

倫敦、新加坡與台北三境外貨幣市場 整合程度之實證分析— 兼論對台灣金融主管當局之政策建議

An Empirical Analysis of Financial Integration among
London, Singapore, and Taipei Offshore Money
Markets and Its Policy Implications for Taiwan

郭照榮 *Chau-Jung Kuo**

國立中山大學

National Sun Yat-Sen University

摘要

本研究主要目的係在從「兩兩市場間」的國際金融市場整合問題予以延伸至「三個市場間」整合關係的探討，一方面藉由台灣、新加坡與倫敦三個境外貨幣市場之間共整合程度的檢定結果，可以瞭解全球金融體系的連結情形，另方面亦可對當前台灣境外金融市場在全球性的金融活動中所占之分量給予實證性之檢測，並從實證結果探討其制度層面上的管理意涵。研究結果顯示：台灣與主要國際金融市場之間的整合程度不充分，隱含著台灣距其欲成為區域性金融中心的理想目標仍有一大段落差，而這應從根本性的金融制度層面著手變革，才有希望達成其目標。最後，本研究並提出三點政策建議，供作決策單位參考。

關鍵詞：境外貨幣市場整合、跡檢定、誤差修正模型、政策自由度

* 國立中山大學財務管理學系副教授。本研究承行政院國科會專題研究計畫(NSC85-2416-H-110-003E8)資助，作者感謝二位匿名評審者之審查意見，他們的寶貴建議，均使本文增色不少，惟文責當由作者自負。此外，研究助理羅麗瓊小姐的辛勞，亦在此一併致謝。

Abstract

This research extends the offshore money market integration studies, from two markets model to three markets model, by including Taiwan, Singapore and London. It also examines Taiwan's progress in entering the international financial arena. Empirical results show that three offshore money markets examined are not fully cointegrated. It implies that the goal for Taiwan to be a financial center is still far unless it undertakes a fundamental reforming from its financial institutions. Finally, three policy implications drawn from the analysis are presented.

Keywords: offshore money market integration, trace test, error correction model, policy degrees of freedom.

壹、緒 言

金融自由化、國際化為我國金融發展政策之既定方向。近年來，政府更揭櫥建立亞太營運中心計畫，其中之一重要環節即是台北區域金融中心的籌建。在該發展計畫中，冀望透過台灣境外金融活動的強化，與國際金融市場形成緊密之整合，以吸引國際金融業者及市場人士共同參與。

一般而言，兩個不同市場之間若有良好的整合程度，則將使兩地間的市場套利機會降低至最小；反之，若整合程度不佳，則表示兩地市場間存在有相當程度的區隔現象，參與者若同時在兩個不同市場上交易，將因市場完備性不足而有相當潛在性的套利機會。過去二十幾年來，有關國際貨幣市場整合問題的研究文獻，大多僅止於「兩兩市場間」的市場整合關係之探討，而隨著金融自由化與國際化的發展，一般咸信，未來全球的金融交易可能逐步朝向 24 小時全天候的單一市場邁進，這將使金融活動的參與者能彼此感受到是在同一個「地球村」參與交易。本研究主要目的係在從「兩兩市場間」的國際金融市場整合問題予以延伸至「三個市場間」整合關係的探討，一方面藉由台灣、新加坡與倫敦三個境外貨幣市場之間共整合程度的檢定結果，可以瞭解全球金融體系的連結情形，另方面亦可對當前台灣金融市場在全球性的金融活動中所占之份量給予較嚴謹性的檢測，並從實證結果，探討其制度層面上的管理意涵，除本節緒言外，全文架構如下：第貳節先就過去二十

幾年來探討國際貨幣市場整合問題主要的研究文獻作一回顧，並從中檢視其研究方向，然後再於第參節提出本文之研究方法；第肆節是計量實證結果，根據實證所得結果，我們將於第伍節再探討它的制度層面之管理意涵；最後，我們就全文研究結果作一總結並提出政策建議。

貳、文獻之回顧與檢視

隨著金融自由化與全球化的來臨，未來全球的金融交易將逐步走向 24 小時的全天候單一市場，而相關國際金融的研究課題亦愈來愈多。本節先針對探討金融市場整合問題的相關研究文獻作一回顧式之整理，藉以瞭解這類問題截至目前為止的研究情形，並凸顯本研究價值。

一、國際金融市場共整合之研究文獻

過去二十幾年來，有關貨幣市場整合研究之問題，大部份之焦點係在探討相同通貨設定 (denominated) 的資產在不同地區市場收益率之間的關係。由於美元於國際金融活動中具舉足輕重的角色，因而大部份的研究乃在探討美元境內收益與其境外收益之關係。換言之，也就是探討境外美元市場與美國國內市場整合的情形。

1960 年代與 1970 年代的早期研究，例如 Argy and Hodjera (1973) 以及 Levin (1974) 等，都假設利率的傳導方向是單向傳遞關係，亦即：由美國國內傳至境外金融市場，此意味著當時美國經濟勢力的強大。而在 1973 年銀行可轉讓定期存單 (negotiable certificates of deposit, NCD) 利率上限被聯邦儲備撤除以前，這些早期的研究者亦大都認為沒有任何市場的利率可以影響美國國內市場的利率，因此他們多利用美國國庫券利率作為美國國內利率之替代變數。

Kaen and Hatchey (1983) 以及 Hartman (1984) 亦先後利用 Granger 與 Sims 因果測試方法進行研究。Hartman (1984) 發現，美國國內利率對歐元利率有顯著影響，而歐元利率亦顯著影響美國國內利率。此外，他更進一步發現因果關係並非恆常不變，在 1971 年至 1974 年間，雖然沒有發現顯著的回饋效果，然而在 1975 年至 1978 年間，回饋效果卻相當顯著。因此，在美國市場上，外來因素的影響已是近些年來的一種普遍現象，隱含著美國國內

市場與歐洲美元市場整合程度之提高。

Swanson (1987) 亦使用 Granger 測試方法，探討美國國內市場與歐元市場間的直接效果與回饋效果，以了解市場間的整合問題。其研究期間從 1974 年至 1983 年，利用日資料與週資料進行實證，結果顯示此期間直接因果關係減弱，而兩市場同時反應程度則增強，同時，回饋效果亦增強，特別是在研究期間的最後幾年。此一研究，進一步支持貨幣市場之整合程度正在日益增強中，亦即兩市場間已產生結構性的變化。爾後，Swanson (1988) 亦使用類似 Granger 及 Sims 進行因果關係測試，雖然亦發現回饋效果的存在，但大部份的調整是在滯延一期後發生且非完全調整。究其原因，可能是交易成本、法規限制及市場不完全等其它因素所造成。

