

新臺幣美元外匯市場價格發現之研究

高崇瑋

德明財經科技大學財政稅務系

萬哲鈺*

淡江大學經濟學系

關鍵詞: 價格發現、訊息比例、衝擊反應分析、變異數分解

JEL 分類代號: E24, E30, E32

* 聯繫作者: 萬哲鈺, 淡江大學經濟學系, 新北市 251 淡水區英專路 151 號。電話: (02) 2621-5656 分機 2993; 傳真: (02) 2620-9654; E-mail: wan@mail.tku.edu.tw。作者感謝兩位匿名評審與編輯委員提供的寶貴意見與指正, 若文中仍有缺失, 悉由作者負責。

摘要

本文主要討論新臺幣美元外匯市場之元太外匯與臺北外匯兩家外匯經紀公司，所具有的價格發現能力與影響此能力的市場因素。透過 Hasbrouck (1995) 的訊息比例模型以及 King et al. (1991) 之變異數分解與衝擊反應分析，實證結果顯示元太外匯擁有的訊息比例明顯比其占有的市場交易量比例為高，此外元太外匯價格變異為共同隨機趨勢變異解釋的比例與其價格反應恆常衝擊的速度等，也比臺北外匯的水準與反應為快，這顯示元太外匯的價格發現能力高於臺北外匯。而迴歸分析的結果指出，元太外匯擁有的訊息比例與價差、成交量以及價格波動等呈現反向變化關係，此除進一步支持元太外匯價格發現能力高於臺北外匯的結果外，也同時顯示出交易制度的差異與央行的干預行為，為造成元太外匯價格發現能力高於臺北外匯的主要原因。再多加入日期效應與總體經濟資訊公布的虛擬變數後，上述迴歸分析的結果依然可以成立，這顯示出本文的實證結論具有穩健性。

1. 緒論

價格發現 (price discovery) 指的是透過價格在不同市場之間的互動, 分析訊息的傳遞過程, 藉以認定不同市場擁有的訊息多寡與領導價格變化的能力高低, 進而討論影響價格發現能力的因素。當具有相同價值基礎的金融商品在不同市場進行交易時, 由於價格變化係受到同一經濟基本面因素所影響, 故不同市場的交易價格將被相同的因子驅動, 呈現同一方向的變化模式, 只是個別市場反應訊息的能力會因個別市場交易制度而有異。一般而言, 交易成本較低的市場通常較容易受到投資人青睞, 選擇其做為反應訊息的主要場所。因此交易成本差異可反應個別市場的價格領導能力, 此為 Fleming et al. (1996) 所提出之交易成本假說。另外, 由於成交量是市場流動性指標, 流動性愈大者, 價格反映訊息的落差便愈小, 因此價格領導能力應該愈強。Harris et al. (1995) 及 Hasbrouck (1995) 在研究美國境內不同證券交易所反應相同證券價格的能力時, 證實上述假說, 即成交量大的市場, 價格領導能力優於成交量小的市場。至於 Diamond and Verrecchia (1987) 提出的放空限制假說, 則說明了現貨價格的訊息反應能力不如期貨價格的原因, 由於現貨交易會受到放空限制, 而期貨交易則無, 往往會令現貨價格在受到負面衝擊時, 反應能力不如期貨價格來得迅速。

實證上已有許多研究針對金融市場間的訊息傳遞效果與傳遞方向進行分析, 股票市場是文獻較為頻繁討論的對象, 如 Herbst et al. (1987)、Kawaller et al. (1987)、Stoll and Whaley (1990) 與 Chan (1992) 等, 以股價指數與指數期貨之間的價格互動關係為研究對象。而 Barclay and Hendershott (2003, 2008)、Covrig et al. (2004)、Chakravarty et al. (2004)、Fung and Tse (2008) 與 Shastri et al. (2008) 等, 則分別進一步討論在不同交易時段、制度性因素、交易量、價差與波動等對於價格發現能力的影響。與股票市場類似的價格發現議題與研究觀點, 也出現在債券市場 (Martens, 1998)、國庫券

市場 (Mizrach and Neely, 2008; He et al., 2009) 與外匯市場 (Tse et al., 2006; Tse and Bandyopadhyay, 2006) 等金融市場的價格發現文獻研究上。此外有關期貨/現貨價格的領先-落後關係亦被運用至商品市場, 研究對象包括小麥、玉米、酪農產品、鋁金屬、原油與天然氣市場等。¹ 隨著金融證券跨海上市情況日增, 也有愈來愈多的研究著重於分析個別交易所的制度設計, 是否會影響其反應相同金融商品價格變化趨勢之領導能力。²

以臺灣的外匯市場交易而言, 自元太外匯經紀公司於 1998 年 5 月設立後, 臺北外匯市場便同時存在元太外匯經紀公司與臺北外匯經紀公司,³ 兩家外匯經紀商同時從事新臺幣兌美元的外匯交易, 國內銀行之間的美元交易出現元太外匯與臺北外匯分別報價的現象。資料顯示, 自元太外匯設立以來, 臺北外匯一直占有臺北外匯市場的主要成交量。⁴ 在交易方式上, 元太外匯採用人工操作的語音報價交易系統, 在外匯經紀商與銀行外匯交易室各裝設喇叭, 銀行交易員可透過此交易系統得知目前喊價狀況與交易金額, 並透過交易系統進行喊價與交易。如此一方面可避免銀行私下報價, 交易方式較公開與公平, 另一方面也解決交易員因電話忙線而喪失有利交易機會的困擾。至於臺北外匯主要透過螢幕顯示交易訊息並經由電話進行交易, 不過螢幕僅顯示報價, 交易者並無法得知該價位的交易量多寡。在交易價格方面, 兩家外匯經紀公司收盤價格差異不大, 套利空間有限, 除非受到人為因素的影響, 如中央銀行的干預, 才會造成兩者的收盤價出現明顯差異。以臺灣中央銀行的干預方式而言, 通常在外匯市場臨收盤前才進行干預, 而且以臺北外匯作為主要的交易市場。因此一旦央行出現干預動作, 往往造成臺北外匯的收盤價與元太

¹ 相關參考文獻包括 Yang et al. (2005)、Fortenbery and Zapata (1997)、Figuerola-Ferretti and Gilbert (2005)、Silvapulle and Moosa (1999)、Moosa (2002) 與 Kao and Wan (2009)。

² 如 Eun and Shim (1989)、Tse et al. (1996)、Koutmos and Booth (1995)、Tse (1998)、Roope and Zurbruegg (2002)、Hsieh (2004)、Kadapakkam et al. (2003)、Grammig et al. (2005)、Lok and Kalev (2006) 與 Su and Chong (2007)。

³ 以下的內容將分別以「元太外匯」與「臺北外匯」作為簡稱。

⁴ 以本研究的樣本期間而言, 1998 年 5 月 26 日元太外匯開始交易, 當日元太外匯的成交量約為臺北外匯市場整體成交量的 23.1%。至 2009 年 6 月 30 日止, 當日元太外匯的成交量則約為臺北外匯市場整體成交量的 29.5%。

外匯收盤價出現明顯差異,⁵ 讓臺北外匯的交易數量在臨收盤前出現明顯提高變化, 同時使臺北外匯的當日交易量因央行干預之故而顯著擴大。

價格發現為相對的概念, 當某一個市場較具有價格發現能力時, 並不表示該市場為訊息的唯一來源。然透過價格發現的研究可以釐清交易相同商品的各個市場間, 何者能提供較豐富的訊息。以外匯市場而言, 這一點對於市場參與者在進行外匯風險規避將具有重要參考價值。甚至當中央銀行擬以干預方式影響匯率走勢時, 是否也應選擇在較具有價格發現能力的市場進行操作, 透過該市場能較有效率地傳遞訊息的性質, 達到其干預匯率變化的目標。在 Wan and Kao (2009) 以門檻模型對元太外匯與臺北外匯兩家外匯經紀公司的研究便指出, 臺北外匯的價格發現能力並未高於元太外匯, 因此中央銀行單以臺北外匯作為主要干預市場的操作方式, 有可能無法達到其干預之效果。

Wan and Kao (2009) 主要根據兩家外匯經紀公司個別價格變化的誤差修正項係數大小, 比較兩個市場價格反應均衡誤差 (equilibrium error) 的速度快慢, 藉以認定各市場的價格發現能力高低,⁶ 同時以一般化衝擊反應函數 (generalized impulse response function) 比較兩個市場價格反應各個市場衝擊後回復均衡的速度, 對文中的結論作進一步的驗證。有鑑於該文並未確切計算出各個市場所擁有的價格發現水準, 而且此水準也可能因為樣本期間

⁵ 以 1998 年 6 月為例, 時值亞洲金融風暴影響臺灣, 新臺幣呈現強烈貶值壓力下, 受央行於臺北外匯市場干預的影響, 根據 6 月 23 日工商時報第三版內容指出, 6 月 22 日臺北外匯收盤報價新臺幣升值 2.69 角, 但元太外匯收盤報價新臺幣卻反向貶值 2.83 角。而 6 月 24 日中國時報第二十一版的內容指出, 6 月 23 日也出現與 22 日類似的走勢變化, 臺北外匯因央行在市場收盤前進行干預的影響, 新臺幣報價貶值 3.35 角, 但央行未進場干預的元太外匯新臺幣報價則升值 1.85 角。根據 2002 年 5 月 31 日經濟日報第二版的內容, 5 月 30 日在央行於臺北外匯臨收盤前干預超過 4 億美元的影響下, 有異於當日交易中新臺幣升值 2 角以上的變化, 臺北外匯收盤價新臺幣僅升值 0.49 角, 但較不受央行干預影響的元太外匯收盤價則顯示新臺幣升值 2.13 角。根據新聞資料顯示, 以上元太外匯與臺北外匯收盤價出現明顯差異的現象, 一般認為係與中央銀行干預有關, 而陳旭昇與吳聰敏 (2008) 一文也指出此時屬於中央銀行採阻止新臺幣升值政策的階段。

