財金論文叢刊
2005 年 6 月，第二期，1-18

亞太地區未拋補利率平價說之探討
—以非線性定態檢定分析

梁雪富

南台科技大學財務金融研究所 副教授

林家民

南台科技大學行銷流通管理研究所 研究生

方浩銓

南台科技大學行銷流通管理研究所 研究生

摘要

過去大多的實證研究皆不支持未拋補利率平價說(uncovered interest rate parity，簡稱 UIP)，且往往以線性單根檢定驗證未拋補利率平價說。近年來，非線性模型架構逐漸受到重視，本文嘗試以較新之非線性觀點，應用 KSS(Kapetanios, Shin, Snell，2003)提出之非線性恆定檢定模型，藉以驗證亞太地區間之未拋補利率平價說是否成立。本文實證結果指出，台灣與亞太地區諸國間，其用 KSS 的非線性衡定檢定未拋補利率平價說，比起傳統線性之 ADF 檢定(augmented Dickey-Fuller test)而言，較支持未拋補利率平價說。

關鍵字：利率、未拋補利率平價說、非線性

一、前言

長久以來，利率與匯率在國際金融常扮演重要的角色，其亦是經濟科學所研究的焦點。隨著國際金融自由化對金融的衝擊，各國莫不前仆後繼地展開金融革新政策，亞太地區諸國亦不置身於此波浪潮外，紛紛逐漸放寬其對外匯與金融的管制，資金移動的活絡及國際間套利的發生，可知利率與匯率間的相互影響與密不可分的關係。而近年來，因亞州金融風暴的發生，亞太地區各國更重視其金融政策，而利率平價說成立與否，其意謂著一國的貨幣當局是否能透過貨幣政策干預其經濟情勢，進一步對國際金融情勢做出適當反應。因此，本文將對利率平價說做進一步的檢測與探討。

在過去文獻中，如 Mishkin(1984)經由兩國實質利率差距恆定(stationary)之單根檢定(unit root test)來檢定實質利率平價說(real interest rate parity，RIP)是否成立，由於實質利率平價說是結合相對購買力平價說(relative purchasing power parity，relative PPP)與未拋補利率評價說(uncover interest rate parity，UIP) ，意即若 UIP 與 PPP 的實證研究不獲支持，其可能導致 RIP 的不成立，因此，本文將針對 UIP 做檢測工作。

過去的文獻中，其檢定利率平價說大概分為兩種，一為單根檢定，二為共整合檢定(cointegration test) ，然而單根檢定與共整合檢定存有檢定力不足的缺失，因此近年來，不少學者從結合時間序列與橫斷面(cross-section)資料兩特性的 Panel Data 進行實證， 如 Taylor and Sarno(1998)、Wu and Chen(1998)、Wu and Lee(2000) 。

上述之文獻皆以線性(linear)之模型架構去檢定利率平價說之假設，但晚近一些學者，如 Chen、Chang 和 Wu(2000)主張在考慮交易成本後，則利差之調整速度不似線性為固定速度，其動態可能為非線性(nonlinear)。而在非線性的許多文獻中，常見到所謂門檻自我迴歸模型(threshold autoregressive model，TAR) ，如 Enders and Granger(1998) 、Berben and van Dijk(1999) 、Caner and Hansen(2001) 、Lo and Zivot(2001) 。

然而，一些學者如 Kapetanios、Shin and Snell(2003)其透過蒙地卡羅模擬(Monte Carlo simulation)指出其推導之指數平滑轉換自我迴歸模型(exponential smooth transition autoregressive model，ESTAR)單根檢定法，此檢定方法相對於 TAR 與傳統 DF(Dickey-Fuller)單根檢定法而言，其有著較高的檢定力。故本文在此將藉由 Kapetanios 所發展之非線性指數平滑轉換自我迴歸模型單根檢定，來探討亞太地區之 UIP 是否成立，與以往大多實證研究不同的是，本文視台灣為基礎國，以日本、南韓、新加坡、香港、大陸、馬來西亞、泰國為研究對象。

本文後續章節內容安排如後：第二部份為文獻與理論回顧，介紹 UIP 理論與傳統線性之 ADF(augmented Dickey-Fuller，ADF)單根檢定說明，第三部份為研究方法，將說明 ESTAR 模型下 Kapetanios(2003)所發展之非線性指數平滑轉換自我迴歸模型單根檢定實證模型(其亦稱 KSS 檢定) ，第四部份則包含資料來源、樣本說明及期間，最後一部份為實證分析結果、結論及建議。