Miller and Russek (1991) 曾指出，誤差修正模型 (error correction model) 除了考慮一個市場對另一個市場的短期衝擊外，尚考慮了長期的關係。此種觀念的延伸，加強了利率傳輸的學理基礎。例如，Lin and Swanson (1993) 即採取誤差修正模型針對五個主要工業國家及三個境外市場進行研究分析。其研究發現：(1) 五個主要工業國家及三個境外市場之時間序列資料皆為非定態，但在一階差分 (1st-differencing) 後則呈定態；(2) 誤差修正模型可作為對於貨幣市場時間序列資料之長期評估與因果關係的適當評估模型；(3) 五個國家國內市場與倫敦歐元市場並非完全整合，而五個主要工業國家與其各自的歐元市場存在一雙向因果關係，此意味著兩兩貨幣市場組群存在著區隔；(4) 類似上述的現象亦發生在新加坡境外市場與五個主要工業國家之間，但在香港境外市場與五個主要國家之間的關係則較弱；(5) 強烈的雙向關係存在於倫敦與新加坡兩個境外市場之間，然倫敦與香港兩境外市場之間的關係則較弱；(6) 在新加坡與香港兩個境外市場之間，由新加坡至香港存在顯著的因果關係，反之則不然。Lin and Swanson (1993) 的主要貢獻在於為貨幣市場的關聯整合研究建立了一個全球觀，證實全球正朝向 24 小時全天候的單一交易市場前進，特別是亞洲市場的角色日益重要。

相對於亞洲市場近幾年來的迅速發展現象，有關亞洲美元市場的研究便顯得匱乏。這方面的研究，早期大部份僅著重於探討亞洲美元市場的發展，例如 Bhattacharya (1977) 深入探討亞洲美元市場之發展與成長、市場上的限制、資金之用途與來源以及該市場的衝擊與未來。Bernauer (1983) 除了討論亞洲美元市場的起源與發展外，亦同時探討新加坡境外市場之成本、利益與衝擊。近來的研究，則將焦點轉移至整合的課題。例如，Eken (1984) 研

究日本國內市場與國際金融市場之整合經驗，結果發現：日本金融體系的發展及變化方向受到外在環境的影響。Fukao and Okubo (1984) 藉由國際資金流量表簡化形式之理論模型，探討日本利率與美國長期利率之關聯性，並有如下的研究發現：國際因素（如美國的利率變化）對於日本國內長期利率的決定扮演一個重要角色。Glick (1987) 則檢視亞洲國家（包括新加坡、香港、台灣、馬來西亞與澳大利亞）與美國國內貨幣市場的關係，在利率平價 (interest rate parity) 模式下，利用實質利率進行分析，結果發現：這些亞洲國家之實質利率並非與美國國內利率變化亦步亦趨 (one-for-one)，意味著這些國家對其貨幣與財政政策仍握有相當的自主權。

二、金融市場共整合研究問題之檢視

由於利率在聯繫金融部門與實質部門間扮演著頗為重要之角色，因此，在財金問題領域上，利率一直是深受注目的研究焦點。

像 Hendershott (1967)、Kwack (1971)、Argy and Hodjera (1973) 以及 Levin (1974) 等人早期的研究，皆發現歐洲美元利率隨美國境內利率的變化而有所調整，且美國境內市場不受外在衝擊的影響，這種現象部份導因於 1973 年以前，沒有任何金融市場決定的利率可以影響美國境內市場的利率。因而，美國國內利率傾向於對外在衝擊缺乏敏感性。不過，證據顯示，自從外匯管制解除後，美國國內利率對經濟與貨幣變化之調整速度通常已較外在市場來得快速 (Kaen and Hatchey, 1983) 此隱含著 1973 年美國資本市場有著結構性的變化。另一方面，有關回饋效果的研究，像是 Giddy 、Dufey and Min (1979)、Kaen and Hatchey (1983)、Hartman (1984)、Swanson (1987 、 1988) 等，均證實回饋效果之增強，隱含著財政與貨幣政策正逐漸受到侵蝕，意味著全球單一金融市場正逐漸形成中。

在研究方法方面，早期研究大多使用存量調整模型，近來研究的焦點則在於利率變動間之領先與滯延分析，從而 Granger 及 Sims 因果關係測試在此一趨勢下，亦成為一種標準測試方法。而另一種結合定態與共整測試的誤差修正模型，經由 Lin and Swanson (1993)、Lin and Leu (1994) 的研究先後證實了：關於貨幣市場整合問題分析中，誤差修正模型優於其它評估模式，允為一較良好的共整合問題評估模型，而在金融全球化的過程中，同時處理多變量的誤差修正模型之運用愈形重要。

以上文獻之研究方法，除 Bhattacharya (1977) 及 Bernauer (1983) 外，均係以計量實證模型對金融市場所反應的行為層面問題作其評估研究，但我們亦深知：現實環境下金融市場的運作情形亦與其金融制度的管理層面息息相關，故研究者若能在計量實證結果之外，再從制度層面因素，萃取其金融管理意涵，相信可對問題有更為深刻之認識。

參、研究方法

一、理念說明

基本上，金融市場之間的整合情形是金融體系中的一種結構現象，而市場又是既定制度下的產物，所以，金融體系的問題一方面可藉由金融市場運作的行為層面去研究，另方面亦可經由金融政策及法規等制度管理層面的背景去探討。因此，我們可以說，代表績效層面的金融結構現象（市場整合性）應同時是金融管理（制度層面）與金融市場（行為層面）的一種「映射」(mapping) 結果，其間之系統運作關係如圖 1 所示。

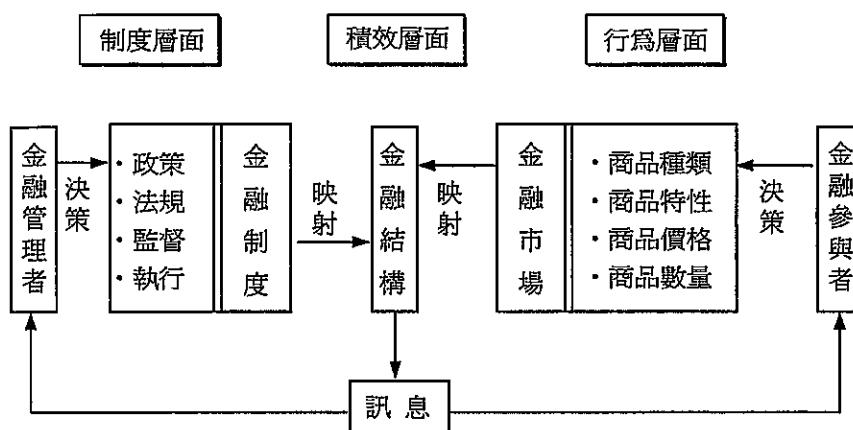


圖 1 金融制度與金融市場之系統運作關係

在以上理念下，本文研究方法將先以計量方法檢測台灣境外拆放市場在行為層面上與倫敦、新加坡兩地境外拆放市場的整合性質，然後，再由實證結果的政策涵義 (policy implications) 以宏觀性角度探索其制度層面的管

