

長期 UIP 模型及風險利率平價之檢定

柴蕙質、楊奕農¹

中原大學國際貿易學系

摘要

過去大部分的實證研究皆無法支持風險利率平價（簡稱 UIP）(Froot and Thaler, 1990)，但文獻中估計 UIP 之結果經常是在殘差仍存在自我相關之情況下進行討論，且大多未對此問題加以說明 (McCallum, 1994; Chinn et.al, 2001; Breitung and Bruggemann, 2000)，本文為了考量 UIP 所估計出係數可能受到殘差自我相關影響，以及匯率是否能在短期內調整為 UIP 之均衡值，故根據 Ravallion (1986) 所提出之模型，同時加入匯率變動率及利率差落後期來修正 UIP 實證模型，以修正後之長期 UIP 模型估計。就實證結果來看，以典型 UIP 模型估計所得之 β 值大多接近零或是不顯著異於零。而以長期 UIP 模型所估計出之利率差係數很小，有部分亦不顯著異於零，顯示在沒有殘差序列相關的情形下，利率對匯率之影響仍然很小，甚至沒有影響。此外，估計係數所推導出之長期 β^* 介於 0.6 至 0.9 之間，但由於所估計出之利率差係數很小或不異於零， β^* 趨近 1 表示匯率變動之收斂速度較慢或是接近隨機游走之型態。

關鍵字：匯率、無風險利率平價、自我相關

key words: Exchange rates; Uncovered interest parity; autocorrelation

JEL classification: F31、C22

¹ 柴蕙質為中原大學國貿系碩士生，楊奕農為中原大學國貿系副教授。
聯絡人：柴蕙質，gwire@ms27.hinet.ent.; (03)265-5214

一、前言

風險利率平價 (uncovered interest parity, UIP) 是許多國際金融理論模型發展之基本假設之一，但由於 UIP 實證方面的結果多無法支持此假說，使 UIP 成立與否至今仍被廣泛地討論 (Flood and Rose, 2002)。UIP 旨在描述在投資人風險中立及市場具有效率之假設下，持有不同國家貨幣之預期報酬率 (匯率變動率)，將和持有不同國家貨幣之機會成本 (例如購買某一國家之債券報酬率)相抵銷 (Froot and Thaler, 1990; Taylor, 1995)，因此根據 UIP 假說，兩國的利率差可作為預期未來利率到期時之即期匯率變動指標，UIP 也常被作為外匯市場效率檢定之實證模型。(Daniels and Vanhooose,1999; Taylor, 1995)

不過大部分的實證結果卻無法支持 UIP 之假說，例如 Froot and Thaler (1990) 自 70 餘篇 UIP 之實證研究中，整理出利差係數 β 的平均值約為 -0.88，僅有少數大於零，Flood and Rose (2002) 利用不同頻率之資料，分別估計 23 個國家之 UIP，其估計結果也顯示係數 β 有一半以上是小於零的情況，McCallum (1994) 估計出之 β 則介於 -3 至 -4 之間， β 小於零的意義表示，當某一國家的利率較高，根據 UIP 假說，該國貨幣應要貶值，但估計結果卻顯示該國貨幣卻升值。因此，UIP 實證檢定結果與理論不符之原因亦被廣泛地討論。

不過，在探討實證結果拒絕 UIP 的原因時，另外有一項可能影響 β 估計結果的因素，也相當值得我們注意，就是許多匯率決定模型所估計出之殘差具有序列相關之特性 (McCallum, 1994; Chinn et.al, 2001; Breitung and Bruggemann, 2000)。

從一些以 OLS 方法估計 UIP 模型的實證文獻中發現，在檢定 UIP 成立與否時，這些文獻僅對殘差之序列相關作 DW 統計量之敘述，但我們從 DW 值是否接近 2，可以粗略地推測殘差是否至少有一階序列相關 (first-order serial correlation)，例如 McCallum (1994) 及 Chinn et.al (2001) 估計 UIP 之結果，其列示之 DW 值介於 0.07~2.18 之間，顯示有部分 β 之估計結果很可能是在殘差有一階序列相關下進行討論，Breitung and Bruggemann (2000) 所估計之殘差以 Q 統計量來看也有自我相關之特性。

必須較為謹慎的地方是，以 OLS 方法估計實證模型時，殘差必需符合白噪音 (white noise) 的假設，估計出的參數才符合統計上之有效性，亦才適合用來解釋變數間之關係 (Pindyck and Rubinfeld,1996)。因此，雖然 UIP 之實證模型大多拒絕理論上之 β 值，但由於對於殘差可能有自我相關的問題存在，UIP 所描述利率差與匯率變動之關係，尚待進一步討論。

此外，實際上匯率之變動是否需要經過較長期間的調整，才能達到理論所預期之均衡值，也是匯率實證研究關心的主要議題之一，例如：Taylor and Peel (2000) 及 Taylor et.al (2001) 等分別根據購買力平價假說及貨幣模型，採用非線性模型估計匯率之變動，來描述匯率長期仍會以較平滑方式回復至匯率決定理論所預期之均衡值，其實證結果皆指出，匯率經過較長期間調整後，仍會調整至理論值。因此匯率與利率之關係，是否需要經過較長期間的調整，才能達到理論上之均衡值，也是在檢定 UIP 時，需要考量之因素之一。

因此，我們參考 Ravallion (1986) 提出的模型，將原始模型之變數落後期加

入為解釋變數，以描述變數經過長期調整後之均衡狀態，也就是將匯率變動率及利率差之落後期納入 UIP 實證模型之解釋變數，以考量匯率之變動可能需要較長時間，才調整為 UIP 之均衡狀態，並根據修正後之長期 UIP 實證模型，檢定在殘差沒有自我相關的情況下，利率對匯率之影響程度及方向，並長期 UIP 模型所計算出之 β 值解釋利率對匯率之影響。

本文後續章節內容安排如后：第二節為研究方法，將說明一般典型之 UIP 模型及加入匯率變動率及利率差落後期修正之長期 UIP 實證模型，第三節則包含樣本說明及實證結果分析，最後一節為結論。

二、研究方法

典型 UIP 模型

UIP 描述了利率與匯率間的關係，根據 UIP 假說，兩國間之率利差可作為預期利率到期日時匯率變動之指標。以 (1) 式為例，(1)式中的 i_t 表示本國利率， i_t^* 為外國利率， k 為利率到期期間， S_t 為第 t 期之為即期匯率， $E(S_{t+k})_t$ 為第 t 期對 $t+k$ 期後匯率之期望值。表示持有他國貨幣之預期報酬率，將和持有本國貨幣之機會成本（例如購買本國之債券利率）相抵銷。

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) E(S_{t+k})_t / S_t \quad (1)$$

(1) 式經過移項後，忽略利率差與匯率變動率之相乘項，可得到 (2) 式，即到第 k 期之匯率之變動率期望值應近似於第 t 期之利率差。

$$E(S_{t+k} - S_t)_t \approx (i_t - i_t^*) \quad (2)$$

根據 (2) 式，建立一般典型估計 UIP 之實證模型，本文在後續敘述中稱之為典型的 UIP 模型，如 (3) 式所示：

$$\Delta S_{t+k} = \alpha + \beta (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+k} \quad (3)$$

ΔS_{t+k} 表示到第 k 期時匯率之變動率，即 (2) 式中之 $(S_{t+k} - S_t)$ ，(3) 式之常數項 α 可能反應了某一固定之交易成本，而參數 β 則反應利率差對匯率之影響， ε_{t+k} 為殘差項，我們假設 ε_{t+k} 具有白噪音之性質，即 $E(\varepsilon_{t+k}) = 0$ 。以 (3) 式檢定 UIP 時，虛無假設為 $\alpha = 0$ 及 $\beta = 1$ 。

長期 UIP 模型

基於考量典型 UIP 模型所估計出之殘差可能有序列相關，以及利率差可能經過較長時間才對匯率產生影響等因素，我們根據 Ravallion 提出模型，以匯率經過較長期間調整才達到均衡之概念，修正 UIP 之實證模型，修正方式為，在(3)式中加入匯率變動率及利率差之落後期，將 UIP 之實證模型修正為下式 (4) 所示之模型。

$$\Delta S_{t+k} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta S_{t+k-j} + \sum_{m=0}^n \beta_m (i_{t-m} - i_{t-m}^*) + \varepsilon_{t+k} \quad (4)$$