二、文獻與理論回顧

1.UIP 理論介紹

利率平價理論係為在無障礙貿易下的金融市場，經由匯率之調整後，各國的借款利率或投資報酬率一定相等。換句話說，利率平價說為連接兩國的利率變動與幣值變動的一種匯率決定論，而兩國利率差距將影響兩國幣值水平及資金移動，進一步牽動到兩國間的均衡匯率。

利率平價說一般又區分為拋補利率平價說(cover interest rate，CIP) 與未拋補利率平價說(uncover interest rate parity，UIP) 。關於 CIP 的部份，Frankel (1992)指出當兩國間名目利率的差距等於遠期匯率與即期匯率的差距，即兩國間無套利之空間，此時資本具完全移動性，CIP 成立。而在 UIP 的部份，Frankel(1992)亦指出在兩國資產為完全替代之先決條件下，當兩國間名目利率的差距等於預期與即期匯率的差距時，則 UIP 成立。其 UIP 理論亦說明進行套利活動時，不考

慮匯率在匯兌上損失的可能性，故並無拋補的動作(反之，CIP 則表示會以外幣遠期契約來避免匯率風險，即進行拋補動作)，且建立在兩國資產為完全替代、資本具有完全移動的假設下，即可達成市場套利活動的均衡。而 UIP 理論可以下式表達：

$$i_t^d - i_t^f = \frac{s_{t+1}^e - s_t}{s_t} \tag{1}$$

i_t^d **：表示本國在 t 期下之本國利率**

i_t^f **：表示外國在 t 期下之外國利率**

s_{t+1}^e **：表示在 t+1 期下之即期匯率的期望值**

s_t **：表示在 t 期下之即期匯率**

由該式可知，國際間利率的差距應等於預期匯率變動的幅度。

2.ADF 單根檢定

由上述之(1)式可以經由移項，進而定出下式：

$$ID_t = i_t^d - i_t^f - \left(\frac{s_{t+1}^e - s_t}{s_t}\right) \tag{2}$$

ID_t **:表示在 t 期下之 UIP 偏離**

由(2)式可知，若 UIP 偏離部份若往均衡收斂，則可視該 UIP 偏離為一恆定序列，而在判斷序列是否為恆定，則不得不對 DF 與 ADF 單根檢定先行瞭解，下面我們將對 DF 與 ADF 單根檢定說明。

Dickey and Fuller(1979)首先考慮一過去一期的自我迴歸式 (auto-regression，AR(1)) $y_t = a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ **則取差分後可得出下式：**

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

故當 a_1 **=1，則具有單根，此時 γ=0。所以，若 γ<0，則為平穩時間序列；反之，若 γ>0，則為非恆定序列(有單根)。Dickey-Fuller(1979)再將(3)式變化成：**

-

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{4}$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

(4)式乃考慮差分後，原始序列具有飄浮項(a_0)，(5)乃多出具有線性時間之趨勢項($a_2 t$)。DF 單根檢定會受到樣本數及是否具有 intercept 及 trend 或 none 的影響，而有不同的統計臨界值。但因(3)到(5)皆未考慮 AR 特性，此時ε_t可能非為白干擾(white noise)，故 DF(1981)擴展(3)~(5)，使其具有 AR 特性，稱為 ADF 檢定(Augmented DF test) ，其擴展後成為下面(6)到(8)式：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{6}$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{7}$$

$$\Delta y_t = a_0 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \tag{8}$$

因此可得知其虛無假設與對立假設分別為H_0: $\gamma = 0$ (虛無假設為有單根)，H_1: $\gamma < 0$

綜言之，藉由傳統線性的 ADF 單根檢定來實證 UIP 是否成立，其為將上述(2)中的ID_t序列視為y_t序列，然後進行上述之 ADF 單根檢定，若拒絕虛無假設，即意為該 UIP 偏離為一恆定序列，也就是說 UIP 成立。

三、研究方法

近年來，在時間序列上的非線性模型常被廣泛討論，其追溯緣起始為 Tong(1978)提出門檻自我迴歸模型(threshold autoregressive model，TAR)，爾後，陸續許多學者投入非線性模型研究。而為了更一般化 TAR，Granger 和 Terasvirta(1993)提出平滑轉換自我迴歸模型(smooth transition autoregressive model，STAR) ，而其轉換函數有兩種，分別為對數型(logistic)函數及指數型(exponential)函數，是故，STAR 模型可分為對數型 STAR(LSTAR)與指數型

STAR(ESTAR) 。接下來，將介紹更一般化的 LSTAR 與 ESTAR，並指出在 ESTAR 模型下，Kapetanios(2003)所發展之非線性指數平滑轉換自我迴歸模型單根檢定實證模型的簡化假設。而這簡化後的實證模型將亦是本文的實證研究模型。

