

台灣外匯市場交互動態關聯之研究

王凱立*

東海大學財務金融學系專任助理教授

陳美玲

大葉大學國際企業學系專任助理教授

摘 要

本文提出一般化多變量 Student-t EC GJR GARCH-M 模型，探討台灣即期(SPOT)、遠期(DF)與無本金交割遠期(NDF)外匯市場間交互動態關聯。實証結果顯示，SPOT 與 NDF 存在雙向回饋因果關係，SPOT 之於 DF 則具單向的領先落後關係，說明 DF 市場參與者對於掌握 SPOT 市場價格變化的重要性。跨市場波動傳導部分，發現台灣即期市場扮演遠期外匯市場價格波動的領先角色。短期誤差修正的動態調整方面，NDF 與 DF 市場的短期偏離，透過前期誤差迅速加以修正，且短期偏離對於 SPOT、NDF 與 DF 市場波動具顯著的預測能力。最後，本文研究顯示，有別貨幣市場利率短期內對台灣外匯市場調整的不顯著影響，資本市場股價對於台灣外匯市場具相當影響力。

* 聯繫作者：王凱立 東海大學財務金融學系專任助理教授；聯絡地址：台中市西屯區台中港路三段 181 號 855 信；電話：(04)23590121-3588；傳真：(04)2350-6835；mail: kaiwang@mail.thu.edu.tw

壹、前言

爲因應金融自由化，及提供更完整的避險管道，央行 1991 年 11 月開放遠期外匯(Delivery Forward Exchange, DF)市場買賣，提供國際貿易的避險管道。此外，爲顧及外國專業投資機構(QFII)資金未匯入台灣前可能承擔波動的風險，因此亦於 1995 年 7 月 6 日起，開放國內外法人承作無本金交割遠期外匯(Non-Physical Delivery Forward Exchange，簡稱 NDF)。相較起來，NDF 操作並不若 DF 限制有避險需求的廠商才能承作，無需憑相關商業交易文件辦理，且僅在到期日就差額結算，不必預留大筆現金交割，因此靈活度與彈性均較高，但因高度受預期心理影響，也同時兼具濃厚的投機特性。傳統文獻有關即期市場與遠期外匯市場的研究，多針對兩市場之效率性(Fama, 1994；Cornell, 1977；Wu and Chen, 1998, Rapp and Sharma, 1999)及長期均衡關係(Barhart and Szakmary, 1991；Barkoulas and Baum, 1997；Biswas and Shawky, 1997)作討論，但對於即期與遠期匯率交互動態關聯的探討卻相對缺乏。市場領先落後或同步影響的掌握，對於外匯市場預測未來趨勢、分散市場風險及掌握投資效益皆具正面助益，因此本文擬針對台灣 SPOT、NDF 與 DF 跨市場價格及波動的傳導關係作探討。由於遠期外匯市場高度受到預期因素影響，對於即期市場具有助漲助跌的功能，本文擬檢視遠期匯率預期先形成才促使即期市場的變動？還是遠期外匯市場變動的預期是在即期市場變動之後形成？換言之，本文擬檢視台灣即期與遠期外匯市場何者具領先指標功能？這方面的議題的掌握，對於外匯市場自我實現預期心理的瞭解及防堵市場的炒匯管道有其重要性，對於央行外匯市場的操作與管理，應可提供政策上的參考。

文獻有關外匯市場關聯性的研究多針對 SPOT 與 DF 市場作探討(Longworth, 1981；Ng, 1987；Callen, Chan and Kwan, 1989；Chan et al, 1991；Huang and Zhang, 1995)，研究結果普遍發現 SPOT 與 DF 市場具雙向回饋的因果關係，隱含彼此資訊傳遞機制的存在。相對於文獻著重於 SPOT 與 DF 間的探討，或因 NDF 資料取得不易，國內有關 NDF 方面系統性的研究則相當缺乏。其中，Park(2001)針對

韓國 NDF 與 SPOT 之動態關聯作討論，其結果顯示匯率系統改革前期，SPOT 對 NDF 市場具單向的價格發現能力；至於二階動差的波動特性上，則彼此存在雙向互為傳導的功能。但到了改革後期，由於金融市場之開放與外匯市場諸多限制之解除，不論在報酬或波動方面，NDF 均扮演顯著對 SPOT 顯著傳導的單向功能。至於 NDF 與 DF 間的相關討論，潘昶安(2000)採用符號等級檢定得到亞洲金融風暴前 NDF 的報價效率高於 DF¹，但在金融風暴期間 DF 則略勝一籌，說明正常市場(金融風暴前)情況下，NDF 發揮投機效率性之功能，但在異常市場(金融風暴期間)狀況下，本國銀行較能配合央行干預行為，因此 NDF 與 DF 分別在金融風暴前及金融風暴期間有較佳表現。

由於 1997 年亞洲金風暴期間，NDF 成爲投機客炒作新台幣匯率的主要工具，造成即期市場強烈預期及匯率劇烈波動，央行遂於 1998 年 5 月 25 日限制國內法人承作 NDF，亦即關閉國內 NDF 市場。文獻對於央行穩定匯率採行干預方式的看法並無一致定論，部分學者甚至認爲愈管制愈容易形成套利，反而造成更大的波動。Bayoumi and Barry (1998)則發現政府的干預效果視各國貨幣體制結構之不同而有所差異。雖然央行政策限制國內法人操作 NDF 管道，造成 NDF 市場規模的減少，但其交易量仍占遠期外匯市場成交相當的比重，且由於操作對象限制爲國外法人，是否反而較 DF 提供外匯即期市場較佳的價格發現功能，則爲本文擬檢視之重點之一。此外，NDF 及 SPOT 分別在海外及國內市場交易，由於摩擦成本(market friction)及交易限制(trading restrictions)等結構性的不同，資訊傳遞效果可能存在一定程度差異。SPOT 與 NDF 價格調整速度的掌握對於投資人有其重要性，倘若 NDF 對於 SPOT 變動具單向領導指標功能，代表國內 SPOT 容易受國外法人 NDF 交易預期影響，此對於央行追求外匯政策獨立性的目標可能存在不利影響。其次，若兩市場存在顯著的交互影響，透過國內外跨市場動態關聯的掌握，應可提供避險或投機客投資策略的參考。最後，藉由兩者領先落後關係的分析，可瞭解兩相似資產間的價格發現過程。綜合上述看法，台灣央行關

¹指 NDF 相對於 DF 之報價較能反應未來即期匯率的預期。

閉國內 NDF 市場的政策，提供本文探討海外 NDF 與國內 SPOT 市場價格及訊息傳導機制的研究動機，並在考慮 DF 市場反應的情況下，同時將 SPOT、NDF 與 DF 納入體系中考量。換言之，有別於文獻多只針對 SPOT、NDF 與 DF 兩兩市場作討論，而忽略三者經濟體系內可能存在著互為因果的關聯，本研究在模型的設定上，考量投資人同時面對三種市場的決策反應情境，同時將 SPOT、NDF 與 DF 市場納入模型考量，以三元 GARCH 模型探討三者間的動態關聯。

有關多變量 GARCH 模型的設定，Kanas(1998)、莊忠柱(2001)和黃玉娟(1999)等學者分別採用多變量 EGARCH 模型，以描述體系內金融資產可能存在的自身波動不對稱及跨市場之波動不對稱傳導現象。但在不對稱條件變異數模型選擇的優劣上，文獻研究並無一致定論。其中，Engle 和 Ng(1993)、Fornari 和 Mele(1995)及王牲(1995)發現 GJR GARCH(Glosten, Jagannathan, and Runkle,1993)模型之配適度優於其他不對稱 GARCH 模型。Engle 和 Ng 更進一步指出 EGARCH 模型在面對較大外在衝擊時，易產生過度(over-estimated)的波動量估計值，其對於跨市場二階動差間的波動傳導可能產生偏差的估計結果。針對文獻上多所採用多變量 EGARCH 模型的可能缺失，王凱立和陳美玲(2002)提出多變量 GJR GARCH-M 模型為跨市場交互動態關聯研究的另一選擇。針對以上諸多考量，本文則以三元 GJR GARCH 為依據，根據本文的需要作進一步修正與擴充，並將文獻上多所著墨的風險貼水、利率與股市等因素納入考量，以提高模型動態過程的描述能力。其次，根據 Engle and Granger(1987)指出，若市場之非定態序列存在共整合(cointegration)關係，則應將短期失衡的誤差修正項納入一階差分的模型設定中，以描述其動態短期偏離的調整過程。Lee(1994)更進一步指出，當短期失衡加大時，市場報酬之波動性亦應隨之增加，即兩者應存在正向相關。有關短期失衡在二階動差上的觀察於文獻上較為欠缺；黃玉娟(1999)針對摩根台股指數之現貨與期貨市場的研究發現，前期誤差修正項對於條件變異數有顯著解釋能力。本文模型在三個外匯市場存在長期均衡情況下，擬分別將誤差修正項納入條件平均數及條件變異數作考量，以驗證這樣的設定方式對於模型估計效能是否有效提昇。此