並參考 Ravallion 透過長期價格期望值相等之假設，推導出經過長期調整之均衡模型，我們針對修正後之 UIP 模型，除了假設 $E(\varepsilon_{t+k}) = 0$ 之外，我們亦假設長期下，各期匯率變動之期望值相等，各期利率差之期望值也相等，即 (5) 式及 (6) 式之假設。

$$E(\Delta S_{t+k})_t = E(\Delta S_{t+k-1})_t = \dots E(\Delta S_{t+k-j})_t \quad (5)$$

$$E(i_t - i_t^*)_t = E(i_{t-1} - i_{t-1}^*)_t = E(i_{t-m} - i_{t-m}^*)_t \quad (6)$$

我們將匯率變動率之期望值以 ΔS_{t+k}^* 表示，利率差之期望值以 $(i_t - i_t^*)^*$ 表示，代入(4)

式後，可得到第(7)式

$$\Delta S_{t+k}^* = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j} \Delta S_{t+k}^* + \sum_{m=0}^n \beta_{2t-m} (i_t - i_t^*)^* \quad (7)$$

將(7)式移項為(8)式

$$\Delta S_{t+k}^* - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j} \Delta S_{t+k}^* = \alpha + \sum_{m=0}^n \beta_{2t-m} (i_t - i_t^*)^* \quad (8)$$

第(8)式之等式左邊提出 ΔS_{t+k}^* 後可得到 (9) 式

$$\left(1 - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}\right) \Delta S_{t+k}^* = \alpha + \sum_{m=0}^n \beta_{2t-m} (i_t - i_t^*)^* \quad (9)$$

(9) 式之等式左右兩邊同除 $\left(1 - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}\right)$ 以後，如 (10) 式所示

$$\Delta S_{t+k}^* = \frac{\alpha}{1 - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}} + \frac{\sum_{m=0}^n \beta_{2t-m}}{1 - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}} (i_t - i_t^*)^* \quad (10)$$

(10) 式中的截距項及利率差係數，分別為長期 UIP 模型之 α^* 和 β^* ，根據 UIP 之理論，截距項應假設為零，利率差係數假設為 1，因此 (10) 式中 $\frac{\alpha}{1 - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}} = 0$ 成

立時，即表示距項 $\alpha^* = 0$ ，($\alpha^* = 0$ 之條件為 α 等於 0，且 $\sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}$ 不等於 1，參見 (11)

式)；另外， $\frac{\sum_{m=0}^n \beta_{2t-m}}{1 - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}} = 1$ ，表示長期 UIP 之 $\beta^* = 1$ ，亦即除截距項外，所有自變

數之係數總和為 1 時，符合 UIP 中 $\beta=1$ 之假設，推導過程可參考 (12) 式。

$$\frac{\alpha}{1 - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}} = 0, \quad \alpha = 0 \quad (11)$$

$$\frac{\sum_{m=0}^n \beta_{2t-m}}{1 - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}} = 1, \quad \sum_{m=0}^n \beta_{2t-m} = 1 - \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}, \quad \sum_{m=0}^n \beta_{2t-m} + \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j} = 1 \quad (12)$$

因此長期 UIP 之 α^* 和 β^* 虛無假設如 (13) 式所示。

$$H_0 : \alpha = 0 \quad \text{and} \quad \sum_{m=0}^n \beta_{2t-m} + \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j} = 1 \quad (13)$$

必須注意的地方是，長期 UIP 模型所估計出係數 β_{1t-j} 和 β_{2t-m} 加總等於 1 之結果，並不一定代表 UIP 成立，在解釋時，須視利率差和匯率變動率之係數是否顯著，及係數大小而定，其中，利率差之係數 β_{1t-m} 之總和，代表利率對匯率之影響，而匯率變動率落後項係數 β_{2t-j} 之總和，則是代表匯率變動率本身收斂至其長期均值之速度。

三、典型 UIP 模型及長期 UIP 模型估計結果

資料來源說明，變數敘述統計

本研究所選取之樣本期間為 1978 年 1 月至 2000 年 11 月，資料頻率為月資料。樣本國家包括美國、日本、英國、法國、德國、韓國、瑞士、丹麥、澳洲、義大利、加拿大、挪威、荷蘭、愛爾蘭、比利時、西班牙、台灣等 17 個國家，其中由於西班牙、挪威及愛爾蘭之長期政府公債利率資料期間較短，故樣本期間分別由 1978 年 3 月、1985 年 1 月及 1985 年 2 月開始。（各國簡稱對照列於附表 1）

匯率變數以美國為本國，即以美元衡量各國貨幣之價格為匯率值，匯率則為當月之月底值，並以 12 期後之匯率計算匯率變動率，相當於持有外匯之年報酬率。而利率差變數則以政府發行之長期公債利率，採用長期利率之原因為過去有部分研究 UIP 之文獻指出長期債券利率與長期匯率變動較為相近 (Juselius and MacDonald, 2004)，以及採用長期利率，UIP 所估計出之 β 值較接近於理論值 (Meredith and Chinn, 1998)。資料來源為 AREMOS/INTLINE 資料庫。

從表 1.及表 2.之敘述統計量，我們可以看到匯率變動率及利率差大多皆不符合非常態分配，匯率變動率方面，各國之匯率變動率平均介於-0.032 至 0.006 之間，變動最大的情況，變動率則可能高達正負 50%以上，而利率差最大只有 10% 左右。另外，我們發現韓國及台灣兩個亞洲國家之峰態係數明顯較其它國家高，變數之時間序列圖可參見附圖 1。

表 1. 變數 ΔS_{t+k} 之敘述統計量

Country	au	bl	ca	dm	fr	gr	Ho	ir
平均數	-0.027	-0.005	-0.011	-0.008	-0.012	0.006	0.004	-0.014
最大值	0.308	0.487	0.100	0.472	0.491	0.498	0.496	0.440
最小值	-0.286	-0.302	-0.118	-0.296	-0.293	-0.276	-0.299	-0.309
標準差	0.102	0.144	0.043	0.138	0.136	0.137	0.140	0.127
偏態係數	0.199	0.619	0.140	0.721	0.563	0.780	0.776	0.578
峰態係數	3.254	2.974	2.707	3.042	3.045	3.362	3.454	3.402
JB 值	2.436	16.827	1.801	22.819	13.934	28.122	28.624	16.394
	[0.296]	[0.000]	[0.406]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
樣本數	263	263	263	263	263	263	263	263
Country	it	jp	ko	nw	sp	ss	Tw	uk
平均數*	-0.032	0.040	-0.030	-0.018	-0.029	0.003	0.012	-0.004
最大值	0.370	0.548	0.410	0.367	0.333	0.243	0.246	0.347
最小值	-0.324	-0.263	-0.502	-0.221	-0.324	-0.159	-0.195	-0.268
標準差	0.130	0.144	0.115	0.106	0.138	0.084	0.076	0.116
偏態係數	0.492	0.693	-0.662	0.529	0.243	0.352	0.467	0.159
峰態係數	3.184	3.924	6.291	3.004	2.236	2.361	4.597	2.744
JB 值	10.968	30.431	137.923	12.266	8.979	9.884	37.502	1.821
	[0.004]	[0.000]	[0.000]	[0.002]	[0.011]	[0.007]	[0.000]	[0.402]
樣本數	263	263	263	263	263	263	263	263

註: *以匯率變動率表示; JB 為 Jarque-Bera 常態檢定統計量, [.]內為 p value

表 2. 變數 $(i_t - i_t^*)$ 之敘述統計量

Country	au	bl	ca	dm	fr	gr	Ho	ir
平均數	-3.690	-1.796	-2.669	-3.729	-1.571	0.108	-0.557	-2.701
最大值	4.330	3.600	2.990	0.900	4.230	6.760	5.180	1.060
最小值	-8.660	-5.930	-5.700	-12.780	-8.870	-5.230	-5.220	-7.400
標準差	2.615	1.816	1.701	2.893	2.609	2.160	1.901	1.978
偏態係數	0.485	-0.009	0.535	-0.581	-0.302	-0.039	-0.076	-0.152
峰態係數	2.584	2.566	2.793	3.276	2.682	3.414	3.276	2.295
JB 值	12.753	2.165	13.598	16.343	5.348	2.036	1.138	4.692
	[0.002]	[0.339]	[0.001]	[0.000]	[0.069]	[0.361]	[0.566]	[0.096]
樣本數	275	275	275	275	275	275	275	191
Country	it	jp	ko	nw	sp	ss	Tw	uk
平均數*	-4.716	1.949	-8.062	-3.541	-4.689	2.451	0.418	-2.363
最大值	1.840	7.490	-1.420	-0.060	0.820	10.930	6.030	4.950
最小值	-14.047	-1.750	-23.300	-8.140	-10.770	-3.740	-3.660	-8.800
標準差	3.231	1.893	3.845	2.430	2.910	2.879	2.039	2.320
偏態係數	0.141	-0.032	-1.105	-0.331	0.448	0.573	-0.058	-0.257
峰態係數	2.879	2.538	4.104	1.847	2.180	3.410	2.464	2.722
JB 值	1.074	2.498	69.914	13.983	16.760	16.986	3.448	3.915
	[0.584]	[0.287]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.178]	[0.141]
樣本數	275	275	275	190	273	275	275	275