考慮一序列 y_t ，若 y_t 為一恆定序列(非線性恆定序列)且具有遍歷性(ergodic)，則可將式子表達如下：

$$y_t = \mu_{10} + \sum_{j=1}^{p} \mu_{1j} y_{t-j} + \left(\mu_{20} + \sum_{j=1}^{p} \mu_{2j} y_{t-j} \right) G\left(y_{t-d}, r, c\right) + \varepsilon_t \quad \textbf{(9)}$$

y_t **為定態且遍歷的過程，其中** $G \in [0,1]$ **且** $\varepsilon_t \overset{iid}{\sim} N\left(0, \delta^2\right)$

G$(\bullet)$一般可分為兩種：

1. 指數型(LSTAR)函數

$$G_1\left(y_{t-d}, r, c\right) = \left[1 + \exp\left(-r\left(y_{t-d} - c\right)\right)\right]^{-1} \quad \textbf{(10)}$$

2. 對數型(ESTAR)函數

$$G_2\left(y_{t-d}, r, c\right) = \left[1 - \exp\left(-r\left(y_{t-d} - c\right)^2\right)\right] \quad \textbf{(11)}$$

而關於兩者的特性將分別說明如下：

G_1 **的特性：**

Ⅰ.**當** $y_{t-d} = c$ **時，則** $G_1 = 1/2$ **，可將** y_t **重新表示為** $\mu_{10}' + \sum_{j=1}^{p} \mu_{1J}' y_{t-j}$ **，此即為 AR(p)模式**

Ⅱ.**當** y_{t-d} **趨近於無窮大時，則** $G_1 = 1$

Ⅲ.**當** y_{t-d} **趨近於負無窮大時，** $G_1 = 0$

根據 G_1 **的特性，可繪製其圖形如下：**

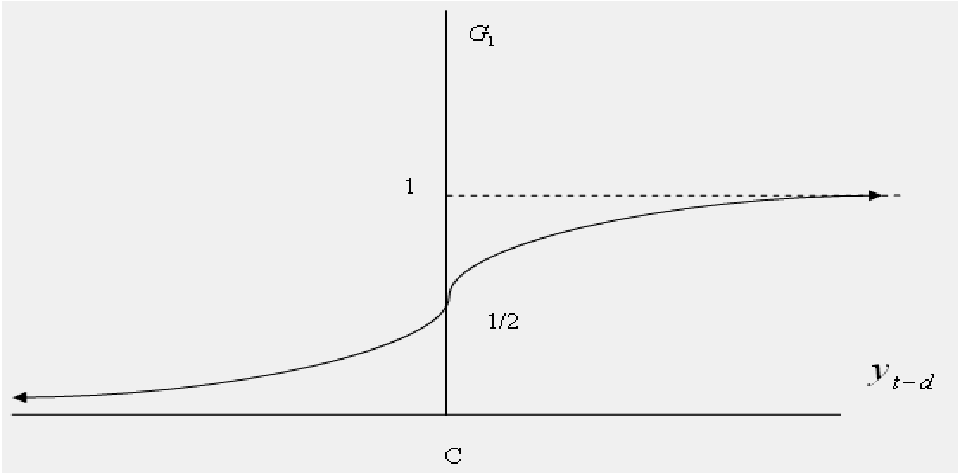

圖 1. G_1 對數型函數

G_2 **的特性：**

Ⅰ.當 $y_{t-d}=c$ 時，則 $G_2=0$

Ⅱ.當 y_{t-d} 趨近於正負無窮大時，則 $G_2=1$

根據 G_2 的特性，可繪製圖形如下：

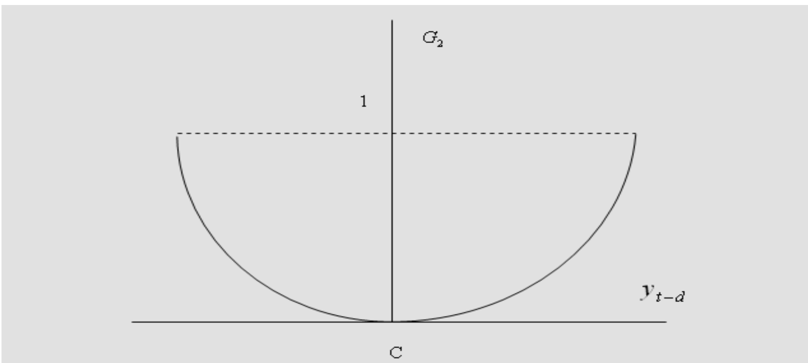

圖 2. G_2 指數型函數

由 $y_t=\mu_{10}+\sum_{j=1}^{p}\mu_{1j}y_{t-j}+\left(\mu_{20}+\sum_{j=1}^{p}\mu_{2j}y_{t-j}\right)G\left(y_{t-d},r,c\right)+\varepsilon_t$ **，即(9)式得知，** $\sum_{j=1}^{p}\mu_{1j}$ **可以大於等於 1，但只要** $\sum_{j=1}^{p}\left(\mu_{1j}+\mu_{2j}\right)$ **小於 1，則** y_t **仍為恆定序列且具遍歷性。**