理意涵。

另方面，由於美元在國際金融活動中，向來具有舉足輕重之地位，故本研究基本上仍以「相同通貨設定」(denominated) 的方式探討美元在以下三個境外市場的拆放利率的整合關係：倫敦 (LIBOR)、新加坡 (SIBOR) 以及台北 (TIBOR)¹。之所以選擇倫敦與新加坡兩個境外市場作為本研究對象，主要係因倫敦為最早且為全球最大的境外金融中心，其市場利率已被公認為全球性指標，具有領導性地位；而新加坡則為亞洲最大的境外金融中心，其運作模式已為台北欲發展成為區域金融中心的學習榜樣。而且，此二個境外市場極少有政府干預，在彼參與境外金融活動者，享有極度之自由，頗為符合「相同通貨設定」下的「單一價格定律」(Law of One Price, LOP) 理論條件。² 因此，以 LIBOR 及 SIBOR 作為與 TIBOR 共整情形的研究對象，允宜有較大的代表性。

二、實證方法

本研究先就資料處理方式及三地市場利率的統計特徵作一說明，然後，以擴增性 Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF) 方法進行單根檢定 (unit root test)，確認變數序列之間的「同階整合」性質後，再以具有同階的變量序列加以配對，分別進行雙變量（兩兩市場間）及三變量（三個市場間）的共整檢定。文獻研究上，在檢定共整性時，一般多使用 Engle and Granger (1987) 的檢定方法，但由於此一方法的統計臨界值 (critical value) 較鬆，使得實證結果易於傾向接受共整之虛無假說，因此，本研究乃採較具檢定能力的 Johansen (1990、1991) 最大概似法之跡檢定 (trace test) 進行共整檢定。

¹ 目前國際金融市場上所使用之”TIBOR”乙字，係指「日本東京拆放市場利率」(Tokyo Inter Bank Offer Rate)，本研究為變數使用方便起見，亦以”TIBOR”代表「台北拆放市場利率」，謹此註明。

² 在「單一價格定律」下，隱含著資金（可視為商品）交易不存在著交易成本，且可在國與國間自由移動之假設。在此一理論下，相同的貨幣（資金）且使用期限一致，其利率在國內與國外均應相等。雖然，現實環境下，因制度或國情之不同，不同市場間相同的貨幣利率會有差異，但長期而言，同一拆放期限的相同貨幣利率應不致偏離其長期均衡值(drift apart from the equilibrium value)過遠。

(一) Johansen Trace Test

設 $A(L)X_t = \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T$ 表示由 p 個變量 X 所組成之 k 階向量自迴歸 (VAR) 體系，式中， $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \Lambda)$, $\forall t, A(L) = 1 - A_1 L^{-1} - \dots - A_k L^{-k}$ ，係滯延運算 (lag operator) 下的 $(p \times p)$ 階係數矩陣， 1 為 $(p \times p)$ 階之單位矩陣 (unit matrix)。根據 Johansen (1990, 1991)，若分別令 $\Gamma_i = -1 + A_1 + \dots + A_i, i = 1, 2, \dots, k-1$ ，以及， $\Pi = -(1 - A_1 - \dots - A_k)$ ，則此一 k 階 VAR 體系可改寫成：

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-k} + \sum_{l=1}^{k-1} \Gamma_l \Delta X_{t-l} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

而此一體系至多存在著 $r = p - 1$ 個共整向量 (cointegrated vector)，亦即，虛無假說為 H_0 ：至多有 r 個共整向量。茲就其參數之估計步驟及檢定統計量之產生程序概述如下：

茲令 Y_t 表模型中由各滯延差分項 $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-k+1}$ 所組成之堆積變數 (stacked variables)，並分別令 $Y_{0t} = \Delta X_t$ 以及 $Y_{kt} = X_{t-k}$ 。如此則：

< STEP 1 >

(1) Regress Y_{0t} on Y_t ，之後，取其殘差向量 $(p \times 1)$ 個，表之為 R_{0t} 。

(2) Regress Y_{kt} on Y_t ，之後，取其殘差向量 $(p \times 1)$ 個，表之為 R_{kt} 。

< STEP 2 >

計算四個 $(p \times p)$ 階的交乘動差矩陣： S_{00} 、 S_{0k} 、 S_{k0} 、 S_{kk} ，

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}', \quad (i, j = 0, k, T \text{ 為樣本數})$$

< STEP 3 >

解下列方程式，求取特性值 (eigenvalues)，

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$$

< STEP 4 >

對每一個 λ ，計算概度比統計值 LR (此即 trace test)：

$$LR = -T \sum_{i=r+1}^p \ln (1 - \hat{\lambda}_i)$$

通常從 $r = 0$ 開始檢定，亦即假設在 VAR 模型中無共整向量存在。由於此一統計量為具有 $(p - r)$ 多元函數的 Weiner process，因此必須使用 Monte-Carlo 法產生其臨界值。³

(二) 誤差修正模型測試

Johansen (1991) 進一步利用「伸展空間」(span space) 觀念證明出：若將共整向量 (cointegration vector) d' 與原序列 X_t 相乘，則 $d'X_t$ 與 (1) 式中的 ΔX_t 均為具有「一階整合」的定態隨機過程，而且，(1) 式亦與 Granger (1983) 及 Engle and Granger (1987) 所導出的 Granger's Representation 定理完全相同。因此，本研究的雙變量及三變量「誤差修正模型」可分別利用下列二式來進行測試：

$$\Delta x_t = a + b(x_{t-1} - d_0 y_{t-1}) + \sum_{j=1}^n c_j \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^m f_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta x_t = a + b(x_{t-1} - d_1 y_{t-1} - d_2 z_{t-1}) + \sum_{j=1}^n c_j \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^m f_j \Delta y_{t-j} + \sum_{k=0}^p h_k \Delta z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中， $d_i (i = 0, 1, 2)$ 代表共整向量，變量 (x, y, z) 分別代表三個境外拆放市場的利率。括弧項 (\cdot) 表示 x 市場前一期利率與其它市場前一期利率的調整，此種調整關係，係藉由市場彼此之間的共整結構來顯示，所以，它代表著不同市場之間的一種「長期均衡誤差」調整關係，倘若誤差修正係數 b 具統計顯著性，則不同市場彼此之間即具有長期穩定之均衡關係，從而符合「單一價格定律」之理論要求。另方面，式中的係數項 f_j (及 h_k) 若具統計顯著性，則表示 x 市場目前的利率變動可被其它市場過去的利率變動所解釋，代表不同市場之間的短期「因果關係」(causality relationship)。倘若 b 顯著而 f_j (及 h_k) 皆不顯著，則表示 x 市場利率的變動乃是由於它與其它市場利率彼此間具有「共同的線性趨勢」(linear and common trend) 之關係。

此外，式中最適滯延長度 (optimal lag length) n 、 m 及 p 的決定，係採 Akaike 的「最小終極預測誤差」(minimum final prediction error, FPE) 準則方式，其決定方式如下：

$$FPE = [(T + g + 1) \div (T - g - 1)] \times (SEE \div T) \quad (4)$$

³ 詳細情形請參閱 Johansen and Juselius (1990) 及 Johansen (1991)。

式中， T 代表觀察值個數， SEE 為迴歸估計誤差平方和，至於 g 則表示自我迴歸滯延長度的加總，在(2)式情況下， $g = n + m$ ，在(3)式情況下， $g = n + m + p$ 。