⁶ 根據 Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型 (permanent-transitory model), 體系內影響個別價格數列永久變化的效率價格 (efficient price) 可以個別價格數列的加權平均予以表示, 此權數便是個別數列對效率價格的影響能力, 可視為個別市場對效率價格的領導能力。Gonzalo and Granger (1995) 指出此權數與誤差修正項係數具有正交 (orthogonal) 的關係, 這隱含誤差修正項係數愈大者, 擁有的權數愈低, 因此價格發現能力也愈低。Wan and Kao (2009) 便是利用此概念進行價格發現能力高低的比較。

不同而出現改變，進而影響分析的結論。為此本文擬進一步以可顯示各市場價格發現水準之 Hasbrouck (1995) 訊息比率 (information share) 模型，以及各市場價格反應效率價格恆常衝擊之 King et al. (1991) 的變異數分解與衝擊反應分析，做更深入的討論，其理由與動機為：1、雖 Hasbrouck (1995) 訊息比例模型與 Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型兩者皆為價格發現文獻上常見的方析方式，Wan and Kao (2009) 便是透過後者的概念比較元太外匯以及臺北外匯的價格發現能力高低。不過與 Gonzalo and Granger (1995) 不同的是，Hasbrouck (1995) 訊息比例模型將數列之間的相關性列入考慮。當各市場的波動具有很高的相關性時，會造成兩模型測量出的個別市場價格領導能力會有所差異 (Baillie et al., 2002)。本文利用報酬率平方與 GARCH 模型，估算元太外匯與臺北外匯的匯率波動，計算出兩者的相關係數分別為 0.8311 與 0.8372。由於元太外匯與臺北外匯兩個市場的波動具有高度相關性質，因此使用 Hasbrouck 模型進行分析比較符合實際資料的性質。2、Wan and Kao (2009) 是以門檻模型進行分析，由於在門檻模型下衝擊反應過程會與起始狀態以及衝擊程度大小有關 (Potter, 1994)，因此需透過一般化衝擊反應函數方能顯示出各市場價格因應衝擊變化的調整變化性質。至於本文使用之 Hasbrouck (1995) 模型則是在兩個市場價格具有長期共整關係下進行討論，這顯示兩個價格受共同的效率價格變化所影響。由於 King et al. (1991) 模型中所謂的衝擊便是來自形成效率價格因子的恆常變化，而不是傳統上以個別市場的衝擊作為來源。恆常的衝擊代表著市場基本面因素的變化，愈能反應該衝擊者顯示其代表市場的角色愈明顯，此與價格發現能力討論的概念相符，故使用該模型分析文中兩個市場價格因應衝擊的調整過程，藉以交叉印證由訊息比例模型獲得的結論。3、各市場的價格發現能力並非固定不變，有可能因經濟環境改變或受交易量、價差、波動、日期效應與總體資訊的公布等之影響而產生變化。為避免僅以全樣本期間為對象進行估計可能產生的偏誤，本文使用逐步增減樣本以維持並移動固定樣本區間的方式，計算各市場價格發現能力隨時間的變化，分析各市場價格發現能力的消長過程，驗證由全樣本期間獲得之結論的穩健性 (robustness)。同時以逐步移動樣本區間獲

得之價格發現能力數列為被解釋變數, 對交易量、價差、波動等市場交易資訊進行迴歸分析, 以檢視影響兩家外匯經紀公司價格發現能力的因素, 對臺北外匯市場的價格發現能力結構作進一步的探討。

因此本研究以元太外匯開始成立至 2009 年 6 月底的資料為對象, 討論元太外匯與臺北外匯的價格發現能力。實證結果指出, 儘管元太外匯的成交金額約僅占臺北外匯市場整體成交量三成左右, 但其價格發現能力卻大於臺北外匯, 元太外匯具有的價格發現能力明顯比其占有的市場交易量比例為高, 此與 Wan and Kao (2009) 的分析結論相同。這表示成交量高的市場未必就擁有較高的價格發現能力, 這一點與 Covrig et al. (2004)、Fung and Tse (2008) 與 He et al. (2009) 等的結論類似。探究其原因, 應與元太外匯與臺北外匯兩者在揭露交易訊息過程與交易方式, 以及中央銀行多在臺北外匯進行干預等有關。研究中也以市場價格發現能力為被解釋變數, 對成交量、價差與價格波動等市場因素進行迴歸分析。實證結果顯示成交量與價格發現能力呈現反向變化關係, 此進一步支持以訊息比率、變異數分解與衝擊反應分析等所獲得的結論。至於價差以及價格波動兩者也與價格發現能力變化呈現反向變化關係, 價差小與波動低的市場相對擁有較佳的價格發現能力, 此與 Sapp (2002)、Chakravarty et al. (2004)、Shastri et al. (2008)、Mizrach and Neely (2008) 等文獻的結論相同。而再多加入日期效應與總體經濟資訊揭露之虛擬變數後, 上述之成交量、價差、價格波動與價格發現能力之間的關係依然可以成立, 顯示本文的實證推論具有穩健性。由於這些虛擬變數對價格發現能力變化的影響不具有統計顯著性, 此意味著臺北外匯市場的價格發現能力變化主要與市場因素有關。

除緒論外, 本文第二段將針對所使用的統計方法與相關文獻進行介紹。第三段為資料的說明、實證結果的討論與經濟意義的解釋。最後則為結論。

2. 統計方法與文獻回顧

2.1 統計方法

2.1.1 Hasbrouck 的訊息比例模型

Hasbrouck (1995) 提出之訊息比例模型是目前研究市場價格發現能力的文獻中, 被廣為運用的計量方法。⁷ 該模型認為體系內相關的個別數列可以拆解成兩部分: 第一部份是受到訊息影響而對資產價格變化產生永久影響的因素, 第二部分是對資產價格變化僅具有短期、暫時影響效果的因素。

當個別價格數列之間具有長期的共整合關係時, 代表這些數列受到共同的基本面因素影響而呈現起伏變化。利用誤差修正模型可顯示個別數列受其他數列落後期變動的影響, 以及個別數列在偏離長期均衡狀態下的調整行爲。在檢定出數列間具有共整合關係後, 誤差修正模型可寫成:

$$\Delta \mathbf{p}_t = \mathbf{c}_0 + \alpha \beta' P_{t-1} + \mathbf{A}(\mathbf{L}) \Delta \mathbf{p}_{t-1} + e_t, \quad (1)$$

其中 $\mathbf{p}_t = (\mathbf{p}_{1t}, \mathbf{p}_{2t})'$ 。以本文的分析架構為例, \mathbf{p}_{1t} 、 \mathbf{p}_{2t} 分別代表元太外匯與臺北外匯新臺幣美元匯率的對數值。 \mathbf{c}_0 為 2×1 常數向量, $\mathbf{A}(\mathbf{L})$ 為 2×2 的多項式係數矩陣, L 為落後運算元。 α 為 2×1 誤差修正係數矩陣, β 代表共整合矩陣, e_t 為不具序列相關且均數為零的殘差, 其共變異數矩陣為 $\Omega = \{\sigma_{ij}\}$ 。

將 (1) 式進行轉換寫成向量移動平均 (VMA) 模式:

⁷ 如 Martens (1998)、Tse (1999a, 1999b)、Covrig and Melvin (2002)、Sapp (2002)、Roope and Zurbruegg (2002)、Fong and Zurbruegg (2003)、Chakravarty et al. (2004)、Covrig et al. (2004)、Tse and Xiang (2005)、Tse et al. (2006)、Tse and Bandyopadhyay (2006)、Su and Chong (2007)、Mizrach and Neely (2008)、Shastri et al. (2008)、Fung and Tse (2008) 與 Phylaktis and Chen (2009)。

$$\mathbf{p}_t = \iota\psi \left(\sum_{s=1}^t e_s \right) + \Psi^*(\mathbf{L})e_t, \quad (2)$$

其中 $\iota\psi(\sum_{s=1}^t e_s)$ 為受訊息變化而會永久影響資產價格變化的部分, ι 為 2×1 的單位向量, ψ 為一行向量, $\psi_j (j = 1, 2)$ 為其元素。 $\Psi^*(\mathbf{L})e_t$ 代表對資產價格僅有暫時影響效果的部分。在共整合體系內的共同隨機趨勢 (common stochastic trend) 便代表該體系的共同效率價格 (common implicit efficient price)。根據 Hasbrouck (1995) 的定義, 個別市場的價格領導能力可以用個別市場價格變異對效率價格變異 $\text{var}(\psi e_t)$ 的解釋比例做指標, 此比例稱為訊息比例 (information shares)。因此市場 j 的訊息比例可寫成:

$$S_j = \frac{([\psi M]_j)^2}{\psi \Omega \psi'}, \quad (3)$$

其中 M 為以 Cholesky 法拆解共變異數矩陣時的下方三角矩陣, 且 $\Omega = MM'$, $[\psi M]_j$ 為 ψM 矩陣中第 j 行元素。由於以 Cholesky 法拆解共變異數矩陣所得到的訊息比例會嚴重受到變數排列順序之影響, Baillie et al. (2002) 指出在雙變數體系內, 計算不同變數排列順序所得到的訊息比例上限與下限的平均數, 可做為個別市場價格領導能力的指標。

2.1.2 KPSW 變異數分析與衝擊反應函數模型

King et al. (1991, KPSW) 利用變異數分析 (variance decomposition, VDC) 與衝擊反應函數 (cumulative impulse response, CIR) 表達價格數列之間的變動關係。KPSW 模型可顯示某市場的價格在受到共同因子衝擊後的反應模式, 以及個別市場因應共同因子變化而出現反應的速度。KPSW 模型中所謂的「衝擊」是來自形成效率價格的共同因子, 而不是傳統上以個別市場的衝擊作為分析來源。

KPSW 模型的意義可以下列內容加以說明。若將 (1) 式的價格數列 \mathbf{p}_t 利用 Stock and Watson (1988) 拆解法寫成共同趨勢模式 (common-trend representation):

$$\mathbf{p}_t = \mu t + \iota\omega_t + \mathbf{p}_t^*, \quad (4)$$

其中 ι 是 2×1 的單位列向量, ω_t 代表受訊息影響而會永久影響價格變化的共同隨機趨勢 (common stochastic trend)。 \mathbf{p}_t^* 是因市場個別因素導致對價格僅有暫時影響效果的因素。由於暫時性與永久性影響因素之間互為獨立, 個別價格數列 (p_{it}) 的變異數便由共同趨勢變異 ($\text{var}(\omega_t)$) 與暫時性變異 ($\text{var}(\mathbf{p}_t^*)$) 組成。因此當某個別價格數列的變異多來自共同隨機趨勢變異, 少來自暫時性變異, 則該價格數列的變化便多數由共同隨機趨勢變異所解釋。換言之, 因該價格數列的變化愈接近於共同趨勢的變化, 故可視為具有較高的價格領導能力。