外，許多研究指出財務金融市場之高頻資料，普遍呈現厚尾特性的非常態分佈型態(Mandelbrot, 1963 ; Fama, 1965)；在此情況下，若仍以多變量常態分佈為假設，可能產生估計上的偏差。有關單變量(univariate)GARCH 針對厚尾特性的研究中，近來努力的方向之一，在於設定一非常態分佈使其能合理解釋資料特性，諸如對於資料厚尾特性等，其中包括 Bollerslev(1987)以厚尾的 Student-t 分佈、Nelson(1991)採用 Generalized Error(GED)分佈、Liu and Brorsen(1992)以 Stable 分佈及 Wang et al.(2001)嘗試 Exponential Generalized Beta Two(EGB2)分佈等。實證結果顯示，妥適考量資料厚尾分佈特性的模型設定，較傳統常態分佈假設要顯著提昇估計效能(performance)(Hsieh, 1989 ; Wang et al., 2001)。針對上述單變量 GARCH 相關文獻在分佈假設上的妥適考量，本文嘗試將多變量 GARCH 模型架構在能將厚尾特性納入考量的多變量 Student-t 分佈，並指出多變量研究中考慮資料厚尾特性的重要性。因此，本文參照其多變量厚尾分佈的設定方式，同時考慮前述自身及跨市場波動不對稱傳導、報酬及波動之誤差修正過程，提出多變量 Student-t 誤差修正 GJR GARCH-M 模型，針對 SPOT、NDF 與 DF 市場間之一階、二階及共變異數之動態過程作探討。

本文安排的次序，除了第一節的緒論及文獻回顧外，第二節對資料特性、模型設定及估計方法作一深入介紹；實證結果分析則列於第三節；最後第四節則為綜合結論。

2. 資料描述與研究方法

2.1 資料描述

由於我國無本金交割遠期外匯市場開放迄今僅數年，若採用週資料可能無法妥適掌握市場變動行爲，故本文以日資料為研究對象，以提高分析的有效性。因 NDF 市場資料取得的限制，研究期間專注於 1999 年 1 月起至 2003 年 9 月 30 日，

共 1127 筆日資料。NDF 資料來源取自美聯社即時報價系統，其為荷商荷蘭銀行、美國運通銀行、美國商業銀行、美商信孚銀行、美商大通銀行、法國興業銀行、法國巴黎銀行、美商花旗銀行、英商渣打銀行、中國信託商銀、瑞士聯邦銀行、台灣工業銀行共十二家銀行報價資料之平均價格。平均價格乃將十二家銀行之買、賣報價各自排序，捨去最大及最小值後，取其平均值。因平均價格已將極端異常資料排除，故對於 NDF 市場價格較具代表性。SPOT 和一個月期 DF 匯率資料取自教育部電子計算中心 AREMOS 之金融統計資料庫（Financial Statistical Databank）。

本文利用 ADF 檢定法對所有匯率序列作單根檢定，並根據 AIC（Akaike's Information Criterion）及 SC（Schwarz's Criterion）值選取最適落後期數。表 1 之 ADF 統計量結果顯示，SPOT、NDF 與 DF 序列資料均無法拒絕單根現象，而呈現非定態特性；但經自然對數轉換及一階差分後，所有序列之 ADF 統計量皆在 1% 水準下呈現顯著結果。資料對數差分的轉換，除滿足本研究時間序列分析的定態要求外，亦將資料轉換為投資人所關心的報酬率資料，因此本文接續討論皆以報酬率資料為探討對象。

表 2 顯示全部樣本期間報酬率資料的敘述性統計量，包括平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 常態分配檢定及 Ljung-Box Q 檢定統計量。標準差部分，發現 NDF 與 DF 相對高於 SPOT 市場，而其中又以 NDF 之標準差最大，說明在高度槓桿操作下，存在高波動與高風險的特質。偏態係數方面，不論 SPOT、NDF 或 DF 皆呈現顯著偏態現象。此外，SPOT、NDF 和 DF 之峰態係數值分別高達 74.834、53.394 和 58.488，明顯高於文獻對於金融市場報酬峰態係數值的觀察，說明研究期間台灣外匯市場存在相當幅度的變動，導致分佈呈現顯著厚尾現象。由上述資料顯著非常態特性，並不意外地，Jarque-Bera（J-B）常態分佈檢定統計量，在 1% 顯著水準下，一致拒絕常態分佈假設。最後，針對 SPOT、NDF 及 DF 市場日報酬率及其平方之 Ljung-Box Q 統計量，發現所有序列在 1% 顯著水準下，呈現高度自我相關現象，說明處理一階及二階序列相關的必要性。

最後，針對台灣外匯市場間之長期均衡關係，表 3 之 Johansen (1991) 共整合檢定顯示，軌跡 (trace) 及最大特性根 (maximum eigenvalue) 統計量皆顯著拒絕 $r = 0$ 與 $r = 1$ 的虛無假設，印證 SPOT、NDF 和 DF 市場間存在長期均衡關係，說明納入誤差修正項提高模型配適能力之必要性。

2.2 研究方法：

傳統文獻針對不同資產間短期動態關聯的研究，多採兩階段 (two-step) 方式作探討。傳統兩階段的作法雖然簡易，但受到許多質疑：首先，不同資產間的共變異數可能存在隨時間改變的現象，說明假設共變異數為一固定常數的不適宜。此外，兩階段 OLS 的代入方式，可能產生所謂 “generated regressor” 的問題，導致標準差偏誤 (biased) 及參數估計不一致 (inconsistent) 的估計結果 (Pagan, 1984; Murphy and Topel, 1985; Pagan and Ullah, 1988)。針對兩階段 OLS 估計的缺失及考量金融市場波動隨時間改變的特性，Darbar and Deb (1997)、Kanas (1998)、Ohno (2001)、黃玉娟 (1999) 及莊忠柱 (2000) 等學者，採用多變量 GARCH 估計方式，除了允許共變異數隨時間改變外，並考量投資人面對市場資訊充分考量之決策情境，將市場訊息同時納入模型體系，期妥適描述報酬率和波動性的動態交互關聯，避免傳統計量模型估計可能產生聯立偏誤 (simultaneous bias) 的問題。

至於條件變異數的設定方面，許多文獻發現金融市場存在波動不對稱性 (Nelson, 1991; Glosten et al., 1993; Bae and Karolyi, 1994; Susmel and Engle, 1994; 王甦, 1995)，因此波動不對稱性的掌握，對本文實證模型設定有其重要性。採用多變量波動不對稱模型的特色之一，除能掌握報酬波動的不對稱外，並能進一步推估不同市場間是否存在跨市場的波動不對稱傳導 (asymmetric volatility transmission)，即探討未預期的不利消息，是否較正面消息存在較大程度的跨市場波動傳導效果。Booth, Martikainen and Tse (1997) 指出，價格波動的因果關

