ISSN 1023-2842
中山管理評論　2002 年冬季號
第十卷第四期　pp.591-622

隨機利率經濟環境下外匯選擇權訂價之實證研究

An Empirical Study of Currency Options with Stochastic Interest Rates

張傳章 *Chuang-Chang Chang*
周冠男 *Robin K. Chou*
曹潔君* *Jei-Juin Tsao*
國立中央大學
National Central University

90 年 2 月 9 日收稿、90 年 10 月第一次修改、10 月 8 日接受刊登

摘　要

本文以 Hillard-Madura-Tucker（1991）納入隨機利率因素所導出的歐式外匯選擇權訂價模型為基礎，首先以模擬的方式詳細檢視隨機利率對外匯選擇權（特別是長天期外匯選擇權）價格的影響，由模擬的結果我們得知，外匯選擇權的到期期限愈長，則隨機利率因素對外匯選擇權價格的影響越顯著，此一結果與文獻上的結果一致。再則，我們利用 Bollerslev-Wooldridge（1992）年所提出之準最大概似估計法（Quasi-Maximum Likelihood Estimation Approach），以費城股票交易所（PHLX）1990 年所交易之歐式外匯選擇權的資料，估計外匯及國內外利率之共變異矩陣（Covariance Matrix），並據此參數值以 Hillard-Madura-Tucker 模型估計歐式外匯選擇權的理論，最後再檢視隨機利率因素對外匯選擇權價格的影響，由實證結果發現，由於費城股票交易之歐式外匯選擇權的到期期限大都短於一年，因此隨機利率因素對外匯選擇權價格的影響並不顯著。

* 中央大學財金系，中壢市中大路 300 號，E-mail: ccchang@cc.ncu.edu.tw

關鍵字：外匯選擇權、隨機利率、準最大概似估計法

Abstract

This paper applies the stochastic interest rate currency option pricing model developed by Hillard-Madura-Tucker (1992) to examine effects of stochastic interest rates on the values of European currency options. From the simulation results, we find that the longer the maturity of the option, the more significant the stochastic interest rate effects. This result is consistent with those in the literature. Further, we employ the Bollerselev-Wooldridge (1992) quasi-maximum likelihood estimation approach to estimate the covariance matrix of exchange rate and domestic (foreign) interest rate using the PHLX 1990 currency option data. Based the estimated parameters, we calculate the model prices of European currency options using the Hillard-Madura-Tucker's model and examine the effects of stochastic interest rates on the values of European currency options. We find that the effects of stochastic interest rate are not significant since the currency options traded in PHLX generally have maturities less than one year.

Keywords: Currency Options, Stochastic Interest Rates, Quasi-Maximum Likelihood Estimation Approach

壹、前　　言

近幾年來，有越來越多的長天期外匯選擇權（Long-Term Currency Options）在市場中交易[1]，這些選擇權的最大特徵是到期期限至少長達兩年，因此若利用傳統之修正型 Black-Scholes（1973）模型[2]來對這些長天期外匯選擇權作訂價，則可能產生極大的定價誤差（Pricing Error），其主要原因在於傳統之修正 Black-Scholes（1973）模型假設無風險利率爲一已知且固定不變的常數，此一假設對於短天期外匯選擇權而言尚屬合理，但對於到期期限至少長達兩年之長

---

[1] 例如美國股票交易所（The American Stock Exchange, AME）於 1987 年推出長達 3 至 5 年之外匯認購權證（Currency Warrants），而費城股票交易所（The Philadelphia Stock Exchange, PHLX）亦自 1993 年起開始交易到期日長達兩年之歐式外匯選擇權。

[2] 此類模型之代表有 Hull-White（1983）和 Garman-Kohlhagen（1983）。

天期外匯選擇權，則非常不適合，直覺上隨機利率因素將對長天期外匯選擇權的價格必然產生顯著的影響。

文獻上考慮隨機利率因素之外匯選擇權訂價模型首推 Grabbe（1983），Grabbe 利用 Merton（1973）模型的建構方式，假設匯率及本（外）國無風險折價債券之動態過程遵循幾何布朗運動（Geometric Brownian Motion），且讓匯率及本（外）國無風險折價債券之波動性為時間的變量（Time-Dependent），再利用本國和外國無風險折價債券以及外匯選擇權，形成一個無風險套利組合，進而推導出一個考慮隨機利率因素之歐式外匯選擇權訂價模。Adams-Wyatt（1987）利用實際資料檢驗 Grabbe 模型之適用性，結果發現 Grabbe 模型比傳統之修正型 Black-Scholes 模型，對市場價格更具解釋能力。然而 Grabbe 模型存在著兩大缺點，第一 Grabbe 假設本（外）國無風險折價債券之動態過程遵循幾何布朗運動，如此無法保證這些債券的價格在到期日會收斂到其面額，第二由於 Grabbe 並未建構完整的本（外）國利率期限結構，故無法將其模型應用到美式外匯選擇權的訂價上。

為了改進 Grabbe 的缺失，Hillard-Madura-Tucker（1991）利用 Vasicek（1977）的利率期限結構模型，配合波動性固定之幾何布朗運動匯率動態過程，以類似 Grabbe 的方法，並利用利率平價定理（Interest Rate Parity），推導出一般化之歐式外匯選擇權封閉式解（Closed-Form Solution）。此外，在同一時間，Amin-Jarrow（1991）亦成功地利用 Heath-Jarrow-Morton（1992）的遠期利率期限結構模型，推導出一個同時可對歐式外匯選擇權及歐式外匯期貨選擇權訂價的封閉式解。

直到最近 Amin-Bodurtha（1995）才成功地建構一個可以評價隨機利率經濟環境下之美式外匯選擇權二項式模型，他們以單一外匯認購權證（有效期限 3 年）為例，說明了隨機利率因素大約可改善固定利率訂價模型 21%的訂價誤差。此外，Chang（1998）則利用 Ho-Stapleton-Subrahmanyam（1995）之二項式模型對美國股票交易所於 1987 年所掛牌交易之外匯認購權證作實證分析，其結果和 Amin-Bodurtha 的結論相似，亦即隨機利率因素大約可改善固定利率訂價模型 24%的訂價誤差。由上述結論觀之，隨機利率因素的確會顯著地影響長天期外匯選擇權的價格。

由以上簡單對文獻的回顧，我們可知隨機利率因素的確會影響外匯選擇權的價格。然而文獻上大都數的文章僅著重在如何建構考慮隨機利率經濟環境下之外匯選擇權訂價模型，並沒有文章利用實際資料，以較嚴謹的計量方法檢驗

隨機利率因素對外匯選擇權的價格的影響。本文的目的即想用嚴謹的計量方法，檢驗 Hillard-Madura-Tucker 考慮隨機利率因素之歐式外匯選擇權訂價模型，是否可以改善固定利率外匯選擇權訂價模型之訂價誤差。

全文共分六節，除了前言之外，第二節首先簡單地回顧和本文密切相關的文獻，重心將放在對 Hillard-Madura-Tucker 模型之介紹。第三節則以模擬方式，說明利率相關參數如何影響外匯選擇權的價格。第四節則詳述實證方法和分析所採用的資料，第五節將仔細說明實證之結果，第六節爲本文之結論。

貳、文獻回顧

目前外匯選擇權在美國的主要交易地點爲費城交易所，其提供了澳幣、英磅、加拿大元、德國馬克、法郎、日圓、瑞士法郎等外匯的歐式及美式選擇權契約。在文獻方面，有關於外匯選擇權評價理論的研究大致分爲兩大類：

一、假設國內國外利率皆爲固定，現貨匯率假設爲隨機的，但實證研究卻令人失望，相關研究有：Biger-Hull（1983），Garman-Kohlhagen（1983）。

二、目前也有一些學者假設利率爲隨機的，通常以 Merton 的模型爲架構，使用隨機利率模型來研究，並肯定此議題的重要性，其相關研究有：Grabbe（1983）；Adams-Wyatt（1987），Amin-Jarrow（1991），Hilliard-Madura-Tucker（1991），Amin-Bodurtha（1995）等。

由於本篇論文的研究目的乃是針對歐式外匯選擇權，因此我們將特別著重有關歐式外匯選擇權定價模型的文獻部份，尤其是有關利率假設方面的文獻。在各篇文獻中，由於使用的數學式極其複雜及繁多，爲避免混淆不利於瞭解，因此，特別將較常出現的符號作一整理匯總如下：

c＝ 歐式外匯買權價格；

p＝ 歐式外匯賣權價格；

S＝ 選擇權標的資產的市場價格（現貨匯率）；

X＝ 選擇權標的資產的執行價格（執行匯率）；

F＝ 選擇權標的資產的遠期價格（遠期匯率）；

r＝ 本國無風險利率；

$f=$ 外國無風險利率；

$\tau=$ 選擇權契約的交易期間（從 t 期到 T 期；$\tau=T-t$ ）；

$\sigma=$ 選擇權標的資產報酬的標準差.