若 $\left|y_{t-d}-c\right|$ 很小(偏離均衡很小)，則 G_1 等於 1/2，G_2 等於零，同時因為 $\sum_{j=1}^{p}\mu_{1j}\geq 1$，故 y_t 會發散(explosive)或有單根(unit root)。

若 $\left|y_{t-d}-c\right|$ 很大，則 $G_i, i=1,2$ 會趨近於 1，則由(9)式可得知此時，$\sum_{j=1}^{p}\left(\mu_{1j}+\mu_{2j}\right)<1$，故此時反而 y_t 為恆定序列且具遍歷性。

總合上述，可將 y_t 序列之發散與收斂概念，繪圖並示之如下：

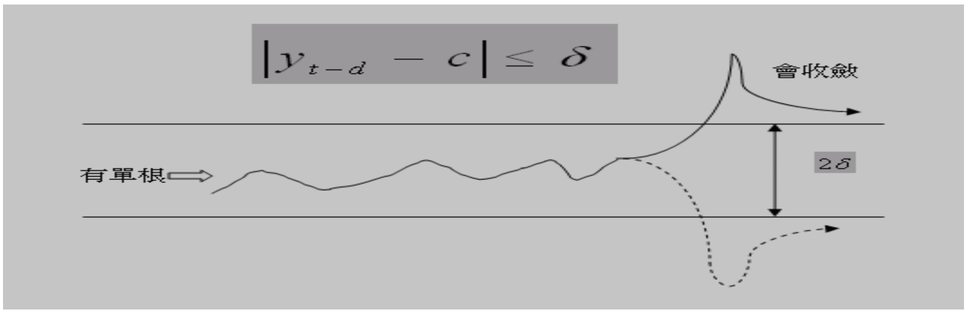

圖 3. y_t 序列之發散與收斂示意圖

由圖 3.，不難看出 STAR 模型允許 y_t 在 3 個區域流動，其取決於 y_t 與均衡值 c 之偏離程度而定，且其移動過程為連續平滑(smooth transition)，而不像門檻自我迴歸(threshold autoregressive model，TAR)一般為非連續，茲將門檻自我迴歸模型簡而示之如下以供對照：

$$y_t=\begin{cases}\sum_{j=1}^{p}\mu_{1j}y_{t-j} & y_{t-d}<\left|c\right|=\delta\\ \sum_{j=1}^{p}\mu_{2j}y_{t-j} & y_{t-d}>\left|c\right|\end{cases} \qquad (12)$$

一般說來，在檢定 y_t 是否為非線性，即檢定 $G_i\left(y_{t-d},r,c\right)$ 之 $H_0: r=0$，

-

若不拒絕(do not reject) ，則$G_1=\left[1+\exp\left(-r\left(y_{t-d}-c\right)\right)\right]^{-1}$**趨近於 1/2 或者** $G_2=\left[1-\exp\left(-r\left(y_{t-d}-c\right)^2\right)\right]$**等於零，如此一來則** y_t **為線性 AR(p)過程，故亦非非線性。**

但是當$r=0$ **成真時，則**μ_{20} **、**$\mu_{2j}\left(j=1,2,\cdots,p\right)$**和 c 皆無法認定(unidentified) 現象，也就是任何值皆可，此相當不合理，可參見 Davies(1987) ，故 Luukkonen, Saikkonen, Treasvirta(1988)三位學者，其導出一輔助迴歸(auxiliary regression) ，其由三次式泰勒(Taylor)展開得到下式：**

$$y_t=\mu_{10}+\sum_{j=1}^{p}\mu_{1j}y_{t-j}+\left(\mu_{20}+\sum_{j=1}^{p}\mu_{2j}y_{t-j}\right)T_3+\varepsilon_t \tag{13}$$