註: *利率為年利率, 單位為%; JB 為 Jarque-Bera 常態檢定統計量, [.]內為 p value

在以迴歸估計 UIP 模型前，我們先對變數進行單根檢定，檢定結果參見附表 2。我們發現雖然採用 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 進行單根檢定時，利率差變數在各國的資料上皆顯示為非定態 (nonstationary)，不過考量 ADF 之檢定力低，我們也再以檢定力較強的 Phillips-Perron test (PP test) 進行檢定 (Laurenceson,2003; Enders,1996)，不過以 PP test 檢定，我們仍發現有幾個國家可能有單根之現象，包括日本、澳洲、加拿大、義大利及瑞士，但是由於過去的研究利率平價假說的文獻曾經指出，利率差變數是否為定態可能受到樣本期間的長度影響，因此本文針對這幾個國家以不同樣本長度，及樣本期間設為 100 以移動視窗的方式進行 ADF test，我們發現在以不同樣本長度計算出之 ADF 值變化頗大，較短之樣本期間，利率差可能具有穩態性質，其原因可能受到資料期間可能有結構轉變存在之影響 (Taylor et.al, 2001)。因此在進行 UIP 估計時，我們暫時還是將利率差變數視為穩態變數，不作其它處理，並在附表 3 列出 PP test 檢定結果表，附圖 2 及附圖 3 列出採用移動視窗和以不同樣本長度方式計算之 ADF 值與臨界值比較圖。

典型 UIP 模型估計結果

表 4. 列出透過典型 UIP 之檢定模型估計結果，估計所得之係數 α 介於 -0.051 至 0.099 之間，而利率差之係數 β 約介於 -0.027 至 0.008 之間，其中 16 個國家中，僅有 8 個國家的利率差係數顯著異於零，其中僅有兩個國家估計出之係數大於零，而且很小，分別為 0.006 及 0.008，這個結果與 Froot and Thaler (1990) 所整理之 UIP 實證文獻結果相符。同時我們也可以發現大多數的國家，迴歸式所估計之殘差標準差大多在 0.1 以上，且 R^2 相當低，表示利率差對匯率變動率之解釋力相當低。

透過各項殘差檢定，我們也可以看出，以此 UIP 實證模型所估計出的殘差確實有顯著的自我相關現象，此外，經由 Q^2 統計量和 ARCH LM 檢定，我們也發現殘差也有自我相關異質變異之特性，可能原因或許可以參考 Froot and Thaler (1990) 之文獻所述，由於持有各國貨幣之風險不同，投資人可能會要求不同之風險貼水，而使 UIP 估計所得之殘差變異數有隨時間變動之現象。不過以 ADF 檢定殘差時，我們發現殘差拒絕單根之假設（參見附表 4），因此，利率差變數長期可能為穩態。

由於考量殘差自我相關可能影響 OLS 估計係數之有效性，因此我們根據 Ravallion (1986) 提出之模型，在 UIP 模型中加入這匯率變動率及利率差之落後項，將典型的 UIP 模型修正為長期之 UIP 模型再行估計。

表 4. 以典型 UIP 模型 $\Delta S_{t+k} = \alpha + \beta(i_{t-m} - i_{t-m}^*) + \varepsilon_{t+k}$ 估計之結果

	Au	Bl	Ca	Dm	fr	Gr	Ho	Ir	it	jp	ko	nw	ss	tw	sp	uk
α	-0.025*	-0.047***	-0.008	0.021	-0.023**	0.001	-0.001	-0.020	-0.018	0.099***	-0.002	-0.033**	0.001	0.009*	-0.051***	-0.040***
	(-1.831)	(-3.279)	(-1.369)	(1.389)	(-2.066)	(0.160)	(-0.057)	(-1.198)	(-1.103)	(8.259)	(-0.112)	(-2.345)	(0.182)	(1.740)	(-2.782)	(-3.725)
β	0.001	-0.019***	0.001	0.008**	-0.004	-0.007	-0.002	-0.011**	0.003	-0.027***	0.003	-0.009***	0.001	0.006**	-0.003	-0.010***
	(0.328)	(-3.524)	(0.448)	(2.388)	(-1.131)	(-1.600)	(-0.449)	(-2.355)	(1.118)	(-6.197)	(1.219)	(-2.916)	(0.316)	(2.536)	(-0.979)	(-3.256)
R^2	0.000	0.050	0.001	0.023	0.005	0.011	0.001	0.030	0.005	0.139	0.006	0.046	0.000	0.026	0.004	0.043
Adj R^2	-0.004	0.046	-0.003	0.019	0.001	0.007	-0.003	0.025	0.001	0.136	0.002	0.041	-0.004	0.022	0.000	0.039
Se	0.106	0.146	0.045	0.141	0.141	0.141	0.145	0.122	0.135	0.133	0.113	0.101	0.086	0.078	0.138	0.113
Logl	197.661	121.001	404.688	129.331	130.513	129.601	123.113	123.537	140.372	144.102	181.979	155.826	247.283	272.100	134.512	182.476
Aic	-1.637	-0.996	-3.370	-1.066	-1.075	-1.068	-1.013	-1.358	-1.158	-1.189	-1.506	-1.728	-2.053	-2.260	-1.109	-1.510
SBC	-1.608	-0.967	-3.341	-1.036	-1.046	-1.039	-0.984	-1.322	-1.129	-1.160	-1.477	-1.693	-2.023	-2.231	-1.080	-1.481
Sk	0.214	0.571	0.173	0.763	0.601	0.905	0.845	0.704	0.584	1.098	-0.774	0.423	0.346	0.407	0.248	0.109
Kto	3.099	2.866	2.644	2.931	2.932	3.497	3.388	4.198	3.062	4.448	7.578	3.306	2.279	4.150	2.325	3.004
JB	1.915	13.177***	2.456	23.229***	14.445***	35.115***	29.966***	25.505***	13.607***	68.897***	232.566***	6.011**	9.939***	19.783***	6.979**	0.478
	[0.384]	[0.001]	[0.293]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.000]	[0.050]	[0.007]	[0.000]	[0.031]	[0.788]
Q	734.338***	1045.316***	1227.669***	1122.798***	1129.487***	1071.114***	1100.240***	518.857***	1131.365***	845.841***	792.549***	518.857***	834.775***	1206.196***	1163.264**	692.364***
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
LM	143.530***	144.604***	148.058***	155.205***	150.201***	173.377***	170.960***	119.375***	171.653***	184.054***	152.038***	110.583***	139.545***	204.457***	204.454***	141.340***
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Q^2	279.267***	441.639***	466.262***	589.281***	490.005***	756.227***	717.638***	250.497***	776.454***	576.262***	751.160***	250.497***	399.029***	809.309***	423.408***	310.767***
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
ARCHLM	189.432***	200.787***	197.403***	204.285***	202.729***	203.517***	204.175***	143.593***	202.561***	194.995***	198.721***	143.555***	200.016***	213.401***	148.379***	192.111***
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]

註: **、*及*分別表示在 1%、5%和 10%之顯著水準下拒絕虛無假設。[]內為 p 值, ()內為 t 值, Q 為 Ljung-Box Q 統計量, LM 為 LM-test 序列相關檢定, Q^2 為 Ljung-Box Q^2 統計量, ARCH-LM 為 ARCH-LM 檢定, Q、 Q^2 、LM test 及 ARCH LM test 以 lag12 期計算, logl 為 log likelihood 值, se 為標準差, JB 為 Jarque-Bera 常態檢定統計量, sk 為偏態係數, kto 為峰態係數。

長期 UIP 模型估計結果

表 6 列出修正後之長期 UIP 模型估計結果，在選取變數落後期時，以 Ljung-Box Q 統計量及 LM 序列相關檢定作為殘差序列相關之檢定方法，在沒有序列相關之前提下，並參考 Akaike information criterion (AIC) 最小作為選取最適落後項之原則，各國以長期 UIP 模型估計之殘差檢定結果可參見附表 5。整體來看，迴歸式所估計之殘差標準差有明顯的下降，皆在 0.05 以下，而且加入變數之落後期後，除了使殘差不再有自我相關之現象外，也使殘差自我相關異質變異之現象減緩許多，由原本以典型 UIP 模型估計時，所有國家估計出之殘差皆有自我相關異質變異，變為僅有 5 個國家所估計出之殘差有此現象。另外長期 UIP 模型所估計之殘差也拒絕非定態之假設（參見附表 6）。