此外，由於各篇文獻均有不同的主題，許多更複雜且獨特的參數和符號，此處暫不說明，留待各文獻中再加以解釋。

一、Biger-Hull（1983），Garman-Kohlhagen（1983）

原來的 Black-Scholes 模型並不適用於外匯選擇權的評價，因爲外匯選擇權的的評價，利率參數方面除了本國利率外，另外和國外利率亦有相關性，必須同時討論兩種利率和選擇權價格的關係，而其所形成的價格界限亦有所不同。因此在後續的外匯選擇權研究中，將外匯選擇權視爲一種持有連續股利的股票選擇權，他們假設外匯現貨價格遵從幾何布朗運動（Geometric Brownian Motion）

$$dS=\mu_s dt+\sigma_s dz \tag{1}$$

利用無套利方法，推導出如下的封閉解：

$$c=S_e^{-f\tau}N(d_1)-X_e^{-r\tau}N(d_2) \tag{2}$$

$$p=X_e^{-r\tau}N(-d_2)-S_e^{f\tau}N(-d_1) \tag{3}$$

其中，

$$d_1=\frac{\ln(S/X)+(r-f+\sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} \tag{4}$$

$$d_2=d_1-\sigma\sqrt{\tau}. \tag{5}$$

在利率平價說的假設之下，$\ln(F/S)=(r-f)\tau$，即 $F=S_e^{(r-f)\tau}$，代入(2)~(6)後可推導出：

$$c=e^{-r\tau}[FN(d_1)-XN(d_2)], \tag{6}$$

$$p=e^{-r\tau}[XN(-d_2)-FN(-d_1)]. \tag{7}$$

其中，

$$d_1=\frac{\ln(F/X)+(\sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}, \tag{8}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{\tau}. \tag{9}$$

以上的模型經實證結果驗證仍存有顯著偏誤的現象。

二、Grabbe（1983）

Grabbe 利用 Merton（1973）模型的建構方式，假設匯率及本（外）國無風險折價債券之動態過程遵循幾何布朗運動（Geometric Brownian Motion），且讓匯率及本（外）國無風險折價債券之波動性爲時間的變量（Time-Dependent），再利用本國和外國無風險折價債券以及外匯選擇權，形成一個無風險套利組合，進而推導出一個考慮隨機利率因素之歐式外匯選擇權訂價模式，並討論到美式選擇權的部份，其模型如下：

$$c(t) = S(t)B_f(t,T)N(d_1) - XB(t,T)N(d_2), \tag{10}$$

$$p(t) = XB(t,T)N(-d_2) - S(t)B_f(t,T)N(-d_1). \tag{11}$$

其中，

$$d_1 = \frac{\ln(SB_f / XB) + (\sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}} \tag{12}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{\tau}. \tag{13}$$

$$\sigma^2 = \int_0^T \frac{1}{T}[\sigma_G^2(t+T-u,u) + \sigma_B^2(t+T-u,u)$$
$$-2\rho_{GB}(t+T-u,u)\sigma_G(t+T-u,u)\sigma_B(t+T-u,u)]du \tag{14}$$

其中，$G=SBf(t,T)$，爲外國債券以本國幣值計算之價格；

將利率平價說 $S(t)Bf(t,T)=F(t,T)B(t,T)$代入上式：

$$c(t) = B(t,T)[F(t,T)N(d_1) - XN(d_2)], \tag{15}$$

$$p(t) = B(t,T)[XN(-d_2) - F(t,T)N(-d_1)]. \tag{16}$$

其中，

$$d_1 = \frac{\ln(F/X) + (\sigma^2/2)\tau}{\sigma\sqrt{\tau}}, \tag{17}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{\tau}. \tag{18}$$

$$\sigma^2 = \int_0^T \frac{1}{T} \sigma_F^2 (t+T-u,u)du \tag{19}$$

此模型和原 Black-Scholes 模型相較有以下三點不同：

(一)有兩個利率：國內利率（r）和國外利率（f）

(二)利率的變動會同時影響現貨和遠期匯率，故原模型中利率固定的假設並不適用。

(三)貨幣利率支付和股票利率支付並不相同，使得美式選擇權“活著”比“死去”更有價值。

Adams-Wyatt（1987）利用實際資料檢驗 Grabbe 模型之適用性，結果發現 Grabbe 模型比傳統之修正 Black-Scholes 模型，對市場價格更具解釋能力。

三、Hilliard-Madura-Tucker (HMT) (1991)

Hilliard-Madura-Tucker 爲了避免 Grabbe 模型的缺點，以隨機利率發展出外匯期貨選擇權契約的評價模型，假設國內外債券都有當地的變異數，並且只受到時間的影響，在利率平價說之下，$F(t,T)=S(t)Bf(t,T)/B(t,T)$，其中，$B(t,T)$爲國內債券，$Bf(t,T)$爲國外債券:

$$dF/F=(.)dt+dS/S-dB/B+dBf/Bf \tag{20}$$

再則將 $\log(F_T/F_t)$ 之條件式變異數定義如下：

$$\begin{aligned} V^2 &\equiv Var[\log(F_T/F_t) \mid F_t] \\ &= \int^T (\sigma_s\sigma_r - \sigma_f)' Cov(dz,dz')(\sigma_s\sigma_r - \sigma_f) \end{aligned}$$

此處

$$Cov(dz, dz') = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{sr} & \rho_{sf} \\ & 1 & \rho_{rf} \\ & & 1 \end{bmatrix} \tag{21}$$

其中 ρ_{sr}，ρ_{sf} 和 ρ_{rf} 分別爲匯率和本國利率之相關係數，匯率和外國利率之相關係數及本國利率和外國利率之相關係數。

其所導出之模型如下：

$$c(t,T,F) = B(t,T)[FN(d_1) - XN(d_2)], \tag{22}$$

$$p(t,T,F)=B(t,T)[XN(-d_2)-FN(-d_1)]. \tag{23}$$

其中，

$$d_1=\frac{\ln(F/X)+(V^2/2)}{V}, \tag{24}$$

$$d_2=d_1-V. \tag{25}$$

為得到 V^2，HMT 運用 Vesicek（1977）債券定價模型於國內外債券，其假設市場為無摩擦的，且只有單一的變數，本國及外國利率依照 Vesicek 所提出的 Ornstein-Uhlenbeck Process，可導出其變異數為：

$$V^2=\sigma_s^2\tau+I_2+I_5+2\cdot(\rho_{sr}\sigma_s\cdot I_1-\rho_{sf}\sigma_s\cdot I_4-\rho_{rf}\cdot I_3) \tag{26}$$

其中，

$$\begin{aligned}
I_1&=\frac{\sigma_r}{\alpha}[\tau-(1-\exp(-\alpha\tau))/\alpha],\\
I_2&=[\frac{\sigma_r}{\alpha}]^2\cdot[\tau-\frac{2}{\alpha}(1-\exp(-\alpha\tau))+\frac{1}{2\alpha}(1-\exp(-2\alpha\tau))]\\
I_3&=[\frac{\sigma_r}{\alpha}\frac{\sigma_f}{\beta}]\cdot[\tau-\frac{1}{\alpha}(1-\exp(-\alpha\tau))-\frac{1}{\beta}(1-\exp(-\beta\tau))\\
&\quad+\frac{1}{\alpha+\beta}(1-\exp(-(\alpha+\beta)\tau))],\\
I_4&=\frac{\sigma_f}{\beta}[\tau-(1-\exp(-\beta\tau))/\beta],\\
I_5&=[\frac{\sigma_f}{\beta}]^2\cdot[\tau-\frac{2}{\beta}(1-\exp(-\beta\tau))+\frac{1}{2\beta}(1-\exp(-2\beta\tau))]
\end{aligned} \tag{27}$$

上式中 α 及 β 分別為本國及外國利率調整至長期平均利率之調整速度。

當 $\alpha\rightarrow 0$，則 V^2 縮減成下列特殊式：

$$V^2=\sigma_s^2\tau+\frac{\tau^3}{3}(\sigma_r^2+\sigma_f^2-2\sigma_{rf})+\tau^2(\sigma_{sr}-\sigma_{sf}) \tag{28}$$

在固定利率之下，則 $V^2=\sigma_s^2\tau$（即原 B-S Model 中的 V^2）

HMT 利用簡單的估計方法來估算模型的參數，結果發現其模型較固定利率模型正確，且選擇權到期日越長則效果越顯著，所以此模型可增加外匯選擇

權的預測效果。

四、Amin-Jarrow（1991）

Amin-Jarrow（1991）利用 Heath-Jarrow-Morton（1992）的遠期利率期限結構模型，推導出同時可對歐式外匯選擇權及歐式外匯期貨選擇權訂價的封閉式解。在 Amin-Jarrow 模型中，兩個不同的經濟體系下，有四種不確定的因子來源，分別以機率空間（Ω, F, p）中的四個獨立的標準布朗運動（$dZ_1(t), dZ_2(t), dZ_3(t), dZ_4(t), t \in [0,\tau]$）表示。則即期匯率$S(t)$、本國遠期利率$f(t,T)$以及國外遠期利率$f^*(t,T)$的動態行爲可由下列隨機過程描述：

$$df(t,T) = \alpha_f(t,T,\omega)dt + \sum_{i=1}^{2}\sigma_{fi}(t,T,f(t,T))dZ_i \tag{29}$$

$$df^*(t,T) = \alpha_{f^*}(t,T,\varpi)dt + \sum_{i=2}^{3}\sigma_{f^*i}(t,T,f^*(t,T)dZ_i \tag{30}$$

$$\frac{ds(t)}{S(t)} = \mu_s(t)dt + \sum_{i=1}^{4}\sigma_{si}(t)dZ_i \tag{31}$$

此處，$\varpi \in \Omega, t \le T\ and\ 0 \le T \le \tau$。

本國遠期利率$f(t,T)$以及國外遠期利率$f^*(t,T)$有相同的隨機因子dZ_2。此外，即期匯率$S(t)$的動態行爲和影響本國遠期利率$f(t,T)$以及國外遠期利率$f^*(t,T)$的三個隨機因子（dZ_1, dZ_2, dZ_3）也是相關。此三個隨機過程說明了即期匯率、本國遠期利率以及國外遠期利率有相關性存在。而dZ_4則可以獨立解釋即期匯率$S(t)$的隨機行爲。

