 Ljung Box Q(20)검정에서는 계열상관이 존재하지 않았으나, Ljung Box Q²(20)검정결과 임계치를 초과하는 52.749의 값을 가져 자기상관이 존재함이 밝혀졌고, ARCH-LM통계량 또한 2.940663(0.01958)의 값을 가져 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 잔차의 자승치에 자기상관이 존재하는 것으로 밝혀졌다. 이는 잔차항의 제곱이 과거 시차값에 영향을 받는 것을 의미하는 것이다. 이러한 결과는 GARCH검정에도 불구하고 2차 시계열적 의존성이 존재하고 있음을 의미하는 것이다.

(2) 시간변화 위험할증 검정

① OLS

위험할증의 시간변화성을 검정하는 Wald2($\beta_2=1$)의 귀무가설을 채택하여 시간변화 위험할증은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 자기상관으로 인하여 불편예측치가설의 성립여부 판단은 유보하였으나 시간변화 위험할증은 존재하지 않는다고 보아야 할 것이다.

② GARCH-M

$\beta_1=1$ 이며 ε_{t+1} 은 백색잡음이라는 전제하에서 $\beta_0=0, \theta_0=0$ 의 Wald2 귀무가설을 검정한 결과 F(P)값이 0.019901(0.9803)로서 귀무가설을 채택하여 Wald1과 동일한 결과를 얻었다. 즉, 일본 1개월 선물환시장은 시간변화 위험할증이 존재하지 않는 효율적 선물환 시장임을 알 수 있었다.

(3) 추정치 검정

OLS의 β_1 이 0보다 크다는 것은 선물환 프리미엄이 선물환 예측오차와 정(+)의 관계를 의미하는 것인데 분석결과에서 β_1 의 추정치는 0.803486의 값을 가짐으로서 선물환 프리미엄이 선물환 예측오차에 미치는 영향이 정(+)의 관계임을 알 수 있다. β_2 의 계수 역시 정(+)으로 나타나 선물환 프리미엄과 현물환율 변화율 간에 (+)관계가 존재하는 것으로 판단할 수 있다. 이는 β_2 의 계수 전부 부(-)를 보여준 Fama(1984)와 결과와 비교되는 결과이다.

본 연구에서는 Fama의 결과와는 다르게 일본의 JPY는 정(+)의 값이 나왔으며, 태국의 THB, 홍콩의 HKD, 인도네시아의 IDR은 부(-)의 값이 나왔다. 한편 β_2 의 추정치는 1보다 작은 0.196514로 나왔다. Bilson(1981)의 연구에서는 β_2 의 계수값이 1보다 작게 나왔는데 이를 과잉투기라고 규정하고 투기자들은 예측하는 현물환율 변화율의 크기를 낮춤으로서 투자전략을 개선시킬 수 있다고 하였다. GARCH-M에서는 조건부 분산 방정식에서 회귀계수 α_1 이 0.057215의 값을 가져 γ_1 의 값 0.927348보다 월등히 낮게 나타나고 있어

과거값의 잔차의 자승치에 의해서 위험할증이 짧게 영향을 받는 것으로 추정된다.

<표 IV-3> OLS분석결과(USD/JPY)

Coeff	1개월 선물환	
	추정치 표준오차	t값 p값
$\hat{\alpha}_1$	2.43E-05 0.000302	0.080336 0.936000
$\hat{\beta}_1$	0.803486 1.806332	0.444816 0.656500
$\hat{\alpha}_2$	-2.43E-05 0.000302	-0.08034 0.936000
$\hat{\beta}_2$	0.196514 1.806332	0.108792 0.913400
R ² (1)	0.000156	
R ² (2)	0.000009	
DW	2.063447	
F통계량(p값)(1)	0.197862(0.656528)	
" (2)	0.011836(0.913385)	
WALD1	0.102744	0.902400
WALD2	0.197862	0.656500
PAC/Q(20)	-0.080000	54.49300
LM검정	5.221883	0.005514
ARCH-LM	60.985120	0.000000
W · H	0.164200	0.848590

<표 IV-4> GARCH-M 분석결과 (USD/JPY)