在選取落後期之過程中，我們發現加入利率差落後期對殘差自我相關之改善並不明顯，影響殘差自我相關之因素主要來自於匯率變動率落後期之選擇，且殘差自我相關之現象必須將匯率變動率之落後期延長到 36 期以上，才能完全解決此現象。

在長期 UIP 估計所得之係數方面， α 只有在以挪威的估計結果中顯著，而各國資料所估計出匯率變動落後 1 期之係數都很接近 1，值得一提之處是，每個國家所估計出之殘差自我相關現象，皆受到幾個特定落後期之影響，例如匯率變動率之落後 1 期、12 期、13 期、24 期、25 期、36 期、37 期等。其它落後項之係數則可能為正或負，係數不大，相鄰期間之係數亦有正負相抵之現象。利率差係數部分，我們發現 16 個國家中，有 11 個國家之利率差或是利率差落後期之係數顯著異於零，但其值都很小，而比利時、加拿大、德國、義大利及瑞士等 5 個國家的利率差係數皆不顯著異於零。

在長期 UIP 模型 β^* 值方面，參考 Ravallion 提出之模型，所推導出之 β^* 值等於截距項外各係數加總之結果， β^* 愈接近 1，則可能表示較接近 UIP 之假設，不過必須視顯著係數之情況而定。例如我們從表 4 所列出之長期 UIP 估計結果，可看出利率差變數所估計出

之係數和 $(\sum_{m=1}^n \beta_{2t-m})$ 很小，除了澳洲為 0.17 之外，其餘國家皆在 0.01 以下，或是小於零，這表示在殘差沒有序列相關的情況下，利率對匯率之影響很小，此結果與過去之文獻發現 β 大多接近零或是小於零之結論相似 (Froot and Thaler)。而且，我們可以發現，所有國家調整後 UIP 估計之係數加總後之 β^* 皆大於 0.6，有 5 個國家係數高達 0.9 以上，但 β^* 較大之原因，多來自於匯率變動率之落後項係數加總結果 $(\sum_{j=1}^k \beta_{1t-j})$ ，顯示匯率變動率調整至其長期均值之速度較慢，或是接近於隨機游走之型態。

表 4. 長期 UIP 模型 $\Delta S_{t+k}^* = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j} \Delta S_{t+k-j}^* + \sum_{m=1}^n \beta_{2t-m} (i_{t-m} - i_{t-m}^*) + \varepsilon_{t+k}$ 估計結果

Country	au	bl	ca	dm	fr	gr	ho	ir
α	-0.011	-0.004	0.000	0.000	-0.001	0.001	0.002	-0.006
$\sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}$	0.692	0.789	0.844	0.937	0.932	0.689	0.940	0.830
$\sum_{m=1}^n \beta_{2t-m}$	0.170	0.000	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.006	-0.001
Country	it	jp	ko	nw	ss	tw	uk	sp
α	0.000	0.008	-0.003	-0.018	0.000	0.000	0.000	-0.006
$\sum_{j=1}^k \beta_{1t-j}$	0.995	0.647	0.727	0.710	0.912	0.884	0.866	0.889
$\sum_{m=1}^n \beta_{2t-m}$	0.000	-0.001	-0.005	-0.005	0.000	0.001	0.000	-0.006

表 5. 長期 UIP 模型計算所得之 β^*

β^*	國家
0.9 以上	丹麥、法國、荷蘭、義大利、瑞士
0.8~0.89	澳洲、加拿大、愛爾蘭、台灣、英國、西班牙
0.7~0.79	比利時、韓國
0.6~0.69	德國、日本、挪威、
利率差係數皆不顯著之國家	比利時、加拿大、德國、義大利及瑞士

四、結論

UIP 旨在描述利率與匯率間的關係，根據 UIP，利率差可作為預期未來匯率變動之指標，不過大部分的實證結果，皆無法支持 UIP (Flood and Rose, 2002; Froot and Thaler, 1990)。本文基於過去之 UIP 實證研究大多未考量殘差自我相關之問題，考量殘差自我相關可能造成估計結果之有效性可能受到影響，而將典型以 OLS 方法估計之 UIP 實證模型加以修正。

本文根據 Ravallion (1986) 所提出之模型，同時加入匯率變動率及利率差落後期來修正 UIP 實證模型，並以修正後之長期 UIP 模型，以改善 UIP 估計係數可能受到殘差自我相關影響之疑慮，以及匯率或許需要較長時間才調整為 UIP 均衡值之可能。

就實證結果來看，透過一般典型 UIP 之檢定模型估計結果，所得之估計係數 β 來看， β 約介於-0.027 至 0.008 之間，17 個國家中，僅有 8 個國家的利率差係數顯著異於零，其中僅有兩個國家估計出之係數大於零。而以長期 UIP 模型所估計出之利率差係數仍然很小，有部分亦不顯著異於零，顯示在沒有殘差序列相關的情形下，利率對匯率之影響仍然不大，或是沒有影響。此外，估計係數所推導出之 β^* 介於 0.6 至 0.9 之間，但由於所估計出之利率差係數很小或不異於零， β^* 趨近 1 表示匯率變動之收斂速度較慢或是接近隨機游走之型態

在長期 UIP 模型之估計過程中，我們發現以下幾點值得討論之處，包括殘差之自我相關受到某些特定之匯率變動率落後期影響，例如 12、24 及 36 等落後期以及其相鄰之落後期，可能有未考量之變數影響模型之估計結果，例如:季節性調整或是元月效應等，是本文暫時沒有深入探究之因素。另外，我們也發現，雖然本文藉由長期 UIP 模型，以降低殘差自我相關對係數影響之疑慮，但也發現以此模型也能同時改善部分國家 UIP 估計結果殘差自我相關異質變異之現象，但還是有少數國家的估計結果中，殘差仍存在自

我相關異質變異之現象，這可能隱含了隨時間變動之風險貼水存在 (Froot and Thaler, 1990; Engle, 1996)，未來或許能在殘差部分以 ARCH/GARCH 項調整，以檢定風險貼水之因素是否影響 UIP 之估計結果。

附表 1. 國家簡稱對照表

國家	簡稱	國家	簡稱
Australia	au	Italy	it
Belgium	bl	Japan	jp
Canada	ca	Korea	ko
Denmark	dm	Norway	nw
France	fr	Swiss	ss
Germany	gr	Taiwan	tw
Holland	ho	United Kingdom	uk
Ireland	ir	Spain	sp

附表 2. 匯率變動(ΔS_{t+k})及利率差($i_t - i_t^*$)之 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定結果

ΔS_{t+k}											
Country	Au	bl	Ca	dm	fr	gr	ho	ir	critical value		
lag	12	12	12	12	12	12	12	12	1%	5%	10%
C+T	-3.071	-2.565	-3.215*	-2.455	-2.375	-2.766	-2.630	-2.491	-3.996	-3.428	-3.137
C	-3.087**	-2.575*	-3.216**	-2.487	-2.381	-2.735*	-2.628*	-2.503	-3.457	-2.873	-2.573
none	-2.869*	-2.570**	-3.097*	-2.476**	-2.354**	-2.779*	-2.651*	-2.435**	-2.573	-1.941	-1.616
Country	It	jp	Ko	nw	sp	ss	tw	uk	critical value		
lag	12	12	12	12	12	12	12	12	1%	5%	10%
C+T	-2.437	-3.467**	-2.858	-2.421	-2.350	-3.424*	-2.200	-2.570	-3.996	-3.428	-3.137
C	-2.447	-3.483*	-2.827*	-2.432	-2.334	-3.398**	-2.050	-2.575*	-3.457	-2.873	-2.573
none	-2.272**	-3.307*	-2.625*	-2.296**	-2.142**	-3.414*	-2.046**	-2.580*	-2.573	-1.941	-1.616
$(i_t - i_t^*)$											
Country	Au	bl	Ca	dm	fr	gr	ho	ir	critical value		
lag	7	12	12	1	11	12	12	1	1%	5%	10%
C+T	-1.190	-1.630	-1.052	-3.996**	-2.192	-1.610	-1.257	-3.100	-3.996	-3.428	-3.137
C	-1.196	-1.695	-1.095	-2.448	-2.063	-1.418	-1.431	-1.520	-3.457	-2.873	-2.573
none	-1.177	-1.160	-1.078	-1.892*	-1.946**	-1.414	-1.363	-1.023	-2.573	-1.941	-1.616
Country	It	jp	ko	nw	sp	ss	tw	uk	critical value		
lag	9	9	2	9	6	12	12	2	1%	5%	10%
C+T	-2.059	-2.381	-3.111	-3.275*	-3.996**	-1.282	-1.956	-2.991	-3.996	-3.428	-3.137
C	-1.412	-2.378	-2.755*	-1.419	-1.173	-1.410	-1.595	-2.970**	-3.457	-2.873	-2.573
none	-1.059	-1.147	-1.803*	-1.583	-2.217**	-1.387	-1.505	-2.065**	-2.573	-1.941	-1.616