根據 King et al. (1991) 的內容, 若所研究的數列皆具有 $I(1)$ 的性質時, 根據 Wold 代表定理 (Wold representation theorem) 可得下列向量移動平均模式:

$$\Delta \mathbf{p}_t = \mu + \mathbf{C}(\mathbf{L})\varepsilon_t, \quad (5)$$

其中 ε_t 是對數列 \mathbf{p}_t 的往前一步預測誤差 (one-step-ahead linear forecast errors), 具有平均數為 0 與序列無關特性, 其共變異數矩陣為 Σ_ε 。根據 (5) 式可找到與之配合的結構式 VMA, 如 (6) 式所示:

$$\Delta \mathbf{p}_t = \mu + \Gamma(\mathbf{L})\eta_t, \quad (6)$$

其中 η_t 為 2×1 的結構殘差向量, 具有序列無關特性, 且均數為 0, 共變異數矩陣為 Σ_η 。

由於已知 $\varepsilon_t = \Gamma_0 \eta_t$, 且 (5) 與 (6) 式關係指出 $\mathbf{C}(\mathbf{L}) = \Gamma(\mathbf{L})\Gamma_0^{-1}$, 結構式干擾項 η_t 與其多項式係數 $\Gamma(\mathbf{L})$ 可由縮減式干擾項 ε_t 與其多項式係數 $\mathbf{C}(\mathbf{L})$ 推導而得。利用 (1)、共整合體系中只有一個隨機趨勢項, (2)、永久性衝擊與暫時性衝擊無關之兩個限制關係, King et al. (1991) 透過衝擊反應函數藉以顯示各變數對永久性衝擊的反應路徑。其中根據第一條限制式可知體系內的永久性衝擊只有一個, 即 η_{1t} , 其他的衝擊都只是暫時性衝擊, 即 η_{2t} 對數列 \mathbf{p}_t 的影響只是暫時性的。此時長期反應乘數 (long-run multipliers) 可設定為 1, 即:

$$\Gamma(1) = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix},$$

根據 (5) 式, 數列 \mathbf{p}_t 因衝擊而呈現的長期反應為 $(1 \ 1)'\eta_{1t} = \mathbf{C}(1)\varepsilon_t$ 。又因 η_{1t} 與其他的衝擊來源無關, 根據矩陣 $\Gamma(\mathbf{L})$ 的第一列與 η_{1t} 便可得到個別數列的衝擊反應路徑。在實證文獻上, Tse et al. (1996) 與 Tse (1998) 曾利用此模型分別分析歐洲美元與歐洲馬克在國際期貨市場之間的訊息傳遞速度與市場關連性。

2.2 文獻回顧

有關價格發現議題的研究, 文獻多以股票指數與指數期貨之間何者具有較佳價格發現能力為分析與討論對象 (如 Herbst et al., 1987; Kawaller et al., 1987; Stoll and Whaley, 1990; Chan, 1992; Lihara et al., 1996; Dwyer et al., 1996; Fleming et al., 1996; Martens, 1998)。這些研究的結果顯示指數期貨價格領先現貨指數變化的時間最高長達 45 分鐘, 期貨市場反映訊息的能力優於現貨市場, 而這與期貨市場的具有低交易成本、無放空限制與可提供高槓桿操作等有關。期貨市場的價格發現能力優於現貨市場的事實, 也可以在商品市場上的研究獲得支持 (如 Silvapulle and Moosa, 1999; Moosa, 2002; Figuerola-Ferretti and Gilbert, 2005; Kao and Wan, 2009)。

此外文獻也針對交易方式以及與交易有關的資訊, 如買賣價差、成交數量、價格波動幅度等, 是否會影響市場的價格發現能力進行討論。有關不同交易方式對價格發現影響的分析, Martens (1998) 以交易相同標的物, 但分別採用人工交易與電子交易之倫敦國際金融期貨市場 (LIFFE) 與德國期貨交易所 (DTB) 為對象進行分析, 實證結果指出當市場處於波動明顯階段, 人工撮合之公開交易占交易量比重將下降, 但其所占的價格發現比例則反而上升。當市場處於相對穩定狀態時, 儘管電子交易所占交易量比重較少, 卻擁有較多的價格發現能力。這顯示公開交易與電子交易之間為互補而非相互競爭的關係, 因此 Martens (1998) 指出當許多金融市場紛紛改用電子交易之際, 公開交易方式實不能完全偏廢。Tse et al. (2006) 以芝加哥商業交易所之

GLOBEX 外匯期貨電子交易平臺與人工撮合公開交易方式, 以及 CMC 集團 (CMC Group) 線上即期外匯交易為分析對象, 比較各市場的價格發現能力。分析結果顯示 GLOBEX 電子交易與 CMC 線上交易系統分別在歐元與日圓上擁有最多的價格發現能力, 至於採人工撮合之外匯期貨交易的價格發現能力則最低。因此儘管一般認為期貨市場的價格發現能力優於現貨市場, 但受電子交易與公開交易不同交易方式的影響, 採線上交易之現貨市場反比人工撮合之期貨市場擁有較佳的價格發現能力。這顯示出交易方式的差異, 的確會影響市場的價格發現能力。

以與交易資訊有關之買賣價差而言, Branch and Freed (1977)、Hamilton (1979) 與 McNish and Wood (1996) 等指出, 市場上的競爭會降低買賣價差, 而 Mayhew (2002) 也認為愈具競爭與效率的市場買賣價差也將隨之縮小。由於買賣價差為衡量交易成本的方式之一, 當市場的買賣價差愈小代表交易成本愈低並能加速交易的完成, 因此價格發現能力將隨之提高 (Mizrach and Neely, 2008)。Sapp (2002)、Chakravarty et al. (2004) 與 Shastri et al. (2008) 在有關不同銀行於即期外匯市場擁有的訊息內容、單一股票期貨 (single stock futures) 揭露訊息的能力, 以及探討選擇權市場的價格發現貢獻等的實證研究, 皆一致地指出市場價格發現能力會隨著買賣價差的縮小而提高。

至於成交數量對價格能力的影響為何呢? 一般認為成交數量愈高的市場流動性愈大, 因此價格發現能力愈佳。Barclay and Hendershott (2003) 在有關盤後交易價格發現的研究指出, 盤後交易成交量偏低、交易成本為正常交易時段的四、五倍之多, 使盤後交易的價格發現能力較正常時段為低。Barclay and Hendershott (2008) 針對開盤前價格發現能力進行的研究也指出, 只有交易量超過一定門檻之股票, 其交易量的提高方有助於該股票開盤前價格發現能力的提高。Mizrach and Neely (2008) 有關美國國庫券市場的研究也認為, 成交量高可提升市場流動性, 有助於市場價格發現能力的提升。不過 Covrig et al. (2004) 指出相對於母國市場 (home market) 而言, 儘管衛星市場 (satellite market) 的成交量低, 衛星市場的價格發現能力卻比其占有的

市場成交量為高, 而這與不同市場之交易成本、交易方式與交易限制等制度性因素有關。⁸ He et al. (2009) 對美國國庫券的研究也指出, 儘管營業時間後的隔夜交易時段的交易量低, 該時段擁有的價格發現能力卻能與正常交易時段相互匹敵, 此與美國國庫券同時於海外交易有關。Fung and Tse (2008) 以在香港證券交易所交易之單一股票期貨 (single-stock futures) 與其所對應之現貨股票 (underlying stocks) 為分析對象並指出, 在經調整過持有成本 (cost-of-carry) 後, 儘管單一股票期貨的交易量偏低, 但由於其交易低成本且具有訊息上的效率, 因此依然占有整體市場三分之一左右的價格發現能力。這顯示儘管一般認為成交量、流動性與價格發現之間具正向變化關係, 不過若考慮交易成本、交易制度等因素的差異後, 成交量高的市場未必便一定擁有絕對優勢的價格發現能力。

價格波動高低代表市場不確定程度的消長, 當市場的不確定性提高, 噪音交易 (noise trading) 盛行使得交易風險隨之提高, 降低市場參與者的交易意願, 並使市場流動性降低, 因此市場的價格發現能力也將遭受到負面的影響。在有關選擇權與美國國庫券的價格發現能力實證研究中, Chakravarty et al. (2004) 與 Mizrach and Neely (2008) 分別指出價格發現能力高低與價格波動呈反向變化關係。

透過文獻的實證內容顯示出, 市場的價格發現能力高低受到交易方式以及價差、成交數量、價格波動幅度等市場因素所影響。以臺北的新臺幣美元外匯市場交易而言, 元太外匯與臺北外匯分別使用不同的交易撮合方式, 同時臺北外匯占有約七成以上的成交量, 而市場一般認為臺北外匯往往也是中央銀行進行直接干預的市場。加上兩者的日內的最高價與最低價也經常因中央銀行的匯市干預動作而出現明顯差異。因此擁有臺北外匯市場主要成交量的臺北外匯是否也同時占有主要價格發現地位呢? 價差、成交數量與價格波動等市場因素, 對市場的價格發現變化是否具有影響力呢? 以下本文將針對這些

⁸ Covrig et al. (2004) 以東京證券交易所 (Tokyo Stock Exchange) 為母國市場, 大阪證券交易所 (Osaka Securities Exchange) 與新加坡證券交易所 (Singapore Exchange) 為衛星市場, 討論此三個市場於日經 225 指數 (Nikkei 225 index) 交易的價格發現地位。

議題逐一進行分析與討論。

3. 實證分析

本文以元太外匯與臺北外匯之新臺幣美元匯率每日收盤價為分析對象，資料取自臺灣新報資料庫，資料期間由元太外匯成立日 1998 年 5 月 26 日起至 2009 年 6 月 30 日止。文中以 *lnyuan* 與 *lntaipei* 分別代表經對數轉換後之元太外匯與臺北外匯新臺幣美元匯率的對數值。