Coeff	1개월 선물환	
	추정치 표준오차	Z값 p값
θ	-0.000194 0.121112	-0.001600 0.998700
β_0	-4.89E-05 0.001105	-0.044280 0.964700
β_1	0.875891 1.457368	0.601009 0.547800
α_0	1.51E-06 6.19E-07	2.440756 0.014700
α_1	0.057215 0.010708	5.343324 0.000000
γ_1	0.927348 0.014269	64.99169 0.000000
DW	2.064670	
WALD1	0.015649	0.997300
WALD2	0.019901	0.980300
PAC/Q(20)	-0.05300	27.53700
PAC/Q ² (20)	0.009000	52.74900
ARCH-LM	2.940663	0.019580

2) 태국의 선물환시장

(1) 불편예측치가설 검정

① OLS

태국의 선물환 시장은 $H_0(\alpha_2=0, \beta_2=1)$ 의 귀무가설을 채택하였으나 Ljung Box Q(20) 값이 51.941를 가져 백색잡음을 만족하지 못하였다.

잔차항에 자기상관이 존재한다는 의미는 과거의 예측오차에 의해서 당기의 예측오차가 계속적으로 영향을 받는 것으로 해석할 수 있는데 이는 시간변화위험할증의 가능성을 암시하는 것이라 할 수 있을 것이다. 그러므로 태국의 선물환시장은 $\alpha_2=0, \beta_2=1$ 의 귀무가설과 잔차항의 백색잡음을 동시에 만족시키지 못하여 선물환율의 미래현물환율에 대한 불편예측가설은 기각되었다 할 것이다. (본 연구자의 별도 분석에 의하면 3개월, 6개월 선물환율은 공히 $\alpha_2=0, \beta_2=1$ 의 귀무가설을 5%유의수준에서 기각하였으며 Ljung Box Q(20) 값 또한 44.822, 42.559로서 자기상관이 존재하였음). 이러한 결과는 태국중앙은행의 수시 외환시장 개입정책(dirty floating 정책)에 기인하는 것으로 추정해 볼 수 있을 것이다. <표IV-5>에서 보는 바와 같이 DW통계량이 1.831121의 값을 가져 전반적으로 자기상관이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 Ljung-Box Q(20) 통계량은 임계치 31.4를 상회하는 51.941의 값을 가져 강한 자기상관을 가지고 있음이 입증되었다. 한편, Breush-Godfrey Serial correlation LM검정 또한 귀무가설을 기각하여 자기상관이 존재하는 것으로 밝혀졌다. 잔차항의 자승치에 자기상관의 존재 여부를 검정하는 ARCH LM검정 역시 귀무가설을 기각하여 과거 값에 의하여 현재 값이 영향을 받는 것으로 밝혀져 ARCH효과가 존재하는 사실이 입증되었다. 이러한 사실은 태국 1개월 선물환시장의 경우 GARCH-M모형이 적합하다는 것을 의미하는 것이다.

② GARCH-M

태국 선물환시장의 경우 $H_0; \beta_0=0, \theta=0, \beta_1=1$ 의 Wald통계량을 검정한 결과 F(P) 값이 1.685639(0.1684)로서 1% 유의수준에서 귀무가설을 채택하였다. 이 경우 선물환 프리미엄($f_t - s_t$)은 현물환율의 시간변화에 대한 설명력이 있다고 할 수 있을 것이다. 그러나 Ljung-Box Q 통계량이 33.155로서 임계치를 초과하여 백색잡음을 만족할 수 없었다. 그러므로 이 경우 불편예측치가설은 인정할 수 없게 되어 태국의 1개월 선물환시장은 비효율적시장이 되는 것이다. 이와 같은 결과는 OLS분석결과와 정확히 일치하는 것으로서 분석에 대한 신뢰성을 확보할 수 있었다.

모형의 적합성 검정결과 Ljung Box Q(20)검정 통계량이 33.155의 값을 가져 계열상관이 존재하였으나 Ljung Box Q²(20)검정결과 임계치 31.4를 하회하는 12.301의 값을 가져 자기상관이 존재하지 않음이 밝혀졌고, ARCH-LM통계량 또한 0.233408(0.919619)의 값을 가져 귀무가설을 채택하여 잔차의 자승치에 자기상관이 존재하지 않는 것이

밝혀졌다. 이는 잔차항의 제곱이 과거 시차값에 영향을 더 이상 받지 않는 것을 의미하는 것이다. 이러한 결과는 GARCH분석에 의하여 2차시계열적 의존성이 존재치 않으며 잔차항에 대한 시계열상관이 제거되었음을 의미하는 것이다.

