

SGX 與 TAIFEX 台股指數期貨的 不偏性與隨機風險溢酬之研究

古永嘉* 張瓊嬌**

*台北大學企業管理研究所

**萬能技術學院財務金融學系

(收稿日期：90 年 10 月 15 日；第一次修正：90 年 11 月 27 日；

接受刊登日期：91 年 3 月 4 日)

摘要

本研究檢視 TAIFEX 與 SGX 兩期貨交易所所推出之台股指數期貨市場的效率性與不偏性。以往對於不偏性假設檢定的研究由於未能適當處理期貨與現貨價格之內生性、非恆定、共整合的特質，使得傳統檢定模型存在所謂同步偏誤，不偏性假設檢定不具統計檢定效力。本研究首先將依次利用傳統模型對期貨價格的不偏性加以檢驗，並說明各模式可能的缺點，研究結果顯示採用傳統模型檢視不偏性假設，結果均拒絕不偏性假設。

其次利用具統計檢定效力的共整合模式檢視台股指數期貨市場的不偏性，發現兩市場之期貨與現貨價格存在共整合關係，而由 Johansen 共整合模式檢視期貨市場是否為現貨市場之不偏估計值時，結果顯示期貨市場之不偏性假設仍無法成立。同時檢視預測誤差之正交性，亦拒絕正交檢定，隱含著兩市場期貨價格並非現貨價格的有效預測值，兩期貨市場皆不具效率性。

由於期貨價格並非未來現貨價格之不偏估計值，本研究認為可能係因為存在隨機風險溢酬 ($S_{t+1} - F_t$)。研究結果顯示兩市場之風險溢酬平均數皆小於零，期貨價格平均高於現貨價格，市場呈現倒貼現象。TAIFEX 市場之風險溢酬具有異質變異數的特性，但並未發現存在所謂的隨機性風險溢酬；而 SGX 市場之風險溢酬不僅存在異質變異數的特性，且具隨機性現象。

關鍵詞彙：不偏性，效率性，同步偏誤，隨機風險溢酬，共整合

壹 前言

隨著台灣金融的快速自由化，國內投資人利用衍生性商品進行避險或套利活動機會亦大為增加，摩根台灣股價指數期貨 (Morgan Stanley Capital International Taiwan Index Futures, 簡稱為 MSCI-TW) 首先於民國 86 年 1 月 9 日在新加坡國際金融交易所 (Singapore Exchange Derivatives Trading Limited, SGX) 掛牌交易¹。香港期貨交易所 (Hong Kong Futures Exchange, HKFE) 亦於 87 年 5 月 26 日推出台股指數期貨，87 年 7 月 21 日台灣期貨交易所 (Taiwan

¹ MSCI-TW 期貨契約首先於 1998 年 7 月 21 日在 SIMEX (Singapore International Money Exchange) 掛牌交易，SIMEX 於 1999 年 12 月 1 日與 SGX 合併。

Futures Exchange, TAIFEX) 也推出本土的台灣加權股價指數期貨 (Taiwan Securities Exchange Capitalization Weighted Index Futures, 簡稱為 TAIEX)。期貨商品的推出可說是台灣期貨發展史上的重要里程碑，對於投資人而言，亦提供了一個能規避價格風險的新管道。本研究將以 TAIFEX 與 SGX 兩期貨交易所所推出之台股指數期貨契約作為研究對象，進行不偏性假說之檢定。

期貨市場的價值除了具有價格發現功能外，最主要在於期貨可以預測未來的現貨價格，提供市場參與者管理現貨交易的風險。若期貨價格是現貨價格的不偏估計值，則市場參與者可以在確定無須承擔任何風險溢酬的情況下，利用目前的期貨價格準確地預測未來的現貨價格。然而若不偏性無法成立，則此一預測誤差將會提高避險者的避險成本，同時亦可能影響期貨所扮演之價格發現的功能。由於台股指數期貨在國內仍屬於新的金融商品，且我國屬於開發中國家的新興市場，對於一個新興市場而言，期貨價格是否為未來現貨價格之不偏估計值對於投資人非常重要，同時亦可提供我們一個很好的研究機會，以了解新興市場的新金融商品是否有任何獨特之性質。

過去對於不偏性研究，由於學者採用不同模式對不同的資產進行不偏性檢驗，因此研究結果亦各不相同。然而以往大部分的研究都未考慮期貨價格與現貨價格的隨機特質，根據 Peroni and McNown (1998) 的實證結果，發現期貨與現貨價格數列具有下列特質(a)數列皆為一階整合，必須進行一階差分才會恆定。(b)兩價格數列具有共整合關係。(c)風險中立假設是不存在的。由於市場存在顯著風險溢酬，使得迴歸分析中誤差項與解釋變數產生相關性，導致產生潛在的同步偏誤 (simultaneity bias)，此一偏誤的起因係因為忽略了風險溢酬。由於期貨與現貨價格的三個特質，使得若仍採用迴歸模式進行不偏性檢定，則會因為忽略上述三個因素的影響，造成(1)參數估計的偏誤與不一致性，(2)檢定統計量因沒有標準的統計分配而無效。

Peroni and McNown 指出共整合檢定相較於以往傳統的迴歸模式而言，具有下列三個優點：(1)當變數具有共整合關係時，利用 OLS 方法估計共整合向量的估計值具有一致性 (即使小樣本時存在偏誤)。(2)若解釋變數是內生的 (endogenous) 或殘差項存在序列相關，則利用 OLS 的迴歸估計值之檢定統計量不適用於傳統分配；Hamilton (1994, pp.603) 指出即使在此一情況下，可以利用最小平方法估計，然後利用標準的 t 或 F 統計量檢定共整合向量。(3)當變數存在共整合關係時，可以用誤差修正模型描述變數間動態之關係。故本研究將以共整合模式進行不偏性假設是否成立的分析，並以誤差修正模式檢視期貨價格與現貨價格之動態關係。

由於不偏性的成立與否，對投資人非常重要，再加上許多的研究都尚未有一致性的答案。基差模式中所存在的同步偏誤問題，已引起相關的注意，如 Fama (1984)，Liu & Maddala (1992)，Barnhart and Szakmary (1991) 的研究都曾加以探討；然而許多有關不偏性檢定所採用的模型其實亦遭遇到此一問題，但卻仍未引起應得之注意。因此本研究的主要目的希望能說明各模型的可能缺失，以解釋為何以往對不偏性假設的研究無法得到一致性的結論。為了能進行比較與說明，因此將採用各種檢驗模式進行估計。

其次若不偏性假說無法成立時，探討造成不偏性無法成立的可能原因。理論上當不偏性無法成立時，可能係由於市場不存在理性預期或風險中立假設不存在，由於理性預期很難加以驗證，因此當結果拒絕不偏性時，本研究將就風險中立的假設進行探討，檢視是否因為風險溢酬而造成不偏性無法成立。

與國內過去的研究相比較，本研究主要的特點，首先利用實證分析說明以往檢定不偏性假說所採用模型的可能缺失。其次目前國內的研究多以 Engel & Granger 兩階段共整合模式檢驗期貨價格是否為現貨價格的不偏估計值，即使採用 Johansen 共整合模式亦很少對共整合向量進行不偏性檢定。本研究除採用 Johansen 共整合模式外並對共整合向量進行不偏性檢定。第三由於期貨市場設立時間較短，目前國內大多數研究的研究期間皆小於一年，本研究之研究期間則長達三年，較能捕捉期貨價格與現貨價格間之長期關係。第四是當不偏性假設無法成立時，亦很少有研究進一步探討不偏性無法成立的原因，本研究在不偏性假設無法成立時深入探討隨機風險溢酬 (time varying risk premium) 造成不偏性無法成立的可能性。

本研究之內容共分為五節，第一節緒論：說明研究動機與目的。第二節文獻探討：針對期貨價格為未來現貨價格之不偏估計值的理論基礎與相關文獻做一說明。第三節研究方法：說明資料來源、資料整理與實證模型。第四節實證結果與分析：說明樣本資料敘述統計，報告檢定結果並加以分析。最後一節結論：總結本研究的實證結果。

貳 文獻探討

期貨價格係現貨價格的最佳（不偏）預測值之概念乃是源自於效率市場假說。所謂市場的效率性，係指市場不存在任何套利的機會；而預測值的不偏性隱含著平均的預測誤差等於零。所謂不偏性，係指當風險中立假設成立時，期貨價格將等於未來現貨價格的預測值，即

$$F_t = E_t(S_{t+1}) \quad (1)$$

F_t 代表在 $t+1$ 期到期的 t 期期貨價格， $E_t(S_{t+1})$ 代表在 t 期對 $t+1$ 期的現貨價格的預期，等於：

$$E_t(S_{t+1}) = E(S_{t+1} | I_t) \quad (2)$$

其中 $E(\cdot)$ 表期望值， I_t 是所有的資訊集合。效率市場假說 (efficient market hypothesis, EMH) 係理性預期 (投機者無法預期獲得超額報酬) 與風險中立 (無風險貼水或溢酬) 之聯合假設。所謂理性預期假說，係指若市場參與者的預期是理性的，市場參與者會充分運用所有資訊以預測未來的現貨價格，未來的現貨價格會等於目前對未來現貨價格的預期加上理性的預測誤差：

$$S_{t+1} = E_t(S_{t+1}) + v_{t+1} \quad (3)$$

S_{t+1} 為 $t+1$ 期的現貨價格，預測誤差 $v_{t+1} = S_{t+1} - E_t(S_{t+1})$ 為一白噪音， $E(v_{t+1} | I_t) = 0$ 。若期貨市場具效率性，期貨價格將會是未來現貨價格的不偏預測值，市場不存在套利機會；反之，若期貨市場不具效率性，期貨價格不是未來現貨價格的不偏預測值，此時市場存在套利機會，因此效率市場與不偏性常常被交互使用，本研究將採用不偏性一詞。合併(1)式與(3)式，可得到(4)式：

$$S_{t+1} = F_t + v_{t+1} \quad (4)$$

(4)式表示當市場存在理性預期與風險中立時，未來 $t+1$ 期的現貨價格應等於目前 t 期的期貨價格加上一個隨機誤差。檢定期貨價格是否為未來現貨價格的不偏估計值的最簡單方法即是，檢視預測誤差 $S_{t+1} - F_t$ 是否顯著異於零及是否存在序列相關。