肆、實證結果

一、資料來源、處理及利率統計特性

本實證樣本期間涵蓋 1993 年 5 月 19 日至 1996 年 4 月 24 日止共 664 個交易日之隔夜 (over night)、一週期與一個月期的三個境外市場銀行同業美元拆放利率 (interbank rate)，所用之資料數據均為當天收盤值 (closing value) 利率型態，惟若當天無拆放撮合，則登錄為無成交日。台灣境外市場的資料來源是由台北外匯經紀股份有限公司提供，而新加坡及倫敦境外市場則係由研究人員親赴新加坡國立圖書館實地蒐集英國金融時報 (Financial Times) 與新海峽時報 (New Straits Times) 刊載之資料而得。

由表一知，台灣與倫敦、新加坡在隔夜拆放是檔利率的成交方面，其實際觀察值日數均相當接近，分別為 639 天、631 天與 637 天。但在一週期與一個月期兩檔拆放利率的成交上，台灣則顯著較倫敦及新加坡為少，無成交日數分別高達 491 天與 412 天，亦分別佔總交易日數 (664 天) 73.95% 與 62.05%，這似乎顯示出台灣境外拆放市場之廣度與深度尚嫌不足，其市場活絡度均遠遜於倫敦與新加坡境外市場。另方面，從拆放利率於樣本期間內的統計值亦可看出三個境外市場間之利率差異。就拆放利率平均值來看，新加坡最高，倫敦次之，而台灣最低，至於三個市場於樣本期間內的利率波動程度 (利率標準差) 雖然均介於 1.104 與 1.207 之間，但最高值與最低值均出現在台灣境外市場，似乎顯示出台灣市場相較於其它二個市場有較大的利率波動性⁴。

由於台灣與新加坡市場幾乎處於同一時區 (time zone)，而倫敦市場與此二個市場則存在著較大的時差，當台灣與新加坡市場收盤時，剛好是倫敦市場的開盤時間，而當倫敦市場收盤時，台北及新加坡市場仍未開盤。因此，

⁴ 此可能係因過多的無交易日數所造成之統計結果。

在使用收盤值資料型態作配對實證時，我們須作必要之時差調整。⁵

表 1 境外美元拆放市場利率統計值

利 率 變 數	樣本總交易日數		無交易日數 百分比%	平均值 %	標準差 %
	實際觀察值個數	無成交日數			
倫敦(隔夜)	631	33	4.97	4.609	1.199
倫敦(一週)	649	15	2.26	4.651	1.183
倫敦(一月)	650	14	2.11	4.722	1.156
新加坡(隔夜)	637	27	4.07	4.612	1.161
新加坡(一週)	654	10	1.51	4.703	1.163
新加坡(一月)	655	9	1.36	4.789	1.174
台灣(隔夜)	639	25	3.77	4.591	1.176
台灣(一週)	173	491	73.95	4.375	1.104
台灣(一月)	252	412	62.05	4.604	1.207

二、ADF 定態檢定

在進行共整測試之前，必須先對所有變數進行定態測試，藉由單根檢定的方式，檢定所有配對利率變數是否為同階的時間序列，以符合共整的必須條件。表二顯示出以 ADF 方法進行單根檢定後，變數的定態測試結果。

從表二知，研究所選取大部份變數之原序列 (level) 係屬非定態，惟經一階差分 (1st-differencing) 後則成定態，在 1% 的顯著水準之下，均不能拒絕其有單根的現象，但均拒絕其有二個單根的存在。惟就台灣境外拆放市場而言，一週期及一個月期利率，因無交易日過多，於 ADF 檢定差分計算時，形成過多的觀察值漏失 (missing observations) 現象，致無法計算其統計值，因此其整合位階 (integration order) 無法確認。

⁵ 在時差關係上，LIBOR 市場的收盤時間領先(lead)TIBOR 及 SIBOR 兩地市場的收盤時間約 16 小時，大約形成一日之間隔，亦即，LIBOR 於 $t-1$ 日的收盤利率須於次日（即 t 日）方能反應於 TIBOR 及 SIBOR 的收盤利率，而 TIBOR 及 SIBOR 於 t 日的收盤時間剛好是 LIBOR 於 t 日的開盤時間，故 TIBOR 及 SIBOR 於 t 日的收盤利率可合理地假設於當日（即 t 日）即可反應於 LIBOR 的收盤利率。因此，在實證配對上，當以 LIBOR 作為因變數而以 TIBOR 或 SIBOR 作為自變數時，其配對資料時點均為同一時點，亦即：LIBOR_t v.s. TIBOR_t (或 SIBOR_t)，而當以 TIBOR 或 SIBOR 作為因變數而以 LIBOR 作為自變數時，配對資料時點則相差一日，亦即：TIBOR_t (或 SIBOR_t) v.s. LIBOR_{t-1}。

表 2 三個境外市場美元拆放利率的 ADF 定態測試結果

利 率	原序列 (Level)	滯延項 (Lags)	一階差分 (1st-diff.)	滯延項 (Lags)
倫敦(隔夜)	-0.638	5	-13.306**	4
倫敦(一週)	-0.619	8	-9.110**	7
倫敦(一月)	-0.735	6	-11.340**	5
新加坡(隔夜)	-0.021	6	-11.910**	5
新加坡(一週)	-0.370	4	-16.550**	3
新加坡(一月)	-0.810	1	-23.110**	1
台灣(隔夜)	-0.359	7	-10.473**	6
台灣(一週)	-	-	-	-
台灣(一月)	-	-	-	-

(1) 臨界值是根據 Fuller (1976) 之數值表決定。

(2) **：在 1% 顯著水準下顯著。

(3) 滯延長度的使用，係為使殘值呈現純噪音 (white noise)。殘值純噪音的檢定是依據 Box-Pierce 的 Q 統計量，並考慮 24 期限滯延項。

三、共整檢定

由表三的實證結果得知，隔夜利率在三個市場的兩兩配對下，皆存在長期共整關係。在 $r \leq 0$ 之假說檢定時，倫敦與新加坡隔夜利率配對之統計值為 44.533，倫敦與台灣為 85.600，新加坡與台灣則為 84.797，皆具 1% 顯著性。而在 $r \leq 1$ 時，則均不具顯著性，表示至多只有一個共整關係的虛無假說無法被拒絕，而此亦符合 Johansen 的說法—兩變數序列最多只有一共整向量。

在一週期與一月期利率方面，倫敦與新加坡均呈現 1% 顯著的共整證據，其 Trace Test 之統計值分別為 88.702 與 51.188。由於台灣此兩檔利率序列之共整階數無法確認，因此無法分別與倫敦與新加坡進行配對檢定。