(2) 시간변화 위험할증 검정

① OLS

동분산 가정하에서 시간변화 위험할증이 존재한다는 것은 β_2 가 1이 아니고 β_1 이 0이 아님을 의미한다. 따라서 $\beta_2 \neq 1$ 을 증명키 위해 $H_0(\beta_2=1)$ 을 설정하여 Wald Test를 실시하였다. 만약 $\beta_2=1$ 이 기각된다면 위험할증이 시간에 따라 변화한다는 것을 입증하는 것이다. 태국선물환시장에서는 Wald2($\beta_2=1$)의 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하였으므로 시간변화 위험할증이 존재한다고 보아야 할 것이다.

② GARCH-M

Wald 검정방법을 이용하여 $\beta_1=1$ 이고, ϵ_{t+1} 이 백색잡음이라고 전제하고, $H_0(\beta_0=0, \theta=0)$ 의 제약에 대한 F값(P값)의 검정통계량을 확인함으로써 귀무가설을 검정한다. 이 때 귀무가설이 기각되지 않으면 위험할증은 존재하지 않는다고 볼 수 있다. 그리고 $\beta_0 \neq 0, \theta=0$ 가 유의적일 경우 "0"이 아닌 일정한 위험할증이 존재하는 것이며, $\theta \neq 0$ 가 유의적 이라면 시간변화 위험할증이 존재하는 것으로 볼 수 있다.

Wald2 통계량이 0.047913(0.9532)으로서 귀무가설을 채택하여 OLS와 동일한 결과를 얻었다. 즉, THB는 위험할증이 존재하지 않는 선물환시장으로 나타났다. 그러나 Ljung-Box Q 통계량이 임계치를 상회하여 백색잡음을 만족시키지 못함으로써 불편에 측치가설은 기각되었다. 따라서 시간변화 위험할증이 존재치 않는다고 나타났으나 환율 시계열에 자기상관이 존재함으로써 이러한 사실을 인정할 수 없었다.

(3) 추정치검정

OLS의 β_1 이 0보다 크다는 것은 선물환 프리미엄이 선물환 예측오차와 정(+)의 관계를 의미하는 것인데 분석결과에서 β_1 의 추정치는 1.958263의 값을 가짐으로서 선물환 프리미엄이 선물환 예측오차에 미치는 영향이 정(+)의 관계임을 알 수 있다. β_2 의 추정치는 부(-)의 값으로 나타나 선물환 위험할증과 현물환을 변화율 간에 (-)관계가 존재하는 것으로 판단할 수 있다. 이는 β_2 의 계수 전부 부(-)를 보여준 Fama(1984)와 결과와 일치되는 결과이다. 한편 β_2 의 추정치는 1보다 작은 -0.9585263으로 나왔다.

Bilson(1981)의 연구에서는 β_2 의 추정치가 1보다 작게 나왔는데 이를 과잉투기라고 규정하고 투기자들은 예측하는 현물환 변화율의 크기를 낮춤으로서 투자전략을 개선시킬 수 있다고 하였다. GARCH-M에서는 조건부 분산 방정식에서 회귀계수 α_1 이 0.069107의 값을 가져 γ_1 의 값 0.921631보다 월등히 낮게 나타나고 있어 과거값의 잔차의 자승치에 의해서 위험할증이 짧게 영향을 받는 것으로 추정된다.

<표 IV-5> OLS분석결과 (USD/THB)

Coeff	1개월 선물환	
	추 정 치 표준오차	t값 p값
$\hat{\alpha}_1$	1.33E-05 0.00017	0.782740 0.937600
$\hat{\beta}_1$	1.958263 0.876242	2.234843 0.025600
$\hat{\alpha}_2$	-1.33E-05 0.00017	-0.078270 0.937600
$\hat{\beta}_2$	-0.958263 0.876242	-1.093610 0.274400
R ² (1)	0.004599	
R ² (2)	0.001105	
DW	1.831121	
F통계량(p값)(1)	4.994524(0.025631)	
" (2)	1.195973(0.274372)	
WALD1	2.501052	0.082500
WALD2	4.994524	0.025400
PAC/Q(20)	-0.01000	51.94100
LM검정	6.153321	0.002202
ARCH-LM	20.68391	0.000000
W · H	9.347111	0.000094

<표 IV-6> GARCH-M 분석결과 (USD/THB)