其中T_3**即為**G_i（$i=1,2$）**函數之三次方泰勒展開。**

G_2**函數之三次方泰勒展開推導如下：**

$G_2(x)=1-e^{-x^2}$　　　　**故**$G_2(0)=0$

$G_2{}'(x)=2xe^{-x^2}$　　　　**故**$G_2{}'(0)=0$

$G_2{}''(x)=2e^{-x^2}\left(1-2x^2\right)$　　　　**故**$G_2{}''(0)=2$

$G_2{}'''(x)=4xe^{-x^2}\left(2x^2-3\right)$　　　　**故**$G_2{}'''(0)=0$

據此得知

$$G_2(x)=G_2(0)+\frac{G_2{}'(0)}{1!}x+\frac{G_2{}''(0)}{2!}x^2+\frac{G_2{}'''(0)}{3!}x^3+R_3(x)$$

$$=\frac{2}{2}x^2+R_3(x)=x^2+R_3(x)$$

因此$G_2\left(y_{t-d}\right)=y_{t-d}^2+R_3$　　　　**將**G_2**代入下式：**

$$y_t=\mu_{10}+\sum_{j=1}^{p}\mu_{1j}y_{t-j}+\left(\mu_{20}+\sum_{j=1}^{p}\mu_{2j}y_{t-j}\right)G_2\left(y_{t-d}\right)+\varepsilon_t$$

y_t**為定態且遍歷的過程，而將**G_2**代入後之泰勒展開得出下式：**

$$y_t = \mu_{10} + \sum_{j=1}^{p} \mu_{1j} y_{t-j} + \left(\mu_{20} + \sum_{j=1}^{p} \mu_{2j} y_{t-j} \right) y_{t-d}^2 + \varepsilon_t \quad \textbf{(14)}$$

為簡化及比較說明，可將上式化之如下：

ESTAR 型

$$y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} y_{t-j} + \beta_2 y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \varepsilon_t \quad \textbf{(15)}$$

而另一方面，G_1 函數之三次方泰勒展開推導如下：

$$G_1 = \frac{1}{\left(1 + e^{-x}\right)} = \left(1 + e^{-x}\right)^{-1} \qquad \text{故} G_1(0) = \frac{1}{2}$$

$$G_1^{'}(x) = \frac{e^{-x}}{\left(1 + e^{-x}\right)^2} \qquad \text{故} G_1^{'}(0) = \frac{1}{4}$$

$$G_1^{''}(x) = \frac{-e^{-x}\left(1 - e^{-x}\right)}{\left(1 + e^{-x}\right)^3} \qquad \text{故} G_1^{''}(0) = 0$$

$$G_1^{'''}(x) = \frac{e^{-3x} - 4e^{-2x} + e^{-x}}{\left(1 + e^{-x}\right)^4} \qquad \text{故} G_1^{'''}(0) = \frac{-1}{8}$$

據此得知

$$G_1(x) = G_1(0) + \frac{G_1^{'}(0)}{1!} x + \frac{G_1^{''}(0)}{2!} x^2 + \frac{G_1^{'''}(0)}{3!} x^3 + R_3(x)$$

$$= \frac{1}{2} + \frac{1}{4} x - \frac{1}{48} x^3 + R_3(x)$$

因此$G_1\left(y_{t-d}\right) = \frac{1}{2} + \frac{1}{4}\left(y_{t-d}\right) - \frac{1}{48}\left(y_{t-d}\right)^3 + R_3(x)$

將G_1**代入下式：**

$$y_t = \mu_{10} + \sum_{j=1}^{p} \mu_{1j} y_{t-j} + \left(\mu_{20} + \sum_{j=1}^{p} \mu_{2j} y_{t-j} \right) G_1\left(y_{t-d}\right) + \varepsilon_t$$

y_t **為定態且遍歷的過程，而將** G_1 **代入後之泰勒展開得出下式：**

$$y_t = \mu_{10} + \sum_{j=1}^{p} \mu_{1j} y_{t-j} + \left(\mu_{20} + \sum_{j=1}^{p} \mu_{2j} y_{t-j} \right)\left(\frac{1}{2} + \frac{1}{4} y_{t-d} - \frac{1}{48} y_{t-d}^3 \right) + \varepsilon_t \quad \textbf{(16)}$$

-

為簡化及比較說明，可將上式化之如下：

LSTAR 型

$$y_t=\beta_0+\beta_1 y_{t-d}+\sum_{j=1}^{p}\beta_{1j}y_{t-j}+\sum_{j=1}^{p}\beta_{2j}y_{t-j}y_{t-d}-\beta_3 y_{t-d}^3-\sum_{j=1}^{p}\beta_{4j}y_{t-j}y_{t-d}^3+\varepsilon_t \quad \textbf{(17)}$$