由於僅有隔夜利率顯現兩兩市場配對的長期共整關係，表四中三變量的 Trace Test，僅報告隔夜利率的共整檢定結果。在 $r \leq 0$ 與 $r \leq 1$ 虛無假說檢定時，皆具 1% 顯著性，其統計值分別為 152.927 和 43.321。而在 $r \leq 2$ 時，則不具顯著性。在 $r \leq 0$ 顯著時，表示至少存在一個共整關係。而 $r \leq 1$ 顯著，則拒絕最多只有一個共整關係的虛無假說，亦即表示至少存在兩個共整關係。而 $r \leq 2$ 不顯著，表示不能拒絕最多只有二個共整關係的虛無假說。因此，三境外市場的隔夜利率均存在著兩組共整長期關係。

表 3 三個境外市場美元拆放利率 Johansen 跡檢定雙變量共整檢定結果

利 率 配 對	檢定假說： $r \leq 0$	檢定假說： $r \leq 1$
倫敦隔夜-新加坡隔夜	44.533**	1.740
倫敦隔夜-台灣隔夜	85.600**	1.653
新加坡隔夜-台灣隔夜	84.797**	1.213
倫敦一週-新加坡一週	88.702**	1.145
倫敦一週-台灣一週	---	---
新加坡一週-台灣一週	---	---
倫敦一月-新加坡一月	51.188**	2.444
倫敦一月-台灣一月	---	---
新加坡一月-台灣一月	---	---

(1) 臨界值是依據 Johansen & Juselius (1990, p.209, Table 3) 之數值決定。

(2) $r \leq 0$ ，表不存在共整（亦即 0 個共整向量）。

$r \leq 1$ ，表至多存在一個共整向量。

(3) **：在 1% 顯著水準下顯著。

表 4 三個境外市場美元拆放利率 Johansen 跡檢定三變量共整檢定結果

利 率 配 對	檢定假說： $r \leq 0$	檢定假說： $r \leq 1$	檢定假說： $r \leq 2$
倫敦隔夜- 新加坡隔夜- 台灣隔夜	152.927**	43.321**	1.524

(1) 臨界值是依據 Johansen & Juselius (1990, p.209, Table 3) 之數值決定。

(2) $r \leq 0$ ，表不存在共整（亦即 0 個共整向量）。

$r \leq 1$ ，表至多存在一個共整向量。

$r \leq 2$ ，表至多存在兩個共整向量。

(3) **：在 1% 顯著水準下顯著。

四、誤差修正模型測試

表五、表六係分別依據表三及表四已證實具有共整關係的市場配對結果所作之誤差修正模型實證，其中，表五為雙變量（兩個市場間）的誤差修正模型，而表六則為三變量（三個市場間）的誤差修正模型。在雙變量的隔夜拆放市場配對裡，由表五中 $H_0: \sum f_j = 0$ 及 Wald 統計值均具 1% 顯著性結果知，台灣、新加坡及倫敦三個境外市場彼此間的雙向因果關係均相當顯著。不過，在以台灣及新加坡市場利率作為解釋變數的誤差修正模型中，倫敦市場的誤差修正係數 b 均不顯著，此似乎顯示著倫敦在作為國際最大的

境外金融市場方面，有其較獨特自主的一面，以致在其反映長期偏離台灣與新加坡兩地市場的均衡利率調整上較不易顯示其成為市場追隨者（market follower）之性格。

三變量的市場配對方面，在以倫敦及新加坡作為因變數的多邊誤差修正模型裡， $H_0: \sum f_j = 0$ ， $\sum h_k = 0$ 及 Wald 統計值均具顯著性，但在以台灣作為因變數的多邊誤差修正模型裡，則只有 $H_0: \sum f_j = 0$ （由倫敦市場所解釋部分）具統計顯著性。此顯示出：在多邊整合的國際因果關係架構中，倫敦與新加坡兩地市場較具有顯著的國際互動性，而台灣則較不顯著，只具「單向性」國際傳導作用。此外，從表六的誤差修正係數 b 均不具統計顯著性來看，此似乎也顯示：在多邊的國際性整合架構下，個別市場能否迅速反應其偏離其它市場的均衡調整關係，仍有待進一步之實證研究後，方能斷定。

表 5 三個境外市場美元拆放隔夜利率的雙變量誤差修正模型實證

$$\Delta x_t = a + b(x_{t-1} - d_0 y_{t-1}) + \sum_{i=1}^n c_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^m f_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

因變數	自變數	虛無假說					Wald 統計值
		$b = 0$	$\sum C_i = 0$	n	$\sum f_j = 0$	m	
TIBOR	LIBOR	-4.89**	136.28**	1	458.15**	4	716.18**
LIBOR	TIBOR	-1.39	5.07*	6	17.89**	10	46.66**
TIBOR	SIBOR	-2.33*	36.96**	9	163.14**	5	308.30**
SIBOR	TIBOR	-3.07**	84.89**	8	78.10**	9	194.13**
LIBOR	SIBOR	-0.36	64.40**	6	118.48**	8	644.88**
SIBOR	LIBOR	-8.34**	478.95**	2	292.36**	2	388.94**

1. H_0 之檢定： $b = 0$ 使用 t 值， $\sum C_i = 0$ 與 $\sum f_j = 0$ 均使用 F 值，Wald 統計值係用以確認 F 統計顯著之「強韌性」（robustness）。

2. **表在 1% 顯著水準下顯著，*表在 5% 顯著水準下顯著。

表 6 三個境外市場美元拆放隔夜利率的三變量誤差修正模型實證

$$\Delta x_t = \alpha + b(x_{t-1} - d_1 y_{t-1} - d_2 z_{t-1}) + \sum_{i=1}^n c_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^m f_j \Delta y_{t-j} + \sum_{k=0}^p h_k \Delta z_{t-k} + \varepsilon_t$$

因變數	聯合 自變數	虛無假說						Wald 統計值
		$b = 0$	$\sum C_i = 0$	n	$\sum f_j = 0$	m	$\sum h_k = 0$	
TIBOR	LIBOR SIBOR	0.58	87.56**	9	235.74**	10	3.26	0 N.A.
LIBOR	TIBOR SIBOR	-0.68	—	0	368.62**	1	4.03*	6 36.05**
SIBOR	LIBOR TIBOR	-0.72	478.16**	2	140.14**	2	15.79**	8 31.26**

1. H_0 之檢定： $b = 0$ 使用 t 值， $\sum C_i = 0$ 、 $\sum f_j = 0$ 與 $\sum h_k = 0$ 均使用 F 值， Wald 統計值係用以確認 F 統計顯著之「強韌性」(robustness)。