Coeff	1개월 선물환	
	추 정 치 표준오차	Z값 p값
θ	0.030147 0.101021	0.298425 0.765400
β_0	-0.000144 0.000465	-0.309330 0.757100
β_1	-0.632554 0.739928	-0.854890 0.392600
α_0	2.78E-07 9.71E-08	2.867420 0.004100
α_1	0.069107 0.010228	6.756415 0.000000
γ_1	0.921631 0.010731	85.88156 0.000000
DW	1.830987	
WALD1	1.685639	0.168400
WALD2	0.047913	0.953200
PAC/Q(20)	-0.03800	33.15500
PAC/Q ² (20)	0.00200	12.30100
ARCH-LM	0.233408	0.919619

3) 홍콩의 선물환시장

(1) 불편예측치가설 검정

① OLS

<표 IV-7>에서 보는 바와 같이 홍콩 선물환시장의 경우 1% 유의수준에서 귀무가설 ($H_0, \alpha_2=0, \beta_2=1$)이 기각되었다.

이 경우 불편예측치가설은 성립하지 않게 되며 선물환시장은 비효율적시장이라 할 것이다. 이러한 사실은 시장의 특별한 정보를 활용하여 정상 외 초과이득을 실현할 수 있다는 의미이다.

Hesieh(1984)는 불편예측치가설이 기각되는 이유를 3가지로 설명하였는데, 첫째 시장 참여자들의 구조적 환율결정에 대한 이해의 부족, 둘째 선물환시장의 위험할증, 셋째 시장참여자들의 비합리적 행동방식이 그것이다.

홍콩선물환시장의 경우 당초 예상과는 달리 불편예측치가설이 기각되는 비효율적시장임이 밝혀졌다(본 연구자의 별도분석에 의하면 6개월, 12개월 선물환시장 공히 비효율적 시장이었으며 Ljung Box Q(20)검정에서도 비교적 높은 시계열상관을 나타냈었음). 이러한 결과는 연계환율제도¹²⁾와 관련이 있을 것으로 매우 조심스럽게 추론해보고 향후의 과제로 남긴다.

<표IV-7>에서 보는 바와 같이 DW통계량이 0.222464의 값을 가져 전반적으로 자기상관이 존재하는 것으로 나타났으며 Ljung-Box Q(20) 통계량은 임계치 31.4를 상회하여 강한 자기상관을 가지고 있음이 입증되었다.

한편, Breush-Godfrey Serial correlation LM검정 통계량 또한 2368.527(0.0000)의 값을 가져 귀무가설을 기각하므로 자기상관이 존재하는 것으로 밝혀졌다.

잔차항의 자승치에 자기상관의 존재 여부를 검정하는 ARCH-LM검정 역시 귀무가설을 기각하여 과거 값에 의하여 현재 값이 영향을 받는 것으로 밝혀져 자기상관이 존재하는 사실이 입증되었다. 이러한 사실은 홍콩 선물환시장의 경우 GARCH-M모형이 적합하다는 것을 의미하는 것이다.

② GARCH-M

<표 IV-8>에서 보는 바와 같이 $H_0 ; \beta_0=0, \theta=0, \beta_1=1$ 의 귀무가설을 검정한 결과 F(P)값이 47625.63(0.0000)으로서 귀무가설을 기각하였다. 이러한 결과는 선물환율이 미래현물환율의 최적기대값이라는 불편예측치가설을 기각하는 것으로서 선물환시장이 비

12) 홍콩은 연계환율제도(Linked exchange system)하에서 USD에 고정된 환율(USD/HKD 7.8)로 운영되고 있으며 무한대의 태환성을 보장하고 있다. 홍콩의 3대 발권은행(HSBC, 중국은행, 스텐더드차타드은행)이 HKD를 발행하기 위해서는 상기환율로 환산한 동액의 미달러화를 홍콩 금융관리국(HKMA)의 외환기금에 예치해야 하므로 자의적 통화량 증대기회가 원칙적으로 차단되어 있다.

효율적임을 의미하는 것이다. 이는 OLS분석결과와 정확히 일치하는 것이며 분석의 신뢰성을 높여준다 할 수 있을 것이다.

OLS에서도 언급하였듯이 홍콩 선물환시장의 불편예측치가설 기각은 예상 밖이었다. 향후 홍콩 외환시장의 비효율성의 원인 분석을 과제로 남긴다.

