

股價波動性、融券賣空限制與定價績效—SGX-DT 摩根台股與 TAIFEX 台股指數期貨之實證

Stock Price Volatility, Short Sales Restrictions, and Price Performance: Evidence from SGX-DT Futures and TAIFEX Futures

王健聰¹ Janchung Wang

國立高雄第一科技大學 金融營運系

Department of Financial Operations, National Kaohsiung First University of Science and Technology

闕河士 Horace Chueh

國立高雄第一科技大學 金融營運系

Department of Financial Operations, National Kaohsiung First University of Science and Technology

摘要：SGX-DT 自 1997 年 1 月 9 日推出摩根台股指數期貨以及本土 TAIFEX 台股指數期貨自 1998 年 7 月 21 日上市以來，均曾持續出現期貨價格低於現貨價格之逆價差的現象。有那些因素可以解釋台股指數期貨持續逆價差的行為為本文研究重點之一就在探討股價波動性以及一些市場的不完美性因素（包括期貨交易量與融券賣空限制）是否在決定台股指數期貨價格上扮演著重要的角色。本文另一研究重點則是比較持有成本模式、Ramaswamy and Sundaresan (1985)模式與 Hemler and Longstaff (1991)模式的定價績效，以實證

¹作者衷心感謝兩位匿名評審委員之評論與寶貴建議，文章所有的錯誤均屬作者的責任。

何種模式較適合台股指數期貨的定價。本文實證結果發現，同時考量隨機利率及隨機波動性的 Hemler and Longstaff 模式運用在 TAIFEX 期貨與 SGX-DT 期貨的定價，均優於其他兩種定價模式。至於有關定價績效影響因素實證結果則發現，台股現貨的波動性對於 TAIFEX 期貨與 SGX-DT 期貨的定價的確有顯著的影響。而期貨交易量與此兩種期貨的絕對定價誤差都有顯著的負向關係，與預期相同的。不過，融券賣空限制對於此兩種期貨之絕對定價誤差卻有負向影響，則與預期正好相反。最後，我們從 Hemler and Longstaff 均衡模式的觀點進行分析，再次驗證了股價波動性的確對於此兩種期貨的定價都有顯著影響。因此，對於台股指數期貨投資人而言，除了可使用傳統的持有成本模式進行定價之外，亦可選擇 Hemler and Longstaff 模式。

關鍵字：股價指數期貨定價模式、融券賣空限制、隨機波動性

Abstract: This paper highlights whether stock price volatility and some market imperfections, including trading volume and restrictions on the short selling of stocks, play an important role in determining the Taiwan stock index futures price. Moreover, we compare the price performance of three alternative pricing models of stock index futures: the cost of carry model, the Ramaswamy and Sundaresan (1985) model, and the Hemler and Longstaff (1991) model. The empirical result indicates that the performance of the Hemler and Longstaff model that incorporates stochastic interest rates and stochastic volatility is the best, followed by the Ramaswamy and Sundaresan model and then the cost of carry model. The empirical results of the impact of stock price volatility and some market imperfections on stock index futures price show that: (1) Stock price volatility plays an important role in determining the TAIFEX and the SGX-DT futures prices. (2) The relationship between the absolute pricing error and trading volume is significantly negative. (3) There is a negative effect of short sales restrictions on the absolute pricing error. This finding is contrary to the predicted effect. Moreover, the regression results of Hemler and Longstaff model also show that stock price volatility has an obvious impact on the prices of the TAIFEX and the SGX-DT futures.

Keywords: pricing model of stock index futures; short sales restrictions; stochastic volatility

1. 緒論

對於股價指數期貨的交易者而言，期貨契約最值得關心的主題之一應是其定價問題。迄今，主要有三種股價指數期貨定價模式被發展出來，以預測股價指數期貨的價格²。持有成本模式是目前被應用最廣的定價模式，該模式將「現時期貨價格對現時現貨價格」與「持有現貨部位至期貨契約到期日的持有成本」相連結。儘管該模式假設指數套利可完全運作，以致會迫使指數期貨的實際價格走向其理論價格。不過，由於該模式本身過多違反現實環境的假設，使其至少有下列三項缺點。第一，持有成本模式假定無風險利率為一固定常數。因此，如果依據 Cox, Ingersoll, and Ross (1981)、Jarrow and Oldfield (1981)及 Richard and Sundaresan (1981)之相關文獻，可知該模式事實上是一項遠約定價模式。如果利率為隨機形式時，期貨價格將不等於遠期契約價格，結果以持有成本模式評定期貨價格將出現偏誤。第二，該模式未考慮股價的波動性(volatility)。根據 Resnick and Hennigar (1983)、Kamara (1988)以及 Hemler (1988)研究顯示，持有成本模式定價上的誤差與利率及股價之波動性有所關聯。第三，該模式將股票市場影響視為一項外生變數。因此，無法將現貨與期貨市場之間動態關聯性納入模式中考量。事實上，Kawaller, Koch, and Koch (1987), Ng (1987)及 Stoll and Whaley (1990)都已提出有關股價現貨指數與期貨市場之間交互作用影響之相關文獻。

Ramaswamy and Sundaresan (1985)則是放寬持有成本模式中的無風險利率為一固定常數的假設，在假定現貨指數服從擴散式隨機過程(diffusion process)以及瞬時無風險利率服從一平均數反轉平方根隨機過程(mean reverting square root process)下，他們推導出二因子(two-factor)指數期貨定價模式。

Hemler and Longstaff (1991)則同時改進持有成本模式以上所提及的三項缺點，他們將期貨市場、現貨市場與信用市場(credit markets)之間動態關聯

²有關股價指數期貨定價模式之定價能力的實證研究(例如，Bailey (1989)、Hemler and Longstaff (1991)以及 Brailsford and Cusack (1997))，都是針對三種已被發展出的定價模式，即持有成本模式、Ramaswamy and Sundaresan (1985)模式與 Hemler and Longstaff (1991)模式，進行驗證。雖然，最近 Hsu and Wang (2004)在考量所有市場不完美性之後，推導出不完美市場下股價指數期貨定價模式。不過，有關該模式定價能力，則尚無相關實證研究被提出。

性納入模式中考量。並且依據 Cox, Ingersoll, and Ross (1985a & b)的理論架構，除了考量標的現貨指數為隨機因子之外，將利率及股價波動性亦視為隨機因子，發展出一套封閉式一般均衡定價模式(closed-form general equilibrium pricing model)，即所謂的 Hemler and Longstaff 模式。

至於有關指數期貨定價的實證議題方面，多數研究只採用持有成本模式(例如 Cornell and French (1983a & b)、Figlewski (1984)、Eytan and Harpaz (1986)、Bhatt and Cakici (1990)、Gay and Jung (1999)以及黃玉娟、郭照榮與徐守德(民 87))。少數的研究則是比較持有成本模式與另一定價模式的定價績效。例如，Hemler and Longstaff (1991)就曾比較其一般均衡評價模式與持有成本模式之定價績效。實證發現如將 1987 年 10 月(美國股市崩盤期間，現貨波動性大)資料納入考量，則 Hemler and Longstaff 模式較持有成本模式有較低的價格誤差率。由於台股亦具有相當大的波動性，是故考量隨機波動性的 Hemler and Longstaff 模式是否有助於提升台股期貨的定價績效另外，就相關實證文獻來看，國、內外以股價指數期貨為研究對象，完整地比較以上三種指數期貨定價模式之定價績效的研究則尚付之闕如。因此，本文研究目的之一，即是以 SGX-DT(Singapore Exchange Derivatives Trading Limited)摩根台股期貨與 TAIEX 台股期貨之近月契約為研究對象，比較三種模式的定價績效，以實證同時考量隨機利率及隨機波動性的 Hemler and Longstaff 模式對於台股指數期貨的定價是否顯著優於持有成本模式與 Ramaswamy and Sundaresan 模式。換言之，本文將藉由比較三種模式之定價績效，以提供投資人選擇合適的定價模式以預測台股指數期貨的價格。