係具體提供價格動態的敏銳觀察，對於風險規避及投資績效具正面助益，說明完整描述價格波動過程的重要性。鑑於文獻普遍發現台幣貶值較升值容易引起外匯市場更大程度波動，因此本文採多變量不對稱 GARCH 模型為實證模型設定依據，以檢視台灣外匯市場是否具波動的不對稱性。有關多變量波動不對稱模型的探討，Kanas (1998)、黃玉娟 (1999) 及莊忠柱 (2000)，分別以雙變量 EGARCH 模型為對象，除了考慮波動不對稱性外，並將跨市場波動的不對稱傳導納入考量，以妥適描述不同市場間一階及二階交互動態傳導關聯。然而，Engle and Ng (1993) 指出當市場發生強烈未預期衝擊時，EGARCH 模型容易得到過度的波動量估計值，可能導致跨市場波動傳導估計的偏差。此外，Kanas (1998) 針對英、法及德國約三年股市報酬資料之一階及二階動態關聯研究發現，實証估計無法以三元 EGARCH 模型達妥適收斂結果。針對多變量 EGARCH 模型在多元 GARCH 模型估計的困難，王凱立和陳美玲 (2002) 提出多變量 GJR GARCH 模型架構。實証結果顯示，雖然 GJR GARCH 模型之配適效能與多變量 EGARCH 模型互有優劣，但估計時間成本及收斂過程的困難度則顯著降低。因此，針對 SPOT、NDF 及 DF 間的動態關聯，本文採用三變量 GJR GARCH-M 模型為基礎，並根據本文議題及資料特性的需要，作進一步修正與擴充。首先，由於 SPOT、NDF 和 DF 市場存在長期均衡關係，於共整合關係成立情況下，有必要將短期失衡的誤差修正項納入報酬率方程式中考量，以提高相關變數短期動態調整的解釋能力。此外，根據 Lee (1994) 的研究指出，若市場短期失衡程度加大，可能導致市場波動隨之增加。換言之，前期誤差修正項對於條件變異數可能具相當的解釋能力。鑑於上述考量，本文亦嘗試將誤差修正項納入條件變異數方程式，以瞭解這樣的設定方式是否提高模型動態過程的描述力。其次，由於研究資料高度呈現厚尾分佈特性，本研究擬比較多變量 Student-t 是否較傳統多變量常態分佈顯著提昇配適效能。

針對上述諸點的考量，本文建構之實証模型如下：

SPOT 市場

$$\phi_{m^{spot}}^{spot}(B)R_t^{spot} = c^{spot} + \pi^{spot} h_t^{spot} + \gamma_{t-r_{spot}}^{spot} R_{t-r_{spot}}^{int} + \eta^{spot} Stock_{t-s_{spot}} \quad (1)$$

$$+ \psi^{ndf_spot} R_{t-1}^{ndf} + \psi^{df_spot} R_{t-1}^{df} + \tau_R^{spot} Z_{t-1}^{spot} + \theta_{n^{spot}}^{spot}(B)\varepsilon_t^{spot}$$

$$h_t^{spot} = g^{spot} + \sum_{k=1}^{u^{spot}} \beta_k^{spot} h_{t-k}^{spot} + \sum_{s=1}^{v^{spot}} \lambda_{1s}^{spot} (\varepsilon_{t-s}^{spot})^2 + \lambda_2^{spot} S_{t-1}^{spot} (\varepsilon_{t-1}^{spot})^2 + \tau_h^{spot} (Z_{t-1}^{spot})^2 \quad (2)$$

$$+ \mu_1^{ndf_spot} (\varepsilon_{t-1}^{ndf})^2 + \mu_2^{ndf_spot} S_{t-1}^{ndf} (\varepsilon_{t-1}^{ndf})^2 + \mu_1^{df_spot} (\varepsilon_{t-1}^{df})^2 + \mu_2^{df_spot} S_{t-1}^{df} (\varepsilon_{t-1}^{df})^2$$

NDF 市場

$$\phi_{m^{ndf}}^{ndf}(B)R_t^{ndf} = c^{ndf} + \pi^{ndf} h_t^{ndf} + \gamma_{t-r_{ndf}}^{ndf} R_{t-r_{ndf}}^{int} + \eta^{ndf} Stock_{t-s_{ndf}} \quad (3)$$

$$+ \psi^{spot_ndf} R_{t-1}^{spot} + \psi^{df_ndf} R_{t-1}^{df} + \tau_R^{ndf} Z_{t-1}^{ndf} + \theta_{n^{ndf}}^{ndf}(B)\varepsilon_t^{ndf}$$

$$h_t^{ndf} = g^{ndf} + \sum_{k=1}^{u^{ndf}} \beta_k^{ndf} h_{t-k}^{ndf} + \sum_{s=1}^{v^{ndf}} \lambda_{1s}^{ndf} (\varepsilon_{t-s}^{ndf})^2 + \lambda_2^{ndf} S_{t-1}^{ndf} (\varepsilon_{t-1}^{ndf})^2 + \tau_h^{ndf} (Z_{t-1}^{ndf})^2 \quad (4)$$

$$+ \mu_1^{spot_ndf} (\varepsilon_{t-1}^{spot})^2 + \mu_2^{spot_ndf} S_{t-1}^{spot} (\varepsilon_{t-1}^{spot})^2 + \mu_1^{df_ndf} (\varepsilon_{t-1}^{df})^2 + \mu_2^{df_ndf} S_{t-1}^{df} (\varepsilon_{t-1}^{df})^2$$

DF 市場

$$\phi_{m^{df}}^{df}(B)R_t^{df} = c^{df} + \pi^{df} h_t^{df} + \gamma_{t-r_{df}}^{df} R_{t-r_{df}}^{int} + \eta^{df} Stock_{t-s_{df}} \quad (5)$$

$$+ \psi^{spot_df} R_{t-1}^{spot} + \psi^{ndf_df} R_{t-1}^{ndf} + \tau_R^{df} Z_{t-1}^{df} + \theta_{n^{df}}^{df}(B)\varepsilon_t^{df}$$

$$h_t^{df} = g^{df} + \sum_{k=1}^{u^{df}} \beta_{t-k}^{df} h_{t-k}^{df} + \sum_{s=1}^{v^{df}} \lambda_{1s}^{df} (\varepsilon_{t-s}^{df})^2 + \lambda_2^{df} S_{t-1}^{df} (\varepsilon_{t-1}^{df})^2 + \tau_h^{df} (Z_{t-1}^{df})^2 \quad (6)$$

$$+ \mu_1^{spot_df} (\varepsilon_{t-1}^{spot})^2 + \mu_2^{spot_df} S_{t-1}^{spot} (\varepsilon_{t-1}^{spot})^2 + \mu_1^{ndf_df} (\varepsilon_{t-1}^{ndf})^2 + \mu_2^{ndf_df} S_{t-1}^{ndf} (\varepsilon_{t-1}^{ndf})^2$$

其中

$$h_t^{spot_ndf} = h_t^{ndf_spot} = cor^{spot_ndf} * [h_t^{spot} * h_t^{ndf}]^{0.5}, -1 \leq cor^{spot_ndf} \leq 1 \quad (7)$$

$$h_t^{ndf_df} = h_t^{df_ndf} = cor^{ndf_df} * [h_t^{ndf} * h_t^{df}]^{0.5}, -1 \leq cor^{ndf_df} \leq 1 \quad (8)$$

$$h_t^{spot_df} = h_t^{df_spot} = cor^{spot_df} * [h_t^{spot} * h_t^{df}]^{0.5}, -1 \leq cor^{spot_df} \leq 1 \quad (9)$$

$$\mathbf{H}_t = \begin{bmatrix} h_t^{spot} & h_t^{spot_ndf} & h_t^{spot_df} \\ h_t^{ndf_spot} & h_t^{ndf} & h_t^{ndf_df} \\ h_t^{df_spot} & h_t^{df_ndf} & h_t^{df} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{spot} \\ \varepsilon_t^{ndf} \\ \varepsilon_t^{df} \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t | \Omega_{t-1} \sim D(0, \mathbf{H}_t) \quad (12)$$