모형의 적합성 검정결과 Ljung Box Q(20)검정에서 계열상관이 존재하였고, Ljung Box Q²(20)검정결과 역시 임계치 31.4를 초과하는 35.362의 값을 가져 자기상관이 존재함이 밝혀졌으나 ARCH-LM통계량은 1.811656(0.124176)의 값을 가져 귀무가설을 채택하여 잔차의 자승치에 자기상관이 존재하지 않는 것으로 밝혀졌다. 이는 잔차항의 제곱이 과거 시차값에 영향을 받지 않는 것을 의미하는 것이다. 이러한 결과는 GARCH검정에 의하여 2차 시계열적 의존성이 제거되었음을 의미하는 것이다.

(2) 시간변화 위험할증 검정

① OLS

<표 IV-7>에서 보는 바와 같이 1%의 유의수준에서 귀무가설 $\beta_2=1$ 이 기각된다. 따라서 홍콩 선물환 시장은 비효율적 시장이며 위험할증은 현물환율의 변동률에 비례하여 시간에 따라 변화하는 시간변동성을 갖고 있다고 볼 수 있다. 즉, 시간변화 위험할증이 존재하는 비효율적 선물환시장인 것이다.

② GARCH-M

Wald2 검정통계량이 89.7319(0.0000)로서 귀무가설을 기각하였다. 이는 $\beta_0 \neq 0, \theta \neq 0$ 가 유의적이라는 것이 되며 시간변화 위험할증이 존재하는 것이라 볼 수 있을것이다.

(3) 추정치 검정

OLS의 β_1 이 0보다 크다는 것은 선물환 프리미엄이 선물환 예측오차와 정(+)의 관계를 의미하는 것인데 분석결과에서 β_1 의 추정치는 1.00689의 값을 가짐으로서 선물환 프리미엄이 선물환예측오차에 미치는 영향이 정(+)의 관계임을 알 수 있다.

한편, β_2 의 값은 1보다 작은 -0.00689의 값을 가져 투기거래의 가능성을 설명하고 있다. GARCH-M에서는 θ 및 β_0 의 추정치가 0.532926(0.0000), -5.00E-05(0.0000)의 값을 가짐으로써 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 의미를 가지고 있는 것으로 나타났으며 조건부 분산 방정식에서 회귀계수 α_1 이 0.448776의 값을 가져 γ_1 의 값 0.595682보다 낮게 나타나고 있어 과거값의 잔차의 자승치에 의해서 위험할증이 짧게 영향을 받는 것으로 추정된다.

<표 IV-7> OLS분석결과 (USD/HKD)

Coeff	1개월 선물환	
	추정치 표준오차	t값 p값
$\hat{\alpha}_1$	-0.000117 7.40E-06	-15.87760 0.000000
$\hat{\beta}_1$	1.00689 0.007414	135.8162 0.000000
$\hat{\alpha}_2$	0.000117 7.40E-06	15.87764 0.000000
$\hat{\beta}_2$	-0.00689 0.007414	-0.92937 0.352900
$R^2(1)$	0.938250	
$R^2(2)$	0.000711	
DW	0.222464	
F통계량(p값)(1)	1846.05(0.000000)	
" (2)	0.86373(0.352882)	
WALD1	9255.529	0.000000
WALD2	18446.05	0.000000
PAC/Q(20)	-0.05200	9079.000
LM검정	2368.527	0.000000
ARCH-LM	510.3462	0.000000
W · H	9.413176	0.000088

<표 IV-8> GARCH-M 분석결과 (USD/HKD)

Coeff	1개월 선물환	
	추정치 표준오차	Z값 p값
θ	0.532926 0.044299	12.03009 0.000000
β_0	-5.00E-05 3.78E-06	-13.2214 0.000000
β_1	0.009535 0.002816	3.385868 0.000700
α_0	3.88E-10 7.10E-11	5.465306 0.000000
α_1	0.448776 0.040856	10.98442 0.000000
γ_1	0.595682 0.025054	23.77632 0.000000
DW	0.224925	
WALD1	47625.63	0.000000
WALD2	89.73190	0.000000
PAC/Q(20)	0.004000	2025.600
PAC/Q ² (20)	0.039000	35.36200
ARCH-LM	1.811656	0.124176