此外，如果分析以上三種定價模式的推導過程，則可得知三種模式均是在市場是完美(perfect)，套利機能可完全運作假設前提下，藉由瞬時形成一由期貨與標的現貨所組成的無風險的避險組合所推導而得。不過，現實的資本市場並不可能如同以上三種定價模式所假設的完美而無摩擦。首先市場是存在著交易成本。第二、證券價格與股利支付的變化不是連續的。第三、同時執行相關證券的買賣委託，並非永遠可行。第四、能以相同的無風險利率借入及貸出是有存疑的。第五、流動性(liquidity)亦會影響指數套利的進行。最後、證券賣空是有限制，且證券並非能任意分割。Pope and Yadav (1994)實證發現賣空限制是導致期貨產生偏低定價(underpricing)的重要原因。而 Gay and Jung (1999)亦觀察到在韓國股市處於空頭時期，一直持續出現偏低定價的現象。他們發現賣空的限制對於持續出現偏低定價有重大影響。由以上對於現

實資本市場的探討，吾人有充分的理由相信，資本市場不是完美。

至於國內有關市場不完美性對於股價指數期貨定價影響方面的實證議題，同時針對融券賣空限制與期貨交易量等市場不完美性進行探討者，則付之闕如。最近，國內證券市場有關融券賣空法規的改變，例如 87 年 9 月 4 日實施平盤以下禁止融券放空限制、89 年 10 月 20 日融券保證金成數提高至 12 成的規定，允許吾人可以觀察其對於定價績效的影響。此外，根據 Resnick and Hennigar (1983)、Kamara (1988)及 Hemler (1988)研究顯示，持有成本模式定價上的誤差與利率及股價波動性有所關聯。而 Hemler and Longstaff (1991)實證亦發現股價波動性的確對於股價指數期貨價格有所影響。又 Fung and Draper (1999)以香港恆生指數期約進行研究，結果也發現依持有成本模式所估計的絕對價格誤差與股價波動性有顯著的正相關。因此，本文另一研究重點，即是建立以定價績效為被解釋變數，股價波動性、一些市場不完美性因素(包括融券賣空限制與期貨交易量)以及一些控制變數為解釋變數的迴歸模式，以檢測股價波動性與一些市場不完美性對於模式之定價績效的影響。藉此作為投資人在評估模式定價績效時，是否需考量股價波動性與市場不完美性因素的參考。最後，本文也將從 Hemler and Longstaff 均衡模式的觀點，再驗證股價波動性對於台股指數期貨定價的影響。

本文實證結果發現，同時考量隨機利率及隨機波動性的 Hemler and Longstaff 模式運用在 TAIEX 期貨與 SGX-DT 期貨的定價，均優於其他兩種定價模式。而迴歸分析結果也顯示，現貨的波動性對於此兩種台股指數期貨的定價績效的確有顯著的影響。最後，我們從 Hemler and Longstaff 均衡模式的觀點進行分析，也再次驗證了波動性對於此兩種期貨定價有顯著影響。以上實證結果都意味著考量隨機波動性的定價模式將有助於提升台股期貨定價績效。因此，對於台股指數期貨投資人而言，除了可使用傳統的持有成本模式進行定價之外，亦可選擇 Hemler and Longstaff 模式。

2. 三種定價模式定價績效的比較

2.1 三種定價模式價格誤差率的估計

2.1.1 持有成本模式

Cornell and French (1983a)在資本市場是完美且可以無風險利率借入及

貸出資金，借貸利率相同並為一常數的假設下，發展出指數期約的持有成本模式。在固定股利率 q 且在連續複利情況下，該模式為

$$F_t = S_t e^{(r-q)(T-t)} \quad (1)$$

其中 S_t 代表現貨指數在 t 時的實際價格； r 為無風險利率； $T-t$ 為時至 t 期貨契約到期日 T 的期間，以年為單位。

而如果現金股利的支付是屬於間斷型的股利(lumpiness of dividend)且不固定，在連續複利觀念之下，持有成本模式則為

$$F_t = (S_t - D_t) e^{r(T-t)} \quad (2)$$

其中

$$D_t = \sum_{i=1}^n \left(\frac{S_t d_i w_i}{P_{i,t}} \right) / e^{r(t_i-t)}$$

D_t 為契約存續期間所發放現金股利於 t 點之現值； d_i 為 i 股票於契約存續期間所發放的每股現金股利； w_i 為 i 股票佔指數之比重； t_i 為 i 股票發放現金股利的時間； $p_{i,t}$ 則為 i 股票在 t 時點之股價。

由於國內股利發放時間大多集中在 6 月至 7 月，而金額也不固定且一年只發放一次，較傾向間斷型股利型態。因此，本文將以(2)式以估計期貨理論價格。將無風險利率 r 及間斷型現金股利 D_t ，連同已知 S_t 及 $(T-t)$ 代入(2)式，即可求得第 t 期 SGX-DT 期貨與 TAIFEX 期貨之持有成本模式理論價格。

2.1.2 Ramaswamy and Sundaresan (1985) 模式

Ramaswamy and Sundaresan (1985) 除假設指數現貨(S)服從擴散式隨機過程(如(3)式)，並根據 Cox, Ingersoll, and Ross (1981 & 1985b) 提出的 CIR 模型的假設，假定瞬時無風險利率 r 服從均數復歸平方根隨機過程，如(4)式

$$dS = (\alpha - q)Sdt + \sigma_1 S dZ_1 \quad (3)$$

$$dr = \kappa(\mu - r)dt + \sigma_2 \sqrt{r} dZ_2 \quad (4)$$

在(3)式中，參數 α 表示隨機過程之漂移率(drift)；而參數 σ_1 則是隨機過程之現貨波動性； q 為現金股利率； dZ_1 則為標準 Wiener 過程。在(4)式中，參數 κ 為隨機過程之調整速度(speed of adjustment)； μ 為無風險利率的長期平均值； σ_2 則是無風險利率的波動性； dZ_2 為標準 Wiener 過程，而 dZ_1 與 dZ_2 的共變異數為 ρdt ，則 ρ 是兩者的相關係數。

Ramaswamy and Sundaresan 根據局部預期假設(Local Expectations

Hypothesis) 導出期貨價格的偏微分方程，如下所示：

$$(1/2)\sigma_2^2 r F_{rr} + (1/2)\sigma_1^2 S^2 F_{ss} + \rho\sigma_1\sigma_2 S\sqrt{r} F_{rs} + \kappa(\mu - r)F_r + (r - q)SF_s = F_\tau \quad (5)$$

在 $\rho=0$ 時，Ramaswamy and Sundaresan 則導出封閉式解如下：

$$F_t = S_t a(\tau) e^{[b(\tau)r]} \quad (6)$$

其中

$$a(\tau) = \left\{ \frac{2\gamma \exp[(\gamma + \kappa)\tau/2]}{2\gamma + (\gamma + \kappa)(\exp(\gamma\tau) - 1)} \right\}^{\frac{2\kappa\mu}{\sigma_2^2}} [\exp(-q\tau)]$$

$$b(\tau) = \frac{2(\exp(\gamma\tau) - 1)}{2\gamma + (\gamma + \kappa)(\exp(\gamma\tau) - 1)}$$

$$\gamma = \sqrt{(\kappa^2 - 2\sigma_2^2)} > 0$$

$$\tau = T - t$$

在現金股利是間斷型支付的情況下，依連續複利的觀念，Ramaswamy and Sundaresan 的封閉解可改為

$$F_t = (S_t - D_t) a_1(\tau) e^{[b(\tau)r]} \quad (7)$$

其中

$$a_1(\tau) = \left\{ \frac{2\gamma \exp[(\gamma + \kappa)\tau/2]}{2\gamma + (\gamma + \kappa)(\exp(\gamma\tau) - 1)} \right\}^{\frac{2\kappa\mu}{\sigma_2^2}}$$