然而若投資人是理性預期且風險趨避者，為了誘使投資人願意持有期貨契約，市場必須支付風險溢酬 (risk premium) 來補償投資人對於未來預期現貨價格的不確定性。因此 t 期期貨價格 F_t 會等於在 t 期對 $t+1$ 期現貨價格 $E_t(S_{t+1})$ 的預期值減去風險溢酬 (rp_t)，(1)式將改寫為

$$F_t = E_t(S_{t+1}) - rp_t \quad (5)$$

合併(3)式與(5)式，可得到(6)式：

$$S_{t+1} = F_t + rp_t + v_{t+1} \quad (6)$$

(6)式中 rp_t 為一個無法觀察的變數，具有隨機誤差性質，並且可能存在一個不等於零的均值，有可能為正的，也有可能為負的，即

$$rp_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (7)$$

α 為風險溢酬之平均值， ε_t 為白噪音。Frenkel (1981) 認為 rp_t 可以解釋成係 F_t 作為未來預期現貨價格的替代變數的誤差項。將(7)式代入(6)式，可以得到

$$S_{t+1} = \alpha + F_t + v_{t+1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

實證上對於(8)的檢定，多利用(9)式（本研究稱為水準值迴歸模式）進行估計檢定：

$$S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + \mu_{t+1} \quad (9)$$

其中 $\mu_{t+1} = v_{t+1} + \varepsilon_t$ ，若效率市場假說成立，期貨價格係未來現貨價格的不偏預測值，隱含著 α 必須為零， β 係數必須等於 1，Hansen and Hodrick (1980) 稱此為簡單效率性假說 (simple efficiency hypothesis)，Bilson (1981) 則稱此為投機效率性假說 (Speculative efficiency hypothesis)，Hakkio and Rush (1989) 稱為市場效率性 (market efficiency)，Hodrick and Srivastava (1984) 稱為不偏性假說 (the unbiased hypothesis)，本研究則稱此為不偏性之檢定。若殘差項 μ_{t+1} 不存在序列相關，則稱 F_t 為 S_{t+1} 的有效預測值。若拒絕 $\alpha = 0$ ， $\beta = 1$ 或殘差項不是白噪音，則拒絕不偏性假說。然而誠如 Fama (1991) 所言，不偏性的檢定係風險中立與理性預期的聯合檢定，當拒絕不偏性檢定時我們很難區別究竟是哪一個原因造成不偏性無法成立，因為兩者都有可能發生。

根據 Barnhart, McNown, and Wallace (1996)，效率市場意味著除了預測誤差與風險溢酬外，現貨與期貨價格的資料產生過程 (data generating process, DGP) 兩者應相等，亦即

$$S_{t+1} = g(X) + v_{t+1} \quad (10)$$

$$F_t = g(X) - rp_t \quad (11)$$

其中 $g(X)$ 係定期貨價格與現貨價格之落差期變數 (lagged variables) 的函數 (Brenner and Kroner (1995), Barnhart, McNown, and Wallace (1999) 皆曾定義期貨與現貨價格的 DGP)，將(10)式與(11)式相減，會得(6)式。若(9)式中的殘差項 μ_{t+1} 為恆定數列，期貨價格與現貨價格具有共整合關係。Barnhart et al. (1999) 認為由於恆定的殘差項與非恆定的解釋變數 F_t 不會存在相關性，因此利用共整合模式估計(9)式，可以得到不偏且一致的估計值。然而對於將(9)式進行正規化 (renormalization) 再進行不偏性檢定的模式，如下一節所提之基差模式或一階差分模式等，都會使得等式右邊的恆定變數與殘差項產生相關性，造成同步偏誤 (simultaneous bias)。

不偏性的研究在遠期匯率市場相當多，但研究結果常因不同的實證方法與資料選用的期間而造成很大的差異。Levich (1978)，Tease (1988) 等早期的研究偏向接受不偏性的假說，但 1980 年代起，Hansen and Hodrick (1980)，Hakkio (1981)，Bailie (1989) 等許多的實證結果則偏向拒絕不偏性假說。當拒絕不偏性假設時，可能的解釋原因包括存在非理性的預期或風險溢酬。由於非理性的預期很難驗證，因此當不偏性無法成立時，大多假設是因為風險溢酬所引起，如 Fama (1984) 認為遠期匯率無法成為即期匯率的不偏估計值係因為遠期匯率存在所謂隨機風險溢酬 (time varying risk premium)。

對於期貨市場是否為現貨市場的不偏估計值，由於各學者採用不同模式對不同的資產進行不偏性檢驗，因此研究結果亦各不相同。Beck (1994)，Aulton et al. (1997)，Gulen (1998)，Antoniou and Holmes (1996) 等支持期貨為現貨價格之不偏預測值。Serletis (1991)，Kellard et al. (1999)，Moosa and Al-Loughani (1994) 等之研究結果則拒絕不偏性假說。國內的研究如楊淑芬 (2000)，徐偉佑 (2000) 等皆接受不偏性假說；夏基陸 (1999) 等拒絕不偏性假說。截至目前為止，對於期貨價格是否為現貨價格的不偏估計值，實證研究結果仍尚未有一致性的結果。

參 研究方法

一、研究對象與範圍

本文之研究對象為 TAIEX 與 SGX 兩交易所之 TAIEX 與 MSCI-TW 期貨契約與現貨市場，研究期間從 87 年 7 月 21 日至 90 年 10 月 31 日，共 863 筆，對於資料選取，現貨市場為每日之收盤價，期貨市場為每日結算價。雖然期貨

交易契約月份包括 3、6、9、12 月與兩個最近月份，但交易量集中在現月契約 (nearby contract)，所以本研究採用現月契約作為實證樣本，資料來源取自經濟新報期貨資料庫，所有資料皆經自然對數轉換後再進行分析，茲將 TAIEX 與 SGX 兩市場之現貨價格與期貨價格之走勢圖繪於附錄中之圖一與圖二。

二、實證模型

對於期貨市場不偏性假說的檢定，文獻上所採用的方法大約有以下幾種：

(一) 水準值迴歸模式

$$S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + \mu_{t+1} \quad (9)$$

Frenkel (1981), Goss (1981) 等都曾經利用 OLS 估計(9)式對不同的金融市場進行不偏性檢定。國內學者，徐偉佑 (2000) 利用此一模式檢視 TAIEX 期貨市場之效率性，結果接受不偏性假設。然而由於傳統 OLS 統計檢定係在變數為恆定的假設下進行，若變數為非恆定數列，利用 OLS 估計所進行之檢定會出現虛假迴歸 (spurious regression) 現象，此時迴歸係數之估計值會傾向非常態分配，傳統 t、F 檢定統計量都不再具有有效性，易造成無法拒絕不偏性假設，使得未能有效檢定期貨價格的不偏性，因此本研究不採用此一方式。

(二) 基差模式

由於水準值迴歸模式存在解釋變數具非恆定的問題，許多學者如 Bilson (1981), Hodrick and Srivastava (1984) 等為克服此一問題，皆以水準值迴歸模式的等號兩邊各減去 S_t ，形成所謂的基差模式，再利用 OLS 進行估計

$$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta(F_t - S_t) + \mu_{t+1} \quad (12)$$

當不偏性成立時， $\alpha = 0$ 、 $\beta = 1$ ，殘差項不具序列相關。根據 Fama (1984), Liu and Maddala (1992)，此一模型存在所謂同步方程偏誤 (simultaneous equation bias) 問題，造成迴歸係數的偏誤。當與(8)式相比較後發現，(12)式中的殘差項 $\mu_{t+1}(v_{t+1} + \varepsilon_t)$ 包含了風險溢酬，且 F_t 又包含了風險溢酬，使得解釋變數 $(F_t - S_t)$ 與誤差項間存在相關性，利用 OLS 估計(12)式會得到偏誤且不一致的 (biased and inconsistent) β 估計值。Serletis (1991) 利用此一模式檢視原油期貨市場之效率性，結果拒絕 $\beta = 1$ 之不偏性假說，作者更認為造成不偏性的