根據 Heath-Jarrow-Merton，國內的零息票債券（zero coupon bond）價格可以表爲：

$$B(t,T) = \exp[-\int_t^T f(t,u)du] \tag{32}$$

令 $$a_i(t,T) = -\int_t^T \sigma\ f_i(t,u,f(t,T))du \tag{33}$$

$$b = -\int_t^T a(t,u,\varpi)du + \frac{1}{2}\sum_i^T[\int_t^T \sigma\ f_i(t,u,f(t,u))du]^2 \tag{34}$$

則國內的零息票債券價格的動態行爲可表爲：

$$\frac{dB_d(t,T)}{B_d}=[r(t)+b(t,T)]dt+\sum_{i=1}^{2}a_i d_{zi}(t) \tag{35}$$

此處，$b(t,T)$爲流動性貼水。

同理，國外的零息票債券價格的動態行爲，$B_f(t,T)=S(t)\,B_d(t,T)$，可表爲：

$$\frac{dB_f(t,T)}{B_f(t,T)}=\{[r(t)+b(t,T)+\mu_s(t)]+\sum_{i=1}^{4}\sigma_{si}(t)\,a_i(t,T)\}\,dt+\sum_{i=1}^{2}[a_i(t,T)+\sigma_{si}]\,dz_i(t) \tag{36}$$

在期限結構中的 volatility 爲確定的假設之下，Amin-Jarrow 以無套利的方法導出類似 Grabbe 的封閉解，兩者的差別在於總變異性(total volatility)。由於考慮了整個利率期限結構，Amin-Jarrow 的模式可以擴充到隨機利率美式外匯選擇權的評價。

參、模擬分析

本節乃利用 HMT 歐式外匯選擇權評價模型，檢視模型中各個參數如何影響選擇權的價格。我們將模擬資料按買權、賣權，價內（in-the-money）、價平（at-the-money）、價外（out-of-the-money），以及溢價通貨（r<f）、價平通貨（r=f）、折價通貨（r>f）分成不同組群，分別測試利率相關參數對選擇權價格的影響深度及方向。此外，我們設定 X=1.6，$\sigma_s=0.2$，$\sigma_r=\sigma_f=\rho_{sr}=\rho_{rf}=\rho_{sf}=\alpha=\beta=0.1$爲比較標的（benchmark）。

由表 1 得知，本國利率波動性增大，歐式外匯買權價格亦隨之變大，而且波動性增大對折價通貨買權價格之影響程度最大、對平價通貨買權價格之影響程度次之，而對溢價通貨買權價格之影響程度最小。此外，若買權的有效期間越長，則外國利率波動性增大，對歐式外匯買權價格之影響程度亦隨之變大。再則，由表 2 的結果觀之，外國利率波動性變動對歐式外匯買權價格之影響情形，則完全與本國利率波動性增大，對歐式外匯買權價格之影響程度相似，故不再贅述。

接著我們看國內、外利率調整系數變動對歐式外匯買權價格之影響情形，

由表 3 得知，國內利率調整系數變動對歐式外匯買權價格之影響非常微小，一般皆低於一個百分點。再則，由表 4 的結果觀之，國外利率調整系數變動對歐式外匯買權價格之影響亦非常微不足道。由上述結果，我們可知在考慮隨機利率對匯買權價格之影響時，國內、外利率調整系數之變動並不會顯著地影響歐式外匯買權的價格。

最後我們檢視各個相關系數如何影響歐式外匯買權的價格，由表 5 得知，匯率和本國利率相關係數增大，則歐式外匯買權價格亦隨之變大，而且匯率和本國利率相關係數變動對溢價通貨買權價格之影響程度最大、對折價通貨買權價格之影響程度次之，而對價平通貨買權價格之影響程度最小。此外，若買權的有效期間越長，則匯率和本國利率相關係數增大，對歐式外匯買權價格之影響程度亦隨之變大。再則，由表 6、7 的結果得知，匯率和外國利率相關係數以及本國利率和外國利率相關係數變動，對歐式外匯買權價格的影響情形，除了方向相反之外，其餘結果則與匯率和本國利率相關係數變動對歐式外匯買權價格的影響相類似。

綜觀表 1 至表 7 的分析，我們發現，考慮隨機利率對歐式外匯買權價格的影響時，本國利率波動性和外國利率波動性的變動，對歐式外匯買權價格的影響最為顯著，其次為匯率和本（外）國利率相互關係以及本國利率和外國利率

表 1　σ_r 與 HMT 買權評價模式之關係

			$\sigma_r=0.1$(a)	$\sigma_r=0.2$(b)	$\sigma_r=0.3$(c)	[(b)-(a)]/(a) %	[(c)-(a)]/(a) %
T=1.0	r<f	X=S=1.6	0.10308	0.11653	0.13546	13.05%	31.41%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.20996	0.22330	0.24234	6.35%	15.42%
		X=1.6,S=1.4	0.03694	0.04669	0.06116	26.39%	65.57%
	r=f	X=S=1.6	0.12555	0.13932	0.15867	10.97%	26.38%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.24541	0.25815	0.27656	5.19%	12.69%
		X=1.6,S=1.4	0.04757	0.05837	0.07412	22.70%	55.81%
	r>f	X=S=1.6	0.14673	0.16018	0.17911	9.17%	22.07%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.27581	0.28741	0.30446	4.21%	10.39%
		X=1.6,S=1.4	0.05866	0.07010	0.08648	19.50%	47.43%
T=2.0	r<f	X=S=1.6	0.14607	0.19277	0.25281	31.97%	73.07%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.23738	0.28695	0.35067	20.88%	47.73%
		X=1.6,S=1.4	0.07755	0.11666	0.16909	50.43%	118.04%
	r=f	X=S=1.6	0.18858	0.23737	0.29960	25.87%	58.87%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.29680	0.34614	0.41042	16.62%	38.28%
		X=1.6,S=1.4	0.10426	0.14722	0.20345	41.20%	95.14%
	r>f	X=S=1.6	0.22547	0.27217	0.33221	20.71%	47.34%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.34429	0.38949	0.44965	13.13%	30.60%
		X=1.6,S=1.4	0.12955	0.17297	0.22894	33.52%	76.72%

此處假設 $\sigma_x=0.2$，$\sigma_f=\rho_{sr}=\rho_{sf}=\rho_{rf}=\alpha=\beta=0.1$

表 2　σ_f 與 HMT 買權評價模式之關係

			σ_r =0.1(a)	σ_r =0.2(b)	σ_r =0.3(c)	[(b)-(a)]/(a) %	[(c)-(a)]/(a) %
T=1.0	r<f	X=S=1.6	0.10308	0.11178	0.12704	8.44%	23.24%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.20996	0.21857	0.23384	4.10%	11.37%
		X=1.6,S=1.4	0.03694	0.04319	0.05463	16.92%	47.89%
	r=f	X=S=1.6	0.12555	0.13446	0.15007	7.10%	19.53%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.24541	0.25361	0.26831	3.34%	9.33%
		X=1.6,S=1.4	0.04757	0.05451	0.06705	14.59%	40.95%
	r>f	X=S=1.6	0.14673	0.15543	0.17069	5.93%	16.33%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.27581	0.28326	0.29679	2.70%	7.61%
		X=1.6,S=1.4	0.05866	0.06602	0.07914	12.55%	34.91%
T=2.0	r<f	X=S=1.6	0.14607	0.18389	0.23889	25.89%	63.54%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.23738	0.27753	0.33590	16.91%	41.50%
		X=1.6,S=1.4	0.07755	0.10908	0.15679	40.66%	102.18%
	r=f	X=S=1.6	0.18858	0.22803	0.28517	20.92%	51.22%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.29680	0.33671	0.39546	13.45%	33.24%
		X=1.6,S=1.4	0.10426	0.13898	0.19035	33.30%	82.57%
	r>f	X=S=1.6	0.22547	0.26329	0.31829	16.77%	41.17%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.34429	0.38076	0.43557	10.59%	26.51%
		X=1.6,S=1.4	0.12955	0.16471	0.21595	27.14%	66.69%

此處假設 $\sigma_s = 0.2$，$\sigma_f = \rho_{sr} = \rho_{sf} = \rho_{rf} = \alpha = \beta = 0.1$