Ramaswamy and Sundaresan (1985) 實證發現，在 $\rho=0.2$ 以及 $\rho=-0.2$ 假設下，運用數值方法針對(5)式所獲得的理論價格的近似解，與假設 $\rho=0$ 下，運用(6)式封閉式解所獲得的理論價格並無顯著差異。又 Cakici and Chatterjee (1991) 研究亦發現，Ramaswamy and Sundaresan 模式的定價誤差對於 ρ 值並不敏感。根據以上分析，本文亦直接假設 ρ 值為 0，運用(7)式 Ramaswamy and Sundaresan 模式的封閉式解以估計期貨的理論價格。依據 Brown and Dybvig (1986) 所提出的估計方法，首先假定由(7)式所估計而得的期貨理論價格與實際價格之間的誤差平均數為 0，運用非線性最小平方法

(nonlinear least squares method)以估計(7)式中的參數 κ 、 μ 及 σ_2 。其次，將參數 κ 、 μ 、 σ_2 、無風險利率 γ 及間斷型現金股利 D_t ，連同已知 S_t 及 $(T-t)$ 代入(7)式，即可求得第 t 期SGX-DT期貨與TAIFEX期貨之Ramaswamy and Sundaresan模式的理論價格。

2.1.3 Hemler and Longstaff (1991)模式

Hemler and Longstaff (1991)依據Cox, Ingersoll, and Ross (1985a & b)的理論架構，除了考量標的現貨資產價格(S)為隨機因子之外，並將利率(r)及股價波動性(V)亦視為隨機因子，發展出一套封閉式一般均衡評價模式如下：

$$F_t = S_t e^{-q\tau} A(\tau) \exp(B(\tau)r + C(\tau)V) \quad (8)$$

其中

$$A(\tau) = \left(\frac{2\phi \exp((\phi + \beta)\tau/2)}{(\beta + \phi)(\exp(\phi\tau) - 1) + 2\phi} \right)^{\frac{2(\alpha + \delta)}{\eta^2}} \times \left(\frac{2\psi \exp((\psi + \beta - \gamma)\tau/2)}{(\psi + \beta - \gamma)(\exp(\psi\tau) - 1) + 2\psi} \right)^{\frac{2\delta}{\xi^2}}$$

$$B(\tau) = \frac{2(\exp(\phi\tau) - 1)}{(\beta + \phi)(\exp(\phi\tau) - 1) + 2\phi}$$

$$C(\tau) = B(\tau) + \frac{2(1 - \exp(\psi\tau))}{(\psi + \beta - \gamma)(\exp(\psi\tau) - 1) + 2\psi}$$

$$\phi = \sqrt{\beta^2 - 2\eta^2}$$

$$\psi = \sqrt{(\gamma - \beta)^2 + 2\xi^2}$$

(8)式中 γ 代表無風險利率； V 代表現貨指數報酬的變異數； q 代表現金股利率； τ 代表 t 時至期貨契約到期日 T 的期間，即 $T-t$ 。

Hemler and Longstaff 將均衡評價模式(8)式取自然對數並整理之後，簡化成下列迴歸方程式以估計其理論價格。

$$L_t = \alpha + \beta r_t + \lambda V_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中 $L_t = \log(F_t^a / S_t)$ ， $F_t^a = F_t e^{q\tau}$ （經股利調整後的期貨價格），在間斷型的現金股利下， $L_t = \log(F_t / (S_t - D_t))$ ；迴歸係數 α 、 β 與 λ 則是與 $A(\tau)$ 、 $B(\tau)$ 與 $C(\tau)$ 有所關連，由於(8)式中的 $C(\tau)$ 是小於 $B(\tau)$ ，因此，對於有相同到

期日的契約而言，(9)迴歸式之 λ 估計值應小於 β 估計值。

運用 Hemler and Longstaff 模式以估計期貨理論價格時，只有指數報酬之變異數 V_t 無法直接由市場觀察得到。為了捕捉現貨指數報酬時變 (time-varying) 的特性，最簡單與最常被學界所採用的方法，即為等權重移動平均法 (equally weighted moving average method)³。因此，本文將採用此方法，以估計第 t 期指數報酬之變異數 V_t 。等權重移動平均法可表示如下：

$$V_t = \frac{1}{n-1} \sum_{i=t-n}^{t-1} (R_{s,i} - \bar{R}_s)^2 \quad (10)$$

其中 $R_{s,i}$ 為第 i 日現貨指數報酬率； \bar{R}_s 為現貨指數報酬的平均數；期數 n 則依 Chiras and Manaster (1978) 的建議及考量台股有較高波動性的特性，取估計當期之前 20 日。在估計出指數報酬之變異數之後，緊接著估計 (9) 式係數 α 、 β 及 λ ，最後，將實際資料及 (9) 式之參數 α 、 β 及 λ 的估計值代入 (9) 式之迴歸式中，即可求得 L_t 值，再由 L_t 便可推得期貨理論價格。

依三種模式估計出理論價格之後，進一步計算價格誤差率 Z_t 如下：

$$Z_t = \frac{AF_t - F_t}{AF_t} \quad (11)$$

其中 Z_t 為第 t 日之價格誤差率； AF_t 與 F_t 分別代表第 t 日之指數期貨的實際價格與理論價格。

為避免價格誤差率有正負相抵的現象，另計算絕對價格誤差率 $|Z_t|$ ，並檢定 $|Z_t|$ 的平均數是否顯著異於零。此外，我們也分別檢定持有成本模式、Ramaswamy and Sundaresan 模式以及 Hemler and Longstaff 模式之間的 $|Z_t|$ 的平均數是否有顯著差異存在，以檢視利率及股價波動性都為隨機過程的 Hemler and Longstaff 模式對於台股期貨的定價是否顯著優於持有成本模式與

³例如，Boudoukh, Richardson, and Whitelaw (1997) 以及 Harris and Shen (2003) 都曾使用此方法以估計現貨報酬的變異數。此外，針對金融性資產 (如股票) 的報酬之變異數具高度異質性現象，Bollerslev (1986) 提出一般化自我迴歸條件異質變異數模型 (Generalized ARCH, GARCH)。本文也採用 GARCH(1,1) 以估計現貨指數報酬之變異數，所得到的結果大致上與等權重移動平均法所得到的結果是一致。基於節省篇幅起見，將只報導等權重移動平均法所得到的結果。

Ramaswamy and Sundaresan 模式

2.2 資料說明

SGX-DT 摩根台股指數與 TAIFEX 台股指數期貨，分別於 1997 年 1 月 9 日與 1998 年 7 月 21 日正式上市交易，由於此兩個新興期貨市場受到全球投資者的重視逐漸增加，因此有關此兩個市場的定價議題實值得探討。不管是 SGX-DT 期貨與 TAIFEX 期貨在同一時間，分別皆有多種不同到期日之期貨契約在進行交易，而均以近月到期(即到期日為離交易日最近的月份)的契約之交易量最大且流動性最高，相對地市場應較有效率。因此，本文將採用 SGX-DT 期貨與 TAIFEX 期貨之近月契約進行本文相關的實證研究。本文使用日資料進行實證分析，SGX-DT 摩根台股指數期貨研究期間則自 1997 年 3 月 21 日至 2002 年 8 月 29 日。而 TAIFEX 台股指數期貨研究期間則自 1998 年 7 月 21 日至 2002 年 8 月 21 日。

SGX-DT 與 TAIFEX 之現貨指數與指數期貨每日交易價格之數據取自大時科技與台灣經濟新報社之期貨資料庫。另外，SGX-DT 與 TAIFEX 台股指數之個股現金股利以及台股指數之個股之歷史開盤價則取自台灣經濟新報社；無風險利率則以商業本票次級市場之 30 天期的利率代理⁴，資料亦取自台灣經濟新報社。