主要原因係因為市場存在隨機風險溢酬。夏基陸 (1999) 亦採用此一模式驗證台股指數期貨 TAIEX 與 SGX 兩市場，結果拒絕不偏性假設。

Barnhart et al. (1999) 認為在檢視不偏性假設時，若存在下列兩種情況，則會產生同步偏誤：(1)期貨價格必須是某一不可觀察但卻被遺漏的變數之函數，如風險溢酬；或(2)包含 F_t 的解釋變數必須是恆定，若非恆定亦可以被正規化為一恆定數列。同步偏誤的來源係因為當風險中立假設不成立時，利用迴歸模式檢視不偏性假設時，迴歸式的殘差項包含了風險溢酬所造成的。

(三)一階差分迴歸模式

上述水準值迴歸模式之缺陷，使得有一些學者將迴歸式等號兩邊之變數取一階差分，如(13)式。由於變數為恆定數列，利用 OLS 估計之結果與檢定具有效性，Hakkio (1981)，Baillie et al. (1983) 等都曾以此一模式進行遠期匯率的不偏性檢定，夏基陸 (1999) 亦採用此一模式驗證台股指數期貨 TAIEX 與 SGX 兩市場，結果拒絕不偏性假。

$$\Delta S_{t+1} = \alpha + \beta \Delta F_t + \mu_{t+1} \quad (13)$$

當不偏性成立時， $\alpha = 0$ 、 $\beta = 1$ ，殘差項不具序列相關。Hakkio and Rush (1989) 建議採用(14)式；Brenner and Kroner (1995) 認為若 S_{t+1} 與 F_t 兩變數具共整合，則(13)式與誤差修正模型相較時，忽略了誤差修正項，顯示此一模型存在遺漏重要解釋變數的偏誤，且由於被遺漏解釋變數的係數為正的，因此(13)式會產生迴歸係數 β 被低估的錯誤。

$$\Delta S_{t+1} = \alpha + \beta \Delta F_t + \delta (F_{t-1} - S_t) + \mu_{t+1} \quad (14)$$

ΔS_t 為現貨價格的一階差分， ΔF_t 代表期貨價格的一階差分，當不偏性成立時， $\alpha = 0$ 、 $\beta = 1$ 、 $\delta = 1$ 。作為不偏性之檢定模式，Brenner and Kroner (1995) 認為採用(14)式相較於(13)式的優點在於假設檢定是適當的。Moosa and Al-Loughani (1994) 利用此一模式對於德州原油期貨市場進行不偏性檢定，結果拒絕不偏性假說。Peroni and McNown (1998)，Barnhart et al. (1999) 認為即使是(14)式亦遭遇到同步偏誤的問題，即殘差項本身包含了風險溢酬，使得殘差項與第一個解釋變數 ΔF_t 具相關性。因此利用 OLS 估計(14)式即使市場真的具有效率性，通常仍會拒絕不偏性假設。

(四)共整合模式

上述不偏性假設亦可由共整合模式加以檢測，共整合模式除了考慮變數具有非恆定 (nonstationary) 的性質外，更重要的是可以驗證變數間是否具有長期關係。根據資產的效率市場假設，隱含著目前期貨價格與未來現貨價格具有長期關係，即使期貨價格與現貨價格都非恆定數列，彼此亦不會偏離太遠，因此透過檢驗變數間是否存在共整合關係可以驗證台股指數期貨市場的效率性。Hakkio and Rush (1989)、Baillie and Bollerslev (1989) 等都曾利用共整合模式進行匯率市場的效率性與不偏性之檢定。

然而 Hakkio and Rush (1989) 亦指出共整合模式只是效率性的一個必要條件，而非充要條件，理由是在效率市場要求下，共整合向量個數必須只有一個，若兩變數間存在超過一個以上共整合向量時，則市場效率不存在；同時殘差項必須為白噪音，但是共整合檢定只要求殘差項具恆定性。因此利用共整合模式檢視期貨市場效率性時，必須滿足(1)共整合向量個數必須等於一，(2)共整合向量參數滿足不偏性假設，(3)共整合誤差修正項必須為白噪音。

若現貨價格 S_t 與期貨價格 F_{t-1} ，整合階數為 k ，若兩者存在共整合關係，則兩變數之線性組合 z_t 會呈現恆定狀態，且 z_t 整合階數會小於 k ， z_t 代表均衡誤差項：

$$S_t = \alpha + \beta F_{t-1} + z_t \quad (15)$$

當兩變數存在共整合關係時，兩市場價格 S_t 與 $F_{t-1} \sim I(1)$ ，均衡誤差項 $\sim I(0)$ 。若期貨價格為未來現貨價格之不偏估計值，則 $\alpha = 0$ 、 $\beta = 1$ 之聯合假設必須能夠成立。有關共整合模式之檢定步驟，首先必須檢定各變數的整合階數，然後再進行共整合關係與不偏性假設檢定：

1.整合階數檢定

共整合檢驗，首先必須確認期貨與現貨價格的整合階數是否相同，因此利用 ADF 方法檢定變數整合階次，若變數整合階次不同，則變數間不存在共整合關係，若變數具有相同整合階次，則變數間可能存在共整合關係。

2.共整合檢定

(1)Engle - Granger (1987) 兩階段估計法

在確認變數的整合階數之後，應用 Engle & Granger 兩階段估計法，對於 (15)式進行迴歸估計，就迴歸殘差項進行單根檢定，若殘差項拒絕單根之虛無

假設，則變數存在共整合關係，變數間具有長期均衡關係。

Stock (1987) 認為在進行不偏性檢定時，採用 Engle and Granger 兩階段估計法存在一個重大的缺點，由於變數為非恆定，其所估計之係數雖具有一致性但不是漸近的常態分配 (asymptotically normally distribution)，對於參數檢定沒有強而有力的統計推論，易造成在進行假設檢定時採用錯誤的標準差。因此 Engle and Granger 兩階段估計法在進行假設檢定時，必須先將(15)式進行轉換，使變數呈現恆定，此時所估計的係數呈現漸近常態分配，假設檢定始具有有效性，因此本研究此一部份將不進行不偏性檢定。

(2)Johansen 最大概似估計法

Masih and Masih (1998) 在對遠期匯率市場進行不偏性檢定時，採用了 Johansen 最大概似估計方法 (1988, 1991)，並認為相對於 Engle- Granger 兩階段檢驗方法，Johansen 方法具有下列優點：

- a. 後者假設至多存在一共整合向量；Johansen 方法未事先假設共整合向量的個數，而直接對其進行檢定，以確認共整合向量個數。
- b. 後者估計過程對於因變數的選擇相當敏感；但 Johansen 方法假設所有變數均為內生，並以 VAR 模式估計，當從共整合向量抽取殘差時，可以避免決定何者為因變數的選擇，再加上變數經過標準化，因此對於因變數的選擇比較不敏感。
- c. 後者無法對共整合向量係數進行假設檢定；Johansen 方法提供有關共整合向量個數的統計量與其分配，並可對共整合向量係數進行檢定

有關 Johansen 方法的估計檢定過程說明如下：首先具有 n 個維度且整合階數為一的 X 向量可以表達成自我迴歸模式，如(16)式，

$$X_t = c + \sum_{i=1}^k \Pi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

X_t 分別代表現貨價格 S_{t+1} 與期貨價格 F_t ， Π_i 為 n*n 的參數矩陣，c 是一個常數向量， ε_t 係隨機誤差項，Johansen and Juselius (1990) 證明(16)式可以誤差修正方式加以表達：

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\Gamma_i = -\left[I - \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \right]^{-1}, \quad \Pi = -\left[I - \sum_{i=1}^k \Pi_i \right]^{-1} \quad (18)$$

ε_t 為白噪音, k 表落差階數, 估計時 ε_t 若不為白噪音, 則代表落差階數太短, 需要再增加 k 。 Π 的秩 (rank, 以 r 表示) 可以決定 X_t 的線性組合有多少具恆定性, 若 Π 的秩等於零, 則 X_t 變數間不存在任何線性組合; 若 Π 的秩等於全秩 n , 則表示變數間存在 n 種線性組合, 若 Π 的秩小於 n , 則存在共整合關係, 且 Π 可以分解成二個具有 $n \times r$ 維度的矩陣 α 與 β' , 使得 $\Pi = \alpha\beta'$ 。其中 β 代表共整合向量的矩陣 (matrix of co-integrating vector), α 代表調整係數 (the speed of adjustment parameters)。

JJ 方法利用最大概似法估計 Π 的秩 (r), 亦即共整合向量的個數, Johansen (1988) 提出兩種概似比 (likelihood ratio) 統計量, 檢定共整合向量的個數, 檢定統計量分別為 λ_{trace} 、 λ_{max} , 計算如下:

H_0 : 共整合向量個數小於等於 r

H_1 : 共整合向量個數大於 $r+1$ 或 $r+2$ 或 $r+3 \dots r+n$

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (19)$$

H_0 : 共整合向量個數 = r

H_1 : 共整合向量個數 = $r+1$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (20)$$

其中 $\hat{\lambda}_i$ 係 X_t 與 ΔX_t 間最小的 $(n-r)$ 個正典相關係數平方; $\hat{\lambda}_{r+1}$ 為 X_t 與 ΔX_t 間第 $r+1$ 個最大的正典相關係數平方, T 為樣本數。