表 3　α與 HMT 買權評價模式之關係

			σ_r =0.1(a)	σ_r =0.2(b)	σ_r =0.3(c)	[(b)-(a)]/(a) %	[(c)-(a)]/(a) %
T=1.0	r<f	X=S=1.6	0.10308	0.10273	0.10242	-0.34%	-0.64%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.20996	0.20962	0.20930	-0.16%	-0.31%
		X=1.6,S=1.4	0.03694	0.03670	0.03647	-0.65%	-1.27%
	r=f	X=S=1.6	0.12555	0.12519	0.12487	-0.29%	-0.54%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.24541	0.24508	0.24479	-0.13%	-0.25%
		X=1.6,S=1.4	0.04757	0.04729	0.04704	-0.59%	-1.11%
	r>f	X=S=1.6	0.14673	0.14639	0.14607	-0.23%	-0.45%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.27581	0.27552	0.27525	-0.11%	-0.20%
		X=1.6,S=1.4	0.05866	0.05837	0.05810	-0.49%	-0.95%
T=2.0	r<f	X=S=1.6	0.14607	0.14371	0.14170	-1.62%	-2.99%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.23738	0.23488	0.23274	-1.05%	-1.95%
		X=1.6,S=1.4	0.07755	0.07563	0.07400	-2.48%	-4.58%
	r=f	X=S=1.6	0.18858	0.18612	0.18401	-1.30%	-2.42%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.29680	0.29432	0.29222	-0.84%	-1.54%
		X=1.6,S=1.4	0.10426	0.10211	0.10029	-2.06%	-3.81%
	r>f	X=S=1.6	0.22547	0.22311	0.22110	-1.05%	-1.94%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.34429	0.34206	0.34017	-0.65%	-1.20%
		X=1.6,S=1.4	0.12955	0.12736	0.12549	-1.69%	-3.13%

此處假設 $\sigma_s = 0.2$，$\sigma_f = \rho_{sr} = \rho_{sf} = \rho_{rf} = \alpha = \beta = 0.1$

表 4　β與 HMT 買權評價模式之關係

			σ_r =0.1(a)	σ_r =0.2(b)	σ_r =0.3(c)	[(b)-(a)]/(a) %	[(c)-(a)]/(a) %
T=1.0	r<f	X=S=1.6	0.10308	0.10290	0.10274	-0.17%	-0.33%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.20996	0.20978	0.20963	-0.09%	-0.16%
		X=1.6,S=1.4	0.03694	0.03681	0.03670	-0.35%	-0.65%
	r=f	X=S=1.6	0.12555	0.12536	0.12519	-0.15%	-0.29%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.24541	0.24524	0.24509	-0.07%	-0.13%
		X=1.6,S=1.4	0.04757	0.04743	0.04730	-0.29%	-0.57%
	r>f	X=S=1.6	0.14673	0.14655	0.14639	-0.12%	-0.23%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.27581	0.27566	0.27553	-0.05%	-0.10%
		X=1.6,S=1.4	0.05866	0.05851	0.05837	-0.26%	-0.49%
T=2.0	r<f	X=S=1.6	0.14607	0.14440	0.14302	-1.14%	-2.09%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.23738	0.23560	0.23414	-0.75%	-1.36%
		X=1.6,S=1.4	0.07755	0.07618	0.07507	-1.77%	-3.20%
	r=f	X=S=1.6	0.18858	0.18683	0.18539	-0.93%	-1.69%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.29680	0.29504	0.29360	-0.59%	-1.08%
		X=1.6,S=1.4	0.10426	0.10273	0.10148	-1.47%	-2.67%
	r>f	X=S=1.6	0.22547	0.22380	0.22242	-0.74%	-1.35%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.34429	0.34271	0.34141	-0.46%	-0.84%
		X=1.6,S=1.4	0.12955	0.12800	0.12672	-1.20%	-2.18%

此處假設 $\sigma_x = 0.2$，$\sigma_f = \rho_{sr} = \rho_{sf} = \rho_{rf} = \alpha = \beta = 0.1$

表 5　ρ_{sr} 與 HMT 買權評價模式之關係

			σ_r =0.1(a)	σ_r =0.2(b)	σ_r =0.3(c)	[(b)-(a)]/(a) %	[(c)-(a)]/(a) %
T=1.0	r<f	X=S=1.6	0.10308	0.10564	0.10816	2.48%	4.93%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.20996	0.21249	0.21497	1.20%	2.39%
		X=1.6,S=1.4	0.03694	0.03876	0.04056	4.93%	9.80%
	r=f	X=S=1.6	0.12555	0.12817	0.13075	2.09%	4.14%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.24541	0.24781	0.25017	0.98%	1.94%
		X=1.6,S=1.4	0.04757	0.04960	0.05160	4.27%	8.47%
	r>f	X=S=1.6	0.14673	0.17929	0.15181	22.19%	3.46%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.27581	0.27798	0.28013	0.79%	1.57%
		X=1.6,S=1.4	0.05866	0.06081	0.06294	3.67%	7.30%
T=2.0	r<f	X=S=1.6	0.14607	0.15150	0.15677	3.72%	7.33%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.23738	0.24314	0.24873	2.43%	4.78%
		X=1.6,S=1.4	0.07755	0.08198	0.08632	5.71%	11.31%
	r=f	X=S=1.6	0.18858	0.19426	0.19976	3.01%	5.93%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.29680	0.30248	0.30802	1.91%	3.78%
		X=1.6,S=1.4	0.10426	0.10920	0.11401	4.74%	9.35%
	r>f	X=S=1.6	0.22547	0.23090	0.23617	2.41%	4.75%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.34429	0.34944	0.35446	1.50%	2.95%
		X=1.6,S=1.4	0.12955	0.13459	0.13948	3.89%	7.66%

此處假設 $\sigma_x = 0.2$，$\sigma_f = \rho_{sr} = \rho_{sf} = \rho_{rf} = \alpha = \beta = 0.1$

表 6 ρ_{sf} 與 HMT 買權評價模式之關係

			$\sigma_r=0.1$(a)	$\sigma_r=0.2$(b)	$\sigma_r=0.3$(c)	[(b)-(a)]/(a) %	[(c)-(a)]/(a) %
T=1.0	r<f	X=S=1.6	0.10308	0.10046	0.09779	-2.54%	-5.13%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.20996	0.20739	0.20477	-1.22%	-2.47%
		X=1.6,S=1.4	0.03694	0.03511	0.03326	-4.95%	-9.96%
	r=f	X=S=1.6	0.12555	0.12286	0.12012	-2.14%	-4.32%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.24541	0.24297	0.24049	-0.99%	-2.00%
		X=1.6,S=1.4	0.04757	0.04551	0.04343	-4.33%	-8.70%
	r>f	X=S=1.6	0.14673	0.14411	0.14144	-1.79%	-3.61%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.27581	0.27362	0.27139	-0.79%	-1.60%
		X=1.6,S=1.4	0.05866	0.05646	0.05423	-3.75%	-7.55%
T=2.0	r<f	X=S=1.6	0.14607	0.14048	0.13470	-3.83%	-7.78%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.23738	0.23144	0.22530	-2.50%	-5.09%
		X=1.6,S=1.4	0.07755	0.07301	0.06838	-5.85%	-11.82%
	r=f	X=S=1.6	0.18858	0.18273	0.17668	-3.10%	-6.31%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.29680	0.29094	0.28491	-1.97%	-4.01%
		X=1.6,S=1.4	0.10426	0.09918	0.09396	-4.87%	-9.88%
	r>f	X=S=1.6	0.22547	0.21988	0.21410	-2.48%	-5.04%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.34429	0.33902	0.33362	-1.53%	-3.10%
		X=1.6,S=1.4	0.12955	0.12436	0.11900	-4.01%	-8.14%

此處假設 $\sigma_s=0.2$，$\sigma_f=\rho_{sr}=\rho_{sf}=\rho_{rf}=\alpha=\beta=0.1$

表 7 ρ_{rf} 與 HMT 買權評價模式之關係

			$\sigma_r=0.1$(a)	$\sigma_r=0.2$(b)	$\sigma_r=0.3$(c)	[(b)-(a)]/(a) %	[(c)-(a)]/(a) %
T=1.0	r<f	X=S=1.6	0.10308	0.10225	0.10141	-0.81%	-1.62%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.20996	0.20914	0.20832	-0.39%	-0.78%
		X=1.6,S=1.4	0.03694	0.03636	0.03577	-1.57%	-3.17%
	r=f	X=S=1.6	0.12555	0.12469	0.12384	-0.68%	-1.36%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.24541	0.24463	0.24385	-0.32%	-0.64%
		X=1.6,S=1.4	0.04757	0.04691	0.04625	-1.39%	-2.77%
	r>f	X=S=1.6	0.14673	0.14590	0.14506	-0.57%	-1.14%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.27581	0.27511	0.27441	-0.25%	-0.51%
		X=1.6,S=1.4	0.05866	0.05796	0.05726	-1.19%	-2.39%
T=2.0	r<f	X=S=1.6	0.14607	0.14266	0.13917	-2.33%	-4.72%
	(r=0.08, f=0.11)	X=1.6,S=1.8	0.23738	0.23375	0.23006	-1.53%	-3.08%
		X=1.6,S=1.4	0.07755	0.07477	0.07196	-3.58%	-7.21%
	r=f	X=S=1.6	0.18858	0.18501	0.18136	-1.89%	-3.83%
	(r=f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.29680	0.29322	0.28958	-1.21%	-2.43%
		X=1.6,S=1.4	0.10426	0.10115	0.09800	-2.98%	-6.00%
	r>f	X=S=1.6	0.22547	0.22206	0.21057	-1.51%	-6.61%
	(r=0.11, f=0.08)	X=1.6,S=1.8	0.34429	0.34107	0.33780	-0.94%	-1.89%
		X=1.6,S=1.4	0.12955	0.12638	0.12315	-2.45%	-4.94%