註: ADF test 之落後期由無序列相關之下 AIC 最小之落後期。C+T 表示包含截距項及趨勢項, C 表示只包含截距項, none 表示無截距項及趨勢項。本表列示之 critical value 以樣本數 275 計算。由於西班牙、挪威、愛爾蘭之樣本數較少, 其 critical value 在 10% 之顯著水準下分別為: -3.998、-4.010、-4.009。***、**及* 分別表示在 1%、5% 和 10% 之顯著水準下拒絕有單根之虛無假設。

附表 3. Phillips-Perron (PP) test 檢定結果表

變數: 利率差 ($i-i^*$)

Country	au	bl	ca	gr	ho	ir	critical value		
Lag	7	12	12	12	12	1	1%	5%	10%
C+T	-2.018	-2.584	-2.409	-2.181	-2.265	-2.410	-3.9949	-3.4283	-3.1372
C	-2.021	-2.598*	-2.426	-1.896	-2.537	-1.248	-3.4559	-2.8727	-2.5727
None	-1.318	-1.927*	-1.386	-1.893*	-2.226**	-1.063	-2.5731	-1.9408	-1.6163

Country	it	jp	nw	ss	tw	critical value		
Lag	9	9	9	12	12	1%	5%	10%
C+T	-2.050	-2.676	-2.905	-2.276	-3.090	-3.4662	-3.4283	-3.1372
C	-1.576	-2.674*	-0.958	-1.659	-2.525	-3.1409	-2.8727	-2.5727
None	-1.327	-1.435	-1.116	-1.254	-2.431*	-1.6166	-1.9408	-1.6163

註: ADF test 之落後期由無序列相關之下 AIC 最小之落後期。C+T 表示包含截距項及趨勢項，C 表示只包含截距項，none 表示無截距項及趨勢項。本表列示之 critical value 以樣本數 275 計算。由於西班牙、挪威、愛爾蘭之樣本數較少，其 critical value 在 10% 之顯著水準下分別為：-3.998、-4.010、-4.009。***、**及*分別表示在 1%、5% 和 10% 之顯著水準下拒絕有單根之虛無假設。

附表 4. 典型 UIP 模型估計所得殘差 ADF test

country	au	bl	ca	dm	fr	gr	ho	it	critical value		
lag	12	12	12	12	12	12	12	12	1%	5%	10%
C+T	-3.139*	-2.477	-2.748	-2.639	-2.172	-2.580	-2.597	-2.402	-4.0017	-3.4308	-3.1387
C	-3.069**	-2.505	-2.706*	-2.498	-2.268	-2.396	-2.480	-2.428	-3.4607	-2.8744	-2.5736
none	-3.060***	-2.508**	-2.712***	-2.492**	-2.264**	-2.408**	-2.483**	-2.412**	-2.5747	-1.9411	-1.6164

country	jp	ko	ss	tw	uk	sp	ir	nw	critical value		
lag	12	12	12	12	12	12	12	12	1%	5%	10%
C+T	-2.932	-2.732	-3.106	-2.218	-2.475	-2.150	-3.833**	-3.384*	-4.0158	-3.4376	-3.1427
C	-2.863*	-2.729*	-3.061**	-2.089	-2.580*	-2.236	-3.323**	-3.188**	-3.4708	-2.8789	-2.5759
none	-2.870***	-2.736***	-3.083***	-2.093**	-2.574**	-2.228**	-3.262***	-3.178***	-2.578	-1.9417	-1.6167

註: ADF test 之落後期由無序列相關之下 AIC 最小之落後期。C+T 表示包含截距項及趨勢項，C 表示只包含截距項，none 表示無截距項及趨勢項。本表列示之 critical value 以樣本數 275 計算。由於西班牙、挪威、愛爾蘭之樣本數較少，其 critical value 在 10% 之顯著水準下分別為：-3.1387、-3.1427、-3.1428。***、**及*分別表示在 1%、5% 和 10% 之顯著水準下拒絕有單根之虛無假設。

附表 5. 長期 UIP 模型 $\Delta S_{t+k}^* = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{1t-j} \Delta S_{t+k-j}^* + \sum_{m=1}^n \beta_{2t-m} (i_{t-m} - i_{t-m}^*) + \varepsilon_{t+k}$ 估計之結果整理

Country	Au	bl	ca	dm	fr	gr	ho	Ir	it	jp	ko	nw	ss	tw	uk	sp
α	-0.011 (-1.506)	-0.004 (-0.946)	0.000 (-0.197)	0.000 (-0.052)	-0.001 (-0.443)	0.001 (0.495)	0.002 (0.707)	-0.006 (-1.242)	0.000 (-0.085)	0.008 (1.472)	-0.003 (-0.390)	-0.018*** (-3.135)	0.000 (0.142)	0.000 (0.458)	0.000 (-0.029)	-0.006 (-1.112)
$\beta_{1,t-1}$	0.977*** (22.205)	1.009*** (48.624)	0.965*** (31.870)	1.019*** (50.289)	1.010*** (49.229)	1.002*** (36.286)	0.922*** (15.525)	0.989*** (36.420)	1.009*** (41.273)	0.991*** (43.085)	1.165*** (27.789)	0.970*** (23.311)	0.970*** (33.375)	1.099*** (35.036)	0.966*** (32.722)	1.011*** (49.592)
$\beta_{1,t-2}$	-	-	-	-	-	-	0.112* (1.849)	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-3}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.298*** (-5.315)	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-4}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.219*** (-3.170)	-	-0.176*** (-2.788)	-	-
$\beta_{1,t-5}$	-0.096* (-1.807)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.263*** (4.694)	0.173*** (2.738)	-	0.172** (2.689)	-	-
$\beta_{1,t-6}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.111* (-1.841)	-
$\beta_{1,t-7}$	-	-	0.127*** (3.192)	-	-	0.083 (1.324)	-	-	-	-	-0.385*** (-4.904)	-	0.111* (1.936)	-	0.103* (1.708)	-
$\beta_{1,t-8}$	-	-	-	-	-	-0.153* (-2.000)	-	-	-0.098 (-1.643)	-	0.371*** (4.588)	-	-0.101 (-1.361)	-	-	-
$\beta_{1,t-9}$	-	-	-	-	-	0.113 (1.643)	-	-	0.143** (2.253)	-	0.056 (0.662)	-	0.095 (1.228)	-0.172*** (-3.761)	-	-
$\beta_{1,t-10}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.256*** (-2.983)	-	-0.156** (-2.116)	-	-	-
$\beta_{1,t-11}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.127* (1.228)	-	-	-

	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(1.748)	-	-	-
$\beta_{1,t-12}$	0.089*	-0.749***	-0.822***	-0.785***	-0.730***	-0.737***	-0.758***	-0.661***	-0.801***	-0.700***	-1.181***	-0.619***	-0.750***	-0.767***	-0.650***	-0.763***
	(1.981)	(-10.484)	(-11.680)	(-11.024)	(-10.380)	(-9.531)	(-10.566)	(-9.049)	(-10.678)	(-9.876)	(-10.289)	(-9.094)	(-8.686)	(-9.422)	(-9.416)	(-10.920)
$\beta_{1,t-13}$	-0.727***	0.707***	0.640***	0.739***	0.678***	0.643***	0.679***	0.471***	0.706***	0.622***	1.412***	0.538***	0.614***	0.885***	0.538***	0.710***
	(-10.150)	(9.551)	(8.148)	(9.984)	(9.202)	(8.579)	(9.003)	(5.445)	(9.201)	(7.978)	(10.322)	(7.351)	(8.496)	(11.356)	(6.966)	(9.115)
$\beta_{1,t-14}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.065	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(-0.515)	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-15}$	-	-	-	-	-	-	-	0.033	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	(0.465)	-	-	-	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-16}$	-	-	0.072*	-	-	-	-	0.176**	-	0.050	0.071	-	-	-	0.091**	0.045
	-	-	(1.705)	-	-	-	-	(2.473)	-	(1.271)	(0.648)	-	-	-	(2.417)	(1.156)
$\beta_{1,t-17}$	-	-	-	-	-	-	-	-0.090	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	(-1.491)	-	-	-	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-18}$	0.672***	-	-	-	-	-	-	-	0.034	-	-0.268***	-	-	0.070	-	-
	(8.903)	-	-	-	-	-	-	-	(0.943)	-	(-2.840)	-	-	(1.359)	-	-
$\beta_{1,t-19}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-20}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.390***	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(3.482)	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-21}$	-	-	0.074	-	0.071*	0.067	0.098**	-	-	-0.118*	-0.217*	-	0.043	-0.264***	-	-
	-	-	(1.667)	-	(1.832)	(1.519)	(2.114)	-	-	(-1.910)	(-1.704)	-	(0.871)	(-4.631)	-	-
$\beta_{1,t-22}$	-	-	-	-	-	-	-	0.299***	-	0.177**	-0.315***	0.110**	-	-	0.160**	-
	-	-	-	-	-	-	-	(4.683)	-	(2.118)	(-2.921)	(2.503)	-	-	(2.559)	-
$\beta_{1,t-23}$	-	-	-	-	-	-	-	-0.189***	-	0.092	0.726***	-	-	0.216***	-0.126*	-
	-	-	-	-	-	-	-	(-2.735)	-	(1.138)	(4.617)	-	-	(3.123)	(-1.739)	-
$\beta_{1,t-24}$	-0.020	-0.484***	-0.601***	-0.477***	-0.516***	-0.460***	-0.530***	-0.550***	-0.489***	-0.691***	-2.564***	-0.509***	-0.478***	-0.730***	-0.468***	-0.553***