(3) 不偏性之檢定

Johansen 方法可以對共整合向量進行假設檢定, $\beta' X_t$ 可以解釋成 X_t 變數間的長期均衡關係, $\beta' X_t$ 的線性組合具有恆定性, 則可定義

$$\beta' X_t = 0 \quad (21)$$

其中向量 $X_t = [S_{t+1}, 1, F_t]$ ， $\beta' = [1, -\alpha, -\beta]$ ，現貨與期貨價格的不偏性檢定則透過將 S_{t+1} 標準化為 1，並對向量 β' 限制為 $\beta' = [1, 0, -1]$ 下進行。檢定統計量 Q_H 為

$$Q_H = T \sum_{i=1}^r \ln \left[\frac{1 - \hat{\lambda}_i^*}{1 - \hat{\lambda}_i} \right] \quad (22)$$

$\hat{\lambda}_i^*$ 與 $\hat{\lambda}_i$ 分別表示在虛無假設與對立假設成立下的特性根，當 $r = 1$ 時， Q_H 為自由度等於一的卡方分配。

(五) 預測的效率性

若期貨市場具效率性，那麼 F_t 係未來現貨價格 S_{t+1} 的有效預測值，市場交易者將無法利用過去的訊息，透過交易法則獲取超額利潤。換言之，在 t 期除了目前期貨價格 F_t 之外，沒有其他變數可以解釋未來現貨價格 S_{t+1} 的變動，亦即 $E_t(\varepsilon_{t+1} | I_t) = 0$ ，此概念稱為預測誤差的正交性，文獻上認為預測誤差與其落後值間應不存在序列相關。Gweke and Feige (1978)，Frankel (1979)，Moosa and Al-Loughani (1994) 等都曾利用(23)式來檢定預測誤差項的正交性質是否存在，一般稱此為正交檢定 (orthogonal test)：

$$S_{t+1} - F_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i (S_{t+1-i} - F_{t-i}) + \varepsilon_{t+1} \quad (23)$$

當期貨市場存在效率性假說時，則 $\beta_0 = 0$ ，所有的係數 $\alpha_i = 0$ ，誤差項為白噪音。檢視預測誤差的效率性，除了預測誤差與其落後值間應不存在序列相關外，若考慮跨市場的效率性，則一市場之預測誤差與其他市場的訊息應不具相關性：

$$(S_{t+1} - F_t)_{TAIFEX} = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i (S_{t+1-i} - F_{t-i})_{TAIFEX} + \sum_{j=1}^n \pi_j (S_{t+1-j} - F_{t-j})_{SGX} + \varepsilon_{t+1} \quad (24a)$$

$$(S_{t+1} - F_t)_{SGX} = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i (S_{t+1-i} - F_{t-i})_{SGX} + \sum_{j=1}^n \pi_j (S_{t+1-j} - F_{t-j})_{TAIFEX} + \varepsilon_{t+1} \quad (24b)$$

當期貨市場存在效率性假說時，則 $\beta_0 = 0$ ，所有的係數 $\alpha_i = 0$ ， $\pi_j = 0$ ，誤差項為白噪音。Shen (1997) 曾利用 Sargent (1979) 的跨式限制式 (cross-equation restrictions) 檢定英鎊、馬克、瑞士法郎、加拿大幣與日圓等五國的遠期匯率契約市場之效率性，本文與 Shen (1997) 之研究差異在於，Shen 的實證樣本係

採用不同到期月份的遠期契約，而本研究係針對 SGX 與 TAIEX 兩個不同市場。

(六)ECM模式

除了考量變數間長期均衡關係外，短期間變數之動態關係亦是本研究所關注的焦點之一，Granger (1986) 認為若變數間具有共整合關係，其關係可以用誤差修正模式 (ECM) 加以表達。由於 ECM 模式中變數皆為恆定，所估計的係數呈現漸近常態分配，假設檢定具有有效性。Hakkio and Rush (1989)，Copeland (1991)，Moosa et al. (1994)，Antoniou and Holmes (1996) 等都曾利用 ECM 模式檢視效率性。Beck (1994) 更指出檢驗市場效率性與不偏性的最適當模型為誤差修正模型。Antoniou and Holmes (1996) 認為當期貨價格與現貨價格具有共整合關係，且滿足不偏性假設，僅代表在長期而言，期貨價格係未來現貨價格的不偏預測值。然而要達到效率市場，必須同時滿足長期與短期效率的條件，長期而言期貨與現貨價格雖然具有共整合關係，但短期間有可能偏離長期均衡點，因此效率市場檢定必須能確信即使短期的偏離，亦不會存在任何套利的機會，短期 ECM 模式仍滿足不偏性假設。

不過 Thomas (1993) 卻提出另一種看法，認為即使 ECM 模型違反了不偏性假設，並不能因此判定市場不具效率性，因為理論上只限於長期關係的界定，並不適用於短期動態關係。Barnhart et al. (1999) 則認為 ECM 模式依然遭遇到同步偏誤的問題，理由是因為恆定的誤差修正項 z_{t-1} 與誤差項中的風險溢酬部分產生相關性所造成。Brenner and Kroner (1995) 曾證明利用 ECM 模式 (25a) 進行不偏性假設的謬誤，因此本研究對於 ECM 模式將不進行不偏性假設檢定。

$$\Delta S_t = \lambda_s + \gamma_s z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_{si} \Delta F_{t-1-i} + \mu_{1t} \quad (25a)$$

$$\Delta F_{t-1} = \lambda_f + \gamma_f z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_{fi} \Delta F_{t-1-i} + \mu_{2t} \quad (25b)$$

然而利用 ECM 模式的估計，可以增進對期貨與現貨價格之動態關係的了解。Kavussanos and Nomikos (1999) 認為理論上如果期貨價格是未來現貨價格的不偏預測值，期貨價格應包含所有預測未來現貨價格的攸關訊息，亦即當期貨價格與現貨價格落在長期均衡關係之外時（偏離共整合向量），只有期貨價格對於誤差修正項 z_{t-1} （長期均衡關係的偏離）會有反應，同時會不斷進行修正，以回到長期均衡點。Brenner and Kroner (1995) 證明若理論成立 ECM 模

式中誤差修正項係數 γ_s 應等於零、 γ_f 應大於零, 我們可以分別檢視 γ_s 、 γ_f 以了解誤差修正項 z_{t-1} 對期貨價格與現貨價格之影響。

(七)不偏性無法成立原因之探討

在無風險溢酬與理性預期假設下, 期貨價格為未來現貨價格的不偏預測值, 但是當不偏性無法成立時, 有可能是市場存在隨機風險溢酬或是因為理性預期不存在。由於非理性預期很難進行驗證, 故本研究僅就隨機風險溢酬的可能性進行探討。

風險溢酬係一個無法觀察得到的變數, 有可能大於零, 亦有可能小於零。若風險溢酬小於零, 則表示市場為倒貼 (contango), 避險者為淨多頭 (net long) 部位, 投機者為淨空頭 (net short) 部位, 為了鼓勵投機者在期貨市場賣空期貨, 期貨價格應高於未來的現貨價格; 反之, 若大於零, 則市場為正常逆價 (normal backwardation), 避險者為淨空頭部位, 投機者為淨多頭部位, 市場為了誘引投機者進場買進期貨承擔更多風險, 必須將期貨價格壓低, 使其小於未來的現貨價格, 而隨著契約到期日的接近, 期貨價格逐漸上升, 作為投機者承擔風險的一種補償 (風險溢酬)。由於風險溢酬的存在將增加避險的成本, 因此本研究將深入探討, 根據(6)式

$$S_{t+1} - F_t = v_{t+1} + rp_t \quad (26)$$

對於是否存在隨機風險溢酬的檢測, 黃志典 (1998) 利用以 GARCH-M 模式檢視台灣遠期美元之風險溢酬, 結果發現台灣遠期美元並非即期匯率之不偏估計值, 且存在隨機性風險溢酬。本研究採用 Hall and Taylor (1989) 的 GARCH 模式, 對於(26)式進行估計。Hall and Taylor (1989) 解釋倫敦金屬遠期匯率不是現貨價格的不偏估計值, 係因為風險中立 (risk neutrality) 假設無法成立, 分別採用 ARCH-M, GARCH-M 等模型以檢測隨機波動的風險溢酬, 結果發現 GARCH-M 模型的解釋能力最高。本研究將利用文獻上最常被採用的模式 GARCH-M (1,1) 以檢視風險溢酬之行為, 估計模式如下:

$$(S_{t+1} - F_t) = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t+1}^{0.5} + v_{t+1} \quad (27)$$

$$h_{t+1} = \gamma_0 + \lambda_1 h_t + \gamma_1 v_t^2 + \eta_{t+1} \quad (28)$$

h_{t+1} 係理性預期誤差之條件變異數，若拒絕 $\gamma_1 = 0$ 、 $\gamma_2 = 0$ 之聯合假設，則表示存在異質變異數，若拒絕 $\alpha_0 = 0$ ，表示存在顯著風險溢酬，拒絕 $\alpha_1 = 0$ ，隱含著存在隨機風險溢酬。

肆 實證結果分析

一、樣本資料敘述統計

兩市場每日收盤價格取自然對數後之敘述統計說明如表一，顯示出：(1) 由兩市場平均數可以發現期貨市場平均收盤價比現貨市場還高，出現了所謂倒貼現象。(2) 期貨的標準差大於現貨標準差，此一結果驗證了李又剛與黃玉如 (1994) 的看法，兩人認為造成此一現象是因為現貨指數本身係由多角化的投資標的物所組成，而期貨為針對股價指數所建立的一種未多角化的商品，根據風險分散準則，期貨的風險會大於現貨。