將(15)式與(17)式比較，可以發現 ESTAR 與 LSTAR 型的差異，顯而易見的，LSTAR 型具有高次方項(如 β_{4j})，為方便說明，考慮一迴歸式：

$$y_t=\beta_0+\beta_1 y_{t-d}+\sum_{j=1}^{p}\beta_{1j}y_{t-j}+\beta_2 y_{t-d}^2+\sum_{j=1}^{p}\beta_{2j}y_{t-j}y_{t-d}+\beta_3 y_{t-d}^3+\sum_{j=1}^{p}\beta_{3j}y_{t-j}y_{t-d}^2\sum_{j=1}^{p}\beta_{4j}y_{t-j}y_{t-d}^3+\varepsilon_t$$

由上式，其即(18)式可知，若虛無假設

$H_L:\beta_2=\beta_{2j}=\beta_3=\beta_{3j}=\beta_{4j}=0\ (j=1,2,\cdots,p)$

不拒絕，則表示 y_t 為線性，反之若拒絕該虛無假設，則 y_t 為非線性。

接著，將在 ESTAR 模型下，說明 Kapetanios(2003)所發展之非線性指數平滑轉換自我迴歸模型單根檢定實證模型的簡化假設。在(9)式中，若假設 y_t 序列為一均數為零(可想而知，$\mu_{10}+\mu_{20}=0$)的隨機過程(stochastic process) ，且假設(11)式中 c=0(圖 2.指數型函數圖將變為一對稱於零的 U 型圖)與落後期(lag) $p=1$ ，則(9)式將可以簡化為：

$$y_t=\beta y_{t-1}+\gamma y_{t-1}\left[1-\exp\left(-\theta y_{t-d}^2\right)\right]+\varepsilon_t \quad \textbf{(18)}$$

對上式取差分，重新表達(18)式：

$$\Delta y_t=\phi y_{t-1}+\gamma y_{t-1}\left[1-\exp\left(-\theta y_{t-d}^2\right)\right]+\varepsilon_t \quad \textbf{(19)}$$

其中 ψ=β-1，此外若假設 ϕ=0 且 $d=0$ ，則(19)式模型將變為下式：

$$\Delta y_t=\gamma y_{t-1}\left[1-\exp\left(-\theta y_{t-1}^2\right)\right]+\varepsilon_t \quad \textbf{(20)}$$

在此，(20)式之虛無假設與對立假設分別是：

$$H_0:\theta=0$$

與

$$H_1:\theta>0$$

如之前所述，$\theta=0$ 之虛無假設將面對無法認定的，為克服此問題，

KSS(Kapetanios, Shin, Snell，2003)用一階泰勒(Talyor)展開，則(20)式將可以重新表之如下式：

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1}^3 + error \tag{21}$$

其重(21)式所估計之統計 t 值，本文將其表達為 KSS1，而(21)式之虛無假設與對立假設分別是：

$$H_0 : \delta = 0$$

與

$$H_1 : \delta > 0$$

若我們放寬落後期(lag) $p = 1$ 的假設，則類似的如上推導，將可以得到下式：

$$\Delta y_t = \sum_{j=1}^{p} \rho_j \Delta y_{t-j} + \delta y_{t-1}^3 + error \tag{22}$$

重(21)式所估計之統計 t 值，本文將其表達為 KSS2。

在此，要強調的是，即前述 y_t 序列為一均數為零的隨機過程假設，此即說明 y_t 序列為一去均數(de-meaned)序列，而 KSS(Kapetanios, Shin, Snell，2003)透過蒙地卡羅模擬(Monte Carlo simulation) ，其對於(21)式與(22)式除提供去均數之 KSS1 與 KSS2 臨界值外，亦提供去趨勢(de-trended)之 KSS1 與 KSS2 臨界值。

最後，(21)與(22)式為本文之主要實證模型，其中在(22)式，為修正合理的序列相關誤將，將固定落後期，即固定落後期(lag) $p = 8$ 。而在本文最後部份將提供實證結果之 KSS1 與 KSS2，此外為與之與傳統線性作比較，亦將提供 ADF 檢定(augmented Dickey-Fuller test)之 t 值。

四、資料來源

基於上述，本文擬以 1961 年 1 月至 2004 年 6 月為樣本期間，各即期匯率、利率資料來源取自 AREMOS 資料庫中台灣地區金融統計資料庫(FSM)或台灣經濟新報資料庫(TEJ) ，而台灣以外的資料來源取自國際貨幣基金(IFM)的國際財政統計資料庫(IFS) 。

在利率的選取方面，本文在台灣方面，以郵局活期儲蓄存款利率(r1) ，而台灣以外利率則列示如下：

日本-貨幣市場利率(rf1)

南韓-貨幣市場利率(rf2)

新加坡-貨幣市場利率(rf3)

香港-一年期定存利率(rf4)

大陸-一年期存款利率(rf5)

馬來西亞-重貼現率(rf6)

泰國-貨幣市場利率(rf7)