此處假設 $\sigma_s=0.2$，$\sigma_f=\rho_{sr}=\rho_{sf}=\rho_{rf}=\alpha=\beta=0.1$

相互關係，而對外匯買權價格的影響最不顯著的是本（外）國利率的調整系數。此外，爲了精簡篇幅，我們未將上述參數變動對歐式外匯賣權價格的影響模擬結果列出，實際其結果和歐式外匯買權的情形相似。

肆、實證研究方法與資料分析

一、研究假設

本實證研究的目標主要爲下列兩點：

(一)隨機利率環境下的外匯選擇權模型是否能正確的評估市場的真實價格。

(二)隨機利率環境下的外匯選擇權模型的評價結果是否能較固定利率環境下的外匯選擇權模型準確。

因此，根據以上的第一點研究目的，所提出的檢定假設爲：

$$H_0: C_m = C_s (P_m = P_s) \text{ 或 } H_0: C_m - C_s = 0 \, (P_m - P_s = 0)$$

$$H_1: C_m \neq C_s (P_m \neq P_s) \text{ 或 } H_1: C_m - C_s \neq 0 \, (P_m - P_s \neq 0)$$

根據第二點研究目的，所提出的研究假設檢定爲：

$$H_0: |C_m - C_s| = |C_m - C_c| \text{ 或 } |P_m - P_c| = |P_m - P_c| (E_s = E_c)$$

$$H_1: |C_m - C_s| \neq |C_m - C_c| \text{ 或 } |P_m - P_c| \neq |P_m - P_c| (E_s \neq E_c)$$

其中，C_m ＝市場實際買權價格；

P_m ＝市場實際賣權價格；

C_s ＝隨機利率環境下外匯選擇權模型的買權價格；

P_s ＝隨機利率環境下外匯選擇權模型的賣權價格；

C_c ＝固定利率環境下的外匯選擇權模型的買權價格；

P_c ＝固定利率環境下的外匯選擇權模型的賣權價格；

E_s ＝

E_c ＝

若在第一個假設檢定的結果無法拒絕虛無假設，則可以視爲隨機利率環境

下外匯選擇權模型可以正確的估計實際市場價格。在第二假設檢定中，若檢定結果支持對立假設，則可謂隨機利率環境下的外匯選擇權模型的評價結果較固定利率環境下的外匯選擇權模型準確。

二、樣本資料及處理

本研究資料來源包括以下三部份：

(一)外匯選擇權交易資料－爲費城交易所[3]（Philadelphia Stock Exchange；PHLX）每日的交易資料，資料期間爲 1990,1,1 ~ 1990,12,31，其原始資料內容包括：加拿大幣、英磅、日圓、澳幣、法郎、德國馬克、瑞士法郎等七種外匯選擇權。

(二)利率－選取倫敦 Libor rate，包括一週、一個月、三個月、六個月、一年期利率，時間從 1989,10,1 到 1990,12,31 。

(三)匯率－爲每日即期匯率，時間從 1989,10,1 到 1990,12,31。

關於資料選取方面，則選取歐式之買賣權，並選取下列四種貨幣：英磅、德國馬克、日圓、瑞士法郎，總計有 1016 個有效樣本；在利率方面，則運用所算出的到期日長度以直線插補法，差補計算每日相對於到期日所用的利率。

三、使用模型

本研究所使用得模型主要有以下兩個：

(一)Garman-Kohlhagen：固定利率模型，請參閱前節。

(二)HMT：隨機利率模型，請參閱前節。

四、參數估計

在此我們使用 Bollerslev-Wooldridge（1992）所提出的最大概似估計法（Quasi-maximum Likelihood Estimation）來推估參數，使用此一方法的最大優點是，可以得到一致且不偏之估計值，且亦可處理假日問題。由前面提及的在隨機利率假設下，估計期間內外匯現貨選擇權之價格和國內外利率的關係與假設如下：

---

[3] 由於費城交易所所交易的長天期外匯選擇權交易資料無法取得，故以短天期外匯選擇權交易資料作實證研究。

$ds = \mu_s d\tau + \sigma_s dZ_s$ ；（外匯價格）

$dr = \mu_r d\tau + \sigma_r dZ_r$ ；（國內利率）

$df = \mu_f d\tau + \sigma_f dZ_f$ ；（國外利率）

有了以上假設後，可以用下列三個函數式求出估計期間每日的誤差向量 $\varepsilon_t' = [\varepsilon_s(t), \varepsilon_r(t), \varepsilon_f(t)]$：

$$\varepsilon_s(t) = [\ln S(t+h) - \ln S(t) - \mu_s ht]$$

$$\varepsilon_r(t) = [r(t+h) - r(t) - \mu_r ht]$$

$$\varepsilon_f(t) = [f(t+h) - f(t) - \mu_f ht]$$

其中，$t = 1,2,3,......,n$，n 則爲資料的觀察日數，本研究取每日的前六週資料來估計每日的參數，即 $n = 30$，r 與 f 則爲時間 t 時的一月期利率，由於一年之中有假日和週末，所以各交易日之間的相隔日數（h）並不一定相同，ε_t 爲下列共變異矩陣所構成的聯合常態分配，σ_s、σ_r、σ_f 假設爲固定的：

$$\sum(t) = h_t \times \begin{bmatrix} \sigma_s^2 & \sigma_s\sigma_r\rho_{sr} & \sigma_s\sigma_f\rho_{sf} \\ \sigma_s\sigma_r\rho_{sr} & \sigma_r^2 & \sigma_r\sigma_f\rho_{rf} \\ \sigma_s\sigma_f\rho_{sf} & \sigma_r\sigma_f\rho_{rf} & \sigma_f^2 \end{bmatrix}$$

讓 θ 爲所要估計的參數向量，則誤差時間序列的對數最大概似函數爲：

$$L_n(\theta,..) = \sum_{t=1}^{n} l(\theta, \varepsilon(t))$$

其中，

$$l(\theta, \varepsilon(t)) = -\frac{2}{3}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}[\ln\left|\sum(t)\right| + \varepsilon(t)'\sum(t)^{-1}\varepsilon(t)]$$

經由將 $L_n(\theta,..)$ 函數最大化，可以估計出 μ_s、μ_r、μ_f、σ_s、σ_r、σ_f、ρ_{sr}、ρ_{sf}、ρ_{rf} 各參數的估計值[3]。

[3] 經過最大概似法參數估計後，發現 α、β 兩參數皆極小，趨近於零，因此，本研究在 $\alpha \to 0$ 的假設下進行。

五、統計方法

(一)成對樣本 t 檢定：

本研究使用的統計檢定方法為成對樣本 t 檢定[4]，可以運用此檢定方法來檢視隨機利率環境下的外匯選擇權模型是否能正確的評估真實價格，同時可將隨機利率環境下的外匯選擇權模型的評價結果和固定利率環境下的外匯選擇權模型的評價結果作一比較分析。

整個樣本將從下列各構面分為三大群作檢定：

1.整個樣本，再依買賣權分兩樣本群作檢定。

2.依貨幣別、買賣權等兩個構面分為英磅買權、英磅賣權、德國馬克買權、德國馬克賣權、日圓買權、日圓賣權、瑞士法郎買權、瑞士法郎賣權八個子樣本群。

3.依到期日長短，分為小於 30 天，30 到 90 天，90 天以上三個子本群。

在第一部份假設檢定中，將運用成對樣本 t 檢定來檢定 HMT 外匯選擇權模型的評估買賣權價格（C_s；P_s）和真實買賣權價格（C_m；P_m）之間的差是否顯著不為零，為了比較，亦用同樣的方法對固定利率環境下的外匯選擇權模型的評估價格作分析。

在第二部份假設檢定中，亦運用成對樣本 t 檢定來對 HMT 外匯選擇權模型的評估買賣權價格（C_s；P_s）和真實買賣權價格（C_m；P_m）之間的差（E_s），與修正後 B－S 的外匯選擇權模型買賣權價格（C_c；P_c）和真實買賣權價格（C_m；P_m）之間的差（E_c）作檢定，看 $E_s - E_c$ 是否顯著不為零，且是否為負，若符合以上之條件，則可謂隨機利率環境下的外匯選擇權模型的評價結果較優於固定利率環境下的外匯選擇權模型的評估結果。

整個樣本分類以及檢定假設如下表：

---

[4] 我們依 Poon（1994）之統計檢定法，來檢定本文欲檢定之主題。

		假　設　一	假　設　二
全部樣本	全部 買權 賣權	1.隨機利率之價格＝市場價格 2.固定利率之價格＝市場價格	隨機利率之價格－市場價格 ＜固定利率之價格－市場價格 （隨機利率模型誤差＜固定利率模型誤差）
貨幣別	英磅 德國馬克 日圓 瑞士法郎	$H_0: C_m = C_s$ $H_1: C_m \neq C_s$ $H_0: P_m = P_s$ $H_1: P_m \neq P_s$	$H_0: \lvert C_m - C_s \rvert = \lvert C_m - C_c \rvert$ $H_1: \lvert C_m - C_s \rvert \neq \lvert C_m - C_c \rvert$ $H_0: \lvert P_m - P_c \rvert = \lvert P_m - P_c \rvert$ $H_1: \lvert P_m - P_c \rvert \neq \lvert P_m - P_c \rvert$
到期日	＜60 60－120 120-180 ＞180		（$H_0: E_s = E_c$） （$H_1: E_s \neq E_c$）