2.3 實證結果

表格中的 CCM、R-S M 以及 H-L M 分別代表持有成本模式、Ramaswamy and Sundaresan 模式以及 Hemler and Longstaff 模式。有關實際現貨價格與報酬及實際期貨價格與報酬以及三種定價模式的理論價格之時間數列敘述統計如表 1 所示。首先就 SGX-DT 來看，樣本期間內的實際現貨價格與實際期貨價格的平均數、標準差、偏態(skewness)與峰態(kurtosis)都相當接近，不過，平均而言，SGX-DT 期貨價格略低於其現貨價格(即呈現逆價差現象)。另外，三種定價模式所估計出的期貨理論價格平均而言則都高於實際期貨價格，其

⁴就國內貨幣市場之流通量來看，國庫券不管是初級市場或是次級市場，其交易量均不大。例如民國 90 年貨幣市場四種票券之交易金額比重，依據臺灣經濟金融月刊統計，國庫券只占 0.3%居末，而商業本票約占 86.5%居冠。

中又以 Hemler and Longstaff 模式的理論價格最接近實際期貨價格。就現貨與實際期貨報酬來看，兩者的日平均報酬率都為負且非常接近 0，而兩者報酬均呈現高狹峰(leptokurtosis)的現象，Jarque-Bera 測試均拒絕常態分配的虛無假說。其次，就 TAIFEX 來看，平均而言，TAIFEX 期貨價格略高於其現貨價格。而三種定價模式所估計出的期貨理論價格平均而言則都低於實際期貨價格，又如同 SGX-DT 結果，以 Hemler and Longstaff 模式的理論價格最接近實際期貨價格。最後就現貨與實際期貨報酬來看，與 SGX-DT 結果是相似的，即兩者的日平均報酬率都為負且非常接近 0，而兩者報酬均呈現高狹峰的現象，Jarque-Bera 測試均拒絕常態分配的虛無假說。

表 1：現貨指數與實際指數期貨之價格與報酬
以及理論指數期貨價格時間數列之敘述統計

	平均值	標準差	最大值	最小值	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
SGX-DT							
現貨指數價格	311.80	63.15	453.78	155.96	-0.0292	2.2359	33.6456***
實際期貨價格	311.16	62.85	455.10	155.30	-0.0222	2.2622	31.2978***
理論期貨價格-CCM	312.37	63.35	454.64	156.02	-0.0299	2.2362	33.6324***
理論期貨價格-R-S M	312.02	63.28	454.29	155.58	-0.0299	2.2364	33.6112***
理論期貨價格-H-L M	311.22	62.59	453.52	156.25	-0.0156	2.2514	32.1631***
現貨指數報酬	-0.00018	0.01919	0.08382	-0.07667	0.1699	4.1170	78.0397***
實際期貨報酬	-0.00007	0.02397	0.12927	-0.12146	0.1964	6.2992	631.9927***
TAIFEX							
現貨指數價格	6670.88	1538.40	10202.00	3446.00	0.1608	2.2529	26.2682***
實際期貨價格	6693.30	1565.81	10352.00	3427.00	0.1585	2.2710	25.0907***
理論期貨價格-CCM	6680.95	1542.13	10238.48	3449.68	0.1601	2.2518	26.3001***
理論期貨價格-R-S M	6680.87	1542.11	10238.21	3449.66	0.1601	2.2518	26.2992***
理論期貨價格-H-L M	6689.61	1555.30	10254.33	3440.42	0.1530	2.2373	26.8196***
現貨指數報酬	-0.00017	0.01946	0.06357	-0.06554	0.0506	3.8578	29.5961***
實際期貨報酬	-0.00010	0.02233	0.07000	-0.10488	-0.0422	4.7250	118.3166***

註：1.***代表在 1%水準下顯著。

2.3.1 三種定價模式運用在 SGX-DT 期貨之定價績效

表 2 則列示三種模式運用在 SGX-DT 期貨之定價績效。全期間(All)實證結果顯示，CCM、R-S M 以及 H-L M 之價格誤差率的平均值(mean percentage error, MPE)分別為-0.4252%、-0.3161%及-0.0465%，以 H-L M 最接近 0，其次為 R-S M。整體而言，三種模式較傾向有偏低定價(即理論期貨價格高於實際期貨價格)的現象。逐年分析的結果亦指出除了 2000 年及 2001 年之外，其他年度也都出現 H-L M 之 MPE 是最接近 0。此外，再觀察 CCM 逐年的 MPE 發現，1997 年與 1998 年均出現顯著且較大負的 MPE，分別為 -1.6514%與-0.7240%。又此期間台股正值受亞洲金融風暴影響是處於盤整與看空階段，投資者有持續看空台股的現象。因此，由股市的走勢與 MPE 的關係來看，似乎意味著如果股市處於空頭時期，CCM 對 SGX-DT 期約有嚴重偏低定價的現象。為避免價格誤差率有正負相抵的現象，本文也針對三種模式之絕對價格誤差率的平均值(mean absolute percentage error, MAPE)進行比較，結果如表 2 第 6 欄至第 8 欄所示。就全期間來看，CCM、R-S M 以及 H-L M 之 MAPE 分別為 0.8939%、0.8669%及 0.7724%，以 H-L M 最小。逐年分析結果也顯示，每一年的 H-L M 之 MAPE 都是最小。不過，三種模式之 MAPE 則都顯著異於 0。

表 2：三種定價模式之價格誤差率與絕對價格誤差率(SGX-DT 期貨)

契約 期間	定價 模式	MPE	MPE	MPE	MAPE	MAPE	MAPE
		平均值(%)	標準差(%)	t 值	平均值(%)	標準差(%)	t 值
All	CCM	-0.4252	1.3273	-12.01***	0.8939	1.0691	31.34***
	R-S M	-0.3161	1.2807	-9.13***	0.8669	1.0053	31.98***
	H-L M	-0.0465	1.0587	-1.63	0.7724	0.7313	39.16***
1997	CCM	-1.6514	1.5718	-17.04***	1.7021	1.5099	18.28***
	R-S M	-1.4462	1.5031	-14.43***	1.5453	1.4006	16.55***
	H-L M	-0.2158	1.5305	-2.15**	1.0548	1.1277	14.28***
1998	CCM	-0.7240	1.3237	-8.97***	1.1235	1.0058	18.32***
	R-S M	-0.6312	1.2802	-8.09***	1.0781	0.9339	18.93***
	H-L M	-0.0730	1.2097	-0.99	0.9509	0.7455	20.92***
1999	CCM	0.1387	1.0095	2.24**	0.5922	0.8285	11.64***

	R-S M	0.2117	0.9685	3.56***	0.6102	0.7806	12.73***
	H-L M	0.0851	1.0107	1.37	0.5763	0.8295	11.31***
	CCM	-0.0050	0.9485	-0.09	0.6485	0.6911	15.36***
2000	R-S M	0.0042	0.9183	0.07	0.6656	0.6925	15.73***
	H-L M	0.0460	0.6806	1.11	0.5232	0.4367	19.61***
	CCM	0.0252	0.7931	0.48	0.4963	0.6183	12.23***
2001	R-S M	0.0067	0.7752	0.13	0.4949	0.5957	12.65***
	H-L M	0.0249	0.5253	0.72	0.4192	0.3165	20.17***
	CCM	-0.0888	0.9247	-1.00	0.5528	0.6579	8.73***
2002	R-S M	-0.1657	1.3277	-1.30	0.5588	0.6345	9.15***
	H-L M	-0.0864	0.6348	-1.41	0.4306	0.4745	9.43***