3.1 單根與共整檢定

首先分別對元太外匯與臺北外匯之每日新臺幣美元匯率價格進行單根檢定，認定其是否為 $I(1)$ 的非定態時間數列。若結果為肯定，則進一步以 Johansen and Juselius (1990) 共整檢定分析兩家外匯經紀公司的新臺幣美元匯率是否存在共整關係。一旦確認所使用之匯率資料為 $I(1)$ 的時間數列，且彼此間具有共整關係後，將進一步以誤差修正模型為基礎之 Hasbrouck (1995) 與 KPSW 模型，分別計算兩家外匯經紀公司所擁有的訊息比例以及其價格反應恆常性衝擊的速度快慢，藉以顯示各市場的價格發現地位。

根據時間序列圖顯示 *lnyuan* 與 *lntaipei* 兩者並無明顯趨勢變化，因此以無常數項與時間趨勢的方式進行 ADF 與 Phillips-Perron 單根檢定，至於 DFGLS、Ng-Perron 與 KPSS 單根檢定則是以有常數項的方式進行檢定。由表 1 各原始資料單根檢定結果可知，不論是虛擬假設為非定態時間數列之 ADF 檢定、Phillips-Perron 檢定、DFGLS 檢定與 Ng-Perron 檢定，或是虛擬假設為定態時間數列之 KPSS 檢定，在 5% 的顯著水準下一致地指出各變數具有單根性質。為確認各變數單根的階數，將各變數進行一階差分後，再進行相關的單根檢定。根據表 1 的結果，以 ADF 檢定、Phillips-Perron 檢定、DFGLS 檢定與 Ng-Perron 檢定而言，可在 1% 的顯著水準下皆拒絕虛擬假設，而 KPSS 檢定則可在 10% 的顯著水準下接受虛擬假設。這顯示出文中所使用的元太外匯與臺北外匯之匯率資料皆為 $I(1)$ 的時間數列。

表 1 元太外匯與臺北外匯新臺幣美元匯率單根檢定

變數	ADF 檢定	Phillips-Perron 檢定	DLGLS 檢定	Ng-Perron 檢定		KPSS 檢定
				MZ_{α}	MZ_t	
lnyuan	-0.240 (1)	-0.214 (19)	-1.508 (1)	-4.775 (1)	-1.511 (1)	2.612
lntaipei	-0.236 (1)	-0.209 (19)	-1.476 (1)	-4.573 (1)	-1.479 (1)	2.605
Δ lnyuan	-47.76 (0)	-48.64 (17)	-47.62 (0)	-1,396.7 (0)	-26.41 (0)	0.068
Δ lntaipei	-46.89 (0)	-48.10 (17)	-46.69 (0)	-1,390.1 (0)	-26.35 (0)	0.070

註: 1. 小括號內數字為落後項期數。

2. ADF、DLGLS 與 Ng-Perron 單根檢定係以 Schwarz Information Criterion (SIC), 在落後期最長為 20 的範圍內, 選取最適落後項期數。
3. Phillips-Perron 檢定依 Newey and West (1994) 的方式選定落後項期數。
4. 基於檢定力的考量, KPSS 檢定選取的落後期為 8。
5. 根據 MacKinnon (1996) 無常數項 ADF 檢定、Phillips-Perron 檢定與 DLGLS 檢定 1%、5%、10% 的臨界值分別為 -2.566、-1.941 與 -1.617。
6. Ng-Perron 檢定 MZ_{α} 與 MZ_t 統計量 1%、5%、10% 的臨界值分別為 -13.800、-8.100、-5.700 與 -2.580、-1.980、-1.620。
7. 根據 Kwiatkowski et al. (1992) 有常數項 KPSS 檢定 1%、5%、10% 的臨界值分別為 0.739、0.463 與 0.347。
8. Δ lnyuan 與 Δ lntaipei 分別代表原始資料 lnyuan 與 lntaipei 的一階差分。

單根檢定結果表示兩家外匯經紀公司的新臺幣美元匯率皆為 $I(1)$ 的時間數列, 至於這些變數間是否具有共整關係, 影響是否可使用第二段介紹之統計方法進行分析。文中將以 Johansen and Juselius (1990) 的共整檢定, 驗證兩家外匯經紀公司的新臺幣美元匯率間是否具有共整關係。由於匯率資料不具有明顯趨勢變化, 檢定時分別以資料與共整關係皆不具有趨勢 (模型 A) 與資料無確定趨勢、共整關係具有趨勢 (模型 B), 兩種不同方式進行共整關係的檢定。依據表 2 的結果指出, 不論是模型 A 或模型 B, 跡檢定與最大特性根檢定皆可在 10% 的顯著水準接受共整關係為 1 的虛假假設。這表示元太外匯與臺北外匯的新臺幣美元匯率的變化, 受共同之非定態隨機趨勢所影響。

表 2 Johansen and Juselius 共整檢定

H ₀ : r	跡檢定		H ₀ : r	最大特性根檢定	
	模型 A	模型 B		模型 A	模型 B
0	248.3 (0.000)	253.3 (0.000)	0	248.2 (0.000)	248.5 (0.000)
1	0.097 (0.798)	4.837 (0.302)	1	0.097 (0.798)	4.837 (0.302)

註: 1. 模型 A 為資料與共整關係皆不具有趨勢。模型 B: 資料無確定趨勢、共整關係具有趨勢。

2. 依 SIC 原則選定, VAR 估計落後期為 5。
3. r 代表共整合關係個數。
4. 跡檢定與最大特性根檢定之臨界值參考 MacKinnon et al. (1999)。
5. 括號內為統計量之 P 值。

3.2 訊息比例、變異數分解與衝擊反應分析

認定元太外匯與臺北外匯兩市場的新臺幣美元匯率具有共整關係後, 便可利用 Hasbrouck (1995) 訊息比例模型與 KPSW 模型, 分別計算兩家外匯經紀公司擁有的價格發現能力、價格變異之變異數分解內容以及價格反應恆常性衝擊的速度快慢。根據 Hasbrouck (1995) 的計算方式, 元太外匯與臺北外匯擁有的訊息比例分別為 0.5136 與 0.4864, 元太外匯擁有的訊息比率略高於臺北外匯的水準。⁹ 不過若與兩家外匯經紀公司的市場交易量占有率相比較, 儘管元太外匯僅占有新臺幣美元市場約百分之三十的交易量, 元太外匯的訊息比例卻遠高於此數字, 甚至比臺北外匯的水準為高, 這顯示元太外匯的價格發現能力比臺北外匯的水準為高。此外考量央行匯市干預等因素可能造成匯率走勢出現結構性改變, 對各市場擁有訊息比例的影響效果, 文中利用 Bai and Perron (2003) 檢定結構性變化的方式, 檢定新臺幣美元匯率是否存在結構性變化, 以及結構性變化出現的時點。根據 Bai and Perron (2003) 檢定結果指出, 樣本期間內新臺幣美元匯率出現三個結構性改變, 其位置分別為 2001 年 5 月 25 日、2005 年 2 月 14 日以及 2007 年 10 月 17 日。根據以上三個結構性改變位置區隔出四個次樣本區間, 計算各次樣本區間元太

⁹ 依據 Cholesky 法拆解共變異數矩陣計算元太外匯與臺北外匯訊息比例上限與下限分別為 0.9881、0.9609 與 0.0391、0.0119。文中的訊息比例為此上、下限的平均數。

外匯與臺北外匯的訊息比例,其結果依序分別為(0.5439、0.4561)、(0.5392、0.4608)、(0.5066、0.4934)以及(0.4871、0.5129)。除第四個次樣本區間元太外匯的訊息比例低於臺北外匯的水準外,在其餘三個次樣本區間元太外匯的訊息比例皆比臺北外匯的水準高。而且元太外匯所擁有的訊息比例,也皆遠高於其占整體市場交易量的比例。這顯示不論是以整體樣本或是區隔新臺幣美元匯率不同結構變化的次樣本進行分析,元太外匯的價格發現能力普遍高於臺北外匯的水準。

表 3 與表 4 為以 KSPW 模型分析兩家外匯經紀公司新臺幣美元匯率的價格變異之變異數分解與對恆常衝擊的反應變化。根據表 3 變異數分析的結果,在價格出現變化後的第 1 期,元太外匯價格變異為共同隨機趨勢變異解釋的比例為 98.5%,這個比例對臺北外匯而言則為 96.0%,這表示元太外匯的價格變異比臺北外匯的價格變異接近共同趨勢變化。而且隨時間變化,在第 5 期時兩者價格變異為共同隨機趨勢變異解釋的比例皆已趨近 100% 的水準,顯示價格變異反映市場訊息的時間約在一週內便可完成。表 4 衝擊反應分析的內容則顯示,當市場出現恆常衝擊後,元太外匯在第 1 期的反應達 83.9%,高於臺北外匯 78.1% 的水準。而在第 3 期後元太外匯約已反應 95% 以上之恆常衝擊的影響,而臺北外匯則在第 5 期後才達到類似的水準。在第 10 期元太外匯已對恆常衝擊的影響完全做出反應,而臺北外匯的反應則略低於元太外匯。綜合以上的結果顯示出,不論是以市場所擁有的訊息比例、價格變異為共同隨機趨勢變異解釋的比例,或者是價格反應恆常衝擊的速度快慢等結果而言,皆一致地顯示出元太外匯在新臺幣美元外匯市場具有的價格發現角色高於臺北外匯的地位。這一點與 Wan and Kao (2009) 以門檻模型分析所獲得的結論相同。

為進一步瞭解元太外匯與臺北外匯價格發現能力的變化過程,印證上述結果的穩健程度,並探討造成元太外匯價格發現能力優於臺北外匯的可能因素,將進一步以逐次改變樣本區間大小的方式,分析元太外匯訊息比例的消長變化。首先由起始樣本點出發,以固定樣本區間(分別為 250、500、750 與 1,000 個觀察值)計算元太外匯的訊息比例,¹⁰然後依時間順序逐次向後增加

¹⁰ 由於一年實際交易天數約為 250 日左右,因此一定樣本區間分別代表 1、2、3 與 4 年的期間。

表 3 KPSW 模型變異數分解分析

期數	lnyuan	lntaipei
1	0.985	0.960
2	0.991	0.980
3	0.993	0.987
4	0.994	0.989
5	1.000	0.991
10	1.000	1.000