條件平均式的設定，本文以下列三個準則，審慎決定 SPOT、NDF 與 DF 三個外匯市場之報酬率方程式：首先，根據 Box-Jenkins (1976) 法則，以自我相關 (Autocorrelation Function, ACF) 及偏自我相關函數 (Partial Autocorrelation Function, PACF)，鑑定所有可能的 ARMA 模型。其次，通過上述 Box-Jenkins 法則選取之可能模型中，挑選 Ljung-Box (12) 之 P 值大於 0.1 之模型，確保殘差項不具一階序列相關之白噪音。最後，針對通過前兩項準則篩選模型，以 AIC 及 SC 法則選取最簡約 (parsimony) 模型，作為條件平均式設定依據。方程式(1)、(3)和(5)分別代表 SPOT、NDF 與 DF 市場之條件平均數方程式，其中 R_t^{spot} 、 R_t^{ndf} 和 R_t^{df} 表 SPOT、NDF 與 DF 市場之報酬率； ε_t^{spot} 、 ε_t^{ndf} 和 ε_t^{df} 為各市場條件平均式之殘差項； ϕ 及 θ 表由 AMRA 模型決定之 AR 及 MA 估計參數。

針對不同市場間報酬率的傳導效果，參數 ψ^{i-j} ($i = spot, ndf, df$; $j = spot, ndf, df$; $i \neq j$) 代表市場 i 對市場 j 跨市場報酬傳導。舉例言之，方程式 (1) 中， ψ^{ndf_spot} 及 ψ^{df_spot} 分別代表 NDF 和 DF 之於 SPOT 市場之跨市場報酬傳導估計。此外，鑑於央行貨幣政策對於匯率變動的指標效應，包括 Feldstein (1998)、Radelet and Sachs (1998) 及 Raymond (2001) 等研究証實利率上揚將導致本國貨幣升值 (匯率貶值)，代表利率對匯率應存在負向的解釋功能。針對上述觀察，本文實証模型之條件平均式納入利率變數 (R_t^{int})，探討利率變動對 SPOT、NDF 及 DF 市場影響的差異程度。再者，就資產選擇理論觀點，人們對國內外資產的選擇將會影響匯率決定。以資本市場股價為例，當大眾對於未來景

氣或產出存在樂觀期待，將造成國內資產及股票需求增加，進而影響匯率的水準，造成資產或股價趨動(stock-oriented)的匯率調整過程。實證文獻上對於股價與匯率關聯性的探討並無一致定論(Aggarwel, 1901； Ayarslan, 1982； Dropsy and Nazarian-Ibrahimi, 1994； Ajayi and Mougoue, 1996； Kanas, 2000； Nieh and Lee (2001)，本文擬針對貨幣市場利率及資本市場股價對於台灣外匯市場影響作分析探討。

再者，有關風險貼水的考量，本文採用 Chou (1988) 之 GARCH-M 型態，由三個外匯市場估計之條件波動量 $h_t^i (i = spot, ndf, df)$ ，分別代入相對應條件平均式方程式(1)、(3)和(5)中，藉由參數 $\pi^i (i = spot, ndf, df)$ 的顯著性，觀察波動風險增加時期，外匯市場是否存在預期報酬伴隨提高的現象。最後，在 SPOT、NDF 與 DF 外匯市場存在長期均衡條件下，分別將誤差修正項納入條件平均式中，探討三市場短期失衡回歸長期均衡的調整過程。模型中分別以誤差修正項 $Z_{t-1}^i (i = spot, ndf, df)$ 納入三市場之條件平均式，期藉由參數 $\tau_R^i (i = spot, ndf, df)$ 顯著性及其大小，探討 SPOT、NDF 與 DF 市場短期偏離的動態調整過程，並比較三者偏離均衡時的調整速度與程度。

方程式(2)、(4)和(6)分別為 SPOT、NDF 與 DF 市場條件變異數方程式，其允許波動除受自身市場前期誤差項平方及條件變異數影響外，亦受到前期末預期台幣變動的衝擊。舉例言之，若台幣貶值較升值容易引起外匯市場較大幅度波動，台幣貶值（未預期變動為正值； $\varepsilon_t^i > 0$ ）情況下，設定虛擬變數 $S_t^i = 1$ ；台幣升值（未預期變動為負值或 0 時； $\varepsilon_t^i \leq 0$ ），則設定 $S_t^i = 0^2$ 。藉由對應參數 $\lambda_2^i (i = spot, ndf, df)$ 的估計結果，可分析前期非預期衝擊對當期波動量的影響：當 λ_2^i 顯著大於 0，代表 $\varepsilon_{t-1}^i > 0$ 要比 $\varepsilon_{t-1}^i \leq 0$ 引起當期市場更大程度波動，隱含台

² 本文針對匯率前期非預期正向變動（台幣貶值； $\varepsilon_{t-1}^i > 0$ ）及負向變動（台幣升值； $\varepsilon_{t-1}^i < 0$ ），比較兩者對自身市場波動及跨市場波動傳導影響程度之差異。實証結果顯示，匯率非預期正向衝擊(台幣貶值)，明顯加重市場的波動效應，因此以未預期的正向變動(台幣貶值； $\varepsilon_{t-1}^i > 0$)，作為波動不對稱特性的設定依據。

幣貶值要比升值帶給自身及跨市場波動傳導更大程度影響，說明波動不對稱效果的存在。台灣外匯市場貶值或升值對波動的不對稱影響，文獻上的討論相當欠缺，本文擬針對此議題加以探討。針對跨市場波動傳導，藉由 μ_1^{i-j} 和 μ_2^{i-j} ($i = spot, ndf, df$, $j = spot, ndf, df$; $i \neq j$) 的顯著性分析，可瞭解跨市場是否存在交互波動傳導 (cross volatility transmission) 效果。以 i 市場之於 j 市場的波動傳導為例：當 i 市場前期發生負向未預期衝擊 ($\varepsilon_{t-1}^i \leq 0$)，市場 i 對市場 j 之跨市場波動傳導為 $\mu_1^{i-j}(\varepsilon_{t-1}^i)^2$ ；反之，若 i 市場前期呈現正向衝擊 ($\varepsilon_{t-1}^i > 0$)，則 j 市場報酬波動受 i 市場影響大小為 $(\mu_1^{i-j} + \mu_2^{i-j})(\varepsilon_{t-1}^i)^2$ 。換言之，藉由 μ_1^{i-j} 和 μ_2^{i-j} 的參數估計，可描述跨市場波動傳導及其不對稱特性：若 μ_2^{i-j} 顯著不為零，代表 i 市場前期之非預期正向衝擊 ($\varepsilon_{t-1}^i > 0$)，對 j 市場產生顯著跨市場波動之不對稱傳導；當 μ_1^{i-j} 顯著但 μ_2^{i-j} 不顯著時，表示 i 市場對 j 市場波動傳導是存在，但正負衝擊並沒有顯著區別；倘若 μ_1^{i-j} 和 μ_2^{i-j} 皆不顯著，則表示 i 市場對 j 市場之波動不具影響力。

針對三市場可能存在的長期均衡關係，Cheung and Lai (1993) 及 Lee and Tse (1996) 認為 Johansen 檢定法具頑強性 (robust)，因此本文擬以 Johansen 方法檢定三序列間是否存在共整合關係。倘若關係存在，則有必要將誤差項正項 (Z_{t-1}^i) 納入市場一階及二階條件方程式，描述偏離均衡的短期誤差對報酬及波動的動態影響。換言之，本文擬藉由 τ_r^i 及 τ_h^i ($i = spot, ndf, df$) 之顯著性，探討誤差修正項對外匯市場價格及波動是否具解釋能力。相對一般文獻多僅考量誤差修正項對價格報酬的預測能力，短期偏離對於市場波動的探討則相當缺乏，本文擬針對台灣外匯市場為對象，探討誤差修正是否對波動過程具顯著解釋力。

有關條件共變異數的設定(方程式(7)、(8)和(9))，採常數相關係數模式 (Bollerslev, 1990; Baillie and Bollevslev, 1990)，允許體系內條件共變異數 (h^{i-j} , $i \neq j$) 隨時間改變，假設其為兩條件變異數乘積之平方根乘上常數相關係數 (constant correlation coefficient, cor^{i-j})， cor^{i-j} 介於 1 和 -1 之間，其參數值係由