(二)殘差平方和分析（RSS）：

殘差平方和分析（Residual Sum of Squares；RSS）乃是利用殘差平方和的大小來判別兩模型是否能對外匯選擇權有良好的評價效果，即以隨機利率環境下的外匯選擇權評價模型評估出來的價格與真實市場價格差的平方和來與固定利率的外匯選擇權評價模型評估出來的價格與真實市場價格差的平方和作比較：

$$RSS(s) = \sum (C_s - C_m)^2 \text{ 或 } \sum (P_s - P_m)^2$$

$$RSS(c) = \sum (C_c - C_m)^2 \text{ 或 } \sum (P_c - P_m)^2$$

其後，亦計算殘差平方和的平均值：

$$RSS-Mean(s) = RSS(s)/N$$

$$RSS-Mean(c) = RSS(c)/N$$

運用殘差平方和平均值可以來作組間的殘差分析，亦即，討論隨機利率模型和固定利率模型在何種形式、何種幣別和到期日長或短的選擇權中的殘差最小，表現最優。

(三)迴歸分析：

根據 Hilliard-Madura-Tucker（1991）的研究，本文針對價格誤差（D）

作迴歸分析，選擇的參數爲價內或價外 S-X（Degree of Moneyness；(M)）、到期日 τ（T）以及變異數 V²（B-S 模型中爲 σ_s^2，HMT 模型中則爲 V²），分析並討論各個變數對模型估計價格誤差的解釋力。

伍、實證結果與討論

一、成對樣本 *t* 檢定結果與討論

成對樣本 t 檢定乃是爲了檢定隨機利率環境下外匯選擇權評價模型所估計的價格是否能正確評估外匯選擇權的價格，並且以固定利率外匯選擇權評價模型作爲比較組。

(一)假設一：

隨機利率環境下的外匯選擇權模型是否能正確的評估真實價格，同時以固定利率模型作爲比較組，其檢定結果參見表 8 表 9。

1.全部樣本：

(1)以全體樣本來看，發現在隨機利率模型和固定利率模型中皆有低估的現象，但未達 1%顯著水準，因此接受隨機利率之價格=固定利率之價格=市場價格的虛無假設，因此，兩種模型可以準確的估計外匯選擇權價格。

(2)就買權樣本而言，無論是在隨機利率模型或固定利率模型中，評估價格均有高估的現象，不過均未達 1%的顯著水準，接受 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在買權中皆可能有良好的估計效果。

(3)就賣權樣本而言，在隨機利率模型中，評估價格均有低估的現象，不過未達 1%顯著水準，所以接受 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此隨機利率模型在賣權中可能有良好估計效果；在固定利率模型中，評估價格亦有低估的現象，但達到 1%顯著水準，所以拒絕 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此固定利率模型的表現並不佳。

2.依貨幣別分：

(1)在英磅買權中，無論是隨機利率模型或固定利率模型，評估價格均有低估的現象，且均達 1%顯著水準，所以拒絕 $C_m = C_s$ 的虛無假設，

因此兩種模型在英磅買權中的估計效果皆不佳。

(2)在英磅賣權中，無論是隨機利率模型或固定利率模型，評估價格亦皆有低估的現象，且均達 1%顯著水準，所以拒絕 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在英磅賣權中的估計效果皆不佳。

(3)在德國馬克買權中，隨機利率模型或固定利率模型評估價格都有高估的現象，不過並未達到 1%顯著水準，所以皆接受 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在德國馬克買權中可能會有良好的估計效果。

(4)在德國馬克賣權中，隨機利率模型或固定利率模型評估價格則都是低估，且達到 1%顯著水準，所以皆拒絕 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在德國馬克賣權中可能無法有良好的估計效果。

(5)在日圓買權中，隨機利率模型或固定利率模型評估價格都有高估的現象，且達到 1%顯著水準，所以皆拒絕 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在日圓買權中的估計效果不佳。

(6)在日圓賣權中，隨機利率模型或固定利率模型評估價格亦都有高估的現象，且達到 1%顯著水準，所以皆拒絕 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在日圓買權中的估計效果不佳。

(7)在瑞士法郎買權中，隨機利率模型有高估的現象，且達到 1%顯著水準，所以皆拒絕 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此隨機利率模型在瑞士法郎買權中的估計效果不佳。固定利率模型評估價格亦有高估的現象，不過未達 1%顯著水準，所以接受 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此固定模型在瑞士法郎買權中的估計效果較優。

(8)在瑞士法郎賣權中，隨機利率模型或固定利率模型評估價格都有高估的現象，不過均未達到 1%顯著水準，所以接受 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在瑞士法郎賣權中可能有良好的估計效果。

3.依到期日長短：

(1)到期日小於六十天時，隨機利率模型或固定利率模型評估價格都有低估的現象，不過並未達到 1%顯著水準，但達到 2%的顯著水準，所以在 2%的顯著水準下，拒絕 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，在到期日小於六十天時，隨機利率模型或固定利率模型對於外匯選擇權評價效果都不佳。

(2)到期日介於六十天到一百二十天時，隨機利率模型或固定利率模型評估價格則都有高估的現象，不過並未達到 1%顯著水準，所以皆接受 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在到期日介於六十天到一百二十天時可能會有良好的估計效果。

(3)到期日介於一百二十天到一百八十天時，隨機利率模型或固定利率模型評估價格亦都有低估的現象，不過並未達到 1%顯著水準，所以皆接受 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在到期日介於一百二十天到一百八十天時可能會有良好的估計效果。

(4)到期日大於一百八十天時，隨機利率模型或固定利率模型評估價格亦都是低估，不過在隨機利率模型中，並未達到 1%顯著水準，所以接受 $C_m = C_s$ 的虛無假設；不過在固定利率模型中，達到 1%顯著水準，所以拒絕 $C_m = C_s$ 的虛無假設，因此兩種模型在到期日大於一百八十天時的隨機利率有良好的估計效果，固定利率模型的估計效果則不佳。

(二)假設二：

隨機利率環境下的外匯選擇權模型的評價結果是否能較固定利率環境下的外匯選擇權模型，亦即，此部份爲隨機利率模型評價價格與真實市場價格的誤差與固定利率模型評價價格與真實市場價格誤差的成對樣本 t 檢定結果，其結果參見表 10。

1.全部樣本：

(1)以全體樣本來看，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），不過並未達到 1%的顯著水準，所以接受 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未明顯優於固定利率模型。

(2)就買權樣本而言，亦發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），不過並未達到 1%的顯著水準，所以接受 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未明顯優於固定利率模型。

(3)就賣權樣本而言，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差大（t 值爲正），不過並未達到 1%的顯著水準，所以接受 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評

價效果並未明顯劣於固定利率模型。

2.依貨幣別分：

(1)在英磅買權中，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），不過並未達到 1%的顯著水準，所以接受 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，在英磅買權中隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未明顯優於固定利率模型。

(2)在英磅賣權中，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），不過並未達到 1%的顯著水準，所以接受 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，在英磅賣權中隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未明顯優於固定利率模型。

(3)在德國馬克買權中，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差大（t 值爲正），不過並未達到 1%的顯著水準，所以接受 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，在德國馬克買權中隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未明顯劣於固定利率模型。

(4)在德國馬克賣權中，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差大（t 值爲正），且達到 1%的顯著水準，所以拒絕 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，在德國馬克賣權中隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果可能劣於固定利率模型。

(5)在日圓買權中，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），雖然未達到 1%的顯著水準，但達到 5%的顯著水準，所以在 5%的顯著水準下，拒絕 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，在日圓買權中隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果可能優於固定利率模型。

(6)在日圓賣權中，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），雖然未達到 1%的顯著水準，但達到 10%的顯著水準，所以在 10%的顯著水準下，拒絕 $E_s = E_c$ 的虛無假設，因此，在日圓賣權中隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果可能優於固定利率模型。

(7)在瑞士法郎買權中，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），不過並未達到 1%的顯著水準，所以接受

$E_S = E_C$的虛無假設，因此，在瑞士法郎買權中隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未顯著優於固定利率模型。

(8)在瑞士法郎賣權中，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），不過並未達到 1%的顯著水準，所以接受$E_S = E_C$的虛無假設，因此，在瑞士法郎賣權中隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未顯著優於固定利率模型。

3.依到期日長短

(1)到期日小於六十天時，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），且達到 1%的顯著水準，所以拒絕$E_S = E_C$的虛無假設，因此，到期日小於六十天時，隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果顯著優於固定利率模型。

(2)到期日介於六十天到一百二十天時，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差大（t 值爲正），不過並未達 1%的到顯著水準，所以接受$E_S = E_C$ 的虛無假設，因此，到期日介於六十天到一百二十天時，隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未顯著劣於固定利率模型，兩種模型的評估效果差不多。

(3)到期日介於一百二十天到一百八十天時，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差小（t 值爲負），不過並未達 1%的到顯著水準，所以接受$E_S = E_C$的虛無假設，因此，到期日介於一百二十天到一百八十天時，隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未顯著優於固定利率模型，兩種模型的評估效果差不多。