註：1.雙尾檢定下，*、**與***分別代表在10%、5%及1%水準下顯著。

進一步檢定三種模式 MAPE 之差異是否顯著，檢定結果如表 3 所示，就全期間分析，「CCM 對 H-L M」之 MAPE 差異值與「R-S M 對 H-L M」之 MAPE 差異值都為正值且在 1% 水準下顯著異於零，至於「CCM 對 R-S M」之 MAPE 差異值則為不顯著的正值。因此，全期間之實證結果顯示 H-L M 之 MAPE 顯著為最小，其次為 R-S M。再者，針對逐年進行分析，也大多顯示 H-L M 之 MAPE 顯著小於 CCM 與 R-S M。綜合以上 MPE 與 MAPE 實證結果，整體來看，Hemler and Longstaff 模式有最佳定價績效，而 Ramaswamy and Sundaresan 模式則略優於持有成本模式。最後，我們由表 2 第 6 欄亦可得知，本文研究期的後半段期間之三種模式的 MAPE，平均而言，均小於研究期的前半段期間。此結果顯示，SGX-DT 摩根台股市場效率性似乎隨時間經過有逐漸提升的現象。

表 3：三種定價模式之絕對價格誤差率平均值之差異性檢定(SGX-DT 期貨)

期間	CCM 對 R-S M	CCM 對 H-LM	R-SM 對 H-LM
All	0.69	3.50***	2.82***
1997	1.16	5.24***	4.16***
1998	0.54	2.26**	1.75*
1999	-0.26	0.22	0.48

2000	-0.29	2.51***	2.85***
2001	0.02	1.69*	1.71*
2002	-0.07	1.57	1.68*

註：1.表中所列示的值为 t 值；雙尾檢定下，*、**與***分別代表在 10%、5%及 1%水準下顯著。

2.當前面的模式的 MAPE 大於後面的模式時， t 值為正值；反之， t 值為負值。

2.3.2 三種定價模式運用在 TAIFEX 期貨之定價績效

針對 TAIFEX 期貨實證結果則列示於表 4。全期間與逐年分析的結果顯示，除了 1998 年之外，H-L M 之 MPE 相較於其他模式的 MPE，都是最接近 0。其次，就三種定價模式之 MAPE 進行比較，實證結果如表 4 的第 6 欄至第 8 欄。全期間實證結果顯示，CCM、R-S M 以及 H-L M 之 MAPE 分別為 0.7510%、0.7483%及 0.6667%，以 H-L M 最小，而其他兩模式則是差異甚小。進一步檢定三種定價模式 MAPE 之差異是否顯著，檢定結果如表 5 所示，全期間分析，「CCM 對 H-L M」之 MAPE 差異值與「R-S M 對 H-L M」之 MAPE 差異值都為正值且在 1%水準下顯著異於零，至於「CCM 對 R-S M」之 MAPE 差異值則為正值但不顯著異於零。因此，全期間之實證結果顯示 H-L M 之 MAPE 顯著為最小。再者針對逐年進行分析，每一年度也大多顯示 H-L M 之 MAPE 顯著小於 CCM 與 R-S M。至於 R-S M 之 MAPE 則除了 2000 年之外，都小於 CCM，不過兩者差異並不顯著。總結以上 MPE 與 MAPE 實證結果，平均而言，Hemler and Longstaff 模式同樣有最佳定價績效，而 Ramaswamy and Sundaresan 模式則略優於持有成本模式。最後，由表 4 第 6 欄之三種模式的 MAPE 都似乎有逐年遞減來看，顯示 TAIFEX 台股之市場效率性有逐漸提升的現象。

表 4：三種定價模式之價格誤差率與絕對價格誤差率(TAIFEX 期貨)

契約 期間	定價 模式	MPE 平均值(%)	MPE 標準差(%)	MPE t 值	MAPE 平均值(%)	MAPE 標準差(%)	MAPE t 值
	CCM	0.0671	0.9715	2.17**	0.7510	0.6195	38.00***
All	R-SM	0.0777	0.9694	2.51***	0.7483	0.6172	38.01***
	H-LM	0.0143	0.8828	0.50	0.6667	0.5784	35.58***

1998	CCM	-0.1516	1.3413	-1.19	1.1190	0.7475	15.77***
	R-SM	-0.0090	1.3085	-0.07	1.0675	0.7499	15.00***
	H-LM	-0.0198	0.9074	-0.20	0.6888	0.5860	10.58***
1999	CCM	0.4192	0.6936	9.86***	0.6207	0.5203	19.46***
	R-SM	0.2759	0.7071	6.36***	0.5740	0.4955	18.90***
	H-LM	0.0268	0.6518	0.67	0.5156	0.3983	21.11***
2000	CCM	0.3566	0.9920	5.73***	0.8262	0.6529	20.17***
	R-SM	0.4982	0.9782	8.12***	0.8874	0.6446	21.94***
	H-LM	0.0546	0.8206	1.06	0.6254	0.5327	18.71***
2001	CCM	-0.3104	0.9038	-5.12***	0.7289	0.6164	17.62***
	R-SM	-0.2041	0.8834	-3.44***	0.6976	0.5775	18.00***
	H-LM	-0.0267	0.7362	-0.54	0.5757	0.4581	18.72***
2002	CCM	-0.3874	0.6468	-6.83***	0.5939	0.4628	14.63***
	R-SM	-0.2850	0.6376	-5.10***	0.5550	0.4219	15.00***
	H-LM	0.0169	0.5535	0.35	0.4537	0.3150	16.42***

註：1.雙尾檢定下，*、**與***分別代表在 10%、5%及 1%水準下顯著。

表 5：三種定價模式之絕對價格誤差率平均值之差異性檢定(TAIFEX 期貨)

期間	CCM 對 R-SM	CCM 對 H-LM	R-SM 對 H-LM
All	0.10	3.09***	3.00***
1998	0.51	4.47***	3.93***
1999	1.06	2.62***	1.50
2000	-1.06	3.80***	4.99***
2001	0.55	2.97***	2.46***
2002	0.71	2.86***	2.19**

註：1.表中所列示的值为 t 值；雙尾檢定下，*、**與***分別代表在 10%、5%及 1%水準下顯著。

2.當前面的模式的 MAPE 大於後面的模式時， t 值為正值；反之， t 值為負值。

3. 股價波動性、賣空限制、期貨交易量、控制變數與定

價績效的關係

由前一節定價績效結果來看，由於三種模式的 MAPE 大部份均顯著異於 0，此似乎暗示著在指數期貨評價過程中，三種定價模式仍有可能遺漏某些重要因素。本節將建立迴歸模式以探討(1)三種模式均未考量到的「賣空限制」與「期貨交易量」等市場不完美性因素；(2) Ramaswamy and Sundaresan 模式與持有成本模式均未考量到的「股價波動性」因素；(3)以及「距期貨到期日期間」與「定價誤差持續性」等控制變數(control variables)，其與定價模式定價績效(以絕對價格誤差率 $|z_t|$ 代理)的關係⁵。

3.1 迴歸模式的建立

3.1.1 賣空限制、期貨交易量與模式之定價績效的關聯性

以上三種模式都是在市場是完美假設下所推導得出，因此，若實際市場不完美程度愈高，則三種定價模式所估算的期貨理論價格與實際價格之間的差距應愈大才是。至於市場不完美性對於股價指數期貨定價影響方面實證研究，國內同時針對融券賣空限制與期貨交易量等市場不完美性進行探討者，則付之闕如。

至於有關融券賣空限制對於股價指數期貨定價績效影響之國外相關實證研究則分述如下：Pope and Yadav (1994)提出在賣空被禁止下，除非市場投資者本身持有足量的現貨，否則「買期貨、賣現貨」套利活動幾乎無法進行。他們實證發現賣空限制是導致 FT-SE 100 指數期貨產生偏低定價的原因。