體系內估計得出。由於常數相關係數設定方式顯著減少模型複雜度及計算成本，於相關實証研究普遍被採用(Kanas, 1998；黃玉娟 1999；莊忠柱, 2000)。本文聯立模型體系估計之最大概似函數如方程式(13)，其中， $\hat{\varepsilon}_t$ 和 H_t 分別代表誤差項及變異數－共變異數之矩陣型態。在多變量常態分佈假設下，若以 θ 表示 $\hat{\varepsilon}_t$ 及 H_t 中所有未知參數， T 代表觀察值個數， k 代表變量個數³，則聯立模型體系最大概似函數如下：

$$L(\theta) = -\frac{T}{2}k \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left(\ln |H_t| + \hat{\varepsilon}_t' H_t^{-1} \hat{\varepsilon}_t \right) \quad (13)$$

文獻上多變量 GARCH 模型相關研究，多以上述多變量常態分配為假設依據，然財務金融市場高頻率資料普遍呈現厚尾的非常態分佈特性，包括 Brooks (1997)、Mittnik and Paolella (2000)、Wang et al. (2002) 與王凱立與陳美玲(2002) 等分別証實厚尾分佈特性對於 GARCH 實證模型設定的重要性。Pagan and Sabau (1987)、Lee and Hansen (1994) 及 Deb (1996) 等亦指出，模型設定若未能妥適描述資料分佈型態，可能影響參數估計的效率性 (efficiency) 及一致性 (consistent)。以本文探討的匯率報酬率資料為例，表 1 高度顯著之峰態係數估計值，顯示各組資料顯著厚尾分佈的存在，因此有必要審慎將資料分佈特性納入模型設定中考量，避免產生估計的偏誤。有別傳統文獻研究對於資料厚尾特性考量的不足，本文擴充傳統多變量常態分佈假設，將一般化的厚尾多變量 Student-t 分佈納入本文多變量 GARCH 模型中考量。就模型估計困難度而言，由於多變量 Student-t 較多變量常態分佈只多了一個型態參數 (shape parameter)－自由度，因此在估計上並不會增加太多估計成本。自由度參數估計值可視為資料分佈厚尾程度的指標，當自由度參數趨近無限大，多變量 Student-t 趨近多變量常態分佈，為多變量常態分佈之極限分佈 (limiting distribution)。反之，愈小的自由度參數估計值，代表資料厚尾特性愈明顯。由於多變量常態與 Student-t 分佈互為從屬

³ 本文以三元 GARCH 模型為研究對象，故設定 $k=3$ 計算最大概似函數估計值。

的關係，概似比檢定法可被用來比較多變量 Student-t 與多變量常態分佈配適效能的提昇程度。有別相關文獻普遍以多變量常態為分佈設定對象，本文嘗試將上述三元 EC GJR GARCH-M 模型體系(1)~(12)，架構在一般化之多變量 Student-t 分佈，以妥適描述資料厚尾分佈特性，期得到更為精確的估計結果。在多變量 Student-t 分佈假設下， ν 為自由度參數($\nu > 2$)， Γ 為 gamma 函數， k 為變量個數，則最大概似函數表示如下：

$$L(\theta) = \ln \Gamma\left(\frac{\nu + k}{2}\right) - \ln \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) - \ln(\nu - 2)\pi - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \left[\ln |\mathbf{H}_t| - (\nu + k) \ln \left(1 + \frac{\hat{\varepsilon}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \hat{\varepsilon}_t}{\nu - 2}\right) \right] \quad (14)$$

本文模型應用 Gauss 軟體及其應用程式 Constraint Maximum Likelihood (CML) 為程式編寫工具，以充分資訊最大概似估計法 (Full Information Maximum Likelihood, FIML)，採 BHHH 演算法，針對聯立方程式體系作推估。

3. 實證結果分析

首先，根據 SPOT、NDF 與 DF 序列資料存在的厚尾分佈特性，探討多變量厚尾 Student-t 分佈相對於多變量常態分佈，對於模型配適效能的提昇程度，本文實証多變量 GARCH 模型架構在多變量 Student-t 與多變量常態分佈之最大概似估計值分別為 -4230.31 與 -4120.20。最大概似比檢定統計量為 $220.22 = 2 \times (-4120.20 - (-4230.31))$ ，漸近於 1 個自由度卡方分配下，顯著拒絕自由度參數趨近無窮大之虛無假設，說明實証模型架構在多變量 Student-t 分佈之配適效能高度顯著優於多變量常態分佈。此外，實證結果顯示，於多變量 Student-t 架構下之自由度參數估計值為 2.230，在 1% 水準下呈現高度顯著估計結果，進一步印證本文以多變量 Student-t 分佈描述厚尾資料特性的妥適性良好。針對本文多變量 Student-t GJR GARCH-M 模型架構，表 4 列出 SPOT、NDF 與 DF 市場之診斷

性檢測。由標準化殘差項及其平方項之 Ljung-Box 序列相關檢定顯示，殘差項已不存在線性及非線性相依，說明模型設定良好，因此接續討論本文即以其為對象，作進一步分析探討。

表 5 列出 SPOT、NDF 與 DF 市場報酬交互傳導之估計結果。就 NDF 之於 SPOT 市場而言，報酬傳導參數($\psi^{ndf-spot}$)呈現 1%水準顯著估計，說明 NDF 扮演 SPOT 市場的領先指標，代表央行關閉國內法人承作 NDF 市場後，並未影響 NDF 對於即期市場匯率預測的功能。在僅有國外法人參與情況下，NDF 仍相當程度牽動國內即期市場價格變化，為國內即期市場投資人判斷 SPOT 走勢的重要參考指標。有別何棟欽(1998)以 1992/01/01 至 1999/12/31 為研究期間，發現 NDF 缺乏預測功能，經常盲從或落後即期市場價格變化，本文研究期間(1999/1/1~2003/09/30)顯示，NDF 已為即期市場走勢的重要領先指標，為即期市場價格變化的風向球。此外，王凱立和吳軍奉(2002)研究發現，國內法人承作 NDF 管道關閉前，NDF 對於 SPOT 呈現負向影響，代表投機客炒作及央行進場干預的衝擊下，NDF 與 SPOT 走勢經常背道而馳。有別於王凱立和吳軍奉(2002)於金融風暴期間發現 NDF 與 SPOT 呈現的負向關聯，本文研究期間顯示，或由於投機炒作退潮，NDF 與 SPOT 關係重新回歸基本面，NDF 對於 SPOT 市場存在正向的訊息傳遞功能。另一方面，觀察 SPOT 之於 NDF 市場之報酬傳導($\psi^{spot-ndf}$)，發現參數估計於 1%水準呈現正向顯著估計，此與 Park (2001)針對 SPOT 之於 NDF 正向傳導發現一致。綜合上述結果，雖說明 SPOT 與 NDF 存在雙向回饋因果關係，但若進一步比較 SPOT 與 NDF 交互傳導參數估計值大小，發現 SPOT 之於 NDF 市場的衝擊($\psi^{spot-ndf}=0.141$)大於 NDF 之於 SPOT 的影響($\psi^{ndf-spot}=0.105$)，說明兩市場雖然存在雙向訊息交流，但仍以 SPOT 市場為主要資訊來源，扮演較為明顯價格發現角色。

至於 SPOT 與 DF 市場之報酬傳導，有別於 SPOT 之於 DF 市場高度顯著的

正向報酬傳導($\psi^{spot-df}$)，表 5 發現 DF 對 SPOT($\psi^{df-spot}$)呈現不顯著參數估計。通常遠期外匯市場有助漲助跌特性，因遠匯市場在銀行規避匯率風險的考量下，經常於即期市場作買賣超的反向動作，故遠匯市場客戶的買賣壓力將迅速傳遞至即期市場，對即期市場造成影響(Callen, Chan and Kwan, 1989；邱建良、李命志及邱哲修, 2003)。然本文研究發現，台灣外匯市場 SPOT 對 DF 呈現單向的因果型態，其參數估計值($\psi^{spot-df}$)達 0.274，相當程度大於其他市場間之報酬傳導參數，隱含台灣 DF 價格調整明顯追隨 SPOT 市場，印證前述 SPOT 市場扮演市場訊息來源的主要角色。最後，由 NDF 之於 DF(ψ^{ndf-df})及 DF 之於 NDF(ψ^{df-ndf})參數估計之不顯著估計，說明 NDF 與 DF 市場彼此不存在交互傳導影響。歸納表 5 估計結果，本文發現台灣即期市場對於遠匯市場(NDF 與 DF)一致呈現顯著估計，而遠期外匯市場僅 NDF 對於 SPOT 具影響力，且其參數估計值(0.105)小於 SPOT 對 NDF 及 DF 之影響(0.141, 0.274)，說明台灣即期市場較遠匯市場更具價格主導影響力，扮演價格發動者角色。進一步分析，SPOT 對 DF 之影響($\psi^{spot-df}=0.274$)遠大於 SPOT 對 NDF 的衝擊($\psi^{spot-ndf}=0.141$)，隱含 DF 市場參與者掌握 SPOT 市場價格變化的重要性。