5) 인도네시아의 선물환시장

(1) 불편예측치가설 검정

① OLS

<표 IV-9>에서 보는 바와 같이 인도네시아 1개월 선물환시장은 1% 유의수준에서 귀무가설 $H_0(\alpha_2=0, \beta_2=1)$ 이 기각되었다. 이 경우 불편예측치가설은 성립하지 않게 되며 선물환시장은 비효율적 시장이라 할 것이다. 이러한 사실은 시장의 특별한 정보를 활용하여 정상외 초과이익을 실현할 수 있다는 의미이다. 이러한 결과는 선물환시장의 미성숙으로 거래량이 많지 않음에도 기인하겠지만 선물환가격이 양국간의 금리차이를 반영한 금리평가이론과는 괴리가 있으며 단순히 기대와 예측에 의한 선물환시장이 형성되고 있는데서 연유하는 것으로도 추정된다.

한편 DW통계량은 1.769418의 값을 가져 비교적 자기상관이 없는 것으로 나타났으나 Ljung-Box Q(20) 통계량은 임계치 31.4를 훨씬 상회하는 값을 가져 강한 자기상관을 가지고 있음이 입증되었다.

Breush-Godfrey Serial correlation LM검정과 잔차항의 자승치에 자기상관의 존재 여부를 검정하는 ARCH LM검정에서 공히 귀무가설을 기각하여 과거 값에 의하여 현재 값이 영향을 받는 것으로 밝혀져 ARCH효과가 존재하는 사실이 입증되었다. 이러한 사실은 인도네시아 선물환시장의 경우 GARCH-M모형이 적합하다는 것을 의미하는 것이다.

② GARCH-M

$H_0(\beta_0=0, \theta=0, \beta_1=1)$ 의 귀무가설을 검정한 결과 인도네시아 루피아의 F(P)값이 60.69008(0.0000)로서 귀무가설을 기각하였다. 이러한 결과는 선물환율이 미래현물환율의 최적기대값이라는 불편예측치 가설을 기각하는 것으로서 선물환시장이 비효율적임을 의미하는 것이다. 이러한 결과는 선물환가격이 금리평가이론에 입각한 이론적 가격과는 괴리가 있고 단순히 기대에 의한 선물환가격이 형성되고 있음을 암시하는 것이다.

이러한 현상은 선진국 외환시장과는 완전히 다른 여건이다. 따라서 외환시장의 효율성가설은 자산시장이 성숙한 선진국통화를 기준으로 하고 있으므로 선진국통화와 동일한 분석기준을 시장여건이 상이한 인도네시아 외환시장에 적용한다는 것이 타당한 것인가에 대한 검토가 필요 할 것이다.

모형의 적합성 검정결과 Ljung Box Q(20)검정에서는 계열상관이 존재하였으나, Ljung Box Q²(20)검정결과 임계치 31.4를 하회하는 14.179의 값을 가져 자기상관이 존재치 않음이 밝혀졌고, ARCH-LM통계량 또한 0.690744(0.598392)로서 귀무가설을 채택하여 잔차의 자승치에 자기상관이 존재치 않는 것으로 밝혀졌다. 이는 잔차항의 제곱이 더 이상 과거 시차값에 영향을 받지 않는 것을 의미하는 것이다. 즉 GARCH검정에 의하여 잔차항에 대한 시계열상관이 제거되었음을 의미하는 것이다.

(2) 위험할증 분석

① OLS

<표 IV-9>에서 보는 바와 같이 1%의 유의수준에서 Wald2의 귀무가설 $\beta_2=1$ 이 기각된다. 따라서 선물환 위험할증은 현물환율의 변동률에 비례하여 시간에 따라 변화하는 시간변동성을 갖고 있다고 볼 수 있다.

② GARCH-M

Wald2 통계량은 귀무가설을 채택하여 $\beta_0=0, \theta=0$ 가 유의적이다. 그러나 Wald1을 기각하였으므로 $\beta_0=0, \theta=0, \beta_1 \neq 1$ 로 보아야 할 것이다. 이는 β_0, θ, β_1 의 통계량을 통해서도 확인 할 수 있다.

이 값의 해석은 OLS분석기준을 준용하면 시간변화 위험할증이 존재한다고 해석해도 무리는 아닐 것이라 사료된다.

(3) 추정치 검정

OLS의 β_1 이 0보다 크다는 것은 선물환 프리미엄이 선물환 예측오차와 정(+)의 관계를 의미하는 것인데 분석결과에서 β_1 의 추정치는 1.678595의 값을 가짐으로서 선물환 프리미엄이 선물환 예측오차에 미치는 영향이 정(+)의 관계임을 알 수 있다.