表一 價格序列之樣本敘述統計 (樣本數=863)

		平均數	標準差	偏態係數 (sk=0)	峰態係數 (ku=0)	常態性 檢定
TAIFEX	Ln (現貨)	8.8156	0.2381	-0.6332*	-0.2110	59.26*
	Ln (期貨)	8.8188	0.2410	-0.6477*	-0.1526	61.18*
SGX	Ln (現貨)	5.6885	0.2244	-0.3070*	-0.4048*	19.45*
	Ln (期貨)	5.6897	0.2257	-0.3199*	-0.3767*	19.82*

註：1. *表五%顯著水準。2. 常態性檢定係 Jarque-Bera 統計量。

(3) 由偏態與峰態係數來看，兩市場價格皆為左偏低闊峰分配，此一低闊峰現象似乎與文獻上的金融序列多存在高狹峰的研究發現不同，但經檢視兩市場之期貨報酬率，發現兩市場報酬率仍具高狹峰的特質。(4) 常態性檢定亦顯示兩期貨市場價格顯著地不符合常態分配。

二、基差模式

兩市場基差模式之估計結果如表二，可知 <0 ， <1 ，由 F 值檢定統計量顯示拒絕不偏性假設，與夏基陸研究結果相同。Peroni and McNown (1998) 研究結果顯示 heating oil 與 West Texas Int. 期貨價格接受不偏性假設，但 unleaded gasoline 則拒絕不偏性假設。第五欄顯示除了 TAIFEX 殘差項落差四

期存在顯著序列相關外, SGX 殘差項沒有存在顯著序列相關。然而由於模型存在同步偏誤, 不論檢定結果是否接受或拒絕不偏性假設, 檢定不具有統計效力。

表二 基差模式估計結果

$$S_{t+1} - S_t = \alpha + \beta(F_t - S_t) + \mu_{t+1}$$

	α	β	F 值	$Q(4)$	$Q(12)$
TAIFEX	-0.0009 (0.0007)	0.0261 (0.0639)	136.61*	9.00**	12.47
SGX	-0.0008 (0.0006)	0.1965 (0.0688)	71.85*	5.92	8.88

註：1. () 括號內表示標準誤。2. *與**分別表示在顯著水準 5%與 10%下顯著。3. F 值係 $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ 之檢定統計量。4. $Q(k)$ 係 Ljung-Box Q 統計量

三、一階差分迴歸模式

首先利用 OLS 對(13)、(14)式進行估計與不偏性之假設檢定, 結果如表三, 第一部分為(9)式估計結果, 與夏基陸 (1999) 結果相同, 拒絕不偏性之虛無假設。根據 Ljung-Box 統計量顯示殘差項沒有顯著的序列相關。

表三 一階差分模式估計結果

$\Delta S_{t+1} = \alpha + \beta \Delta F_t + \mu_{t+1}$						
	α	β	δ	F 值	$Q(4)$	$Q(12)$
TAIFEX	-0.0007 (0.0006)	0.0825* (0.0299)	-	472.33*	4.45	7.72
SGX	-0.0005 (0.0007)	0.0734* (0.0279)	-	570.79*	6.36	8.89
$\Delta S_{t+1} = \alpha + \beta \Delta F_t + \delta(F_{t-1} - S_t) + \mu_{t+1}$						
TAIFEX	-0.0007 (0.0007)	0.0654 (0.0653)	-0.0195 (0.0660)	93.84*	4.40	7.67
SGX	-0.0007 (0.0007)	0.1816* (0.0694)	0.1362 (0.0803)	48.67*	5.77	8.53

註：1. () 括號表示標準誤。2. *表5%顯著水準。3. F 值分別表示 $\alpha = 0, \beta = 1$ 與 $\alpha = 0, \beta = 1, \delta = 0, \delta = 1$ 之虛無假設的檢定統計量。4. $Q(k)$ 係 Ljung-Box Q 統計量

第二部分係 Hakkio and Rush (1989) 模式，當市場存在效率性， $\alpha = 0$ 、 $\beta = 1$ 、 $\gamma = 1$ 。估計結果可以看出當考慮 $F_{t-1} - S_t$ 時，兩市場檢定結果仍拒絕不偏性之虛無假設，且殘差項未存在顯著的序列相關。同時可由估計結果，TAIFEX 市場 δ 係數小於零，顯示並不支持 Brenner and Kroner (1995) 的說法，兩位作者認為(13)式所遺漏的解釋變數，係數應為正的。

四、共整合模式

(一)整合階數檢定

在進行共整合檢定之前，首先必須決定每一個變數的整合階數，因此採用 ADF 檢定進行單根檢定。若 ADF 檢定統計量大於臨界值，則接受虛無假設，數列為非恆定，反之，若檢定統計量小於臨界值，則拒絕虛無假設，數列為恆定數列。

ADF 檢定中對於最適落差階數 K 的選擇係採用最小 AIC 準則，由表四之 ADF 檢定結果，顯示兩市場之價格數列為非恆定，但在經過一階差分後 ADF 檢定統計量顯著拒絕序列存在單根之虛無假設，顯示兩市場之期貨價格與現貨價格皆為一階整合階數 I(1)，此一結果與文獻相符合。

表四 單根檢定 (含截距項)

		ADF (k) 檢定			
		K=	價格序列	K	一階差分
TAIFEX	Ln (現貨)	1	-0.24	0	-27.26*
	Ln (期貨)	3	-0.46	2	-15.33*
SGX	Ln (現貨)	1	-0.51	0	-27.75*
	Ln (期貨)	4	-0.72	3	-14.84*

註：ADF (k) 統計檢定值 5%顯著水準之臨界值為-2.87，k 表落差期數。

(二)期貨價格是否為現貨價格之不偏估計值

1. Engle - Granger 兩階段估計法

利用 OLS 對(15)式進行迴歸分析，對於殘差項之單根檢定採用 ADF 檢定，最適落差階數的選擇採用最小的 AIC 準則，估計結果如表五，迴歸式殘差項之單根檢定結果，顯示拒絕虛無假設，表示兩市場之期貨價格與現貨價格

存在共整合關係。此一結果與 Beck (1994)、Aulton et al. (1997)、Kellard et al (1999)、夏基陸 (2000)、楊淑芬 (2000) 等之研究結果相同。

表五 Engle - Granger 共整合檢定 $S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + z_t$

	α	β	ADF	$Q(4)$	$Q(12)$
TAIFEX	0.1131* (0.0257)	0.9867* (0.0029)	-12.55*	78.83*	89.28*
SGX	0.0397* (0.0182)	0.9927* (0.0031)	-13.99*	10.99*	14.16

註：1. () 括號內表示標準誤。2. 含截距項之 ADF (k) 統計檢定值，TAIFEX 與 SGX 之 K 分別等於 2 與 3，5%顯著水準之臨界值為-2.87。3. *表 5%顯著水準。4. $Q(k)$ 係 Ljung-Box Q 統計量

2. Johansen 共整合檢定

採用 Johansen 方法分析兩市場之期貨與現貨價格之共整合關係的結果如表六，第二、六欄之 λ_{trace} 檢定統計量大於臨界值，拒絕了共整合向量等於零之虛無假設，第三、七欄之 λ_{trace} 檢定統計量小於臨界值，接受了共整合向量等於一之虛無假設，表示兩市場之期貨與現貨價格間分別存在一個共整合向量。為了檢視共整合檢定受落差階數的影響情況，本研究採用 Luintel and Paudyal (1998) 做法，採取較多落差階數 (1 到 20)，結果如表六兩市場皆接受一個共整合向量的虛無假設。

對於 VAR 落差階數，Cheung and Lai (1993) 認為當採用 Johansen 方法時，序列相關是一個嚴重的問題，同時 Johansen (1988) 建議向量自我迴歸 (VAR) 落差階數的選擇的標準應使殘差項符合高斯常態分配，因此本研究採用 AIC 的標準，選擇 AIC 最小的階數，同時利用拉氏乘數 (Lagrange Multiplier, LM) 檢驗 VAR 殘差項是否存在序列相關，結果分別顯示在第四、五、八、九欄。由結果可知，當落差一期時，AIC 最小，LM 統計量接受虛無假設，表示殘差項不存在序列相關。

表六 共整合向量個數檢定

落差	TAIFEX				SGX			
	$H_0:r=0$	$H_0':r\leq 1$	AIC	LM (4)	$H_0:r=0$	$H_0':r\leq 1$	AIC	LM (4)
1	1416.9*	1.47	4905.7	4.03	1616.6*	0.93	4831.4	5.80
2	153.03*	1.45	5098.9	5.32	214.95*	0.95	4959.9	4.52
3	102.72*	1.44	5104.2	2.17	150.89*	1.01	4962.3	1.11
4	85.87*	1.48	5103.9	1.37	117.13*	0.95	4967.5	0.29
5	81.15*	1.48	5100.6	2.85	90.08*	0.92	4967.2	0.70
10	41.18*	1.45	5095.5	3.68	46.93*	0.82	4961.5	10.10*
15	32.47*	1.19	5088.2	6.19	37.14*	0.91	4955.2	7.43
20	20.52*	1.36	5087.7	2.36	28.89*	0.66	4947.6	2.86