2. —表示依據 FPE 準則，無最適滯延項。N.A.表示 Wald 統計檢定結果不明。

3. **表在 1% 顯著水準下顯著，*表在 5% 顯著水準下顯著。

伍、制度層面的探討及其管理意涵

一、觀念性的政策涵義

這些年來，台灣境外拆放市場於制度層面上雖然在歷經中央銀行先後採取一系列的興革措施後，其運作機能較諸市場成立初期已有改善。⁶但經由前節的計量實證結果，我們亦知：台灣的境外拆放業務僅有隔夜的拆放交易尚能與國際市場形成雙邊的共整關係，而一週期及一個月期的拆放活動則明顯地仍無法與國際金融活動整合成爲一體。此一現象似亦指出：單一金融市場整合機制的不理想現象，其制度層面背後實係潛藏著一些無法計量實證的結構性因素。畢竟，境外拆放市場僅屬國際金融業務 (Offshore Banking Unit,

⁶ 台北外幣拆款市場於民國 78 年 8 月成立並開始運作之後，中央銀行爲活潑市場交易，曾於其外匯存底中陸續提撥美元、日圓及馬克三種貨幣充當種籽資金，截至 84 年 2 月底爲止，這些種籽資金計美元及日圓各 100 億元，馬克 4 億元。另爲與國際金融市場形成市場整合，亦積極推動台灣境外拆放市場能與國際性之外幣經紀商連線交易，截至民國 80 年底止，已先後完成與新加坡 Astley and Pearce、香港 Martin Bierbaum 與 Harlow Butler，以及，日本 Yagieurs 等國際性之外幣經紀商連線交易。83 年 5 月，更將原「台北外匯市場發展基金會」改組設立「台北外匯經紀股份有限公司」，成爲台灣第一家（截至 1998 年 3 月爲止，亦僅只此一家）外幣經紀商。

OBUs) 中的一環，故其運作機制的發揮，能否與國際金融市場融合為一體，應與管理 OBU 的整體金融制度有極為密切之關係，而非僅止針對單一金融市場採行若干興革措施即為已足。換言之，當我們在對實證結果的政策涵義進行探討時，對於得出無共整合（或有共整合）的計量結果，不宜據此即對政策賦予單一金融市場已有的制度性作為予以斷然否定（或肯定），而宜以較宏觀性的視野去看待其政策涵義。

二、新加坡經驗乎？

台灣近年來在致力於金融自由化與國際化的作為上，當屬推動台北金融中心的計畫較為具體，而根據央行所規劃並執行的台北金融中心計畫，當中亦明白揭示：將以新加坡的發展經驗為主要參考架構。這也就是說，因為新加坡金融中心相當成功，所以才會以新加坡為師。

從宏觀性的格局來看，作為一個成功的金融中心，它至少必須具備三個條件：(1) 強大的地區性經濟體系，以及充裕資金，並位居國際性資金流動與外匯交易之要津。(2) 必須具備多樣化的金融工具與籌碼，使得該地區之金融服務與媒介功能得以充分發揮。(3) 尤其，為了能與全球性的金融業維持相當之競爭，它更須在相關的典章制度上採行國際化的作為，俾能隨時與國際金融市場緊密相連。

若就以上三個條件拿來將台灣與新加坡相互評比，則新加坡相較於台灣，它並未具備條件 (1) 的優勢，但在新加坡政府努力經營下，它卻藉由創造了 (2) 及 (3) 的優勢條件，使其在國際金融市場占上一席之重要地位。對台灣來說，政府在台灣的金融發展過程中，與新加坡一樣，向來亦居於主導者的角色，而且，它比新加坡更具有條件 (1) 的優勢，但何以台灣發展至今仍無法在國際金融市場取得重要地位？

我們經由表七：(1) 金融管理體制 (2) 市場規模及經濟實力 (3) 基本稅負條件及 (4) 國家競爭力等四個構面比較結果，將不得不承認：在整體金融環境上，新加坡金融市場的制度性條件的確遠較台灣為強。

表 7 台灣及新加坡整體金融環境之比較

		台灣	新 加 坡
金融 管理 體制	• 金融管理之政府 體制層級	中央、省（市）及縣 市政府三級制	中央政府一級制
	• 金融管理制度	財政部與中央銀行雙元 化管理	新加坡金融管理局 (MAS) 一元化管理
	• 銀行制度	原則上分為商業銀行、 儲蓄銀行、專業銀行及 信託投資公司四類，惟 銀行欲經營儲蓄及信託 業務時，得依規定另行 申請設立儲蓄部及信託 部執照經營之。	不予分類，凡經營銀行 業務者，悉依其「銀行 法」規定持有之執照內 容辦理之。核發之執照內 容原則上分為「附帶 條件執照」(restricted license) 及「無附帶條 件執照」(full license) 兩種
金融 市場 規 模 及 經 濟 實 力	• 國際貨幣經紀商 家數	1 家	10 家
	• 外匯銀行家數 (1996 年)	65 家（含外商銀行在 台分行）	200 家
	• 外匯交易日均量	20 億美元（1995 年， 含外幣拆款）	800 億美元（1994 年）
	• OBU 資產規模	318 億美元（1996 年 2 月底止）	4,458 億美元（1995 年 3 月底止）
	• 每人國內生產毛 額（1996 年）	14,470 美元	30,301 美元
基 本 稅 負 條 件	• 一般稅負		
	DBU 所得稅	自然人 6%~ 40%，營 利事業 15%~ 25%	自然人 2.5%~ 30%，營 利事業 27%
	OBU 所得稅	除貸與境內客戶之所得 按 15%課稅外，其餘免 稅	ACU 所得需繳 10%稅 負，境外客戶所得免 稅，境內客戶所得合併 申報
	營業稅、印花稅	分別為 5% 及 0.4%	稅率均為 0%
	• 衍生性金融市場	所得稅合併申報，營業 稅接收支差額課稅	所得稅合併申報，營業 稅 0%
	• 貨幣市場 短期票券	所得稅按 20% 分離課 稅，銀行、信託及票券 業之營業稅不免稅	所得稅合併申報，營業 稅 0%

	同業拆款	所得稅合併申報，營業稅僅 DBU 與 OBU 間或 OBU 間免稅，其餘不免稅	所得稅合併申報，營業稅均為 0%
基本稅負條件	· 資本市場 股利所得 利息所得 資本利得 交易稅	居住民 15%，非居住民 20% 居住民與非居住民皆為 20% 0% 股票 0.30%，公司債 0.10%	27% 27% 0% 均為 0.20%
1996 年 全球競爭力 排名	· 國際化程度 · 政府效率 · 金融實力 · 基礎建設 · 管理效能 · 科技發展 · 人力資源	26 6 21 30 18 17 16	1 1 3 33 4 12 8

資料來源： 1.中央銀行、財政部金融局、新加坡銀行法、世界經濟論壇 (WEF)、瑞士國際管理發展協會 (IMD)。
 2.本研究整理。

對研究並長期關心金融管理制度的學者而言，相信他們長久以來多會一直存在著這樣的一個疑問：何以新加坡在其金融政策上一向標榜自由、開放之精神，但在金融管理方面，其管理之嚴格程度較諸英、美、日各先進國家則猶有過之而無不及之現象？如果我們從新加坡金融管理的相關典章制度（特別是新加坡銀行法）⁷深入觀察其管理精神，則此一問題之答案應不難獲致如下之理解：