<표 IV-9> OLS 분석결과 (USD/IDR)

Coeff	1개월 선물환	
	추정치 표준오차	t값 p값
$\hat{\alpha}_1$	-8.96E-05 0.000603	-0.148560 0.881900
$\hat{\beta}_1$	1.678595 0.214941	7.809552 0.000000
$\hat{\alpha}_2$	8.96E-05 0.000603	0.148557 0.881900
$\hat{\beta}_2$	-0.678595 0.214941	-3.157120 0.001600
$R^2(1)$	0.047835	
$R^2(2)$	0.008144	
DW	1.769418	
F통계량(p값)(1) (2)	60.98911(0.000000) 9.967394(0.001633)	
WALD1	30.51775	0.000000
WALD2	60.98911	0.000000
PAC/Q(20)	-0.01800	60.45400
LM검정	7.188662	0.000788
ARCH-LM	12.88200	0.000000
W · H	2.009807	0.134461

<표 IV-10> GARCH-M 분석결과 (USD/IDR)

Coelf	1개월 선물환	
	추 정 치 표준오차	Z값 p값
θ	0.017144 0.051428	0.333363 0.738900
β_0	-0.000176 0.000652	-0.26930 0.787700
β_1	-0.684707 0.125064	-5.47486 0.000000
α_0	5.26E-07 1.73E-07	3.036953 0.002400
α_1	0.068504 0.005241	13.07193 0.000000
γ_1	0.934048 0.003461	269.8670 0.000000
DW	1.769696	
WALD1	60.69008	0.000000
WALD2	0.561600	0.945400
PAC/Q(20)	-0.06700	32.60400
PAC/Q ² (20)	-0.01700	14.17900
ARCH-LM	0.690744	0.598392

β_2 의 추정치는 부(-)의 값으로 나타나 선물환 위험할증과 현물환율 변화율 간에 (-) 관계가 존재하는 것으로 판단할 수 있다. 한편, β_2 의 추정치는 1보다 작은 -0.678595의 값을 가져 과잉투기의 정도를 설명하고 있다. GARCH-M에서는 조건부 분산 방정식에서 회귀계수 α_1 의 추정치가 0.068504의 값을 가져 γ_1 의 추정치 0.934048 보다 낮게 나타나고 있어 과거값의 잔차의 자승치에 의해서 위험할증이 짧게 영향을 받는 것으로 추정된다.

IV. 요약 및 결론

단위근검정의 경우 현물환율 및 선물환율의 수준변수에서는 분석대상 4개 통화 전부가 단위근이 존재하였으며 1차 차분 검정에서는 모든 통화에서 귀무가설을 기각하여 단위근이 존재치 않음을 알 수 있었다. 따라서 환율의 수준변수는 불안정한 시계열이며 1차 차분을 하여야만 안정적이 되는 I(1)시계열임을 알 수 있었다.

$f_t - s_t, s_{t+1} - s_t, f_t - s_{t+1}$ 에 대해 단위근 검정을 한 결과 현물환율변동률($s_{t+1} - s_t$)

및 선물환예측오차($f_t - s_{t+1}$)에서는 분석대상 4개 통화 전부에서 단위근이 존재치 않았으나 선물환 프리미엄($f_t - s_t$)에서는 홍콩 달러(HKD)가 단위근이 존재하지 않았고 그 외의 통화에는 단위근이 존재하였다.

불편예측치 검정에서는 일본 선물환시장의 경우 불편예측치가설이 성립하는 효율적 선물환시장이었다. 대체적으로 회귀분석과 GARCH-M분석결과가 일치하였으며 이는 분석의 신뢰성을 담보하는 것이라 할 수 있을 것이다. 이러한 사실은 외환시장에서 결정되는 선물환가격이 미래현물환율에 대한 최적값이 될 수 있다는 의미이다. 즉, 선물환율은 랜덤오차 만큼만 틀리는 값이고, 다음기의 현물환율에 대한 최적의 예측치 라는 것이다.