⁵ 有關「指數期貨定價模式定價績效之影響因素」方面的實證研究，例如 Bhatt and Cakici (1990)、Cakici and Chatterjee (1991)、Brailsford and Cusack (1997)、Fung and Draper (1999) 以及 Gay and Jung (1999)等，所納入影響因素包括「股價波動性」、「賣空限制」、「期貨交易量」、「距期貨到期日期間」與「定價誤差持續性」等。另外，Bhatt and Cakici (1990)與 Cakici and Chatterjee (1991)以 S&P 500 指數期貨為研究對象，也曾納入「現金股利率」此一因素。與美國現金股利採季發放方式，一年計發放四次，而 S&P 500 現金股利率約為 1.5%左右(本文研究期間)來比較，國內現金股利發放時間則大多集中在 6 月到 7 月，一年只發放一次，而且依據許溪南與黃銘輝(民 88)的研究指出，國內現金股利率甚低不及 0.05%。因此，本文並未納入「現金股利率」此一因素。

Kempf (1998)以德國期貨市場為研究對象，實證亦發現賣空限制與提早解約(early unwinding)是影響期貨錯誤定價的重要因素。Fung and Draper (1999)採用1993年到1996年香港恆生指數期貨資料，並依賣空限制的規定區分三個期間，以探討賣空限制對指數期貨契約錯誤定價的影響。實證發現解除賣空限制有助於減少錯誤定價的頻率與幅度，並加快實際期貨價格調整至理論均衡期貨價格的速度。而Gay and Jung (1999)亦觀察到在韓國股市處於空頭時期，一直持續出現偏低定價的現象。他們發現賣空的限制對於KOSPI 200指數期貨持續出現偏低定價有重大影響。由於近年來國內證券市場融券賣空法規的改變(包括平盤以下禁止融券放空與提高融券保證金成數)，允許吾人可以觀察其對於定價績效的影響。有關此兩項賣空法規的改變，分述如下：在台股受亞洲金融風暴影響由1998年4月7日的9266點下挫至9月3日的6251點之時，財政部於1998年9月4日實施「平盤以下禁止融券放空」規定，而此一賣空限制將可能對於「買期貨，賣現貨」套利活動產生更大的阻礙以致難以套利，因而會影響到定價績效。至於在融券保證金成數方面，近年來隨著股價處於低檔，證管會不斷地提高融券保證金成數，包括2000年6月30日由7成調升至9成，2000年10月20日由9成調升至12成，而2001年6月27日更由12成調升至15成⁶。依據Goldberg (1985)所提出的流動性效果(liquidity effect)，提高融券保證金成數將會提高理性投資人的交易成本，因而迫使理性投資人減少交易，導致市場成交量減少、流動性降低。因此，當股價處於低檔時，提高融券保證金成數對於「買期貨，賣現貨」套利活動也可能會產生更大的阻礙以致難以套利，因而也會影響到定價績效。本文將運用虛擬變數(dummy variable)的方法，以分析「平盤以下禁止融券放空」與「提高融券保證金成數」等賣空限制對於定價績效影響。依此將研究期間區分成三個子期間，如表6所示。相對於融券放空限制較寬鬆的子期間1，融券放空限制較嚴格的子期間2與3(尤其是子期間3)，「買期貨，賣現貨」套利活動將產生較大的阻礙，指數套利者將可能無法完全進行無風險套利，而迫使指數期貨的實際價格走向其理論價格，故子期間2與3將產生較大的絕對價格誤差率。因此，本文預期三種定價模式之絕對價格誤差率與融券放空限制較嚴格的子期間2與3(尤其是子期間3)應有顯著的正向關係。

⁶ 國內融券賣出所得的價款(扣除證券交易稅、證券商的手續費及融券手續費等費用)，投資人並不能自由動用，只能全數做為擔保品，並另再繳納規定成數的保證金。

市場有較大成交量，將可提高市場的流動性，也因此較能反映市場參與者之價格真正預期及市場價格真實變動。根據 Chung (1991) 研究指出，即使市場上有顯著套利機會存在，但如果市場交易量太少，套利者將無法進行套利，以迫使指數期貨的實際價格走向其理論價格。又 Bessembinder and Seguin (1992) 以及 Brown-Hruska and Kuserk (1995) 實證發現，有較活潑期貨市場將有助於強化現貨市場的流動性。因此較大期貨交易量似乎表示市場較有效率，套利機會不易產生。依據以上分析，本文預期三種定價模式之絕對價格誤差率與期貨交易量(TV)應有負向的關係。

表 6：賣空限制之期間劃分

期間	賣空限制
子期間 1	1997 年 3 月 21 日~1998 年 9 月 3 日
	1998 年 9 月 4 日~2000 年 10 月 19 日
子期間 2	以及
	2001 年 7 月 10 日~2002 年 8 月 29 日
子期間 3	2000 年 10 月 20 日~2001 年 7 月 9 日

融券保證金成數 7 成至 9 成

平盤以下禁止放空；

融券保證金成數 7 成至 9 成

平盤以下禁止放空；

融券保證金成數 12 成至 15 成

3.1.2 股價波動性與模式之定價績效的關聯性

根據 Resnick and Hennigar (1983)、Kamara (1988) 與 Hemler (1988) 研究顯示，持有成本模式定價上的誤差與股價之波動性有所關聯。因此，Hemler and Longstaff (1991) 除了考量標的現貨指數為隨機因子之外，將利率及股價波動性亦視為隨機因子，發展出考量股價波動性的 Hemler and Longstaff 模式，如本文(8)式所示。又 Hemler and Longstaff 實證亦發現股價波動性的確對於指數期貨價格有所影響。此外，Fung and Draper (1999) 以香港恆生指數期約進行研究，結果也發現依持有成本模式所估計的絕對價格誤差與股價波動性有顯著的正相關。綜合以上說明，本文預期持有成本模式與 Ramaswamy and Sundaresan 模式(此兩種模式均未考慮股價波動性的因素)之絕對價格誤差率與股價波動性應呈正向關係。至於股價波動性則以(10)式之等權重移動平均法進行估計。

3.1.3 控制變數與模式之定價績效的關聯性

Gay and Jung (1999) 觀察到在韓國股市處於空頭時期，實際期貨價格持續遠低於依持有成本模式所估計的理論價格。黃玉娟、郭照榮與徐守德(民 87)以 SGX-DT 期貨為研究對象，實證結果亦顯示，錯誤定價非常普遍，有持續性，且大部分為偏低定價。因此，本文預期三種定價模式之第 t 期價格誤差率(Z_t)與前一期(第 $t-1$ 期)價格誤差率(Z_{t-1})應呈正向變動關係。

一般而言，距期貨到期日期間($T-t$)愈長，套利者對於其套利部位該持有多久的時間，將產生較大的不確定性，如此將不利套利的進行，因而可能產生較大的價格誤差率。MacKinlay and Ramaswamy (1988)、Bailey (1989)、Cakici and Chatterjee (1991)以及 Brailsford and Cusack (1997)實證都發現，距期貨到期日期間愈長，絕對價格誤差率就愈大。因此，本文預期三種定價模式之絕對價格誤差率與距期貨到期日期間應呈正向關係。

根據以上分析，本文針對 SGX-DT 期貨，將建立以定價績效(以絕對價格誤差率 $|Z_t|$ 代理)為被解釋變數，股價波動性(V_t)、期貨交易量(TV_t)、賣空限制期間的虛擬變數(D_{11} 與 D_{12})、第 $T-t$ 營業日價格誤差率(Z_{t-1})及距期貨到期日期間($T-t$)為解釋變數的迴歸模式，如(12)式所示⁷：

$$|Z_t| = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 (T-t) + \alpha_3 V_t + \alpha_4 TV_t + \alpha_{s1} D_{11} + \alpha_{s2} D_{12} + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中

$D_{11} = \{0 : \text{其他期間}$

$\{1 : 1998 \text{ 年 } 9 \text{ 月 } 4 \text{ 日 至 } 2000 \text{ 年 } 10 \text{ 月 } 19 \text{ 日 以及 } 2001 \text{ 年 } 7 \text{ 月 } 10 \text{ 日 至 } 2002 \text{ 年 } 8 \text{ 月 } 29 \text{ 日 (此子期間實施平盤以下禁止融券放空限制，而融券保證金成數 } 7 \text{ 成或 } 9 \text{ 成)}$