(4)到期日大於九十天時，發現在隨機利率模型中的誤差較固定利率模型中的誤差大（t 值爲正），不過並未達到 1%的顯著水準，所以接受$E_S = E_C$的虛無假設，因此，到期日大於九十天時，隨機利率模型對於外匯選擇權價格的評價效果並未明顯劣於固定利率模型。

綜合而言，若以全部樣本來看，隨機利率環境下的外匯選擇權評價模式可以對外匯選擇權價格作良好的評價，同時，固定利率模型的評價效果也不錯，在買權中的評估效果則較優於賣權。不過對賣權而言，在 1%顯著水準下，隨機利率評價模型可以做較正確的評價；若以兩模型的誤差相較，隨機利率模型在買權的評價效果優於固定利率模型，可是在賣權價格評價上，則隨機利率模型則未若固定利率模型佳，然而兩種模型均未達到顯著

水準，因此，基本上兩評價模型對外匯選擇權評估的效果差不多。

在各種貨幣中，以在德國馬克買權和瑞士法郎賣權中有較佳的評價效果；若與固定利率模型與市場價格誤差值相較，則隨機利率模型在英磅買賣權、日圓買賣權瑞士法郎買賣權中皆有較固定利率模型爲佳的表現（t 值爲負），不過除了日圓買賣權外，均未達顯著水準；而隨機利率模型在德國馬克買賣權中的評價表現則較固定利率模型爲差，且在德國馬克賣權中達到顯著效果，所以和固定利率模型相較，隨機利率在日圓選擇權的效果最好，在德國馬克買賣權的效果則最差，在其他幣別種類兩模型的表現則差不多。

對到期日長短而言，發現隨機利率模型在長期時的表現優於短期，且隨機利率環境下的外匯選擇權評價模型較固定利率模型爲優，此結果和 Hilliard- Madura-Tucker（1991）、Poon-Duett（1992）的研究結果一致。

二、殘差平方和分析結果與討論

隨機利率模型與固定利率模型評估價格與市場價格殘差平方和（RSS）以及殘差平方和平均（RSS-Mean）分析結果見表 11 表 10。

(一)全部樣本

隨機利率環境下外匯選擇權評估模型的殘差平方和在全部樣本和買權樣本中較固定利率模型爲小，賣權樣本則較大，因此，隨機利率環境下外匯選擇權評估模型在全部樣本和買權樣本中的評價效果較固定利率模型佳。

以殘差平方和平均來看，兩種模型在買權的殘差平方和平均皆大於賣權部份，因此，兩種模型若以殘差平方和平均分析來看，則是賣權的誤差較小。

(二)依貨幣別分

在不同幣別中，隨機利率環境下外匯選擇權評估模型的殘差平方和在英磅買權、日圓買權、日圓賣權、瑞士法郎買權、瑞士法郎賣權中較固定利率模型爲小，其他的則比較大，因此，隨機利率環境下外匯選擇權評估模型在英磅買權、日圓買權、日圓賣權、瑞士法郎買權、瑞士法郎賣權樣本中的評價效果較固定利率模型佳。

以殘差平方和平均來看，隨機利率模型在瑞士法郎賣權最小，而在德國馬克買權爲最大，在固定模型中亦有相似的結果，大致可以分爲三個群組：

1.小於 0.00001：瑞士法郎賣權、日圓買權、日圓賣權、德國馬克賣權、瑞士法郎買權。

2.0.0001～0.00001：英磅買權、英磅賣權。

3.大於 0.0001：德國馬克買權。

因此，兩模型兩種模型若以殘差平方和平均分析來看，則在瑞士法郎賣權、日圓買權、日圓賣權、德國馬克賣權、瑞士法郎買權中表現較佳，在德國馬克買權的表現則較差。

(三)依到期日長短分

在不同到期日裡，除了到期日在六十天之內的樣本外，隨機利率環境下外選擇權評估模型的殘差平方和均較固定利率模型爲大，因此無法看出到期日長短對兩種模型優劣性的比較效果。不過就模型殘差平方和平均來看，兩種模型在大於一百二十天的樣本群中，其殘差平方和平均皆比一百二十天到一百八十天的樣本小，因此，兩種模型若以殘差平方和平均分析來看，隨機利率模型和固定在長期的表現皆較優。

三、迴歸分析結果與討論

在 Whaley（1982）、Bailey（1987）的研究中，皆有迴歸分析的處理，並發現貨幣性程度（價內或價外；Degree of Moneyness）、到期日長短以及標準差在顯著水準 1%下達到顯著效果，相同的，Chesney-Scott（1989）則發現執行價格偏差、到期日長短以及標準差在顯著水準 1%下亦達到顯著效果，Poon（1992）的研究亦指出，貨幣性程度、到期日長短以及評價模型的變異數項皆爲模型評估價格誤差的解釋性變數。

本研究的迴歸分析乃針對價格誤差（D＝市場價格－模型估計價格）分析，選擇的參數爲價內或價外 S-X（Degree of Moneyness；（M＝外匯現貨價格－執行價格））、到期日 τ（T）以及變異數 V^2（B-S 模型中爲 σ_S^2，HMT 模型中則爲 V^2），分析並討論各個變數對模型估計價格誤差的解釋力，其結果參見表 5-6。

(一)隨機利率環境下外匯選擇權模型：

從表 13 的 t 檢定中可以看出，在 1%的顯著水準下貨幣性程度（M）和變異數（V）兩參數對市場價格和模型評估價格之間的誤差（D）都達到顯著水準，可見這兩者對於隨機利率模型誤差具有解釋力，從判定係數來看，亦有類似之結果，貨幣性程度（M）和變異數（V）的判定係數均較高，而到期日（T）的判定係數則極小，因此，在隨機利率環境下外匯選擇權評價模型中，存在有貨幣性誤差和變異數誤差。

(二)固定利率環境下外匯選擇權模型：

從表 13 的 t 檢定中可以看出，在 1%的顯著水準下到期日長短（T）和變異數（V）兩參數對市場價格和模型評估價格之間的誤差（D）都達到顯著水準，可見這兩者對於隨機利率模型誤差具有解釋力，從判定係數來看，亦有類似之結果，到期日長短（T）和變異數（V）的判定係數均較高，而貨幣性程度（M）的判定係數則極小，因此，在固定性利率環境下外匯選擇權評價模型中，存在有到期日誤差和變異數誤差。

表 8　市場價格與隨機模型估計價格成對樣本 t 檢定

	樣本數	平均值	標準差	t－statistic	p－value
全部樣本					
全部樣本	1016	0.000155128	0.0171244	0.2887488	0.7728
買權樣本	585	-0.000217962	0.0219764	-0.2398850	0.8105
賣權樣本	431	0.000661526	0.0059852	2.2946011	0.0222
貨幣別樣本					
英磅買權	165	0.0024769	0.0057719	5.5122854	0.0001
英磅賣權	165	0.0023571	0.0090435	3.3479942	0.0010
德國馬克買權	197	-0.0018442	0.0373814	-0.6924332	0.4895
德國馬克賣權	103	0.000644089	0.0022215	2.9424862	0.0040
日圓買權	132	-0.000782286	0.0014930	-6.0200693	0.0001
日圓賣權	138	-0.0011168	0.0018795	-6.9801100	0.0001
瑞士法郎買權	91	-0.000765171	0.0026257	-2.7799590	0.0066
瑞士法郎賣權	25	-0.000641186	0.0014501	-2.2109014	0.0368
到期日別					
小於 60 天	553	0.000233008	0.0021306	2.4614019	0.0141
60 到 120 天	131	-0.004003434	0.0458362	-0.9996779	0.3193
120 到 180 天	91	0.000873532	0.0048316	1.7246839	0.0880
大於 180 天	146	0.001904800	0.0101784	2.2612403	0.0252

表 9　市場價格與固定性模型估計價格成對樣本 t 檢定

	樣本數	平均值	標準差	t－statistic	p－value
全部樣本					
全部樣本	1016	0.000254496	0.0169508	0.4785607	0.6324
買權樣本	585	-0.000197524	0.0219807	-0.2173478	0.8280
賣權樣本	431	0.000868026	0.0046251	3.8962785	0.0001
貨幣別樣本					
英磅買權	165	0.0025105	0.0058003	5.5597107	0.0001
英磅賣權	165	0.0029532	0.0063865	5.9398160	0.0001
德國馬克買權	197	-0.0018232	0.0373824	-0.6845311	0.4944
德國馬克賣權	103	0.000663985	0.0021321	3.1606624	0.0021
日圓買權	132	-0.000791237	0.0015195	-5.9827443	0.0001
日圓賣權	138	-0.0011966	0.0021351	-6.5839113	0.0001
瑞士法郎買權	91	-0.000727243	0.0026644	-2.6037791	0.0108
瑞士法郎賣權	25	-0.000656641	0.0014845	-2.2115973	0.0368
到期日別					
小於 60 天	553	0.0002228	0.0021315	2.4580186	0.0143
60 到 120 天	131	-0.004003897	0.0458330	-0.9998621	0.3192
120 到 180 天	91	0.000936287	0.0047912	1.8641686	0.0656
大於 180 天	146	0.002564847	0.0077537	3.9977022	0.0001