⁷ 新加坡以嚴謹及周延的法律架構來規範金融中心之發展，除了立法效率高外，執法更是剛正而落實。從 1966 至 1986 所通過的金融相關立法包括：保險法 (Insurance Act, 1966)、貨幣法 (Currency Act, 1967)、融資公司法 (Finance Companies Act, 1967)、新加坡金融管理局法 (Monetary Authority of Singapore, 1970)、銀行法 (Banking Act, 1970)、證券業法 (Securities Industry Act, 1986) 與期貨交易法 (Futures Trading Act, 1986) 等。這些法律暨其據以頒訂之相關行政命令等金融法規構成新加坡發展金融中心的一套完備之典章制度，並由其高效率而廉潔的文官政府及專業人才落實據以執行。由此可知，新加坡發展金融中心之所以能夠成功，絕非偶然。

新加坡的主政者在其國家發展大格局的策略性眼光下深知，欲使小國寡民的國家經濟社會得以健全發展，其所依賴之命脈乃是維繫在其金融服務業的發展上，而現代金融服務業的發展又同時兼具有相當高度的「人工智慧性」、「腦力激盪性」以及「作業精密性」的特質與行業條件，因此，政府對其金融管理人員以及金融從業人員所應具備的專業水平與職業條件之要求，即應有較其它各業更為嚴格的標準。在這一體認下，新加坡銀行法的制度設計不但具有前瞻性，而且，對銀行的管理亦有相當縝密性之嚴格規範，特別是，其立法位階亦高於新加坡其它各式成文法。換言之，新加坡銀行法是一部特別法，其對銀行管理規定之適用性均優先於其他法律。

在以上的制度設計理念下，新加坡政府的金融管理精神即是體現在其金融管理權力一元化的「新加坡金融管理局」(Monetary Authority of Singapore, MAS)傳統以來絕對性的管理威信，以及，優異性的管理能力。⁸

三、管理意涵

- 當制度性因素使得一國金融管理當局之管理威信無法樹立，或者，管理能力不具相當優異性時，則其施政目標的政策評估 (policy evaluation) 工作即須更加謹慎而嚴謹。以計量理論涵義來說，當政策工具 (policy instrument) 相對於其政策目標過少時，即有「政策自由度」(policy degrees of freedom) 不足之虞，這將永遠無法求找出一個

⁸ 底下幾則事例均足以說明新加坡金融管理局的管理威信及能力：

①1980 年初期，外國銀行在新加坡營運時，大肆從事「相互存款」(round-tripping) 業務之爭攬， MAS 警告在先，但這些外國銀行辯稱並未違法， MAS 認為此項業務與「新加坡銀行法」之法律精神相違背，遂於 1983 年元月重罰包括花旗銀行在內的這些外國銀行，最高個別罰金達 100 萬美元。②新加坡前第一副總理兼 MAS 總裁吳慶瑞先生 (Mr. Goh Keng Swee) 就任 MAS 總裁六個月內，總共 467 位 MAS 官員中，被他開革或自動辭職者即超過四分之一以上。有人問吳先生為何如此？他說：「所有與金融有關的人，不論是管理者，貸放者，或是發行者，都應該具有至善的道德觀念」。他又強調：「這就是新加坡式的銀行管理—嚴正的儒家思想哲學」。1984 年，他在新加坡國會報告時，又說：「貸款與投資的責任終究應由銀行董事承擔，因此，銀行董事對於管理放款與投資等業務，最重要的便是本身應具備正值的個性、審慎的態度與充足的專業知識」。③BCCI (Bank of Credit and Commerce International) 於 1991 年時惡意倒閉，曾造成全球性的金融恐慌，但當時的新加坡卻能倖免，原因在於 BCCI 當初擬至新加坡申設分行時，曾遭 MAS 之拒絕。

最適的目標水準值。⁹

2. 當同時有多項因素阻礙了體系結構性機能之發揮時，倘若只將其中部分之阻礙因素予以消除，則其結果仍不能謂之是「退而求其次」的最佳情況，在特定情形下，局部改變後之體系反而較未改變前之情況更糟。¹⁰

三、結論與建議

一、主要實證結果及涵義

本研究實證結果顯示：在隔夜利率方面，不但 TIBOR 及 SIBOR 兩個境外美元拆放市場間存在有顯著之長期共整關係，而且，在 TIBOR 、 SIBOR 及 LIBOR 三個境外美元拆放市場之間亦存在著相當顯著之長期共整關係。但在一週期及一個月期利率方面，則只有 SIBOR 與 LIBOR 兩地境外市場間具有顯著的共整證據， TIBOR 則因此二檔利率序列之共整階數無法確認，故無法檢定其與 SIBOR 及 LIBOR 三個市場間的共整關係。而其共整階數之所以無法確認，係因台灣境外美元拆放市場此二檔期的拆放活動其未成交之日數過多所造成，隱含了 TIBOR 市場交易之活絡程度與 SIBOR 及 LIBOR 兩地市場相比，仍有相當程度之遜色。故整體而言，如果我們可以接受新加坡或倫敦境外金融市場已成為全球化代表性市場之一的事實，則台灣境外金融市場的成熟度及完整性，其距離全球化之理想目標仍有相當之距離。

在當前政府努力推動台灣成為亞太營運中心的計劃目標下，一個相當成熟度及完備性的金融中心應是其中必備之條件。雖然，台灣近年來在金融國

⁹ 金融國際化已使得本國金融市場與國際金融市場之關係愈趨緊密，任何企圖對本國金融市場活動加緊管制的意圖，最後終將迫使該列管之金融活動移至國外—這是歐元市場 (Euro Market) 發展的歷史寫照。主要國家的金融管理當局多已從此一歷史寫照經驗改從國際性觀點來尋求與其他國家的協商與合作，而儘量減少對其本國金融活動的管制或干預，換言之，主要國家金融當局在其金融監督管理上已愈來愈重視為達成其政策目標所能採用之政策工具的有效性，亦即，「政策自由度」是否足夠之問題。此一「政策自由度」之觀念，係 Nobel Laureate Tinbergen 提出之論點，其精意讀者可參詳 Tinbergen, J. (1954), *Centralization and Decentralization in Economic Policy*.