表 4 KPSW 模型衝擊反應分析

期數	lnyuan	lntaipei
1	0.839	0.781
2	0.938	0.902
3	0.951	0.944
4	0.951	0.941
5	0.987	0.969
10	1.000	0.994

固定觀察值個數 (分別為 1、5 與 10 個觀察值) 並同時減少先前相同數量觀察值, 以維持固定樣本區間樣本數固定不變的方式, 逐步依時間變化計算固定區間內元太外匯的訊息比例變化。表 5 為根據以上方式所獲得的有關統計數據, 結果顯示不論固定樣本區間的大小或觀察值增減數為何, 以平均數而言元太外匯擁有的訊息比例皆在 0.5 以上, 高於其占有市場交易量的比例。以統計量最小值而言, 雖最小值中最低者為 0.283, 不過此數字也與元太外匯占整體市場交易量比例相當。此結果與整個樣本區間計算元太外匯訊息比例所獲得的結論相當一致, 顯示元太外匯所擁有的訊息比例不低於其占有的市場交易量比例, 元太外匯的價格發現能力高於臺北外匯。

由於表 5 的結果係以元太外匯與臺北外匯每日收盤價為基礎計算而得, 此結果是否會因採用非收盤價而受到影響呢? 因此文中另以元太外匯與臺北外匯兩個市場每日開盤價、最高價與最低價為依據進行訊息比例的計算。表

表 5 固定樣本區間之元太外匯訊息比例

觀察值增減數	固定樣本區間	平均數	標準差	最大值	最小值
1	250	0.527	0.062	0.752	0.283
	500	0.531	0.041	0.640	0.371
	750	0.533	0.033	0.595	0.387
	1,000	0.528	0.031	0.604	0.399
5	250	0.526	0.062	0.735	0.303
	500	0.531	0.041	0.636	0.371
	750	0.533	0.033	0.595	0.392
	1,000	0.527	0.031	0.604	0.417
10	250	0.527	0.061	0.717	0.303
	500	0.531	0.040	0.636	0.371
	750	0.532	0.034	0.584	0.392
	1,000	0.528	0.031	0.603	0.417

6 為採用與表 5 相同的分析方式, 分別以每日開盤價、最高價與最低價計算之元太外匯訊息比例的平均數。表 6 的結果顯示以開盤價、最高價或最低價為依據計算之元太外匯訊息比例也皆高於 0.5 以上的水準, 此結果與表 5 相同, 支持元太外匯擁有高於臺北外匯之價格發現能力的推論。

3.3 價格發現能力與市場交易訊息

其次討論可能影響元太外匯價格發現能力的可能因素, 並印證實證結果的穩健程度。根據文獻回顧內容, 文中以價差、成交數量與價格波動等作為解釋變數, 探討其與元太外匯訊息比例消長變化之關係。由於實際買賣價差資料無法獲得, 分析時以各市場每日最高價與最低價的差距, 作為該市場價差的替代變數。成交量則以各市場每日交易數量表示。由於文獻顯示匯率的波動具有 GARCH 的性質, 因此文中以 GARCH(1,1) 模型估計各市場匯率波動, 作為代表該市場價格波動的變數。

在進行價格發現能力之迴歸估計時, 以表 5 方式計算得之元太外匯訊息比例為被解釋變數, 至於解釋變數則是以固定區間內之元太外匯相關變數大

表 6 固定樣本區間以開盤價、最高價與最低價計算之元太外匯訊息比例

觀察值增減數	固定樣本區間	開盤價	最高價	最低價
1	250	0.604	0.605	0.598
	500	0.599	0.597	0.581
	750	0.586	0.599	0.576
	1,000	0.584	0.618	0.555
5	250	0.603	0.605	0.598
	500	0.600	0.597	0.581
	750	0.587	0.599	0.576
	1,000	0.584	0.618	0.555
10	250	0.603	0.605	0.598
	500	0.600	0.596	0.581
	750	0.587	0.599	0.576
	1,000	0.584	0.618	0.555

於臺北外匯相關變數之比率加以表示。以解釋變數價差為例，先分別以各市場每日實際最高價與最低價的差距，代表該市場的價差。其次在固定樣本區間內，累計元太外匯價差高於臺北外匯價差的次數。最後計算此次數占該固定區間樣本數的比例，並作為迴歸分析中價差的替代變數。而解釋變數成交量與價格波動的內容，也是以同樣方式進行計算而得。

表 7 為利用上述方式進行迴歸分析的結果。若分別單獨以價差、成交量與價格波動為解釋變數進行迴歸時，以價差的估計結果而言，估計值的符號多數為負並具有統計顯著性，即使符號為正不過也同時不具有統計顯著性。這表示在固定樣本區間內，當元太外匯價差相對高於臺北外匯價差的比例愈低時（或元太外匯價差相對低於臺北外匯價差的比例愈高時），元太外匯擁有的訊息比例將愈高，亦即價差相對愈小的市場價格發現能力愈高，此結果符合理論與文獻之預期。至於成交數量的估計值也皆為負號，且幾乎皆具有統計顯著性，這顯示成交量大小與訊息比例變化呈反向變化關係，此結果與表 3、表 4、表 5 與表 6 所獲得的結論一致。至於價格波動的估計結果，在固定區間為 250 與 500 的結果顯示價格波動的估計值不具有統計顯著性，不過固定

表 7 元太外匯訊息比例與價差、成交量、價格波動關係

固定樣本區間/ 觀察值增減數	常數項	價差	成交量	價格波動
250/1	0.538 (0.000)	-0.163 (0.000)		
	0.531 (0.000)		-1.440 (0.000)	
	0.524 (0.000)			0.001 (0.840)
	0.517 (0.000)	-0.188 (0.000)	-0.573 (0.154)	0.032 (0.001)
250/5	0.539 (0.000)	-0.168 (0.006)		
	0.532 (0.000)		-1.436 (0.065)	
	0.526 (0.000)			-4.491*10 ⁻⁴ (0.981)
	0.519 (0.000)	-0.191 (0.013)	-0.532 (0.551)	0.030 (0.161)
250/10	0.539 (0.000)	-0.166 (0.055)		
	0.532 (0.000)		-1.451 (0.184)	
	0.526 (0.000)			0.001 (0.969)
	0.518 (0.000)	-0.190 (0.079)	-0.569 (0.648)	0.032 (0.295)
500/1	0.530 (0.000)	0.015 (0.505)		
	0.538 (0.000)		-1.806 (0.000)	
	0.533 (0.000)			-0.002 (0.719)
	0.531 (0.000)	0.161 (0.000)	-3.400 (0.000)	0.001 (0.954)
500/5	0.529 (0.000)	0.024 (0.636)		
	0.537 (0.000)		-1.614 (0.037)	
	0.531 (0.000)			-0.001 (0.956)
	0.531 (0.000)	0.165 (0.041)	-3.214 (0.002)	-0.001 (0.969)
500/10	0.529 (0.000)	0.026 (0.718)		
	0.536 (0.000)		-1.324 (0.220)	
	0.531 (0.000)			2.138*10 ⁻⁶ (0.999)
	0.531 (0.000)	0.149 (0.193)	-2.728 (0.059)	-0.002 (0.955)
750/1	0.543 (0.000)	-0.131 (0.000)		
	0.553 (0.000)		-4.963 (0.000)	
	0.570 (0.000)			-0.048 (0.000)
	0.618 (0.000)	0.804 (0.000)	-9.408 (0.000)	-0.141 (0.000)
750/5	0.542 (0.000)	-0.118 (0.019)		
	0.551 (0.000)		-4.648 (0.000)	
	0.568 (0.000)			-0.045 (0.002)
	0.616 (0.000)	0.795 (0.000)	-9.007 (0.000)	-0.139 (0.000)

表 7 元太外匯訊息比例與價差、成交量、價格波動關係 (續)

固定樣本區間/ 觀察值增減數	常數項	價差	成交量	價格波動
750/10	0.541 (0.000)	-0.111 (0.126)		
	0.550 (0.000)		-4.473 (0.000)	
	0.567 (0.000)			-0.044 (0.032)
	0.618 (0.000)	0.805 (0.000)	-8.739 (0.000)	-0.145 (0.002)
1,000/1	0.552 (0.000)	-0.299 (0.000)		
	0.545 (0.000)		-4.096 (0.000)	
	0.595 (0.000)			-0.086 (0.000)
	0.581 (0.000)	-0.070 (0.518)	-0.890 (0.194)	-0.056 (0.038)
1,000/5	0.551 (0.000)	-0.298 (0.000)		
	0.544 (0.000)		-4.016 (0.000)	
	0.595 (0.000)			-0.086 (0.000)
	0.579 (0.000)	-0.084 (0.736)	-0.720 (0.645)	-0.054 (0.382)
1,000/10	0.549 (0.000)	-0.271 (0.000)		
	0.542 (0.000)		-3.398 (0.001)	
	0.589 (0.000)			-0.078 (0.001)
	0.571 (0.000)	-0.125 (0.728)	0.026 (0.991)	-0.044 (0.622)

註: 小括號內的數字為 P 值。

區間為 750 與 1,000 的結果則指出價格波動與訊息比例為反向變化關係, 這顯示價格波動相對愈低的市場, 擁有的價格發現能力將愈高, 此也與文獻的論點一致。

若進一步以複迴歸進行分析, 同時以價差、成交量與價格波動為解釋變數, 估計結果顯示價差的解釋方向在固定區間為 500 與 750 時的符號與預期不符, 而成交量的估計值符號除固定區間 1,000、觀察值增減數 10 之結果外, 其餘皆與單迴歸時的內容相同。至於價格波動的結果, 除固定區間 250、觀察值增減數 1 之結果估計值符號為正且具統計顯著性外, 其餘具有統計顯著性之估計值的符號也與單迴歸時的結果一致。

因此整體而言, 以價差與價格波動而言, 估計結果與既有理論與文獻的觀點一致, 顯示價差愈小、價格波動愈低, 愈有助於提高市場價格發現能力。

至於成交量的變化與價格發現的關係, 文獻指出成交量高未必具有較佳之價格發現能力, 本文的實證也支持如此的觀點。因此探究元太外匯價格發現高於臺北外匯的原因, 一方面可能與元太外匯、臺北外匯之交易方式不同有關,¹¹ 使相對較能即時揭露交易訊息與完成交易的元太外匯擁有較高的價格發現能力。加上元太外匯的平均買賣價差比臺北外匯的水準低,¹² 而文中迴歸分析顯示價格發現與價差具反向變化關係, 因此有助於提高元太外匯的價格發現能力。