	(-0.521)	(-5.918)	(-7.186)	(-5.682)	(-6.086)	(-5.329)	(-5.934)	(-6.045)	(-5.852)	(-7.134)	(-10.398)	(-6.025)	(-5.592)	(-6.729)	(-5.095)	(-6.845)
$\beta_{1,t-25}$	-0.425***	0.471***	0.472***	0.570***	0.442***	0.394***	0.519***	0.401***	0.434***	0.503***	1.699***	0.385***	0.436***	0.622***	0.388***	0.650***
	(-4.993)	(5.771)	(5.573)	(5.983)	(5.466)	(4.809)	(5.442)	(5.301)	(4.689)	(6.469)	(6.673)	(4.697)	(5.690)	(6.474)	(5.240)	(7.034)
$\beta_{1,t-26}$	-	-	-	-0.114**	-	-	-0.115*	-	-	-	0.630***	-	-	-	-	-0.168***
	-	-	-	(-2.001)	-	-	(-1.906)	-	-	-	(3.031)	-	-	-	-	(-2.765)
$\beta_{1,t-27}$	-	-	-	-	-	-	-	-	0.123*	-	0.326**	-	-	0.149**	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	(1.845)	-	(2.040)	-	-	(2.527)	-	-
$\beta_{1,t-28}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.117**	-	-0.507***	-0.116**	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	(-2.027)	-	(-3.064)	(-2.371)	-	-	-	-
$\beta_{1,t-29}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.103*	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(-1.842)	-	-
$\beta_{1,t-30}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.085*	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(1.997)	-	-	-	-
$\beta_{1,t-31}$	0.391***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.122	-	-	-	-	-
	(4.569)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(-0.999)	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-32}$	-	-	0.079*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	(1.874)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-33}$	-	-	-	-	-	-	0.082*	-	-	-	0.268	-	-0.063	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	(1.787)	-	-	-	(1.653)	-	(-1.523)	-	-	-
$\beta_{1,t-34}$	-	-	-	-	-	-	-	0.110**	-	0.075	-	-	-	-	0.141***	0.107**
	-	-	-	-	-	-	-	(2.036)	-	(1.493)	-	-	-	-	(3.160)	(2.361)
$\beta_{1,t-35}$	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.452**	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(-2.068)	-	-	-	-	-
$\beta_{1,t-36}$	0.081**	-0.257***	-0.248***	-0.269***	-0.217***	0.817	-0.306***	-0.217**	-0.255***	-0.324***	-0.699***	-0.203***	-0.195***	-0.293***	-0.309***	-0.366***
	(2.081)	(-3.706)	(-3.467)	(-3.838)	(-3.136)	(-0.197)	(-3.903)	(-2.627)	(-3.622)	(-3.818)	(-2.764)	(-3.040)	(-2.704)	(-3.379)	(-4.090)	(-4.499)
$\beta_{1,t-37}$	-0.271***	0.136	0.160**	0.253***	0.195***	-2.836	0.237***	0.105	0.242***	0.187**	0.886***	0.115*	0.232***	0.244***	0.145**	0.259***

	(-3.682)	(1.639)	(2.364)	(3.806)	(2.942)	(0.186)	(3.537)	(1.606)	(3.614)	(2.660)	(5.586)	(1.769)	(3.686)	(3.108)	(2.321)	(3.855)
β_{1+38}	-	0.093*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	(1.726)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
β_{2+1}	-	-	-	-	-	-	0.006**	-	0.000	-	-	0.001	0.006	0.006**	-0.011***	0.003*
	-	-	-	-	-	(2.801)	(2.026)	-	(0.239)	-	-	(0.391)	(1.645)	(2.531)	(-2.756)	(1.759)
β_{2+1}	0.183**	-	-	-	-	0.001	-	-	-	-	0.005	-	-	-0.008***	0.009**	-
	(2.570)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(1.532)	-	-	(-2.979)	(2.069)	-
β_{2+2}	-	-	-	0.007	-	-	-	0.008*	-	-	-0.009***	-	-0.005	-	-	-
	-	-	-	(1.479)	-	-	-	(1.834)	-	-	(-2.818)	-	(-1.522)	-	-	-
β_{2+3}	-	-	-	-0.014**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	(-2.090)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
β_{2+4}	0.004	-	-	0.014**	0.008*	-	-	-0.010**	-	-	-	-	-	-	-	-
	(1.585)	-	-	(2.042)	(1.706)	-	-	(-2.179)	-	-	-	-	-	-	-	-
β_{2+5}	-0.011**	-	-	-0.007	-0.009*	-	-	-	-	-0.011*	0.007***	-	-	-	-	-
	(-2.108)	-	-	(-1.442)	(-1.840)	-	-	-	-	(-1.875)	(3.205)	-	-	-	-	-
β_{2+6}	-	-	-	-	-	-	-0.005	-	-	0.011*	-	-	-	0.003**	-	-
	-	-	-	-	-	-	(-1.662)	-	-	(1.775)	-	-	-	(2.064)	-	-
β_{2+7}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.007*	-	-	-	-	-0.009**
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(-1.957)	-	-	-	-	(-2.138)
β_{2+8}	-	-	0.002	-	-	-	-	-	-	-	0.008**	-	-	-0.004**	0.007***	0.005
	-	-	(1.526)	-	-	-	-	-	-	-	(2.292)	-	-	(-2.052)	(2.721)	(1.323)
β_{2+9}	0.008	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	(1.641)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
β_{2+10}	-0.008**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.004**	0.011**	-	0.003*	-0.009***	-
	(-2.267)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(-2.034)	(2.099)	-	(1.741)	(-2.756)	-
β_{2+11}	0.005*	-	-0.002	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