¹⁰ 這是經濟理論上有名的「次佳理論」(the second best theory) 之引申。

際化及自由化的努力已有若干措施及一些效果，而在央行所規劃並執行的台北金融中心計畫中，亦有將新加坡經驗列入參考的政策性宣示，但經由本文之比較分析知，在當前整體金融環境機制方面，台灣與新加坡相比，仍有相當程度之差距，同時，我們似仍無法從當局已有的若干變革措施中，看出真正的新加坡精神。

二、政策建議

新加坡係由大多數華人組成之城市國家 (city country)，其今天之金融成就已為舉世所共同目睹，並獲肯定。成功之路得以踏上，絕非僥倖，而步入失敗之途，亦非偶然。台灣當局若真有決心攻錯它山之石，提昇其在國際金融市場之地位，則全盤性的金融管理制度之變革應有其必要。本文僅提出以下三點政策建議，供作政府決策單位參考：

1. 以系統性的規劃作法確認台灣未來金融發展方向及目標。目前，當局雖已明確揭示以新加坡模式作發展台北金融中心之依循或參考，但對當前的台灣而言，其整體金融機制仍有諸多的缺口致其市場完備性仍有太多的不足之處，因此，發展方向及目標的定位即非常重要。例如，台北金融中心之規劃方向，究係以取代香港為目標，抑或僅是以擔任一個輔助性的區域金融中心目標為滿足？如係以前者為目標，則以目前大環境來看，其先機已失；如係以後者為目標，則我們認為：目前應該以「勤修內政」為要務，作好內部金融體系的重整，特別是在多起金融風暴之後，唯有建立良好的金融體系，才能吸引國際性金融機構前來。中期目標，則以擔任輔助性的區域金融中心為宜，以彌補香港的不足；以台灣擁有龐大的外匯存底及高水準的儲蓄率，足可作為區域籌款中心。當然，長期而言，應以成為金融中心為目標，但短期則應以解決國內金融問題與鞏固金融體系為要務，進而以成為輔助性的金融中心為中期目標，循序漸進，才有機會成為亞太金融中心。
2. 全盤檢討金融管理體制，進行必要之變革，以「中央銀行法」及「銀行法」為主軸的金融管理根本大法亦須全盤檢討修訂，相關法令增、修定草後，以「包裹立法」方式令其一次通過，並強化金融人才之培育。

一國金融管理制度之良窳除須具備足夠優秀金融管理人才與具備前瞻性、明確性之彈性管理政策外，缜密而適切的法令制定及據以嚴格有效的執行能力亦是不可或缺之必要條件。而這一切之根本皆在於金融專業人才及金融管理人才的培育。除了本土人才之培育須給予更具深廣度的投入外，亦可檢討當前的移民政策，以吸引海外人才，一來可助燃眉之急，二來亦可土洋相互交流，共同為提昇台灣金融品質而奉獻。

3. 財、金、經關聯資料庫基地的整合及建立，政府並宜多加善用學術研究群之外部資源力量，供其決策諮詢，以提昇決策品質。

在本研究過程中，深感研究相關資料的取得甚為困難，我們雖曾專程前往新加坡收集相關資料，但實際取得結果仍與預擬目標有一大段差距。因此，我們有感於：金融中心的建立過程，相關的 R&D 工作及支援亦屬整個配套中不可或缺之一環。金融主管機關宜有支持學術研究單位建立研究發展的政策性導向觀念及作法。例如，可與學術研究單位簽訂建教合作契約，適度編列預算，責成學術研究單位定期提供或指定提供決策部門所需之諮詢，亦可透過國際性的合作方式（例如電腦連線，或以國際網路方式）提供學術研究單位所需之研究資料。總之，善用學術研究資源並發揮資訊創造的附加價值，亦是我國發展金融中心過程中亟須給予注入的一項金融管理觀念。

參考文獻

- 李愷莉，1996，台灣與新加坡債券市場共整關係的研究，國立中山大學財務管理研究所未出版之碩士論文。
- 郭照榮，1987，譯，新加坡銀行法，收錄於各國金融法規彙編（第一輯），財政部銀行法修正專案研究小組編印。
- 發展台北成為區域金融中心之方向與具體建議，中央銀行，1994年10月。
- 謝俊德，1996，從境外貨幣市場的整合論新加坡模式對我國建立金融中心之啓示，國立中山大學財務管理研究所未出版之碩士論文。
- Annual Report 1994/1995.* published by Monetary Authority of Singapore.
- Argy, V. and Z. Hodjera. 1973. Financial Integration and Interest Rate Linkages in Industrial Countries: 1958-1971. *International Monetary Fund Staff*

Papers, 20, 1-77.

- Asian Wall Street Journal*, July 7, 1984. Stern Confucian Guides Singapore Banks.
- Bernauer, K. 1983. The Asian Dollar Market. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 47-62.
- Bhattacharya, A.K. 1977. *The Asian Dollar Market: International Offshore Financing*, New York: Praeger Publishers.
- Bollerslev, T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistics Association*, 74, 427-431.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dugley, G. L., D. L. Schulze and R. W. Y. Wong. 1994. *Banking Finance and Monetary Policy in Singapore*, Singapore, McGraw-Hill Book Co..
- Eken, S. 1984. Integration of Domestic and International Financial Markets: The Japanese Experience. *International Monetary Fund Staff Papers*, 31, 499-549.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fukao, M. and T. Okubo. 1984. International Linkage of Interest Rates: The Case of Japan and the United States. *International Economic Review*, 25, 193-207.
- Fuller, W. A. 1976. *Introduction To Statistical Time Series*, Reprinted by Hua Tai Book Co., Taipei.
- Glick, R. 1987. Interest Rate Linkages in the Pacific Basin. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, 3, 31-42.
- Granger C. W. J. and A. A. Weiss. 1983. Time Series Analysis of Error Correction Models," in Studies in Econometric, Time Series and Multivariate Statistics, 255-278, New York Academic Press.
- Hartman, D. G. 1984. The International Financial Market and U.S. Interest Rate. *Journal of International Money and Finance*, 3, 91-103.
- Johansen, S. 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22, 231-254.
- Johansen, S. 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- Johansen, S. and K. Juselius. 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference

- on Cointegration with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Kaen, F. R. and G. A. Hachey. 1983. Eurocurrency and National Money Market Interest Rates. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 15, 327-328.
- Levin, J. H. 1974. The Eurodollar Market and the International Transmission of Interest Rates. *Canadian Journal of Economics*, 7, 205-224.
- Lin, A. and S. Leu. 1994. Offshore Money Market Integration-Evidence of the U. S. Dollar Yields in Taiwan, Singapore, and the United Kingdom. *Sun Yat-Sen Management Review*, 2, 1-13.
- Lin A. and P. E. Swanson. 1993. Measuring Global Money Market Interrelationships: An Investigation of Five Major World Currencies. *Journal of Banking and Finance*, 609-628.
- Miller, S. M. and F. S. Ruseek. 1991. Co-integration and Error Correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending. *Southern Economic Journal*, 57, 121-129.
- Swanson, P. E. 1987. Capital Market Integration over the Past Decade: The Case of the U. S. Dollar. *Journal of International Money and Finance*, 6, 215-225.
- Swanson, P. E. 1988. Interrelationships Among Domestic and Eurocurrency Deposit Yield: A Focus on the U. S. Dollar. *Financial Review*, 23, 81-94.
- The Revised Edition of The Statutes of The Republic of Singapore*, 1985 Edition, Singapore National Printers Ltd.
- Tinbergen, J. 1954. *Centralization and Decentralization in Economic Policy*, Amsterdam, : North-Holland Publishing Co.