在每一台幣兌換各國幣值的匯率選取方面，因台灣與研究對象諸國間之匯率取得不易，係透過強勢貨幣美元之美兌各研究對象諸國匯率轉換之，而每一台幣兌換各國幣值的匯率述之如下：

(s1)日-台匯率(日圓/per NT)，

(s2)南韓-台匯率(韓圓/per NT)，

(s3)新加坡-台匯率(坡幣/per NT)，

(s4)港-台匯率(港幣/per NT)，

(s5)大陸-台匯率(人民幣/per NT)，

(s6)馬來西亞-台匯率(馬來幣/per NT)，

(s7)泰-台匯率(泰銖/per NT)。

五、實證結果分析、結論與建議

透過前述(21)式與(22)式實證模型，可得出去均數與去趨勢的 KSS1 與 KSS2 之 t 值，此外，亦列出傳統線性 ADF 檢定(augmented Dickey-Fuller test)之 t 值以供比較，而 KSS(Kapetanios, Shin, Snell，2003)透過蒙地卡羅模擬(Monte Carlo simulation) ，其所提供去均數之與去趨勢 KSS1 與 KSS2 臨界值，在顯著水準 1%、5%、10%(α=0.01、0.05、0.1)下，分別為-3.48、-2.93、-2.66 與-3.93、-3.4、-3.13，而另一方面，傳統線性 ADF 檢定(augmented Dickey-Fuller test)之臨界值，在顯著水準 1%、5%、10%(α=0.01、0.05、0.1)下，其帶截距項為-3.43、-2.86、-2.57。

經本實證研究，其驗證亞太地區之未拋補利率平價說(uncovered interest rate parity，UIP)，所得出之相關報表列之於下兩頁之表 1.與表 2.。

由表 1.可發現使用傳統 ADF 檢定(augmented Dickey-Fuller test)，七個國家中，在顯著水準 10%(α=0.1)下不拒絕單根虛無假設的有三國(日本、大陸、馬來西亞)，然在去均數的 KSS1 與 KSS2 則只有大陸不拒絕)。而不拒絕單根虛無假設即意謂 UIP 不成立，故經實證結果，顯而易見地，KSS1 與 KSS2 此種非線性檢定相對於線性的 ADF 檢定而言，較支持未拋補利率評價說。

由表 2.知七個國家中，在顯著水準 10%(α=0.1)下，則可發現去趨勢的 KSS1 與 KSS 不拒絕單根虛無假設的變為兩國(大陸、南韓)，然相對於線性的 ADF 檢定而言，KSS1 與 KSS2 亦是較支持未拋補利率評價說。

綜言之，台灣與亞太地區諸國間，其用 KSS 的非線性衡定檢定未拋補利率平價說，比起傳統線性之 ADF 檢定(augmented Dickey-Fuller test)而言，較支持未拋補利率平價說。

最後，如前所述，實質利率平價說的成立，除本研究的未拋補利率平價說實

證外，尚須結合購買力評價說的實證研究，故期盼後續研究者往此方向探討驗證，以求實質利率平價說之理論與實證完備。

表 1.UIP 驗證(亞洲地區)

	帶截距	de-mean(去均數)	
	ADF 之 t 值	KSS1 之 t 值	KSS2 之 t 值
日本 1	-2.5007	-6.5788***	-6.1671***
南韓 2	-2.6369*	-2.7163*	-2.6645*
新加坡 3	-4.8224***	-8.2183***	-5.3675***
香港 4	-3.5330***	-9.6114***	-9.7441***
大陸 5	-1.4255	-1.4639	-1.3842
馬來西亞 6	-1.7891	-4.2563***	-3.4863***
泰國 7	-3.2594**	-5.5532***	-3.4663**

***、**與*表示在顯著水準 1%、5%、10%(α=0.01、0.05、0.1)下，拒絕其虛無假設。

表 2.UIP 驗證(亞洲地區)

情況 t 值 國別	de-trend(去趨勢)	
	KSS1 之 t 值	KSS2 之 t 值
日本 1	-8.1905***	-8.1602***
南韓 2	-2.5753	-2.5687
新加坡 3	-7.4825***	-4.5782***
香港 4	-7.8247***	-7.6206***
大陸 5	-1.2035	-1.7721
馬來西亞 6	-6.6375***	-5.6815***
泰國 7	-5.3365***	-3.2998*

***、**與*表示在顯著水準 1%、5%、10%(α=0.01、0.05、0.1)下，拒絕其虛無假設。

參考文獻

1. 王穎笙（1999)，『台灣拋補利率平價理論之實證研究』，淡江大學財務金融學系金融碩士班碩士論文。
2. 李順發（1999)，『資本管制、資產替代與利率平價』，國立台灣大學經濟學研究所碩士論文。