$D_{12} = \{0 : \text{其他期間}$

$\{1 : 2000 \text{ 年 } 10 \text{ 月 } 20 \text{ 日 至 } 2001 \text{ 年 } 7 \text{ 月 } 9 \text{ 日 (此子期間除了實施平盤以下禁止融券放空限制，而融券保證金成數提高至 } 12 \text{ 成或 } 15 \text{ 成)}$

另一方面，由於 TAIFEX 期貨自 1998 年 7 月 21 日才上市，以致 1998

⁷ Hemler and Longstaff 模式已考量股價波動性，因此，本文只檢測股價波動性對於持有成本模式與 Ramaswamy and Sundaresan 模式之定價績效的影響。又為驗證價格誤差率(Z_t)是否與前一期價格誤差率(Z_{t-1})有正向關係，另以價格誤差率為被解釋變數，再進行迴歸模式(12)： $Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 (T-t) + \alpha_3 V_t + \alpha_4 TV_t + \alpha_{s1} D_{11} + \alpha_{s2} D_{12} + \varepsilon_t$ 的分析。

年9月4日平盤以下禁止融券放空限制之前期間的資料有限(約只有37個交易日)並不足夠。因此,無法檢測融券賣空限制對於定價績效的影響,所建立迴歸模式則如(13)式所示⁸:

$$|Z_t| = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 (T-t) + \alpha_3 V_t + \alpha_4 TV_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

此外,觀察台股現貨與期貨的走勢得知,在1998年4月至9月,為國內企業因亞洲金融風暴出現財務危機最為嚴重時期,投資者明顯地看空國內股市。此段期間SGX-DT摩根台股現貨指數走勢由4月7日的374.56點持續下挫至9月3日的232.62點⁹。而觀察此段空頭時期,由於持續出現實際的SGX-DT期貨價格低於其標的現貨價格之逆價差現象,因此此段空頭時期出現的套利機會也大多是「買期貨,賣現貨」之反向套利策略¹⁰。相較於正向套利策略,反向套利策略在執行指數套利時,所遭遇的市場障礙將更多,包括(1)更高的交易成本,例如賣現貨必須另繳交易價格之千分之三證券交易稅、融券賣空將引發額外融券賣空成本等。(2)市場流動性不足的問題,台股處於此段空頭時期,期貨市場與現貨市場之日平均成交量均遠低其他時期¹¹。流動性不足將阻礙反向套利進行,且欲瞬時形成無風險的避險組合將更難執行。根據以上分析得知,台股處於此段空頭時期,相較於其他時期,應有較大的市場不完美性。因此,本文針對SGX-DT期貨,也將檢測此段市場不完美性較大的空頭時期與定價績效的關係。所建立迴歸模式如(14)式所示¹²:

$$|Z_t| = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 (T-t) + \alpha_3 V_t + \alpha_4 TV_t + \alpha_5 D_2 + \varepsilon_t \quad (14)$$

其中

$$D_2 = \{0 : \text{其他子期間}\}$$

⁸為驗證價格誤差率(Z_t)是否與前一期價格誤差率(Z_{t-1})有正向關係,也進行迴歸模式(13'):

$Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 (T-t) + \alpha_3 V_t + \alpha_4 TV_t + \varepsilon_t$ 的分析。

⁹「空頭市場」指的是股市長期來看處於持續下跌的趨勢。依此將1998年4月7日至9月3日的期間定義為空頭時期。

¹⁰SGX-DT近月期貨自1998年4月7日至9月3日的期間,約116個交易日中,有104個交易日出現逆價差,佔所有交易日的90%。而此段空頭時期「買期貨,賣現貨」之反向套利機會約佔所有套利機會的88%。

¹¹SGX-DT近月期貨自1998年4月7日至9月3日的期間,日平均成交量約為4331口,而本文整個研究期間的日平均成交量約為7850口。

¹²同樣地,在此段空頭時期,TAIFEX台股指數期貨的資料有限並不足夠。因此,本文並未檢測此段空頭時期與其定價績效的關係。

{1：1998年4月7日至1998年9月3日(空頭時期)}

最後，本文將分別針對(12)式至(14)式之多元迴歸模式進行迴歸模式的修正，包括誤差項自我相關、解釋變數之間共線性(multicollinearity)與變異數不齊一之檢定與消除。以使得本文的最終迴歸模式能滿足最佳線性不偏估計量(BLUE)的特性。

在迴歸分析中，若發生誤差項有自我相關的問題，則運用最小平方估計迴歸係數時，將使得估計式的變異數 $\text{Var}(\alpha_i)$ 會有嚴重低估的現象，因而在 t 檢定中實際 t 值變大，於是容易錯誤地棄卻虛無假設 $H_0: \alpha_i = 0$ 。本文將採用 Durbin-Watson (D-W) test 以檢定迴歸模式的誤差項是否有自我相關的現象。若有該現象，則以 Cochrane-Orcutt procedure 進行修正。

解釋變數之間具有高度的共線性，將使得各解釋變數之係數標準差的估計值變大。因此，在對迴歸係數做 t 檢定時，常導致接受虛無假設 $H_0: \alpha_i = 0$ ，以致錯誤地刪除某些解釋變數。本文將運用 *VIF*(variance inflation factor)觀念以檢定解釋變數之間共線性的問題。若某一解釋變數與其他解釋變數有共線性的問題，本文將進一步以此一解釋變數與其他解釋變數進行迴歸分析，取迴歸殘差值來取代此一解釋變數，並代入迴歸模式進行迴歸分析。

在迴歸分析中，若誤差項發生變異數不齊一的問題，則所作的統計推論將可能無效。本文將以 Goldfeld and Quandt (1972) test 以檢定迴歸模式是否符合變異數齊一的假設。如果檢定結果有變異數不齊一問題，本文將依 Gujarati (1995)的建議，利用取對數的方式來減低變異數不齊一的程度。

3.2 三種定價模式定價績效之迴歸分析結果

首先，運用 *VIF* 方法分別針對迴歸模式(12)式至(14)式中的解釋變數之間的共線性問題進行檢定。Gujarati (1995)指出如果 *VIF* 大於 10，即表示有嚴重的共線性問題。檢定結果如表 7(迴歸模式(12)，最大 *VIF* 值為 2.1477)、表 9(迴歸模式(14)，最大 *VIF* 值為 1.2019)與表 11(迴歸模式(13)，最大 *VIF* 值為 1.2352)，因此判斷迴歸模式(12)式至(14)式中的各解釋變數之間並無嚴重的共線性問題。其次，分別針對迴歸模式(12)式至(14)式進行變異數齊一假設之檢定，運用 Goldfeld and Quandt test 所得到的 F 值分別如表 8、表 10 與表 12 之「變異數齊一檢定 F 值」欄位所示，所有定價模式下，迴歸模式(12)式至(14)式均無法拒絕誤差項變異數齊一的假設。最後，運用 D-W test 以分別檢

定迴歸模式(12)式至(14)式之誤差項是否有自我相關現象，如表 8、表 10 與表 12 之「D-W 值」欄位所示，在 5%顯著水準下，D-W 值皆落於有自我相關或不能判定的區間。本文以 Cochrane-Orcutt procedure 以降低誤差項自我相關的問題之後，迴歸模式(12)式至(14)式均已符合誤差項之間並無自我相關的假設¹³。