	(1.695)	-	(-1.447)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
β_{2t-12}	-	-0.002	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.016***	-	-	0.004*	-
	-	(-1.339)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	(-3.243)	-	-	(1.711)	-
R ²	0.892	0.925	0.921	0.928	0.926	0.928	0.932	0.919	0.928	0.923	0.943	0.920	0.925	0.968	0.907	0.936
Adj R ²	0.884	0.922	0.915	0.924	0.922	0.923	0.927	0.911	0.923	0.918	0.932	0.912	0.919	0.964	0.898	0.931
Se	0.036	0.040	0.013	0.038	0.037	0.039	0.038	0.031	0.036	0.041	0.031	0.029	0.025	0.015	0.035	0.035
Logl	418.760	394.271	628.714	405.908	408.145	401.182	403.389	350.635	419.233	389.390	463.142	363.222	499.994	606.095	422.767	419.550
Aic	-3.737	-3.575	-5.718	-3.655	-3.694	-3.611	-3.622	-4.008	-3.770	-3.483	-4.001	-4.183	-4.493	-5.443	-3.756	-3.808
SBC	-3.471	-3.418	-5.499	-3.451	-3.522	-3.407	-3.403	-3.709	-3.550	-3.248	-3.484	-3.883	-4.226	-5.114	-3.458	-3.587
Sk	-0.388	-0.009	-0.124	-0.139	-0.144	-0.198	-0.127	-0.114	-0.503	0.612	-1.901	0.059	0.172	0.040	-0.248	-0.278
Kto	3.371	4.055	3.519	4.505	3.981	4.243	4.340	3.557	5.904	3.328	21.192	3.127	3.204	6.366	3.259	4.302
JB	6.619**	9.976***	2.962	20.980***	9.356***	15.233***	16.655***	2.524	84.606***	14.384***	3094.426***	0.209	1.429	101.567***	2.801	17.786***
	[0.037]	[0.007]	[0.227]	[0.000]	[0.009]	[0.000]	[0.000]	[0.283]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.901]	[0.489]	[0.000]	[0.247]	[0.000]
Q	2.537	9.447	2.839	6.880	6.303	5.451	6.074	8.372	8.935	9.236	7.632	5.728	6.477	7.483	5.761	4.533
	[0.998]	[0.664]	[0.997]	[0.865]	[0.900]	[0.941]	[0.912]	[0.755]	[0.708]	[0.683]	[0.813]	[0.929]	[0.890]	[0.824]	[0.928]	[0.972]
LM	5.545	8.588	4.707	7.839	10.166	8.941	6.385	9.048	12.235	9.363	15.862	8.753	12.999	11.937	9.025	14.207
	[0.937]	[0.738]	[0.967]	[0.798]	[0.601]	[0.708]	[0.895]	[0.699]	[0.427]	[0.672]	[0.198]	[0.724]	[0.369]	[0.451]	[0.701]	[0.288]
Q ²	16.875	37.660***	5.584	29.892***	22.832**	20.747*	20.955*	7.245	20.708*	16.169	46.359***	21.050**	8.137	21.247**	24.064**	31.357***
	[0.154]	[0.000]	[0.936]	[0.003]	[0.029]	[0.054]	[0.051]	[0.841]	[0.055]	[0.184]	[0.000]	[0.050]	[0.774]	[0.047]	[0.020]	[0.002]
ARCHLM	14.828	28.293***	5.055	25.178**	16.163	15.779	14.787	6.647	17.434	14.249	45.609***	16.136	7.854	16.538	21.801**	36.553***
	[0.251]	[0.005]	[0.956]	[0.014]	[0.184]	[0.202]	[0.253]	[0.880]	[0.134]	[0.285]	[0.000]	[0.185]	[0.796]	[0.168]	[0.040]	[0.000]

長期 UIP 估計所得顯著落後項加總結果

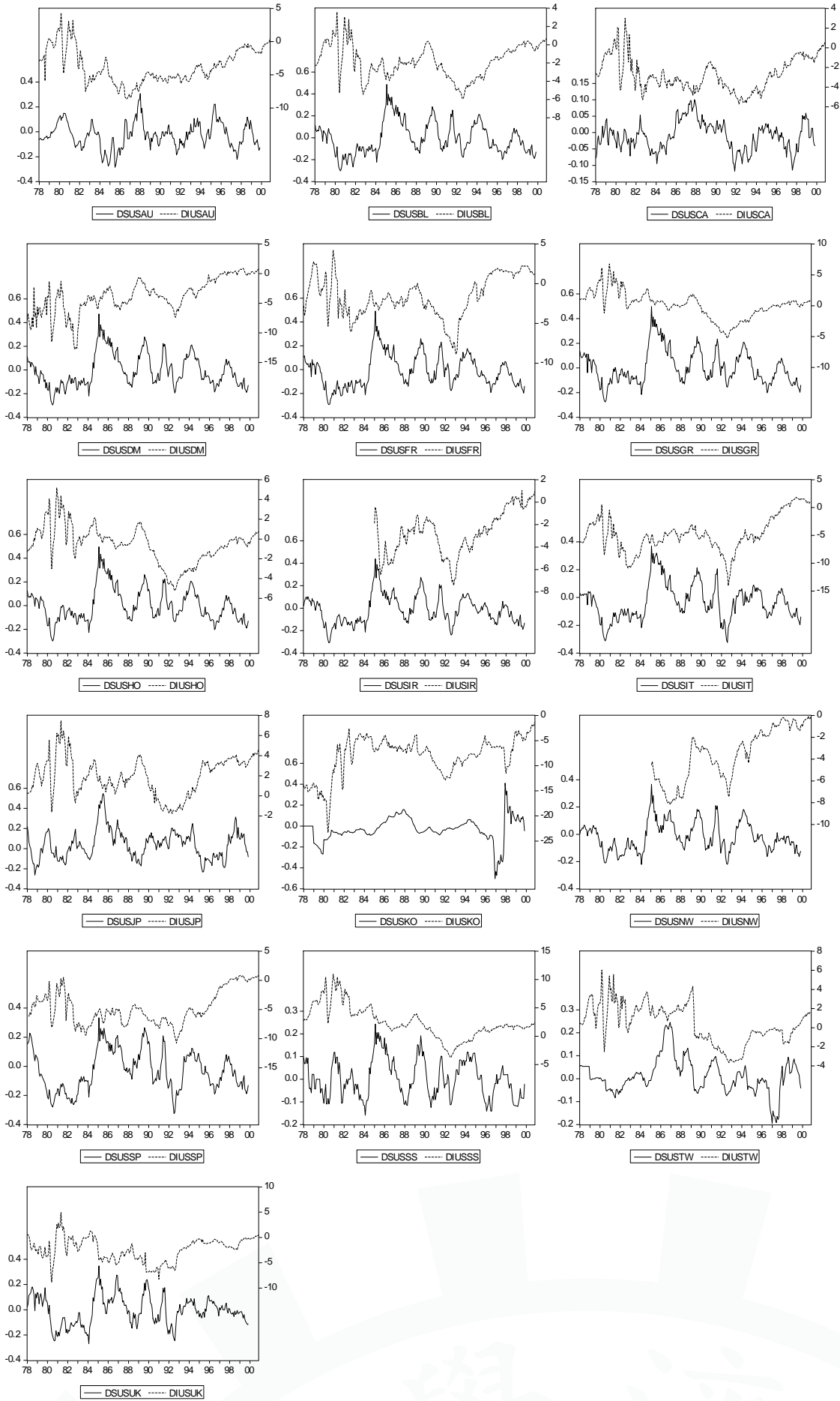
	au	bl	ca	dm	fr	gr	ho	ir	it	jp	ko	nw	ss	tw	uk	sp
	0.862	0.789	0.844	0.936	0.931	0.677	0.946	0.828	0.995	0.646	0.722	0.687	0.912	0.885	0.866	0.890

註： β_{1t-j} 表示 $\Delta S_{t+k,j}$ 之係數， β_{2t-m} 表示 $(i_{t-m} - i_{t-m}^*)$ 之係數，以此類推。***、**及*分別表示在 1%、5%和 10%之顯著水準下拒絕虛無假設。[]內為 p 值，()內為 t 值，Q 為 Ljung-Box Q 統計量，LM 為 LM-test 序列相關檢定，Q² 為 Ljung-Box Q² 統計量，ARCH-LM 為 ARCH-LM 檢定，Q、Q²、LM test 及 ARCH LM test 以 lag12 期計算，logl 為 log likelihood 值，se 為標準差，JB 為 Jarque-Bera 常態檢定統計量，sk 為偏態係數，kto 為峰態係數。