3. 林昆英（1998），『由無拋補利率平價說檢定資本移動性-台灣的實證研究』，政大經濟所碩士論文。
4. 林意萍（1997），『無風險利率平價說之檢定-台灣的實證研究』，政大經濟所碩士論文。
5. 張豐榮（1983），『台灣地區無拋補利率平價說之研究』，台灣大學財務金融研究所碩士論文。
6. 陳政德（1994），『利率平價理論之實證研究』，中興大學企管研究所碩士論文。
7. 陳炳森（2000），『拋補利率平價理論之研究-台灣實證分析』，中山大學經濟學研究所碩士論文。
8. 陳美蘭（1996），『台灣外匯市場利率平價理論之實證研究』，大業工學院事業經營所碩士論文。
9. 楊文匯（1993），『我國遠期外匯市場利率平價之研究』，中正大學財金所碩士論文。
10. 楊宜娟（2001），『實質利率之相關平價條件再檢驗-以 Panel 單根分析法來詮釋』，輔仁大學經濟學研究所碩士論文。
11. 溫靜瑜（1994），『我國外匯市場利率平價與遠期匯率不偏性假說之檢定』，中正財金所碩士論文。
12. Aliber, R.Z. (1973) "The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation", Journal of Political Economy, 81, 1451-59.
13. Atkins, F.J. (1991) "Covered Interested Parity Between Canada and the UnitedStates : Another look using Modern Time Series Methods", Emperical Economics, 16, 325-34
14. Chu, Mei-Lie & Li-Kung Ferng (2001) "International Capital Mobility in Taiwan",International Jouornal of Management Theory and Practices, 2:1, 39-51.
15. Cliton, Kevin (1988) "Transactions Costs and Covered Interest Arbitrage: Theory and Evidentce", Journal of Political Economy, 96:2, 358-70.
16. Cosandier, P.A. & B.R. Lang (1981) "Interest Rate Parity Tests", Journal of Banking and Finance, 5, 187-200.
17. Cumby, R.E. & M. Obstfeld (1981) "A Note on Exchange Rate Expectations

-

and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis", Journal of Finance, June, 697-703.

18. Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1979)"Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Journal of American Statistical Association, 74, 427-31.
19. Dickey, D.A. & W.A. Fuller (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, 1057-72.
20. Domowitz, Ian and Craig S. Hakkio (1985) "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market", Journal of International Economics, 47-66.
21. Dooley, D.A. & W.A. Fuller (1980) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", Econometrica, 49, 1057-72.
22. Engle, R. & C.W. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation and Testing", Econometrica, 55, 251-76.
23. Frenkel, J.A. & A.T. Macarthur (1988) "Political vs. Currency Premia in International Real Interest Differentials- A Study of Forward Rates for 24 Countries", European Economic Review, 32, 1083-1121.
24. Granger, Clive W.J.(1981) "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification", Journal of Econometrics, 16, 121-30.
25. Hakkio, C.S. & M. Rush (1989) "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Stering and Deutschemark Exchange Markets", Journal of International Money and Finance, 8, 75-88.
26. Hansen, L.P. & R.J. Hodrick (1980) "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rate: An Econometric Analysis", Journal of Political Economy, 88, 829-53.
27. Ito, Takatoshi (1988) "Use of (Time-Domain) Vector Autoregressions to Test Uncovered Interest Parity", The Review of Economics and Statistics, 296-305.
28. Johansen, Soren & Katarina Juselius (1990) "Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money",Oxford Bulltin of Economics and Statistics, 52, 169-210.
29. Johansen, Soren (1991)"Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration

Vectors in Gaussian Vector Regression Models", Econometrica, 59, 1551-80.

30. Levin, Andrew & Chien-fu Lin (1992) "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties", University of California-San Diego Discussion Paper, 92-23.

31. Maddala, G. S. & Shaowen Wu (1996) "A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test", Ohio State Univerdity.

32. Maasoumi, E. & J. Pippenger (1989) "Transaction Cost and The Interest ParityTheorem: Comment", Journal of Political Economy, 97, 236-43.

33. Mishkin, F.S. (1984a) "Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditoins", The Journal of Finance, 39:5, 1345-57.

34. Mishkin, F.S. (1984b) "The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study", Canadian journal of Economics, 17, 283-311.

35. Taylor, M.P. (1987) "Covered Interest Parity: A High-Frequency, High-Quality Data", Economica, 54, 429-38.

36. Taylor, M.P. (1989) "Covered Interest Arbitrage and Market Turbulence", The Economic Journal, 99, 376-91

-