註：1. λ_{trace} 在 5% 顯著水準下 H_0 與 H_0' 臨界值分別為：20.18、9.16。2. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test $\sim X^2(k)$ ，k 表落差期數。3. *表 5% 顯著水準

3. 不偏性之檢定

對於不偏性之假設檢定，由表六可知當落差一期時，AIC 最小，同時殘差項不存在序列相關，因此選擇落差一期的 VAR 進行檢定，以 S_{t+1} 為基礎標準化的共整合向量估計如表七，大於零，小於 1，第四欄之 L-R 檢定統計量拒絕 $=0$ ，第五欄拒絕 $=1$ 的虛無假設，第六欄顯示拒絕 $=0$ 、 $=1$ 的聯合檢定，不偏性假設無法成立。亦即期貨價格與現貨價格雖然存在共整合關係，期貨價格並非現貨價格的不偏估計值。且由表中可以看出 SGX 市場 β 係數較接近於 1，市場效率性比 TAIFEX 台股指數期貨市場效率高。此一現象可能與 SGX 期貨的標的指數—MSCI-TW 指數僅由具代表性之股票所組成之指數，而 TAIFEX 的標的指數則為台股大盤指數，就避險效果而言，利用 SGX 期貨進行避險會比利用 TAIFEX 指數期貨容易（雖然對國內投資人而言，利用 SGX 避險會遭遇到匯率風險）²，因為要購買一個相當於台股大盤指數的投資組合並不容易，但要組成一個類似 SGX 指數卻相對容易。

² MSCI Taiwan Stock Index 係由摩根史坦利國際資金公司(MSCI)自 1988 年起編製摩根台灣指數。此指數是為反映臺灣整體股市的表現而設計的，指數的內容涵括了 77 支(包含的家數常會變動，至 91 年 1 月止約為 91 支)於台灣證券交易所掛牌上市各類大、中、小型企業股票，包含了整體台灣股票市場總市值的 67%。

表七 共整合向量 $S_{t+1} = \alpha + \beta F_t + z_t$

	α	β	$\alpha = 0$	$\beta = 1$	$\alpha = 0 \cap \beta = 1$
TAIFEX	0.1039 (0.0126)	0.9879 (0.00136)	63.51*	67.19*	134.25*
SGX	0.0235 (0.0078)	0.9956 (0.00144)	9.10*	10.11*	26.64*

註：1. () 括號內表示標準誤。2. *表 5%顯著水準。3. $\alpha = 0$, $\beta = 1$ 檢定之 Log-likelihood ratio (L-R) 檢定統計量 $\sim \chi^2(1)$, $\alpha = 0$, $\beta = 1$ 檢定之 L-R 檢定統計量 $\sim \chi^2(2)$

五、預測誤差之正交檢定

若期貨市場具效率性，預測誤差與其落後值間應不存在序列相關，因此 $\beta_0 = 0$ ，所有的係數 $\alpha_i = 0$ ，誤差項為白噪音。檢定結果如表八，對於最適落差期數的選擇係依據最小 AIC 準則，TAIFEX 與 SGX 分別為落差 3 期與落差 4 期。由 F 值顯示兩市場皆拒絕 $\beta_0 = 0$ ， $\alpha_i = 0$ 的虛無假設，表示投資者可經由過去的資訊而獲取超額報酬，亦即殘差項尚有訊息未被充分利用，兩期貨市場並非現貨之有效預測值。

表八 預測誤差之正交檢定 $S_{t+1} - F_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i (S_{t+1-i} - F_{t-i}) + \varepsilon_{t+1}$

	β_0	α_1	α_2	α_3	α_4	F 值	$Q(12)$
TAIFEX	-0.0025* (0.0007)	0.1320* (0.0340)	0.1429* (0.0340)	0.1186* (0.0340)	-	24.95*	4.32
SGX	-0.0017* (0.0007)	-0.0067 (0.0342)	0.0819* (0.0342)	0.0625** (0.0342)	-0.0552 (0.0342)	3.50*	2.97

註：1. () 括號內表示標準誤。2. *與**分別表示在顯著水準 5%與 10%下顯著。3.F 值係 $H_0: \alpha_i = 0, \beta_0 = 1, \forall i$ 之檢定統計量。4. $Q(k)$ 係 Ljung-Box Q 統計量

若 TAIFEX (SGX) 期貨市場具效率性，則其預測誤差應與 SGX (TAIFEX) 市場的訊息不具相關性，有關橫斷面的效率檢定模式採用正交檢定的模式再加上跨市場落差一期的預測誤差項，檢定結果如表九。SGX 之預測誤差對 TAIFEX 期貨市場沒有顯著的影響力，但是 TAIFEX 預測誤差對 SGX 期貨市場存在顯著負的影響，此一現象可能係因為 SGX 標的指數—MSCI 指數僅由具代表性之股票所組成之指數，而 TAIFEX 的標的指數則為台股大盤指數，因此 TAIFEX 期貨市場之預測誤差會影響 SGX 期貨市場，但反之，SGX 市場

之預測誤差不會影響 TAIFEX 期貨市場。最後由 F 值之檢定統計量顯示兩市場皆不具有跨市場之橫斷面的效率性。

表九 預測誤差之橫斷面效率檢定

$$(S_{t+1} - F_t)_{TAIFEX} = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i (S_{t+1-i} - F_{t-i})_{TAIFEX} + \sum_{j=1}^n \pi_j (S_{t+1-j} - F_{t-j})_{SGX} + \varepsilon_{t+1}$$

$$(S_{t+1} - F_t)_{SGX} = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i (S_{t+1-i} - F_{t-i})_{SGX} + \sum_{j=1}^n \pi_j (S_{t+1-j} - F_{t-j})_{TAIFEX} + \varepsilon_{t+1}$$

	β_0	α_1	α_2	α_3	α_4	π_1	F 值	$Q(12)$
TAIFEX	-0.0024* (0.0007)	0.1986* (0.0802)	0.1290* (0.0372)	0.1112* (0.0349)	-	-0.0704 (0.0769)	20.12*	4.42
SGX	-0.0022* (0.0007)	0.1957* (0.0723)	0.1064* (0.0349)	0.0787* (0.0344)	-0.0428 (0.0343)	-0.2366* (0.0745)	4.63*	3.03

註：1. () 括號內表示標準誤。2. *與**分別表示在顯著水準 5%與 10%下顯著。3.F 值係

$H_0: \alpha_i = 0, \beta_0 = 1, \pi_j = 0, \forall i, j$ 之檢定統計量。4. $Q(k)$ 係 Ljung-Box Q 統計量

六、ECM 模式

期貨與現貨價格間的短期動態均衡關係可由 ECM 模式表達，估計結果如表十。兩市場之 γ_s 皆未顯著異於零，顯示現貨價格不受過去的預測誤差所影響； γ_f 顯著大於零，與短期趨向長期均衡之理論關係相符合。在 t-1 期市場存在正的預測誤差 z_{t-1} ，下一期的期貨價格會增加，以修正回到長期均衡點，過去的預測誤差只會影響到期貨價格，不會影響到現貨價格。另外比較 TAIFEX 與 SGX 兩市場 z_{t-1} 的係數 γ_f ，可以發現 SGX 市場對於短期偏離的修正速度比 TAIFEX 快，此一現象亦可與表七之共整合向量係數較 TAIFEX 高，顯示 SGX 台股指數期貨市場比 TAIFEX 台股指數期貨市場效率性較高。

表十 ECM 模式估計結果

$$\Delta S_t = \lambda_s + \gamma_s z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{si} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_{si} \Delta F_{t-1-i} + \mu_{1t}$$

$$\Delta F_{t-1} = \lambda_f + \gamma_f z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{fi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_{fi} \Delta F_{t-1-i} + \mu_{2t}$$

		λ	γ	θ_1	ϕ_1	$Q(4)$	$Q(12)$
TAIFEX	ΔS_t	-0.0007 (0.0006)	0.1094 (0.0695)	-0.0377 (0.0777)	0.0157 (0.0310)	3.46	6.85
	ΔF_{t-1}	0.91E-4 (0.0002)	0.3515* (0.0274)	0.7035* (0.0307)	-0.1007* (0.0122)	14.68*	23.10*
SGX	ΔS_t	-0.0006 (0.0007)	0.1046 (0.0825)	-0.0494 (0.0865)	0.0410 (0.0322)	4.49	7.01
	ΔF_{t-1}	-0.0001 (0.0003)	0.5223* (0.0336)	0.6380* (0.0357)	-0.0713* (0.0133)	14.46	34.28*

註：1. () 括號內表示標準誤。2.*表 5%顯著水準。3. $Q(k)$ 係 Ljung-Box Q 統計量

七、隨機風險溢酬

根據(26)式，由於誤差項 v_{t+1} 無法觀察，風險溢酬近似於 $(S_{t+1} - F_t)$ ，計算其敘述統計資料如表十一，TAIFEX 與 SGX 兩市場之風險溢酬平均數為負的，期貨價格高於未來現貨價格，市場為倒貼現象，避險者為淨多頭部位。同時峰態係數大於零，顯示為高狹厚尾的非常態分配，且 SGX 市場風險溢酬高狹厚尾的現象比 TAIFEX 市場大。ADF 單根檢定之最適落差階數的選擇採用最小的 AIC 準則，由 ADF 檢定可得知風險溢酬為恆定數列。另外從 Ljung-Box Q 統計量與 ARCH 檢定統計量顯示兩市場之風險溢酬存在顯著序列相關與 ARCH 效果。