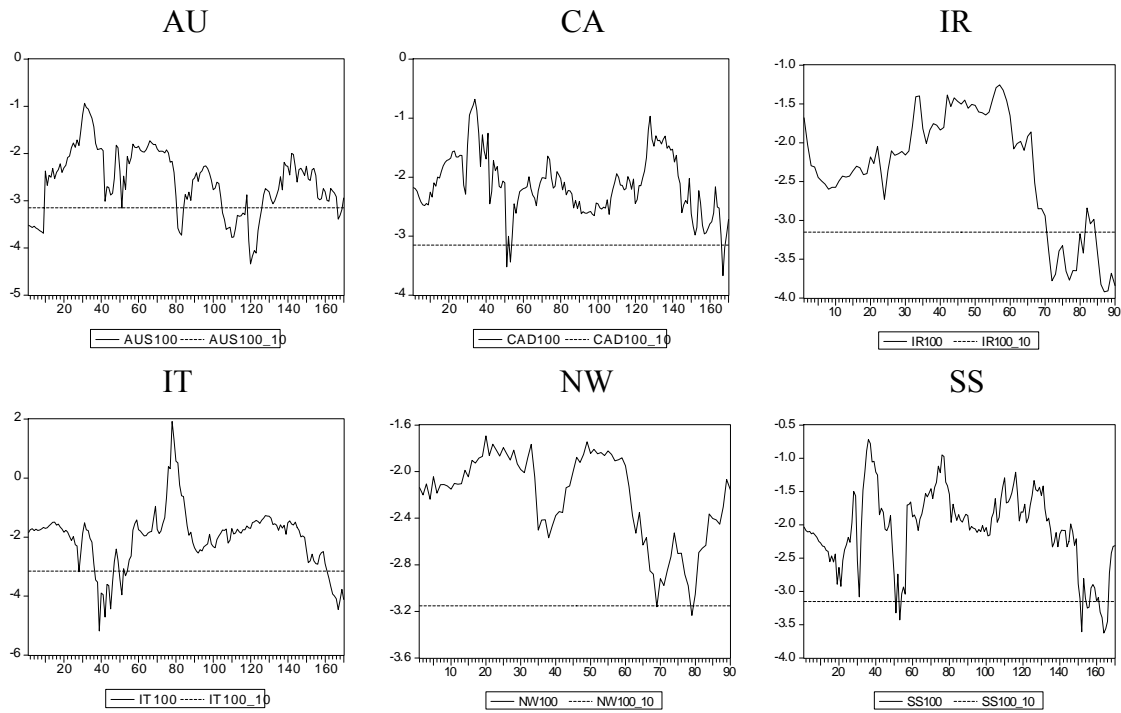
附表 6. 長期 UIP 模型估計所得殘差 ADF test

Country	au	bl	ca	dm	fr	gr	ho	it			
Lag	1	1	1	1	1	1	1	1	1%	5%	10%
C+T	-10.152***	-9.663***	-9.805***	-9.851***	-10.228***	-10.005***	-9.645***	-9.688***	-4.0158	-3.4376	-3.1427
C	-10.058***	-9.589***	-9.763***	-9.777***	-10.190***	-9.928***	-9.564***	-9.618***	-3.4708	-2.8789	-2.5759
None	-10.082***	-9.612***	-9.786***	-9.800***	-10.214***	-9.952***	-9.587***	-9.641***	-2.578	-1.9417	-1.6167
Country	jp	ko	ss	tw	uk	sp	ir	nw			
Lag	1	2	1	1	1	1	1	1	1%	5%	10%
C+T	-9.812***	-8.890***	-11.103***	-11.348***	-9.301***	-9.748***	-9.109***	-9.606***	-4.0158	-3.4376	-3.1427
C	-9.730***	-8.700***	-10.982***	-11.312***	-9.322***	-9.696***	-8.951***	-9.571***	-3.4708	-2.8789	-2.5759
None	-9.753***	-8.720***	-11.009***	-11.336***	-9.344***	-9.720***	-8.978***	-9.601***	-2.578	-1.9417	-1.6167

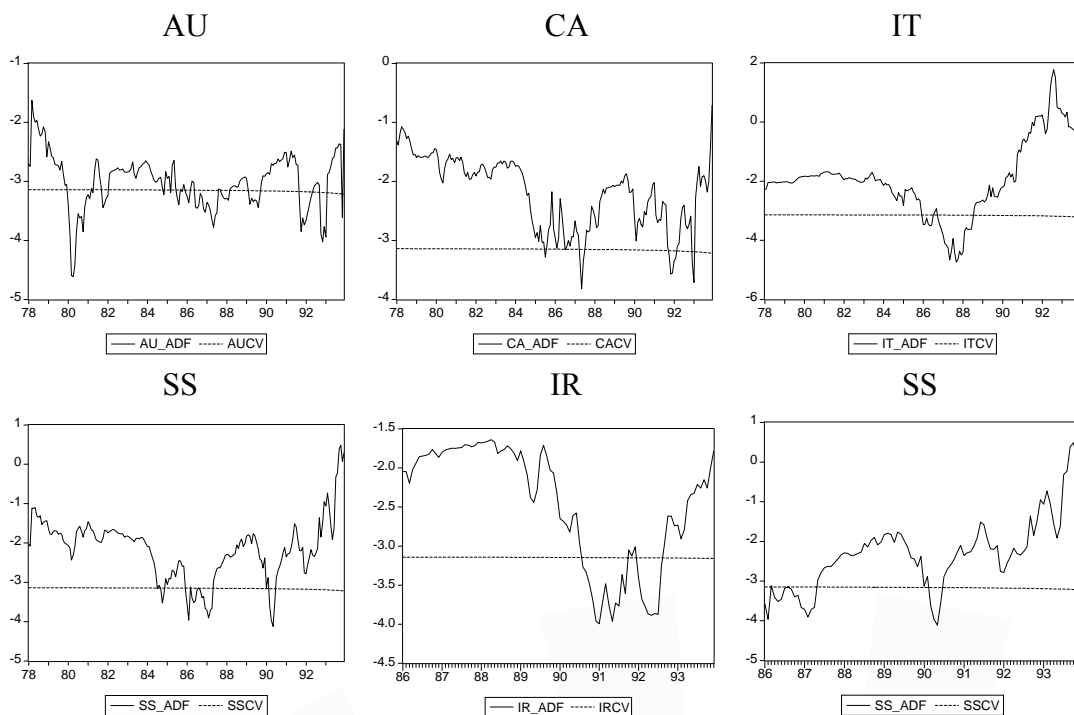
註: ADF test 之落後期由無序列相關之下 AIC 最小之落後期。C+T 表示包含截距項及趨勢項，C 表示只包含截距項，none 表示無截距項及趨勢項。本表列示之 critical value 以樣本數 275 計算。由於西班牙、挪威、愛爾蘭之樣本數較少，其 critical value 在 10% 之顯著水準下分別為：-4.005、-4.017、-4.0162。***、**及*分別表示在 1%、5% 和 10% 之顯著水準下拒絕有單根之虛無假設。



附圖 1. 各國匯率變動率 ΔS_{t+k} — 及利率差 $(i_t - i_t^*)$ ---- 時間序列圖
 註: 西班牙、挪威及愛爾蘭之政府公債利率資料期間較短。



附圖 2. 以移動視窗方式計算不同期間之 ADF 值與臨界值比較圖
 註: 水平線表示 ADF test 在 10%顯著水準下之臨界值



附圖 3. 以不同樣本長度計算之 ADF 值與臨界值比較圖
 註: 近似水平線表示不同樣本數下, ADF test 在 10%顯著水準下之臨界值

參考文獻

- Anker, P. (1999) "Uncovered interest parity, monetary policy and time-varying risk premia." *Journal of International Monetary and Finance*, 18, pp835-851
- Baillie, R.T. and Bollerslev, T. (2000) "The forward premium Anomaly is not as bad as you think", *Journal of international money and Finance*, 19, pp471-488
- Berk, J. M. and Knot, K.H.W. (2001) "Testing for long horizon UIP using PPP-based exchange rate expectations." *Journal of Banking and Finance*, 25, pp377-391.
- Breitung and Bruggemann (2000) "Uncovered Interest Parity- What can we learn from panel data?" <http://netec.mcc.ac.uk/HoPEc/geminiabout.html>.
- Daniels, J. and Vanhooose, D., (1999) *International Monetary and Financial Economics*, Chincinnati: South-Western College Publishing.
- Enders, W. (1995) *Applied Econometric Time Series*, New York: Johe Wiley & Sons, INC.
- Engle, C. (1996) "The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence." *Journal of Empirical Finance*, 3, 123-192.
- Fisher, P. G., Tanna, S. K., Turner, D. S. Wallies, K. F. and Whitley, J.D, (1990) "Econometric evaluation of the exchange rate in models of the UK economy." *The economic Journal*, 100, 403, 1230-1244.
- Flood, R. P. and Rose, A. K. (2002) "Uncovered Interest Parity in Crisis.", *IMF staff papers*, 49(2), p252-266
- Froot, K. A. and Thaler, R. H. (1990) "Anomalities Foreign Exchange." *Journal of Economic Perspectives*, 4,179-192
- Juselius, K. and MacDonald, R. (2004) "International prity relationships between the USA and Japan. " *Japan and the World Economy*, 16, 17-34.
- Laurenceson, J. (2003) "Economic Integration between China and the ASEAN-5." *ASEAN Econimic Bulletin*, 20, 103-111
- McCallum, B. T. (1994) "A reconsideration of the uncovered interest parity relationship", *Journal of Monetary Economics*, 33, 105-132
- Meredith, G. and Chinn, M. D., (1998) "Long-horizon uncovered interest rate parity", NBER working paper No. 6797.
- Pindyck, R. S. and Rubinfeld, D. L. (1998) *Econometric Models and Economic Forecasts*, New York: Mc Graw-Hill companies.
- Ravallion, M. (1986) "Testing market integration" *American Agricultural Economics Association*, 68, 102-109
- Taylor, M. P., (1995) "The economics of exchange rates " *Jorunal of economic literature*, 33, 13-47.
- Taylor, M. P. and Peel, D. A., (2000) "Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals. " *Journal of International Money and Finance*, 19, 33-35.
- Taylor, M. P., Peel, D. A., and Sarno, L., (2001) "Nonlinear mean-reversion in real exchange rates: toward a solution to the purchasing power parity puzzles" *International Economic Review*, 42, 433-470.