另一方面則可能與中央銀行多在臺北外匯進行干預, 使得該市場成交量因干預而激增有關。因為央行干預多在銀行營業時間後多數市場參與者已經無法交易的時段進行, 由於中央銀行握有龐大外匯存底具有數量上的優勢, 而一般銀行又有外匯部位限制與市場投機者傾向當日結清其外匯部位的顧慮, 因此一旦央行進行干預往往可以將市場匯率調整至其所希望的收盤水準。不過由於欠缺市場上基本分析者的參與, 此經由央行干預後決定的匯率除往往與元太外匯的水準出現明顯差異外,¹³ 是否能代表市場應有匯率水準, 則是有待商榷的, 而這也可能使因干預而出現高交易量的臺北外匯未必擁有較高的價格發現能力。此外根據萬哲鈺 (2000) 以及陳旭昇與吳聰敏 (2008) 有關央行在新臺幣兌美元市場的干預行為分析指出, 央行干預往往反而提高市場的波動程度, 加上干預的行為主要在臺北外匯進行, 因此也讓臺北外匯的價格發現能力受到負面的影響。

對於央行匯市干預是否為影響臺北外匯價格發現能力的可能原因這一點, 可進一步以每日開盤價、最高價與最低價計算之兩個外匯市場的訊息比

¹¹ 根據工商時報 1998 年 5 月 26 日、5 月 27 日與 6 月 23 日的新聞內容顯示, 採用語音報價系統之元太外匯可讓參與者直接獲得市場報價現況並進行交易, 但以螢幕顯示訊息與電話交易為主之臺北外匯, 則可能因所揭露訊息有限與面對例如電話滿線、占線而無法即時下單與交易的限制。2000 年 2 月 28 日工商時報內容指出, 元太外匯採用國際慣用的語音報價方式, 使價格上的議價空間較大, 受到市場的歡迎, 也讓企業界希望能與元太外匯直接聯絡取得價格資料, 然礙於元太外匯僅與銀行進行交易而無法如願。

¹² 張元晨 (2007) 指出元太外匯收盤時平均最佳買賣價差低於臺北外匯的水準, 且造成流動性較佳的臺北外匯平均最佳買賣價差反而較高的現象, 可能與中央銀行主要透過臺北外匯經紀公司干預匯市有關。

¹³ 請參考附註 5 的說明。

例變化作驗證。基於維持競爭力的考量，臺灣央行的匯市干預行為通常存在阻止新臺幣升值的動作與傾向。陳旭昇與吳聰敏 (2008) 一文便指出，在 1997 年 8 月至 2004 年 12 月間，防止新臺幣升值是當時匯率政策的重要內容之一。此外利用臺灣新聞智慧網的新聞資料庫，針對本文的樣本期間分別以「央行阻升」與「央行阻貶」為關鍵字進行檢索，所獲得之有關臺北外匯市場新聞資料內容分別為 217 筆與 45 筆，這顯示阻止新臺幣升值應該是臺灣央行主要的匯率政策態度。在臺灣央行具有阻止新臺幣升值的傾向，加上習慣於開盤時拉高新臺幣美元匯價宣示其對新臺幣價位的動作，¹⁴ 一旦央行進行干預，開盤價或最高價受央行干預影響的程度，將會比最低價受影響的幅度明顯。因此若央行匯市干預為造成臺北外匯擁有較低訊息比例的可能原因，採用開盤價、最高價計算之元太外匯的訊息比例，應該會高於以最低價進行計算的結果。根據表 6 的結果顯示，不論固定樣本區間數與觀察值增減數為何，以開盤價以及最高價計算之元太外匯訊息比例，皆高於採用最低價進行計算的結果。所以此推論除符合由表 7 所獲得之結論外，也為央行匯市干預可能是造成臺北外匯擁有較低訊息比例之現象提供進一步的說明與支持。

3.4 穩健性分析

為驗證表 7 的迴歸分析結果穩健程度，以下將採以另一種方式計算元太外匯訊息比例變化，討論價差、成交數量與價格波動等市場因素對市場價格發現的影響。與表 5 計算訊息比例的方式類似，同樣地由起始樣本點出發，先以一定樣本區間 (分別為 250、500、750 與 1,000 個觀察值) 計算元太外匯的訊息比例，然後再逐步加入一個觀察值擴大既有樣本區間，並計算新加入一個觀察值後元太外匯的訊息比例變化幅度。¹⁵ 再以此訊息比例變化幅度與當日之價差、成交量與價格波動等市場交易資訊進行迴歸分析，觀察在逐步加入觀察值之下，新的交易訊息對元太外匯訊息比例增減變化的影響。其中價差、成交量與價格波動等各解釋變數的定義分別為：價差為元太外匯第 t 期最高價與

¹⁴ 請參考萬哲鈺 (2000) 有關臺灣央行匯市干預方式與動作的說明。

¹⁵ 分別以 250、500、750 與 1,000 為樣本區間，藉以比較估計結果是否會受一定樣本區間大小的不同所影響。

最低價差距, 除以元太外匯第 t 期最高價與最低價差距加上臺北外匯第 t 期最高價與最低價差距之和。¹⁶ 成交量以元太外匯第 t 期成交量, 除以元太外匯第 t 期成交量加上臺北外匯第 t 期成交量之和加以表示。價格波動則是元太外匯第 t 期波動幅度, 除以元太外匯第 t 期波動幅度加上臺北外匯第 t 期波動幅度之和, 而兩家外匯經紀公司的價格波動則是以 GARCH (1,1) 模型估計而得。¹⁷

表 8 為以上迴歸分析方式的估計結果, 內容顯示所有解釋變數的估計值的符號皆為負號。不論是單迴歸或複迴歸, 價差的估計值皆具有統計顯著性。除起始固定區間樣本數為 1,000 的結果外, 以 10% 的顯著水準而言, 價格波動的估計值也皆具有統計顯著性。至於成交量估計值, 則只有起始固定區間樣本數為 1,000 的結果, 在 10% 的顯著水準具有統計顯著性。以估計值的符號皆為負號而言, 這表示價差、成交量與價格波動的變化, 皆與元太外匯多加入一個觀察值後的訊息比例變化呈反向變化關係。也就是說當多加入一個觀察值後, 若元太外匯的價差、成交量或價格波動等市場因素變化, 相對整體市場的變化幅度出現下降走勢時, 元太外匯擁有訊息比例將出現上升的變化。不過整體而言, 由於價差與價格波動估計值較具有統計顯著性, 成交量估計值的統計顯著性偏低, 這表示以新臺幣兌美元的市場而言, 價差低、價格波動小愈有助於市場價格發現能力的提高。至於成交量高低變化則與價格發現能力無顯著影響關係, 這表示成交量相對高的市場不必然擁有較高的價格發現能力, 表 8 的實證估計結果支持透過表 7 所做的推論。

最後進一步考慮日期效應與有關總體資訊揭露對市場擁有訊息比例的影響, 日期效應與總體資訊揭露等之影響效果將以虛擬變數的形式加入迴歸分析方程式內, 如 (7) 式:

¹⁶ 值得注意的是, 由於無法獲得實際買賣價差資料, 故以此方式計算價差的替代變數, 此與文獻中最佳買價與賣價報價價差有所不同。

¹⁷ Mizrach and Neely (2008) 以此設定方式, 討論美國國庫券利率訊息比例變化與價差、成交量與價格波動的關係。

表 8 元太外匯訊息比例變動與價差、成交量與價格波動關係

起始固定區間 樣本數	常數項	價差	成交量	價格波動
250	3.670*10 ⁻⁴ (0.004)	-0.001 (0.001)		
	4.863*10 ⁻⁵ (0.6715)		-2.970*10 ⁻⁴ (0.454)	
	4.253*10 ⁻⁴ (0.089)			-8.536*10 ⁻⁴ (0.065)
	9.526*10 ⁻⁴ (0.002)	-9.997*10 ⁻⁴ (0.001)	-4.320*10 ⁻⁴ (0.278)	-8.662*10 ⁻⁴ (0.062)
500	4.274*10 ⁻⁴ (0.002)	-1.148*10 ⁻³ (0.001)		
	1.244*10 ⁻⁴ (0.349)		-5.323*10 ⁻⁴ (0.235)	
	4.989*10 ⁻⁴ (0.057)			-9.849*10 ⁻⁴ (0.043)
	1.147*10 ⁻³ (0.000)	-1.143*10 ⁻³ (0.001)	-6.179*10 ⁻⁴ (0.168)	-1.016*10 ⁻³ (0.037)
750	4.645*10 ⁻⁴ (0.002)	-1.249*10 ⁻³ (0.001)		
	1.953*10 ⁻⁴ (0.236)		-7.534*10 ⁻⁴ (0.163)	
	4.784*10 ⁻⁴ (0.086)			-9.548*10 ⁻⁴ (0.067)
	1.219*10 ⁻³ (0.001)	-1.251*10 ⁻³ (0.001)	-7.781*10 ⁻⁴ (0.148)	-9.804*10 ⁻⁴ (0.059)
1,000	5.398*10 ⁻⁴ (0.001)	-0.149*10 ⁻³ (0.000)		
	3.109*10 ⁻⁴ (0.125)		-1.173*10 ⁻³ (0.074)	
	-4.508*10 ⁻⁴ (0.184)			7.711*10 ⁻⁴ (0.228)
	5.657*10 ⁻⁴ (0.203)	-1.464*10 ⁻³ (0.001)	-1.109*10 ⁻³ (0.091)	5.659*10 ⁻⁴ (0.376)

註: 小括號內的數字為 P 值。

$$\begin{aligned}
 \Delta IS_t = & \beta_1 + \beta_2 HL_t + \beta_3 VOLUME_t + \beta_4 VOLATILITY_t \\
 & + \beta_5 W1_t + \beta_6 W2_t + \beta_7 W3_t + \beta_8 W4_t + \beta_9 MP_{t-1} \\
 & + \beta_{10} MS_{t-1} + \beta_{11} MG_{t-1} + \varepsilon_t,
 \end{aligned} \tag{7}$$