태국 바트화 선물환시장의 경우 백색잡음을 만족치 못함으로써 효율적시장가설이 기각되었다. 이러한 결과는 태국중앙은행의 수시외환시장 개입(dirty floating 정책)등에 기인한 것으로 추정해 볼 수 있을 것이다. 한편, 홍콩달러 선물환시장에서는 당초 예상과는 달리 불편예측치가설이 기각되는 비효율적 선물환시장이었으며 비교적 높은 시계열상관을 나타내고 있었다. 이러한 결과는 연계환율제도와 관련이 있을 것으로 조심스럽게 추론해보고 향후의 연구 과제로 남긴다.

인도네시아의 선물환시장 역시 불편예측치가설이 기각되는 비효율적 선물환 시장이었다. 이는 시장의 특별한 정보를 활용하여 정상의 초과이익을 얻을 수 있다는 의미이다.

이러한 사실은 시장의 협소하여 거래량이 많지 않음에도 기인하겠지만 선물환가격 자체가 양국간의 금리차이를 반영한 금리평가이론과는 거리가 있으며 단순히 기대와 예측에 의한 선물환시장이 형성되고 있음을 의미하는 것이다.

시간변화 위험할증 검정에서는 일본 엔화 선물환시장은 위험할증이 존재치 않는 효율적 외환시장이었으며 태국 바트화 시장의 경우에는 자기상관으로 인하여 시간변화 위험할증의 존재를 암시하였으며 선물환 시장의 효율성을 인정할 수 없었다. 홍콩, 인도네시아 선물환 시장에서는 시간변화 위험할증이 존재하였다. 이러한 결과는 중앙은행의 잦은 시장개입과 자산시장의 미발달에 기인하는 것이라 추정된다.

참고문헌

- 김명직·장국현(1999), 「금융시계열분석」, 경문사.
모수원·김상범(2001), “위험할증과 선물편의”, 국제경영연구, 12권, 2호.
박준용·장유순·한상범(2002), 「경제시계열분석」, 경문사.
송육헌(1997), “GARCH-M모형을 이용한 환율변동성의 우리나라 수출에 대한 영향분석”, 경제분

- 석, 제3권, 제1호, 한국은행 금융경제연구소.
- 이근영(1998), "우리나라 선물환시장의 효율성에 관한 연구", 한국경제학회 정기학술 대회.
- 이종원(1997), 「계량경제학」, 박영사.
- 유상대(2002), "외환시장의 리스크프리미엄 분석", 국제경제연구, 제8권, 제1호.
- 정치화(1997), "선물환시장의 시간변화 위험프리미엄과 효율성에 관한 연구", 홍익대학교 대학원 박사학위논문.
- Bilson J.(1981), "The Speculative Efficiency Hypothesis" *Journal of Business*, Vol. 54, pp.435-451.
- Cornell Bradford(1997), "Spot Rate, Forward Rate and Exchange Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, pp.56-65.
- Fama Eugene F.(1984), "Forward and spot Exchange Rate", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, pp.319-338.
- Frankel Jeffrey(1983), "Monetary and Portfolio-Balance Model of Exchange Rate Determination", in Bhandari and Putnam(eds.).
- Hsieh D.(1984), "Test for Rational Expectation and No Risk Premium in Forward Exchange Market", *Journal of International Economics*, pp.173-184.
- Lai K. S. & M. Lai(1991), "A Cointegration Test for Market Efficiency", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 11, pp.567-575.
- Nelson D.(1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A new Approach", *Econometrica* Vol. 59, pp.347-370.
- Robert. F. Engle & V. K. Ng(1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, Vol. 48, pp.1749~1778.
- Robert F. Engle(1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica* Vol. 55, pp. 987-1007.
- Robert F. Engle & D. M. Lilien & R. P. Robins(1987), "Estimating Time Varying Risk Premium in the Term Structure : The ARCH-M Model", *Econometrica* Vol. 55, pp.397-407.
- Robichek A. A & M. R. Eaker(1978), "Foreign Exchange Hedging and Capital Asset Pricing Model", *The Journal of Finance*, Vol. 33, pp.1011-1018.
- Roll R. & B. Solnik(1977), "A Pure Foreign Exchange Asset Pricing Model", *Journal of International Economics*, pp.161-180.
- Tim Bollerslev (1987), "A Conditional Heteroscedastic Time Series Model for Speculative Price and Rates of Return", *The Review of Economics and Statistics*, pp.542-546.
- Tim Bollerslev & Baillie Richard(1989), "Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates", *The Journal of Finance*, Vol. 44, pp.167-81.