表 10　隨機模型與固定性模型估計價格誤差成對樣本 t 檢定

	樣本數	平均值	標準差	t－statistic	p－value
全部樣本					
全部樣本	1016	-0.000099368	0.0028180	-1.1239689	0.2613
買權樣本	585	-0.000009089	0.000158836	-1.3840842	0.1669
賣權樣本	431	0.000168479	0.0032157	1.0876910	0.2773
貨幣別樣本					
英磅買權	165	-0.000012635	0.000228326	-0.7108503	0.4782
英磅賣權	165	-0.000596119	0.0069695	-1.0986786	0.2735
德國馬克買權	197	0.000008918	0.000122108	1.0250877	0.3066
德國馬克賣權	103	0.000048893	0.000150951	3.2872418	0.0014
日圓買權	132	-0.000020368	0.000096693	-2.4201952	0.0169
日圓賣權	138	-0.000064106	0.000434934	-1.7314646	0.0856
瑞士法郎買權	91	-0.000025282	0.000146445	-1.6468658	0.1031
瑞士法郎賣權	25	-0.000033256	0.000131011	-1.2692002	0.2165
到期日別					
小於 60 天	553	-0.000004435	0.0000339352	-2.6114321	0.0093
60 到 120 天	131	0.000007986	0.0001238171	0.7382437	0.4617
120 到 180 天	91	-0.000011219	0.0001914019	-0.5591266	0.5775
大於 180 天	146	0.000463568	0.0055293615	1.0130123	0.3127

表 11　隨機利率模型與固定利率模型評估價格與市場價格殘差平方和分析 (RSS)

	樣本數	隨機模型估計價格殘差平方和		固定性模型估計價格殘差平方和
全部樣本				
全部樣本	1016	0.2976693038	<	0.2917063076
買權樣本	585	0.2820769881	<	0.2821831821
賣權樣本	431	0.0155923157	>	0.0095231256
貨幣別樣本				
英磅買權	165	0.0064758208	<	0.0065575448
英磅賣權	165	0.0143293855	>	0.0081282369
德國馬克買權	197	0.2745546388	>	0.2745535145
德國馬克賣權	103	0.0005461149	>	0.0005090685
日圓買權	132	0.0003727738	<	0.0003850922
日圓賣權	138	0.0006560734	<	0.0008221481
瑞士法郎買權	91	0.0006737547	<	0.0006870305
瑞士法郎賣權	25	0.0000607418	<	0.0000636721
到期日別				
小於 60 天	553	0.0025332561	<	0.0025354211
60 到 120 天	131	0.2752239050	>	0.2751868754
120 到 180 天	91	0.0021704221	>	0.0021457859
大於 180 天	146	0.0155516217	>	0.0096779322

表 12　隨機利率模型與固定利率模型評估價格與市場價格殘差平方和平均分析(RSS-Mean)：

	樣本數	隨機模型估計價格殘差平方和平均	固定性模型估計價格殘差平方和平均
全部樣本			
全部樣本	1016	0.0002929816	0.0002871125
買權樣本	585	0.0004821829	0.0004823644
賣權樣本	431	0.0000361771	0.0000220954
貨幣別樣本			
英磅買權	165	0.0000392474	0.0000397427
英磅賣權	165	0.0000868448	0.0000492620
德國馬克買權	197	※0.0013936784	※0.0013936727
德國馬克賣權	103	0.0000053021	0.0000049424
日圓買權	132	0.0000028240	0.0000029174
日圓賣權	138	0.0000047542	0.0000059576
瑞士法郎買權	91	0.0000074039	0.0000075498
瑞士法郎賣權	25	0.0000024297	0.0000025469
到期日別			
小於 60 天	553	0.0000045809	0.0000045848
60 到 120 天	131	0.0021009458	0.0021006632
120 到 180 天	91	0.0000238508	0.0000235801
大於 180 天	146	0.0001065180	0.0000662872

表 13　價格誤差參數回歸分析

		隨機利率外匯選擇權評估模型			固定利率外匯選擇權評估模型		
		價內價外(M) D=a+bM+e	到期日(T) D=a+bT+e	變異數(V) D=a+bV+e	價內價外(M) D=a+bM+e	到期日(T) D=a+bT+e	變異數(V) D=a+bV+e
截距值(a)		0.001970856	0.000426052	0.001639841	0.001970856	0.00057715	0.006663536
斜率(b)	bM	-0.082556744			-0.001859137		
	bT		-0.001561067			-0.078531861	
	bV			-0.529241358			-0.545481276
判定係數(R_2)		0.06798074	0.000513444	0.0137409	0.00074323	0.062780257	0.033612177
F 檢定值		73.96034978	0.520899772	14.12739591	0.754195574	67.92343114	38.53562034
t 檢定值		-8.600020336	-0.721733865	-3.758642828	-0.868444341	-8.241567275	-6.207706528
b 值標準差		0.009599599	0.00216294	0.140806504	0.002140766	0.009528753	0.087871627

陸、結論與建議

本文以 Hillard-Madura-Tucker（1991）納入隨機利率因素所導出的歐式外匯選擇權訂價模型為基礎，首先以模擬的方式詳細檢視隨機利率因素對外匯選擇權（特別是長天期外匯選擇權）價格的影響，由模擬的結果我們得知，考慮隨機利率對歐式外匯買權價格的影響時，本國利率波動性和外國利率波動性的變動，對歐式外匯買權價格的影響最為顯著，其次為匯率和本（外）國利率相關係以及本國利率和外國利率相關係，而對外匯買權價格的影響最不顯著的是本（外）國利率的調整系數，而歐式外匯賣權的結果亦相似。

再則，我們利用 Bollerslev-Wooldridge（1992）年所提出之準最大概似估計法，以費城股票交易所（PHLX）1990 年所交易之歐式外匯選擇權的資料，估計外匯及國內外利率之共變異矩陣，並據此參數值以 Hillard-Madura-Tucker 模型估算歐式外匯選擇權的理論值，最後再檢視隨機利率因素對外匯選擇權價格的影響，由實證結果發現，由於費城股票交易所所交易之歐式外匯選擇權的到期期限大都短於一年，因此隨機利率因素對外匯選擇權價格的影響並不顯著。

本文雖以較嚴謹的計量方法，來估計外匯及國內外利率之共變異矩陣，並檢視 HMT 模型之適用性，然而可惜的是所能取得的實證資料，卻為到期期限短於一年之歐式外匯選擇權，若能以到期期限長於一年之式外匯選擇權資料做

實證分析，必可更清楚地檢視隨機利率因素對外匯選擇權的實質影響效果爲何。此外，若能以實際長天期外匯選擇權資料，檢測隨機利率因素對避險績效的影響，應是值得研究的子題，此一部份留待後續研究。

參考文獻

Adam, P. D., and Wyatt, S. B., 1987, "Biases Prices: Evidences From the Foreign Currency Market", Journal of Banking and Finance 11, 549-562.

Amin, K. I. and Jarrow, R. A., 1991, "Pricing Foreign Currency Option Under Stochastic Interest rates", Journal of International Money and Finance 10, 310-329.

Amin, K. I., And Bodurtha, J. N., 1995, "Discrete-Time Valuation of American Options With Stochastic Interest Rate", Review of Financial Studies 8, 193-234.

Bailey, W., 1987, "An Empirical Investigation of market for Comex Gold Futures Options", Journal of Finance 42, 1187-1194.

Biger, N., and Hull, J., 1983, "The Valuation of Currency Options", Financial Management 12, 24-28.

Black, F., and Scholes, M., 1973, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities", Journal of Political Economies 81, 637-654.

Bollerslev, T., and Wooldridge, J., 1992, "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models With Time-Varying Covariance", Econometric Review 11, 143-172.

Chang, C. C., 1998, "Re-Examinations On Corporate Issues of Currency Warrants: A Case Study of Financial Innovation Profits", Advances in Financial Planning and Forecasting 8, 129-151.

Chang, C. C., 1999, "Efficient Procedures for the Valuation and Hedging of American Currency Options With Stochastic Interest Rate", Journal of Multinational Financial Management 11, 241-268.

Chesney, M., and Scoot, I., 1989, "Pricing European Currency Option: A comparison of the Modified Black-Scholes Model and a Random Variance Model." Journal of Financial and Quantitative Analysis 24, 267-284.

· Garman M. B., and Kohlhagen, S. W., 1983, "Foreign Currency Option Values", Journal of International Money and Finance 2, 231-237.

· Grabbe, J. O., 1983, "The Pricing of Call and Put Options on Foreign Exchange", Journal of International Money and Finance 2, 239-253.

Hilliard, J. E., Madura, J. M., and Tucker, A. L., 1991, "Currency Option Pricing with Stochastic Domestic and Foreign Rates", Journal of Financial and Quantitative Analysis 26, 139-151.

Merton, R. C., 1973, "Theory of Rational Option Pricing", Bell Journal of Economics and Management Sciences 4, 141-183.

Ogden, J. P., and Tucker, A. L., 1988, "The Relative Valuation of American Currency Spot and Futures Options: Theory and Empirical" , Journal of Financial and Quantitative Analysis 23, 351-367.

Poon, W. P., H. and Duett, E. H., 1994, "An Empirical Examination of Currency Futures Options Under Stochastic Interest Rates", Working Paper, Mississippi Statue University.

Shastri, K., and Tandon, K., 1986, "Valuation of Foreign Currency Option: Some Empirical Tests ", Journal of Financial and Quantitative Analysis 21, 145-160.

Whaley, R. E., 1982, "Valuation of American Call Options on Stocks with Known Dividends", Journal of Financial Economics 10, 29-58.