其中 HL_t 、 $VOLUME_t$ 與 $VOLATILITY_t$ 分別為表 8 所定義之價差、成交量與價格波動等解釋變數。 $W1_t$ 、 $W2_t$ 、 $W3_t$ 與 $W4_t$ 分別代表星期一、二、三與四的虛擬變數， MP_t 、 MS_t 與 MG_t 則分別代表物價、景氣燈號與國內生產毛額等總體經濟數據公布日期的虛擬變數。由於這些總體經濟數據多在匯市收盤後公布，因此在 (7) 式中以取落後一期的方式，分析這些數據公布後對次日一交易日訊息比例變化的影響。表 9 為以 (7) 式進行的迴歸估計結果，價差、成交量與價格波動的估計值 β_2 、 β_3 與 β_4 的符號皆為負，其中解釋變數價差的估計值皆具有統計顯著性，¹⁸ 至於成交量與價格波動的估計值，則分別在起始固定區間樣本數為 500、750 以及 250 下具統計顯著性。¹⁹ 此與表 8 的估計結果相同，顯示多加入日期效應與總體經濟資訊公布等虛擬變數後，這些解釋變數對元太外匯訊息比例變化的影響依然維持不變，表 8 的迴歸分析結果不受額外加入日期與總體資訊公布效應所影響。

至於日期效應與總體資訊的公布是否會影響元太外匯所擁有的訊息比例變化呢？根據日期效應估計值 β_5 、 β_6 、 β_7 與 β_8 的估計結果，除估計值 β_8 在起始固定區間樣本數為 250，以 10% 的顯著水準而言具統計顯著性外，其餘結果皆不具有統計顯著性。而代表總體資訊揭露之虛擬變數估計值 β_9 、 β_{10} 與 β_{11} ，也僅有估計值 β_9 在起始固定區間樣本數為 500、750 下具有顯著性。因此表 9 的實證結果指出，日期效應對新臺幣美元市場的價格發現變化無明顯影響效果，至於總體經濟數據的公布，也僅有物價數據的公布略具影響效果。

因此整體而言，透過 Hasbrouck (1995) 的訊息比例模型與 King et al. (1991) 之變異數分解以及衝擊反應分析，實證結果一致顯示元太外匯擁有的訊息比例以及反應恆常衝擊的速度，皆比臺北外匯之訊息比例以及反應為高與迅速，加上元太外匯所擁有的訊息比例高於其占有整體市場成交量的比例，這顯示元太外匯的價格發現能力優於臺北外匯。而穩健程度分析的結果也顯示，成交量與訊息比例變化呈反向變化關係，此與以訊息比例模型以及 KPSW 模型所獲得之結論相符。至於價差與價格波動對價格發現的影響，則

¹⁸ 以 1% 的顯著水準而言。

¹⁹ 以 10% 的顯著水準而言。

表 9 加入星期與總體數據公布虛擬變數後之元外匯訊息比例變動與價差、成交量與價格波動關係

起 始 固 定 區 間 樣 本 數	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6	β_7	β_8	β_9	β_{10}	β_{11}
250	8.778*10 ⁻⁴ (0.006)	-1.016*10 ⁻³ (0.001)	-4.512*10 ⁻⁴ (0.258)	-8.340*10 ⁻⁴ (0.073)	3.221*10 ⁻⁵ (0.731)	1.998*10 ⁻⁵ (0.832)	1.220*10 ⁻⁴ (0.192)	1.608*10 ⁻⁴ (0.086)	-8.896*10 ⁻⁵ (0.534)	1.894*10 ⁻⁴ (0.181)	-1.213*10 ⁻⁵ (0.960)
500	8.703*10 ⁻⁴ (0.015)	-1.335*10 ⁻³ (0.000)	-9.253*10 ⁻⁴ (0.057)	-3.224*10 ⁻⁴ (0.529)	3.150*10 ⁻⁵ (0.771)	-3.987*10 ⁻⁵ (0.714)	1.516*10 ⁻⁴ (0.161)	1.400*10 ⁻⁴ (0.195)	-3.030*10 ⁻⁴ (0.065)	2.004*10 ⁻⁴ (0.219)	-4.187*10 ⁻⁵ (0.882)
750	8.844*10 ⁻⁴ (0.029)	-1.620*10 ⁻³ (0.000)	-1.495*10 ⁻³ (0.013)	2.587*10 ⁻⁴ (0.640)	-2.207*10 ⁻⁵ (0.855)	-1.351*10 ⁻⁴ (0.265)	1.316*10 ⁻⁴ (0.275)	9.782*10 ⁻⁵ (0.418)	-5.324*10 ⁻⁴ (0.003)	1.595*10 ⁻⁴ (0.379)	-9.458*10 ⁻⁵ (0.761)
1,000	8.035*10 ⁻⁴ (0.060)	-1.311*10 ⁻³ (0.000)	-7.687*10 ⁻⁴ (0.209)	-1.816*10 ⁻⁴ (0.769)	-1.482*10 ⁻⁵ (0.899)	-7.749*10 ⁻⁵ (0.513)	1.108*10 ⁻⁴ (0.347)	1.227*10 ⁻⁴ (0.297)	-2.507*10 ⁻⁴ (0.159)	1.934*10 ⁻⁵ (0.912)	1.215*10 ⁻⁴ (0.691)

註：小括號內的數字為 P 值。

與文獻的結果相符, 價差小、價格波動低的市場, 其價格發現能力愈高。這些結論再加入日期效應與總體資訊揭露的虛擬變數後依然成立, 此顯示文中所獲得的結果具一定穩健程度。

4. 結論

市場的價格發現能力代表該市場之價格反應推動市場價格變化因子的能力高低。透過對交易相同商品之不同市場進行價格發現的研究, 可以讓市場參與者瞭解該以那個市場的價格變化作為主要參考依據。本文以新臺幣美元外匯市場為對象, 研究元太外匯與臺北外匯兩家外匯經紀公司所擁有的價格發現能力高低。利用 Hasbrouck (1995) 訊息比例模型與 King et al. (1991) 的變異數分解以及衝擊反應分析顯示, 占整體市場成交量約僅三成左右之元太外匯的價格發現能力優於臺北外匯, 此與一般認為交易量較大之市場具有較佳之價格發現能力的結論有所不同。探究其原因, 一方面可能與所使用的資料頻率有關。受限於資料來源, 本文以臺北外匯市場的每日交易資料進行分析, 事實上若能以日內資料進行研究, 應更能掌握臺北外匯市場的訊息傳遞過程, 並與現有實證結果進行交叉印證, 這一點是本研究未來可以繼續延伸的方向。另一方面若以既有市場交易型態而言, 此可能與元太外匯採用能讓市場參與者直接獲得交易訊息之人工操作語音交易系統, 以及中央銀行主要以臺北外匯進行匯市干預有關。

而透過訊息比例對價差、成交量與價格波動等市場交易資訊進行的迴歸分析, 實證結果指出訊息比例變化與價差、成交量以及價格波動呈反向變化關係, 此除進一步支持成交量相對低之元太外匯擁有較佳價格發現能力外, 也符合既有文獻有關價差與價格波動對價格發現影響的看法。再進一步加入日期效應與總體資訊公布的影響效果後, 有關價差、成交量與價格波動對價格發現之影響關係依然成立, 此顯示文中得到的結論具有穩健性。

透過本文的分析顯示出, 以新臺幣兌美元外匯市場而言, 價差愈小、價格波動愈低之市場所擁有的訊息愈高, 尤其是成交量高者未必代表其便一定擁

有較豐富訊息的結論，對於市場參與者以及中央銀具有重要意義。對市場參與者而言，精確地掌握目前與未來匯率走勢變化，為套利、投機甚至是外匯風險規避等的重要關鍵。雖元太外匯的成交量比臺北外匯的水準低，但卻具有高於臺北外匯的價格發現能力，這顯示市場參與者在進行與匯率有關之交易時，實不可忽略元太外匯的市場交易動態。對於中央銀行而言，匯市干預之目的為降低市場風險，將匯率的變化維持在央行所認為的合理區間內。以新臺幣兌美元市場而言，央行主要在臺北外匯進行干預，不過根據萬哲鈺 (2000) 以及陳旭昇與吳聰敏 (2008) 有關央行在新臺幣兌美元市場的干預行為分析指出，央行干預往往反而提高市場的波動程度。此外張元晨 (2007) 也指出臺北外匯平均最佳買賣價差明顯比元太外匯的水準為高，而這可能與中央銀行主要透過臺北外匯干預匯市有關。因此依據本文的實證結論，加上既有與新臺幣美元外匯市場有關之價差與波動行為的文獻分析，成交量較高的臺北外匯不具有與其占整體市場成交量比例相當的價格發現能力，應該與央行的干預行為有關。此外由於元太外匯的價格發現能力較高，當央行欲以干預動作影響新臺幣美元匯率走勢時，是否也應多在元太外匯進行，透過其較能代表整體市場變化的能力，傳遞央行干預的訊息與影響，以達到其干預市場之目的。

參考文獻

- 張元晨 (2007), 「銀行間新臺幣兌美元外匯交易流動性與交易成本的分析 — 臺北與元太外匯經紀公司的比較」, 《中山管理評論》, 15(2), 299–322。
- 陳旭昇與吳聰敏 (2008), 「臺灣匯率制度初探」, 《經濟論文叢刊》, 36(2), 147–182。
- 萬哲鈺 (2000), 「中央銀行臺北外匯市場干預行為分析」, 《臺灣經濟學會 2000 年年會論文集》, 355–389, 臺北: 臺灣經濟學會。
- Bai, J. and P. Perron (2003), “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1–22.
- Baillie, R. T., G. G. Booth, Y. Tse, and T. Zobotina (2002), “Price Discovery and Common Factor Models,” *Journal of Financial Markets*, 5, 309–321.