表 6 波動性交互傳導部分，NDF 與 DF 之於 SPOT 之跨市場波動傳導參數($\mu_1^{ndf-spot}$ 、 $\mu_2^{ndf-spot}$ 、 $\mu_1^{df-spot}$ 、 $\mu_2^{df-spot}$)，一致呈現不顯著估計，說明遠匯非預期價格衝擊，對於即期市場波動不具影響。相對王凱立與吳軍奉(2002)研究發現，央行關閉國內法人承作 NDF 前，NDF 對於 SPOT 的顯著波動傳導，本文後續研究發現，研究資料期間 NDF 之於 SPOT 的波動資訊傳遞效果轉為不顯著，間接驗證央行關閉投機客 NDF 炒匯管道措施，對於降低即期市場波動幅度的政策有效性。另一方面，表 6 顯示 SPOT 之於 NDF 與 DF 市場之波動傳導參數($\mu_1^{spot-ndf}$ 、 $\mu_1^{spot-df}$)皆呈現顯著參數估計，代表 SPOT 市場非預期變動確為遠匯市場波動的顯著影響因子，與 Chatrath and Song (1998) 針對日圓及 Park (2001)

針對韓圓 SPOT 與 NDF 波動關聯的研究類似，說明台灣即期市場對於遠期外匯市場(NDF 與 DF)均存在單向波動傳導因果關係。其中，SPOT 之於 DF 跨市場波動傳導參數估計值 ($\mu_1^{spot-ndf} = 0.363$) 高於 SPOT 之於 NDF 參數估計值 ($\mu_1^{spot-ndf} = 0.233$)，和前述 SPOT 之於 DF 顯著的跨市場報酬傳導觀察一致，再次說明 SPOT 扮演指標市場之現象。綜合上述觀察，即期市場扮演台灣外匯市場主要資訊領先角色，對於遠期外匯市場(NDF 與 DF)，不論報酬或波動皆具指標性的角色。此外，綜合表 6 不顯著跨市場波動不對稱傳導參數($\mu_2^{i-j}, i \neq j$)的觀察，有別許多研究指出台灣股市與期貨存在跨市場波動不對稱傳導，本文研究顯示台灣外匯市場間並不存在跨市場波動的不對稱傳導。

表 7 中 NDF 與 DF 市場報酬率方程式誤差修正項參數 (τ_R) 呈現顯著且滿足理論預期的負向估計，隱含遠期外匯 (NDF 與 DF) 扮演台灣外匯市場偏離均衡的調整角色，間接印證 SPOT 為台灣外匯市場主要資訊來源及價格領先角色的觀察，顯示台灣遠期外匯市場主要以 SPOT 動向為主要依據。進一步比較發現，有別 NDF 市場誤差修正係數僅呈現 10%顯著水準估計，DF 市場誤差修正係數達-0.466 且呈現 1%水準的高度顯著估計，代表台灣外匯市場長期均衡定價關係所作的調整，主要是集中在 DF 市場。透高 DF 價格修正，向 SPOT 或是 NDF 市場靠攏。上述 DF 市場相當程度誤差修正過程調整，亦呼應前述 SPOT 對 DF 高度顯著之報酬波動傳導，不但說明 DF 扮演 SPOT 市場追隨者角色，且 DF 之反應程度相當敏銳。除了短期失衡對期望報酬的影響外，誤差修正項對於三市場報酬波動 (τ_h) 亦具顯著解釋力，說明短期偏離加大將導致外匯市場波動幅度加大的推測，証實外匯市場短期修正行為對於波動的解釋效力。綜合上述三市場誤差修正項的觀察，本文研究重要發現，誤差修正項對台灣外匯市場報酬與波動均具重要預測能力。

雖然於利率平價理論指出利率對於外匯市場的可能影響，但表 8 觀察發現利率變化對於 SPOT、NDF 與 DF 之估計參數(γ)皆呈現不顯著估計，說明利率變

化短期內非影響台灣外匯市場調整的顯著因子。此外，表 8 顯示台灣外匯市場高度受到資本市場股價衝擊的影響。台灣加權股價指數對於 SPOT、NDF 與 DF 之估計參數(η)，分別為-0.032、-0.004 及-0.004，且一致呈現高度顯著的負向估計結果，說明投資人對於國內外資產的選擇，將高度牽動匯率市場走勢。探究其原因，股市其實反應大眾對於總體經濟面預期，進而左右投資決策及資金流向。以台灣淺碟型外匯市場型態而言，資金進出及心理預期對於匯率走勢扮演舉足輕重的影響。當國內景氣看好，股價上揚，在外資匯入的帶動下，台幣升值，股價與匯率呈現負相關，印證本文實證發現。此外，表 8 所列之 SPOT、NDF 與 DF 市場風險參數(π)均呈現不顯著參數估計，說明台灣外匯市場之於研究期間並無風險貼水現象。

條件變異數部分，表 9 高度顯著的自我波動傳導參數 (β) 顯示，SPOT、NDF 與 DF 市場之條件變異數，明顯受前一期自我條件變異數的持續影響，代表 GARCH 效果的存在。而前一期誤差平方項參數 (λ_1) 對條件變異數的高度預測能力，驗證台灣外匯市場存在顯著波動叢聚現象。最後，表 10 相關係數參數估計結果顯示，SPOT 與 NDF ($cor^{spot-ndf}$)、SPOT 與 DF ($cor^{spot-df}$) 及 NDF 與 DF (cor^{ndf-df}) 之非條件同期相關係數分別為 0.915、0.925 與 0.872，均呈現 1% 的高度顯著正相關，而其中又以 SPOT 與 NDF 的同期相關係數 (0.925) 最高，代表兩市場價格存在高度的共移性；而 NDF 與 DF 同時性相關(contemporaneous) 最低，呼應前述 NDF 與 DF 不存在領先落後關係的觀察。

4. 結論

本研究探討台灣 SPOT、NDF 及 DF 三外匯市場報酬及波動之交互動態關聯。研究方法上，本文以一般化多變量 Student-t EC GJR GARCH-M 模型，考量外匯市場之波動叢聚、波動不對稱、跨市場波動不對稱、厚尾分佈、跨市場報酬

及波動傳導、短期失衡對於報酬及波動影響和風險貼水等特性，以完整描述外匯市場動態過程。實証結果顯示，模型架構在一般化多變量 Student-t 的設定方式，較傳統多變量常態分佈顯著提昇配適效能，說明對於資料厚尾特性予以充分考慮的必要性。

報酬傳導部分，NDF 之於 SPOT 市場呈現顯著正向估計，說明僅有國外法人參與的 NDF 市場仍相當程度影響國內 SPOT 市場變化，為即期市場的領先指標，提供國內投資人預測匯率變化的重要參考。另一方面，SPOT 之於 NDF 報酬傳導亦呈現高度顯著正向傳導。進一步分析發現，SPOT 之於 NDF 之影響要大於 NDF 之於 SPOT 的衝擊，說明 SPOT 與 NDF 雖存在雙向回饋因果關係，但 SPOT 市場仍較 NDF 市場更具價格主導能力，扮演價格發動者角色。其次，有別 DF 對於 SPOT 的不顯著跨市場報酬傳導，SPOT 之於 DF 則具單向的領先落後關係。比較參數估計值的大小顯示，SPOT 之於 DF 的影響遠大於 SPOT 對 NDF 的衝擊，隱含 DF 市場參與者對於掌握 SPOT 市場價格變化的重要性。跨市場波動傳導部分，研究發現遠匯價格衝擊(NDF 與 DF)對於即期市場價格(SPOT)波動不具顯著影響；相反的，SPOT 之於 NDF 與 DF 則呈現顯著波動傳導，說明台灣即期市場扮演遠期外匯市場價格波動的單向因果關係。綜合上述觀察，即期市場扮演台灣外匯市場主要資訊領先角色，對於遠期外匯市場(NDF 與 DF)，不論報酬或波動皆具指標性的角色。