表十一 風險溢酬 $(S_{t+1} - F_t)$ 敘述統計

	平均數	標準差	偏態係數 (sk=0)	峰態係數 (ku=0)	常態性檢定	ADF	$Q(12)$	ARCH (4)
TAIFEX	-0.0040	0.0208	0.1284	0.9902*	37.58*	-12.41*	98.08*	43.73*
SGX	-0.0018	0.0211	0.4300*	1.2869*	86.04*	-14.12*	13.25*	43.71*

註：1. 含截距項之 ADF (K) 的統計檢定值，k 的選擇以最小 AIC 為準則，TAIFEX 與 SGX 分別為 K=2；K=3，5%的顯著水準下臨界值為-2.8661。2. 常態性檢定係 Jarque-Bera 統計量。3. $Q(k)$ 係 Ljung-Box Q 統計量。4. ARCH (K) 係 ARCH 效果檢定

由於風險溢酬分配為高狹厚尾且存在 ARCH 現象，本研究利用文獻上最常被用來解釋 ARCH 效果之 GARCH(1,1) 模式進行估計，估計結果如表十二。兩市場 GARCH(1,1) 模式中每一個係數皆呈顯著，表示風險溢酬為小於零，且具有異質變異數性質。

表十二 風險溢酬估計結果

$$(S_{t+1} - F_t) = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t+1}^{0.5} + v_{t+1} \quad h_{t+1} = \gamma_0 + \lambda_1 h_t + \gamma_1 v_t^2 + \eta_{t+1}$$

	係數	α_0	α_1	γ_0	λ_1	γ_1	F-V
TAIFEX	GARCH (1,1)	-0.0036* (0.0007)	-	3.2E-5* (1.00E-05)	0.7665* (0.0424)	0.1689* (0.0358)	2940.12
	GARCH-M (1,1)	-0.0086* (0.0031)	0.2553 (0.1640)	0.3E-4 * (0.1E-4)	0.7748* (0.0407)	0.1619* (0.0340)	2941.63
SGX	GARCH (1,1)	-0.0020* (0.0007)	-	5.5E-5* (1.4*E-5)	0.7317* (0.0498)	0.1488* (0.0343)	2921.55
	GARCH-M (1,1)	-0.0159* (0.0047)	0.7101* (0.2412)	5.6E-5* (1.2*E-5)	0.7324* (0.0422)	0.1413* (0.0315)	2927.48

註：1. () 括號內表示標準誤，2.*表 5% 顯著水準。3.F-V 係概似函數值。

同時為確認風險溢酬是否具隨機變動的性質，並以 GARCH-M(1,1) 進行估計，結果如表十二所示，TAIFEX 市場由於 α_1 係數並不顯著，表示風險溢酬並非是隨機變動的數列；但 SGX 市場， α_1 係數顯著異於零，表示風險溢酬具隨機變動的性質，此一結果與 Moosa and Al-Loughani (1994) 研究結果相同，作者利用 GARCH 家族模式估計風險溢酬，結果發現期貨價格無法成為不偏的現貨價格預測值，是因為存在 GARCH-M(1,1) 的風險溢酬。

伍 結論

台股指數期貨市場的效率性與不偏性對於投資人具有重大意義，由於台股指數期貨除了在 TAIFEX 上市外，亦在 SGX 上市，因此本研究將同時探討兩期貨市場之不偏性假設，以驗證期貨市場的效率性。

以往對於不偏性檢定由於採用不同模式與不同研究期間而有不同的結論。早期的研究由於忽略變數的非恆定性質，如水準值迴歸模式，使得假設檢定之統計量沒有標準分配。晚近對於期貨與現貨價格的不偏性檢定，為處理變數非恆定之影響，利用模式正規化，使解釋變數具恆定性，如基差模式、一階

差分模式等。然而當市場存在風險溢酬時，這些正規化模式將產生同步偏誤的問題，解釋變數與殘差項存在相關性，造成不一致的估計值，與無效力的統計檢定。本研究首先依次利用傳統模型對期貨的不偏性加以檢驗，由於存在同步偏誤，檢定結果拒絕皆不偏性假設

其次採用具統計檢定力之共整合模式檢視兩期貨市場之不偏性假設，兩市場之現貨價格與期貨價格雖具有共整合關係，但經由 Johansen 共整合模式檢視不偏性時，結果仍拒絕不偏性假設。且由預測誤差之正交檢定，顯示兩期貨市場預測誤差與其落後期數存在顯著相關；由跨市場的效率檢驗，TAIFEX 預測誤差會影響到 SGX 預測誤差，但反之，SGX 預測誤差不會影響到 TAIFEX 預測誤差，顯示兩期貨市場不具效率性。

由於期貨價格並非未來現貨價格之不偏估計值，本研究認為可能係因為存在隨機風險溢酬 ($S_{t+1} - F_t$)。研究結果顯示兩市場之風險溢酬平均數小於零，表示期貨價格平均高於現貨價格，市場呈現倒貼現象。TAIFEX 市場之風險溢酬具有異質變異數的特性，但並未發現存在所謂的隨機性風險溢酬；而 SGX 市場之風險溢酬不僅存在異質變異數的特性，且具隨機性現象。

參考文獻

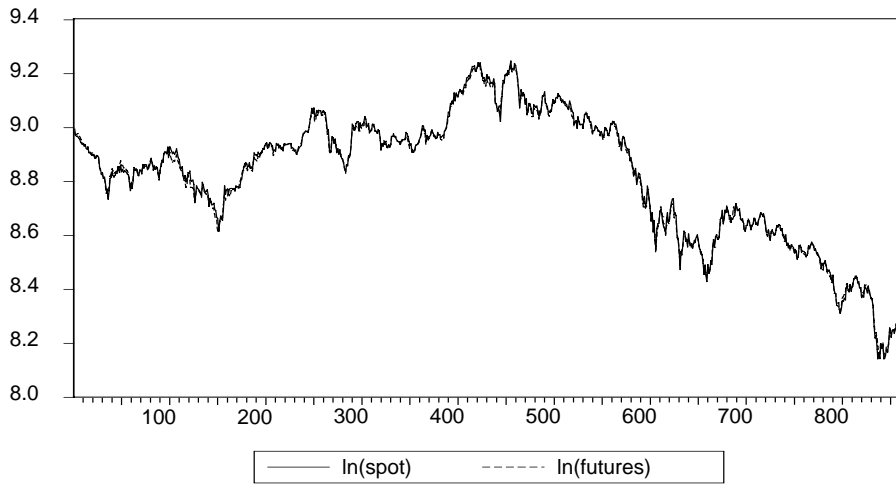
- 李又剛、黃玉如，「股價指數現貨與股價指數期貨兩者關聯性之探討—以 S&P500 為例」，*企銀季刊*，第十七卷，第四期，1994 年，頁 13-28。
- 沈中華，王儷容，「咖啡期貨市場效率性檢定」，*中國財務學刊*，1994 年，頁 17-31。
- 林秋桂，「台灣外匯市場效率性檢定」，淡江大學金融研究所碩士論文，1996 年。
- 夏基陸，「台股指數期貨的套利與不偏性」，中國文化大學經濟學研究所碩士論文，1999 年。
- 徐偉佑，「台灣加權股價指數期貨市場效率性之研究」，長庚大學企業管理研究所碩士論文，2001 年。
- 張堯鈞，「我國遠期外匯市場重新開放後之效率性檢定」，中央大學財務管理研究所碩士論文，1993 年。
- 郭如秀，「共整合與市場效率：臺灣玉米現貨價格與美國玉米期貨價格之研究」，*臺灣土地金融季刊*，第 35 卷第 1 期，1998 年，頁 121-129。
- 黃志典，「台灣遠期美元市場風險溢酬之估測」，*管理學報*，第十五卷，第一期，1998 年，頁 81-99。
- 楊淑芬，「亞洲各重要股價指數期貨市場之效率性分析—兼論東亞金融風暴的影響」，朝陽大學財務金融研究所碩士論文，2000 年。