- Barclay, M. J. and T. Hendershott (2003), "Price Discovery and Trading after Hours," *Review of Financial Studies*, 16, 1041–1073.
- Barclay, M. J. and T. Hendershott (2008), "A Comparison of Trading and Non-Trading Mechanism for Price Discovery," *Journal of Empirical Finance*, 15, 839–849.
- Branch, B. and W. Freed (1977), "Bid-Ask Spreads on the Amex and the Big Board," *Journal of Finance*, 32, 159–163.
- Chakravarty, S., H. Gulen, and S. Mayhew (2004), "Informed Trading in Stock and Option Markets," *Journal of Finance*, 59, 1235–1257.
- Chan, K. (1992), "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market," *Review of Financial Studies*, 5, 123–152.
- Covrig, V., D. K. Ding, and B. S. Low (2004), "The Contribution of a Satellite Market to Price Discovery: Evidence from the Singapore Exchange," *Journal of Futures Markets*, 10, 981–1004.
- Covrig, V. and M. Melvin (2002), "Asymmetric Information and Price Discovery in the FX Market: Does Tokyo Know More about the Yen?" *Journal of Empirical Finance*, 9, 271–285.
- Diamond, D. W. and R. E. Verrecchia (1987), "Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information," *Journal of Financial Economics*, 18, 277–311.
- Dwyer, G. P., P. Locke, and W. Yu (1996), "Index Arbitrage and Nonlinear Dynamics between the S&P 500 Futures and Cash," *Review of Financial Studies*, 9, 301–332.
- Eun, C. S. and S. Shim (1989), "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241–256.
- Figuerola-Ferretti, I. and C. Gilbert (2005), "Price Discovery in the Aluminum Market," *Journal of Futures Markets*, 25, 967–988.
- Fleming, J., B. Ostdiek, and R. E. Whaley (1996), "Trading Costs and the Relative Rate of Price Discovery in Stock, Futures and Options Markets," *Journal of Futures Markets*, 16, 353–387.
- Fong, K. and R. Zurbruegg (2003), "How Much Do Locals Contribute to the Price Discovery Process?" *Journal of Empirical Finance*, 10, 305–320.
- Fortenbery, T. and H. Zapata (1997), "An Evaluation of Price Linkages between Futures and Cash Markets for Cheddar Cheese," *Journal of Futures Markets*, 17, 279–301.

- Fung, J. K. W. and Y. Tse (2008), "Efficiency of Single-Stock Futures: An Intraday Analysis," *Journal of Futures Markets*, 28, 518–536.
- Gonzalo, J. and C. Granger (1995), "Estimation of Common Long-Memory Components in Cointegrated Systems," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 27–35.
- Grammig, I., M. Melvin, and C. Schlag (2005), "Internationally Cross-Listed Stock Prices during Overlapping Trading Hours: Price Discovery and Exchange Rate Effects," *Journal of Empirical Finance*, 12, 139–164.
- Hamilton, J. L. (1979), "Marketplace, Fragmentation, Competition, and the Efficiency of the Stock Exchange," *Journal of Finance*, 34, 171–187.
- Harris, F. H., T. H. McNish, G. Shoesmith, and R. A. Wood (1995), "Cointegration, Error Correction and Price Discovery on Informationally-Linked Security Markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 563–579.
- Hasbrouck, J. (1995), "One Security, Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery," *Journal of Finance*, 50, 1175–1199.
- He, Y., H. Lin, J. Wang, and C. Wu (2009), "Price Discovery in the Round-the-Clock U.S. Treasury Market," *Journal of Financial Intermediation*, 18, 464–490.
- Herbst, A., J. McCormack, and E. West (1987), "Investigation of a Lead-Lag Relationship between Spot Stock Indices and Their Futures Contracts," *Journal of Futures Markets*, 7, 373–381.
- Hsieh, W. L. (2004), "Regulatory Changes and Information Competition: The Case of Taiwan Index Futures," *Journal of Futures Markets*, 24, 399–412.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–209.
- Kadapakkam, P. P., L. Misra, and Y. Tse (2003), "International Price Discovery for Emerging Market Stocks: Evidence from Indian GDRs," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 21, 179–199.
- Kao, C.-W. and J.-Y. Wan (2009), "Information Transmission and Market Integration across the Atlantic: An Empirical Study on the Natural Gas Market," *Energy Economics*, 31, 152–161.
- Kawaller, I. G., P. Koch, and T. Koch (1987), "The Temporal Price Relationship between

- S&P 500 Futures and the S&P 500 Index,” *Journal of Finance*, 42, 1309–1329.
- King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock, and M. W. Watson (1991), “Stochastic Trends and Economic Fluctuations,” *American Economic Review*, 81, 819–840.
- Koutmos, G. and G. G. Booth (1995), “Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 14, 747–762.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root,” *Journal of Econometrics*, 54, 159–178.
- Lihara, Y., K. Kato, and T. Tokunaga (1996), “Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Market in Japan,” *Journal of Futures Markets*, 16, 147–162.
- Lok, E. and P. Kalev (2006), “The Intraday Price Behavior of Australian and New Zealand Cross-Listed Stocks,” *International Review of Financial Analysis*, 15, 377–397.
- MacKinnon, J. G. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests,” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601–618.
- MacKinnon, J. G., A. A. Haug, and L. Michelis (1999), “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration,” *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563–577.
- Martens, M. (1998), “Price Discovery in High and Low Volatility Periods: Open Outcry versus Electronic Trading,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 8, 243–260.
- Mayhew, S. (2002), “Competition, Market Structure, and Bid-Ask Spreads in Stock Option Markets,” *Journal of Finance*, 57, 931–958.
- McInish, T. H. and R. A. Wood (1996), “Competition, Fragmentation and Market Quality,” in A. W. Lo, (ed.), *The Industrial Organization and Regulation of the Securities Industry*, 63–74, Chicago, IL: The University of Chicago Press.
- Mizrach, B. and C. J. Neely (2008), “Information Shares in the US Treasury Market,” *Journal of Banking and Finance*, 32, 1221–1233.
- Moosa, I. (2002), “Price Discovery and Risk Transfer in the Crude Oil Futures Market: Some Structural Time Series Evidence,” *Economic Notes*, 31(1), 155–165.
- Newey, W. and K. West (1994), “Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation,” *Review of Economic Studies*, 61, 631–653.

- Phylaktis, K. and L. Chen (2009), "Price Discovery in Foreign Exchange Markets: A Comparison of Indicative and Actual Transaction Prices," *Journal of Empirical Finance*, 16(4), 640–654.
- Potter, S. (1994), "Asymmetric Economic Propagation Mechanisms," in W. Semmler, (ed.), *Business Cycles: Theory and Empirical Methods*, 313–330, Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Roope, M. and R. Zurbrugg (2002), "The Intra-Day Price Discovery Process between the Singapore Exchange and Taiwan Futures Exchange," *Journal of Futures Markets*, 22, 219–240.
- Sapp, S. G. (2002), "Price Leadership in the Spot Foreign Exchange Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 37, 425–448.
- Shastri, K., R. S. Thirumalai, and C. J. Zutter (2008), "Information Revelation in the Futures Market: Evidence from Single Stock Futures," *Journal of Futures Markets*, 28, 335–353.
- Silvapulle, P. and I. Moosa (1999), "The Relationship between Spot and Futures Prices: Evidence from the Crude Oil Market," *Journal of Futures Markets*, 19, 175–193.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (1988), "Testing for Common Trends," *Journal of the American Statistical Association*, 83, 1097–1107.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1990), "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 441–468.
- Su, Q. and T. L. Chong (2007), "Determining the Contributions to Price Discovery for Chinese Cross-Listed Stocks," *Pacific-Basin Finance Journal*, 15, 140–153.
- Tse, Y. (1998), "International Linkages in Euromark Futures Markets: Information Transmission and Market Integration," *Journal of Futures Markets*, 18, 129–149.
- Tse, Y. (1999a), "Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Market," *Journal of Futures Markets*, 19, 911–930.
- Tse, Y. (1999b), "Round-the-Clock Market Efficiency and Home Bias: Evidence from the International Japanese Government Bonds Futures Markets," *Journal of Banking and Finance*, 23, 1831–1860.
- Tse, Y. and P. Bandyopadhyay (2006), "Multi-Market Trading in the Eurodollar Futures Market," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 26, 321–341.
- Tse, Y., T. H. Lee, and G. Booth (1996), "The International Transmission of Informa-

tion in Eurodollar Futures Markets: A Continuously Trading Market Hypothesis,” *Journal of International Money and Finance*, 15, 447–465.

Tse, Y. and J. Xiang (2005), “Market Quality and Price Discovery: Introduction of the E-Mini Energy Futures,” *Global Finance Journal*, 16, 164–179.

Tse, Y., J. Xiang, and J. K. Fung (2006), “Price Discovery in the Foreign Exchange Futures Market,” *Journal of Futures Markets*, 26, 1131–1143.

Wan, J.-Y. and C.-W. Kao (2009), “Price Discovery in Taiwan’s Foreign Exchange Market,” *Journal of International Financial Markets, Institution and Money*, 19, 77–93.

Yang, J., R. B. Balyeat, and D. J. Leatham (2005), “Futures Trading Activity and Commodity Cash Price Volatility,” *Journal of Business Finance and Accounting*, 32, 297–323.

**AN INVESTIGATION
ON THE PRICE DISCOVERY OF
THE NT-DOLLAR FOREIGN EXCHANGE MARKET**

Chung-Wei Kao

Department of Public Finance and Taxation
Takming University of Science and Technology

Jer-Yuh Wan*

Department of Economics
Tamkang University

Keywords: Price discovery, Information share, Impulse response
analysis, Variance decomposition

JEL Classification: E24, E30, E32

* Correspondence: Jer-Yuh Wan, Department of Economics, Tamkang University, Tamsui 251, Taiwan. Tel: (02) 2621-5656 ext. 2993; Fax: (02) 2620-9654; E-mail: wan@mail.tku.edu.tw.

ABSTRACT

This paper investigates the price discovery role of two markets in the NT-Dollar foreign exchange market, the Taipei Forex Inc. (TFI) and the Cosmos Foreign Exchange International Co. (CFE). By applying the information share model of Hasbrouck (1995) and variance decomposition and impulse response analysis of King et al. (1991), the empirical results show the price discovery role of CFE is greater than that of TFI. From the regression analysis of CFE's information share on spread, volume and volatility, the results of regression further support that CFE plays a major price discovery role in the NT-Dollar foreign exchange market. When considering the calendar effect and the macro-announcements effect, the empirical results above can still hold.