最後，短期誤差的動態調整方面，由 NDF 與 DF 報酬方程式顯著的誤差修正項估計，說明台灣遠期外匯市場長期均衡關係偏離，可透過前期誤差迅速加以修正。此外，本文發現短期偏離對於 SPOT、NDF 與 DF 市場波動亦具正向顯著影響，說明短期失衡偏離時期通常導致三市場波動幅度增加。此外，本文研究顯示，有別貨幣市場利率變化對台灣外匯市場調整的不顯著影響，資本市場股價對於台灣外匯市場一致呈現顯著估計，說明國內外資產選擇，導致資金進出及投資決策的變化，對於淺碟型的台灣外匯市場具相當影響力。最後，三市場同期相關

係數估計顯示，SPOT 與 DF 呈現最爲明顯的高度共移特性，而 NDF 與 DF 之同時性相關則最低。

表 1 SPOT、NDF 與 DF 匯率資料單根檢定結果

	SPOT 市場	NDF 市場	DF 市場
ADF[n]	-0.9685 [1]	-0.9311 [1]	-1.1114 [1]
Δ ADF[n]	-22.2589*** [1]	-23.9988*** [1]	-24.1042*** [1]

(1) ADF 爲 Augmented Dickey and Fuller (1979, ADF) 單根檢定統計量；而 Δ ADF 代表變數經自然對數再差分之 ADF 統計量，其臨界值的選取參考 MacKinnon (1991)。

(2) [] 內爲參照 AIC 及 SC 準則所選取之最適落後期數

(3) *、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 的水準下顯著

表 2 SPOT、NDF 與 DF 報酬序列之基本統計量

	SPOT 市場	NDF 市場	DF 市場
平均數	0.0042	0.0039	0.0042
標準差	0.2253	0.2736	0.2643
偏態係數	2.5318 [0.0053]	1.8531 [0.0053]	0.5042 [0.0053]
峰態係數	74.8338 [0.0106]	53.3938 [0.0106]	58.4873 [0.0106]
J-B 檢定	244810.6 [0.0000]	120531.1 [0.0000]	145394.9 [0.0000]
Q(15)	14.503 [0.043]	9.8525 [0.131]	27.438 [0.000]
Q(30)	20.093 [0.065]	20.500 [0.058]	30.048 [0.003]
Q ² (15)	16.812 [0.010]	32.600 [0.000]	113.22 [0.000]
Q ² (30)	17.641 [0.127]	33.328 [0.000]	113.59 [0.000]

(1) 偏態與峰態係數之標準差計算方式分別爲 $\sqrt{6/T}$ 及 $\sqrt{24/T}$ ，T 爲樣本數。常態分佈之偏態係數爲 0，峰態係數爲 3。() 內爲所估計參數之標準差；# 表偏態或峰態係數大於 2 倍漸近標準差。

(2) J-B 檢定爲 Jarque-Bera 常態分佈檢定；Q 及 Q² 分別表示變數及其平方之 Ljung-Box 統計量；[] 內之值代表所估計參數之 P 值。

表 3、共整合檢定結果

虛無假設	檢定統計量	軌跡檢定		最大特性根檢定		
		5% 之臨界值	1% 之臨界值	檢定統計量	5% 之臨界值	1% 之臨界值
$H_0 : r = 0$	118.6626***	24.31	29.31	91.0106***	17.89	22.99
$H_0 : r \leq 1$	27.6519***	12.53	12.53	27.4651***	11.44	15.69
$H_0 : r \leq 2$	0.1868	3.84	3.84	0.1686	3.84	6.51

(1) r 爲共整合向量之個數，*** 代表 1% 之顯著水準

表 4 模型之診斷性檢定

	SPOT 市場	NDF 市場	DF 市場
Q(6)	11.649 [0.113]	10.080 [0.121]	5.8021 [0.446]
Q(12)	13.153 [0.358]	15.394 [0.221]	7.4129 [0.829]
Q ² (6)	0.6367 [0.986]	1.1688 [0.978]	0.2436 [1.000]
Q ² (12)	0.9842 [1.000]	1.4983 [1.000]	0.6301 [1.000]

(1)nu 為多變量 student-t 分佈下之自由度；()表標準差；***代表 1% 之顯著水準

(2)Q 及 Q² 分別表示報酬及其平方項之 Ljung-Box 統計量；[]內之值代表所估計參數之 P 值。

表 5 報酬率交互傳導參數估計

SPOT vs. NDF		SPOT vs. DF		NDF vs. DF	
ψ^{ndf_spot}	0.105*** (0.040)	ψ^{df_spot}	-0.040 (0.042)	ψ^{ndf_df}	-0.073 (0.051)
ψ^{spot_ndf}	0.141** (0.070)	ψ^{spot_df}	0.274*** (0.060)	ψ^{df_ndf}	-0.023 (0.059)

(1)*、**、***分別表示 10%、5%、1%的水準下顯著；()內為所估計參數之標準差

表 6 波動性之交互傳導參數估計

SPOT vs NDF		SPOT vs DF		NDF vs DF	
$\mu_1^{ndf_spot}$	0.052 (0.053)	$\mu_1^{df_spot}$	0.134 (0.121)	$\mu_1^{ndf_df}$	0.044 (0.334)
$\mu_2^{ndf_spot}$	-0.060 (0.108)	$\mu_2^{df_spot}$	0.190 (0.189)	$\mu_2^{ndf_df}$	-0.127 (0.155)
$\mu_1^{spot_ndf}$	0.233*** (0.101)	$\mu_1^{spot_df}$	0.363*** (0.166)	$\mu_1^{df_ndf}$	0.105 (0.317)
$\mu_2^{spot_ndf}$	0.008 (0.581)	$\mu_2^{spot_df}$	0.297 (0.231)	$\mu_2^{df_ndf}$	0.184 (0.567)

(1)*、**、***分別表示 10%、5%、1%的水準下顯著；()內為所估計參數之標準差

(2)(-)表觸及估計下限(lower bound)而無法得到參數估計值

表 7 誤差修正項於條件平均式及條件變異式之估計結果

	SPOT 市場	NDF 市場	DF 市場
τ_R	0.069 (0.069)	-0.105* (0.061)	-0.466*** (0.057)
τ_h	0.069*** (0.025)	0.302*** (0.073)	0.142*** (0.036)

(1)*、**、***分別表示 10%、5%、1%的水準下顯著；()內為所估計參數之標準差

(2)(.)表觸及估計下限(lower bound)而無法得到參數估計值

(3) τ_R 和 τ_h 分別為前期誤差對報酬率及變異數之參數估計值

表 8 其他重要變數於條件平均式之估計結果

	SPOT 市場	NDF 市場	DF 市場
γ	0.002 (0.005)	0.000 (0.008)	0.0001 (0.0005)
η	-0.032*** (0.012)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
π	0.028 (0.030)	0.016 (0.027)	0.032 (0.028)

(1) r 、 π 、 η 分別為利率、股市及風險溢酬參數

(2)*、**、***分別表示 10%、5%、1%的水準下顯著；()內為所估計參數之標準差

表 9 條件變異式之估計結果

	SPOT 市場	NDF 市場	DF 市場
g	0.004 (0.007)	0.002** (0.001)	0.003*** (0.001)
β	0.728*** (0.035)	0.735*** (0.035)	0.706*** (0.037)
λ_1	0.271*** (0.035)	0.264*** (0.035)	0.270*** (0.086)
λ_2	0.000 (-)	0.000 (-)	0.000 (-)

(1)*、**、***分別表示 10%、5%、1%的水準下顯著；()內為所估計參數之標準差
 (2)(.)表觸及估計下限(lower bound)而無法得到參數估計值

表 10 相關係數估計結果

cor^{spot_ndf}	cor^{spot_df}	cor^{ndf_df}
0.915*** (0.006)	0.925*** (0.006)	0.872*** (0.009)