- Antoniou, A and Holmes, P., "Futures Market Efficiency, the Unbiasedness Hypothesis and Variance-Bounds Test: the Case of the FTSE-100 Futures Contract", *Bulletin of Economic Research*, (48), 1996, pp.115-128.
- Aulton, A. J., Ennew, C. T. and Rayner, A. J., "Efficiency Tests of Futures Markets for UK Agricultural Commodities", *Journal of Agricultural Economics*, (48), 1997, pp.425-441.
- Baillie, R., "Econometric Tests of Rationality and Market Efficiency", *Econometric Reviews*, (8), 1989, pp.151-186.
- Baillie, R. T. and Bollerslev, T., "Common Stochastic Trends in a system of Exchange Rates", *Journal of Finance*, (44), 1989, pp.137-151.
- Baillie, R. T., Lippens, R. E., and McMahon, P. C., "Testing Rational Expectations and Efficiency in the Foreign Exchange Market", *Econometrica*, (51), 1983, pp.553-563.
- Barnhart, S. W. and Szakmary, A. C., "Testing the Unbiased Forward Rate Hypothesis: Evidence on Unit Roots, Cointegration, and Stochastic Cointegration", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (26), June 1991, pp.245-267.
- Barnhart, S. W. McNown, R. and Wallace, M. S., "Informative and Noninformative Tests of Foreign Exchange Market Efficiency", University of Colorado, mimeo, 1996.
- Barnhart, S. W. McNown, R. and Wallace, M. S., "Non-informative Tests of the Unbiased Forward Exchange Rate", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (34), June, 1999, pp.265-291.
- Beck, S. E., "Cointegration and Market Efficiency in Commodities Futures Markets", *Applied Economics*, (26), 1994, pp.249-257.
- Bilson, J. F. O., "The Speculative Efficiency Hypothesis", *Journal of Business*, (54), 1981, pp.435-451.
- Brenner, R. J. and Kroner, K. F., "Arbitrage, Cointegration and Testing the Unbiasedness Hypothesis in Financial Markets", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (30), 1995, pp.23-42.
- Cheung, Y. W. and Lai, K. S., "Finite Sample Size of Johansen's Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (55), 1993, pp.313-328.
- Copeland, L. S., "Cointegration Tests with Daily Exchange Rate Data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (53), 1991, pp.185-198.
- Engel, C., "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence", *Journal of Empirical Finance*, (3), 1996, pp.123-192.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, (55), 1987, pp.251-276.
- Fama, E. F., "Efficient Capital Markets", *Journal of Finance*, (46), 1991, pp.1575-1617.
- Fama, E. F., "Forward and Spot Rates", *Journal of Monetary Economics*, (14), 1984, pp.319-338.
- Frankel, F. A., "Further Evidence on Expectations and the Demand for Money during the German Hyperinflation", *Journal of Monetary Economics*, (5), 1979, pp.81-96.

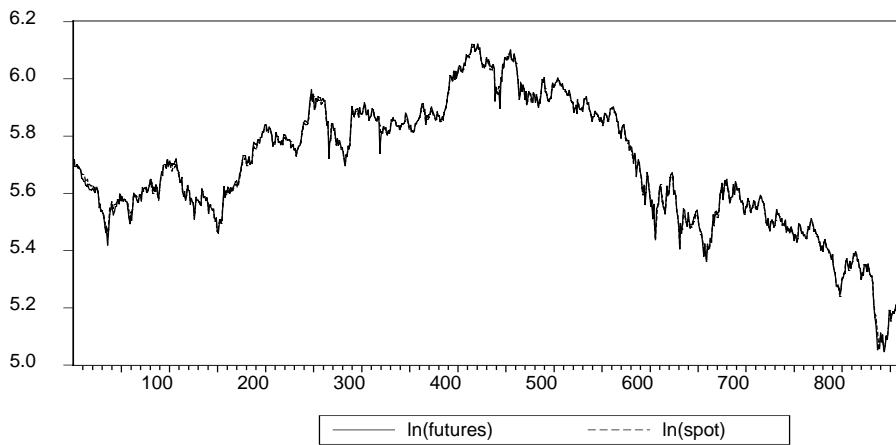
- Frankel, J. A., "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of News: Evidence from the 1970", *Journal of Political Economy*, (70), Aug. 1981, pp.665-705.
- Goss, B. A., "The Forward Pricing Function of the London Metal Exchange", *Applied Economics*, (13) 1981, pp.133-150.
- Granger, C. W. J., "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (48), 1986, pp.213-238.
- Gulen, S. G., "Efficiency in the Crude Oil Futures Market", *Journal of Energy Finance & Development*, (3), 1998, pp.13-21.
- Gweke, J. and Feige, E., "Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Foreign Exchange", *Review of Economic Statistics*, (61), 1978, pp.334-341.
- Haigh, M. S., "Cointegration, Unbiased Expectations, and Forecasting in the BIFFEX Freight Futures Market", *The Journal of Futures Markets*, (20), 2000, pp.545-571.
- Hakkio, C. S. and Rush, M., "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange markets", *Journal of International Money and Finance*, (8), 1989, pp.75-88.
- Hakkio, C. S., "Expectations and Forward Exchange Rate", *International Economic Review*, (22), 1981, pp.663-678.
- Hall, S. G. and Taylor, M. P., "Modelling Risk Premia in Commodity Forward Prices: Some Evidence from the London Metal Exchange", *Review of Futures Markets*, (8), 1989, pp.200-217.
- Hamilton, J. D., "Time Series Analysis", Princeton University Press, Princeton, 1994.
- Hansen, L. P. and Hodrick, R. J., "Forward Exchange Rates as an Optimal Predictors of Futures Spot Rates: an Econometric Analysis", *Journal of Political Economics*, (88), OCT. 1980, pp.829-853.
- Hodrick, R. J. and Srivastava, S., "An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange", *Journal of International Money and Finance*, (3), 1984, pp.5-29.
- Johansen, S. and Juselius, K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration –with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (52), 1990, pp.169-210.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, (59), 1991, pp.1551-1580.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economics Dynamics Control*, (12), 1988, pp.231-254.
- Kavussanos, M. G. and Nomikos, N. K., "The Forward Pricing Function of the Shipping Freight Futures Market", *Journal of Futures Markets*, (19), 1999, pp.353-376.
- Kellard, N., Newbold, P., Rayner, T. and Ennew, C., "The Relative Efficiency of Commodity Futures Market", *The Journal of Futures Markets*, (19), 1999, pp. 413-432.
- Krehbiel, T., and Adkins, L. C., "Cointegration Tests of the Unbiased Expectations Hypothesis in Metals Market", *The Journal of Futures Market*, (13), 1993, pp.753-763.

- Krehbiel, T., and Adkins, L. C., "Interest Rate Futures: Evidence on Forecast Power, Expected Premiums, and the Unbiased Expectations Hypothesis", *The Journal of Futures Market*, (14), 1993, pp.531-543.
- Levich, R. M., "Further Results on the Efficiency of Markets for Foreign Exchange", in *Managed Exchange Rate Flexibility: the Recent Experience*, Federal Reserve Bank of Boston, 1978, pp.58-80.
- Liu, P. C. and Maddala, G. S., "Rationality of Survey Data and Tests for Market Efficiency in the Foreign Exchange Markets", *Journal of International Money and Finance*, (11), 1992, pp.366-381.
- Luintel, K. B. and Paudyal, K., "Common Stochastic Trends between Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of International Money and Finance*, (17), 1998, PP.279-297.
- Masih, A. M. M. and Masih, R., "A Fractional Cointegration Approach to Testing Mean Reversion between Spot and Forward Exchange Rates : a Case of High Frequency Data with Low Frequency Dynamics", *Journal of Business Finance and Accounting*, (25), 1998, pp.987-1003.
- Moosa, I. A. and Al-Loughani, N. E., "Unbiasedness and Time Varying Risk Premia in the Crude Oil Futures Market", *Energy Economics*, (16), 1994, pp99-105.
- Peroni, E. and McNown, R., "Noninformative and Informative Tests of Efficiency in Three Energy Futures Markets", *Journal of Futures Markets*, (18), 1998, pp.939-964.
- Sargent, T. J., "A Note on Maximum Likelihood Estimation of the Rational Expectations Models of the Term Structure", *Journal of Monetary Economics*, Jan 1979, pp.137-143.
- Serletis, A., "Rational Expectations, Risk and Efficiency in Energy Futures Markets", *Energy Economics*, April 1991, pp.111-116.
- Shen, C. H., "Testing for Foreign Exchange Market Efficiency- a Trivariate Vector Autoregressive Approach", *Applied Financial Economics*, (7), 1997, pp.711-719.
- Stock, J. H., "Asymptotic Properties of Least Square Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, (55), 1987, pp.1035-1056.
- Tease, J., "Speculative Efficiency and the Exchange Rate: Some Evidence Since the Float", *Economic Record*, (64), 1988, pp.2-13.
- Thomas, R. L., "Introductory Econometrics: Theory and Applications", Longman, London, 1993.

附錄



圖一 TAIEX 現貨與期貨走勢圖



圖二 SGX 現貨與期貨走勢圖

The Unbiasedness and Time Varying Risk Premium in the Taiwan Index Futures of TAIFEX and SGX

YEONG-JIA GOO*, CHIUNG-CHIAO CHANG**

**Department of Business Administration, National Taipei University*

***Department of Finance, Van Nung Institute of Technology*

ABSTRACT

This study researches "the unbiasedness and efficiency in the Taiwan Index Futures of TAIFEX and SGX". Most of the literature fails to deal adequately with the endogeneity, nonstationarity, and cointegration characteristics of the spot and futures prices, resulting in the simultaneous bias. This paper first adopts the traditional tests to explain why the simultaneous bias exists, and both markets reject the unbiasedness hypothesis.

Next, we use the Johansen multivariate cointegration approach to investigate the unbiasedness. The results indicate that both futures price and spot price are cointegrated, and also reject the hypothesis, implying that both futures markets are biased and nonefficient.

Since the futures price is not an unbiased predictor of future spot price, so we test for the existence of a time varying risk premium using GARCH models. The results reveal that the risk premium in both markets are negative, follow an GARCH process, and the TAIEX Futures reject the existence of a time varying risk premium, but the MSCI Taiwan Index Futures contain a time varying risk premium.

Keywords: unbiasedness, efficiency, simultaneous bias, time-varying risk premium, cointegration