(1)*、**、***分別表示 10%、5%、1%的水準下顯著；()內為所估計參數之標準差

參考文獻

- 王牲 (1995), 「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析」, 《證券市場發展》, 7:1, 125-161。
- 王凱立與陳美玲 (2002) 「美國和台灣股票期現貨市場之動態關聯：一般化多變量 GARCH 模型的應用」, 《經濟論文》, 30:4, 363-408。
- 邱建良、李命志與邱哲修 (2003) 「即期匯率與遠期匯率之動態關聯性」, 《亞太社會科技學報》, 2:2, 75-99。
- 何棟欽 (1998), 「新台幣無本金交割遠期外匯交易的本質分析」, 《台灣經濟金融月刊》, 34:4, 17-36。
- 莊忠柱 (2000), 「股價指數期貨與現貨的波動性外溢：臺灣的實證」, 《證券市場發展季刊》, 12:3, 111-139。
- 莊忠柱 (2001), 「現貨、近月期與近季期股價指數期貨市場間價格與價格波動性的資訊傳遞：臺灣的早期經驗」, 《管理學報》, 18:2, 311-332。
- 黃玉娟 (1999), 「報酬與波動性動態關聯之研究—摩根台股指數與指數期貨之探討」, 《國家科學委員會研究彙刊:人文及社會科學》, 9:1, 153-162。
- 潘昶安 (2000), 「亞洲金融風暴對我國外匯市場影響之研究」, 中正大學財務金融研究所碩士論文。
- Bae, K. and G. A. Karolyi (1994), "Good News, Bad News and International Spill Overs of Stock Return Volatility between Japan and the U.S.," *Pacific-Basin Finance Journal*, 2, 405-438.

- Baillie, R. T. and R. P. DeGennaro (1990), "Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 203-214.
- Bodart, V. and P. Reding (1999), "Exchange Rate Regime, Volatility and International Correlations on Bond and Stock markets," *Journal of International Money and Finance*, 28, 133-151.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T. (1987), "A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Price and Rate of Return," *Review of Economics and Statistics*, 9, 542-547.
- Bollerslev, T. (1990), "Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
- Booth, G. G., T. Martikainen, and Y. Tse, (1997) "Price and Volailities Spillovers in Scandinavian Stock Markets," *Journal of International Money and Finance*, 21, 811-823.
- Box, G. and G. Jenkins (1976), "*Time Series Analysis, Forecasting and Control*", Holden-Day, San Francisco.
- Brooks, C. (1997), "Linear and Non-Linear Forecastability of High-Frequency Exchange Rates," *Journal of Forecasting*, 16, 125-145.
- Callen, M. W., L. Chan, and C. Y. Kwan (1989), "Spot and Forward Exchange Rates A Causality Analysis," *Journal of Business Finance and Accounting*, 16, 105-118.
- Chatrath, A. and F. Song (1998), "Information and Volatility in Futures and Spot Markets: The Case of the Japanese Yen," *The Journal of Futures Markets*, 18, 201-223.
- Cheung, Y. W. and K. S. Lai (1993), "Finite Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55, 313-328.
- Chou, R. F. (1988), "Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH," *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294.
- Choudhry, T. (1997), "Short-Run Deviations and Volatility in Spot and Futures Stock Returns:Evidence form Australia, Hong Kong and Japan," *The Journal of Futures Markets*, 17:6, 689-705
- Darbar, S. M., and P. Deb (1997), "Co-Movements in International Markets," *The Journal of Financial Research*, 55, 305-322.
- Deb, P. (1996), "Finite Sample Properties of Maximum Likelihood and Quasi-Maximum Likelihood Estimators of EGARCH Models," *Econometric Reviews*, 15, 51-68.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 44, 101-108.
- Engle, R.F. and V. K. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Fama, E. (1965), "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, 38, 34-105.
- Fang, H. G., W. Lee and M. S. Pan (1996) "International interest rate linkage: Evidence from the money markets in the United Kingdom," *Journal of Multinational Financial Management*, 6:4, 59-71.

- Feldstein, M. (1998), "Refocusing the IMF," *Foreign Affairs*, 77, 20-33.
- Fornari, F. and A. Mele (1995), "Sign and Volatility-Switching ARCH Model Theory and Volatility," *Journal of Applied Econometrics*, 12, 49-56.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48, 1779-1801.
- Hamao, Y., R.W. Masulis and V. Ng (1990), Correlation in price changes and volatility across international stock markets, *The Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
- Hsieh, D. (1989), "Modeling Heteroskedasticity in daily Foreign Exchange Rates," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 307-311.
- Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrics*, 59, 1551-1580.
- Kanas, A. (1998), "Volatility Spillovers across Equity Markets: European Evidence," *Applied Financial Economics*, 8, 245-56.
- Lee, S. and B. E. Hansen (1994), "Asymptotic Theory for the GARCH(1,1) Quasi-maximum Likelihood Estimator," *Econometric Theory*, 10, 29-52.
- Lee, T. H. and Y. Tse (1996), "Cointegration Tests with Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 73, 401-410.
- Liu, S. M. and B. W. Brorsen (1992), "Maximum Likelihood Estimation of the Stable Distribution with a Time-varying Scale Parameter", mimeo, *Department of Economics*, Oklahoma State University.
- Longworth, D. (1981), "Testing the Efficiency of the Canadian-U.S. Exchange Market under the Assumption of No Risk Premium," *Journal of Finance*, 43-51.
- Mandelbrot, B. (1963), "the Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business*, 36, 394-419.
- Mitnik, S. and M. S. Paoletta (2000), "Conditional Density and Value-at-Risk Prediction of Asian Currency Exchange Rates," *Journal of Forecasting*, 19, 313-333.
- Murphy, K. M. and R. H. Topel (1985), "Estimation and Inference in Two-step Econometric Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, 26, 370-379.
- MacKinnon, J.G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests", in Long-Run Economic Relationships, Readings in Cointegration, Engle, R.F. and C.W.J. Granger (eds). Oxford University Press, Oxford, U.K.
- Nelson, D. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59:2, 347-370.
- Ng, N. (1987), "Detecting Spot Price Forecasts in Futures pricing Using Causality Tests," *The Review of Futures Markets*, 10, 250-267.
- Ohno, S. (2001), "Contagion Effect Among Equity and Foreign Exchange Markets," 8th Asian Pacific Financial Association Conference Proceeding.
- Pagan, A. R. (1984), "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generalized Regressors," *International Economic Review*, 221-247.
- Pagan, A. R. and H. Sabau (1987), "On the Inconsistency of the MLE in Certain Heteroskedasticity Regression Model," mimeo, University of Rochester.
- Pagan, A. R. and A. Ullah (1988), "The Econometric Analysis of Models with Risk Terms," *Journal of Applied Econometrics*, 3, 87-105.
- Park, J. (2001) "Information Flows between Non-Deliverable Forward (NDF) and Spot Markets: Evidence from Korean Currency," *Pacific-Basin Finance Journal*, 9, 363-377.
- Raymond, W. S. (2001), "Price and Volatility Spillovers between Interest Rate and

- Exchange Value of The US Dollar,” *Global Finance Journal*, 12, 95-107.
- Radelet, S. and J. Sachs (1998), “The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-74.
- Ross, S. (1989) “Information and Volatility: The Non-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy”, *Journal of Finance*, 44, 11-17.
- Susmel R. and R. F. Engle (1994), “Hourly Volatility Spillovers Between International Equity Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 13, 3-25.
- Theodossiou, P., E. Kahya, G. Koutmos, and A. Christopfi (1997), “Volatility Reversion and correlation structure of returns in Major International Stock Markets,” *The Financial Review*, 32, 205-224.
- Wang, K. L., C. Fawson, C. B. Barrett and J. McDonald (2001), “A Flexible parametric GARCH Model with an Application to Exchange Rates,” *Journal of Applied Econometrics*, 16:4, 521-536.
- Wang, K.L. and C. Fawson (2001), Modeling Asian stock returns with a more general parametric GARCH specification, *Journal of Financial Studies*, 9, 21-52.
- Wang, K. L., C. F. Fawson, and C. B. Barrett (2002) “An Assessment of Empirical Model Performance When Financial Market Transactions are Observed at Different Data Frequencies: An Application to East Asian Exchange Rates,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 19:2 111-129.