經變異數不齊一、解釋變數之間共線性檢定以及經誤差項自我相關檢定與修正之後，表 8 針對 SGX-DT 期貨，列出迴歸模式(12)之實證結果。首先，觀察解釋變數 V_t (波動性)的係數 α_3 ，CCM 與 R-S M(此兩種模式均未考慮股價波動性的因素)之估計出的係數 α_3 都是正值且顯著異於 0，此結果與預期是相同且與 Fung and Draper (1999)研究結果是一致的。其次，觀察解釋變數 TV_t (交易量)的係數 α_4 ，CCM 與 H-L M 之 $|Z_t|$ 與 TV_t 都有顯著負向關係，而 R-S M 則呈現不顯著的負向關係。因此實證結果與預期較為符合，即期貨交易量愈少，三種模式對於 SGX-DT 期貨定價將產生較大的定價誤差。再者，觀察融券賣空限制對於定價績效的影響，如表 8 之 α_{51} 與 α_{52} 的欄位所示，三種定價模式所得的虛擬變數 D_{11} 與 D_{12} 的係數均呈現顯著負值，與預期符號正好相反。導致此結果的原因之一，有可能是本文所定義「平盤以下禁止融券放空」之前的期間，1997 年 3 月 21 日至 1998 年 9 月 3 日(即融券放空限制較寬鬆的子期間 1)，正好是 SGX-DT 期貨上市不久與股市正處於空頭的期間。期貨上市不久，如同 Figlewski (1984)研究發現，會因投資者對於新的股價指數期貨運作，尤其是市場每日結算(marked-to-market)制度不熟悉，而會引發較顯著的價格誤差率。另外，股市處於空頭時期(1998 年 4 月 7 日至 1998 年 9 月 3 日)在執行指數套利時，所遭遇的市場障礙將更多，市場不完美性因而較大，因此也會引發較顯著的價格誤差率。所以，在 SGX-DT 期貨上市不久與股市正處於空頭期所引起的市場不完美性可能高於因更嚴格融券賣空限制所引起的市場不完美性的情況下，因而導致實證結果與預期不同。又導致實證結果與預期不同另一項原因有可能是有能力套利的投資人握有足夠的現貨，無需融券賣空以進行套利，使得兩項融券賣空限制對於台股指數

¹³本文以 Cochrane-Orcutt procedure 以降低自我相關之後，所獲得「修正後 D-W」值分別如下：迴歸模式(12)式，CCM 為 2.017、R-S M 為 2.016 以及 H-L M 為 2.006；迴歸模式(14)式，CCM 為 2.036、R-S M 為 2.033 以及 H-L M 為 2.013；迴歸模式(13)式，CCM 為 2.041、R-S M 為 2.042 以及 H-L M 為 2.074。

期貨的定價績效影響不大。

表 7：共線性檢定之 VIF 值(迴歸模式(12)之解釋變數)

	解釋變數名稱(VIF 值)					
	Z_{t-1}	$(T-t)$	V_t	TV_t	D_{11}	D_{12}
CCM	1.2868	1.0166	1.2859	1.5388	2.1083	2.1470
R-SM	1.2775	1.0048	1.2859	1.5388	2.1097	2.1477
H-LM	1.0701	1.0031	-	1.5375	1.7798	1.7973

表 8：三種模式絕對價格誤差率 $|Z_t|$ 之迴歸分析結果(SGX-DT, 賣空限制)

$$\text{迴歸模式(12): } |Z_t| = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 (T-t) + \alpha_3 V_t + \alpha_4 TV_t + \alpha_{51} D_{11} + \alpha_{52} D_{12} + \varepsilon_t$$

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_{51}	α_{52}	\bar{R}^2	D-W 值	樣本數
CCM	0.007*** (10.28)	-0.308*** (-15.09)	0.067*** (6.89)	0.017** (2.18)	-1.E-07* (-1.79)	-0.006*** (-9.23)	-0.006*** (-6.73)	0.32	0.648	1.731 1375
R-SM	0.008*** (8.99)	-0.276*** (-13.66)	0.088*** (7.24)	0.016* (1.79)	-1.E-07 (-0.73)	-0.009*** (-9.38)	-0.009*** (-6.70)	0.32	0.665	1.656 1375
H-LM	0.008*** (10.89)	-0.116*** (-5.95)	0.057*** (4.95)	-	-1.E-07** (-2.20)	-0.005*** (-6.04)	-0.006*** (-4.62)	0.20	0.748	1.391 1375

註：1.括號內為 t 值，雙尾檢定下，*、**與***各代表在 10%、5%及 1%水準下顯著。

2.在 5%顯著水準下，D-W 檢定值為 $d_L=1.707$, $d_U=1.831$, $4-d_U=2.169$, $4-d_L=2.293$ 。

另外，觀察控制變數 $(T-t)$ 與 $|Z_t|$ 的關係(見表 8 的 α_2 欄位)，三種定價模式都呈現顯著的正向關係。因此，估計結果大致上與預期是相同且與 MacKinlay and Ramaswamy (1988)、Bailey (1989)、Cakici and Chatterjee (1991) 以及 Brailsford and Cusack (1997) 研究結果是一致的。又本文也進行迴歸模式 (12') 的分析，以觀察另一控制變數 Z_{t-1} 與 Z_t 是否有正向關係，依 CCM、R-S M 與 H-L M 所估計出的 α_1 係數值(t 值)分別為 0.689(35.52)、0.699(36.42)與

0.736(40.30)¹⁴。此結果顯示三種模式之第 t 期價格誤差率與第 $t-1$ 期價格誤差率都呈顯著的正向變動關係。換言之，三種模式之價格誤差率在樣本期間內似乎都有持續性與一致性的現象。最後，表 8 也列示迴歸模式(12)式之

Adjusted R^2 (即 \bar{R}^2)，CCM、R-S M 與 H-L M 分別為 0.32、0.32 與 0.20。結果顯示三個迴歸(12)式之 Adjusted R^2 都不高。換言之，股價波動性、一些市場不完美性因素(包括賣空限制與期貨交易量)以及距期貨到期日期間與定價誤差持續性等控制變數僅能解釋部分 SGX-DT 期貨的絕對價格誤差率，仍有部分的絕對價格誤差率是由以上因素之外的原因所引起的。因此，後續研究者可依理論基礎或實證經驗，納入其他解釋變數，以提高對於絕對價格誤差率的解釋能力。

表 10 則列出迴歸模式(14)式之實證結果。解釋變數 $(T-t)$ 、 V_t 、 TV_t 與被解釋變數 $|Z_t|$ 的關係以及 Z_t 與 Z_{t-1} 的關係大致上與迴歸模式(12)式與(12')式是相同的，不再贅述。至於空頭時期與定價績效的關係則如 α_5 欄位所示，三種定價模式的 $|Z_t|$ 都與空頭時期呈現顯著的正向關係。此結果意味著市場不完美性較大的空頭時期，三種模式似乎都有較大的定價誤差。不過，由表 10 所有 Adjusted R^2 都不高來看，顯示仍有部分的絕對價格誤差率是由空頭期、期貨交易量、股價波動性與控制變數等以外的因素所引起的。

最後，表 12 則是針對 TAIFEX 期貨，列出迴歸模式(13)之實證結果。首先，觀察解釋變數 V_t 的係數 α_3 ，實證結果指出 CCM 與 R-S M 之估計出的係數 都為正值且在 1%水準下顯著異於 0。相較於 SGX-DT 期貨，台股現貨的波動性對於 TAIFEX 期貨的定價似乎有更為顯著的影響。再者，觀察解釋變數 TV_t 的係數 α_3 ，三種模式之 $|Z_t|$ 與 TV_t 都有顯著的負向。因此，實證結果顯示期貨交易量對於 TAIFEX 期貨定價的影響是符合預期。另外，觀察控制變數 $(T-t)$ 與 $|Z_t|$ 的關係(見表 12 的欄位 α_2)，三種定價模式之 $|Z_t|$ 與 $(T-t)$ 都有顯著的正向關係。因此，估計結果與預期是相同。為了觀察另一控制變數 Z_{t-1}

¹⁴基於節省篇幅起見，將不報導迴歸模式(12')中其他迴歸係數之估計結果。

與 Z_t 是否有正向關係，另進行迴歸模式(13')的分析，依 CCM、R-S M 與 H-L M 所估計出的 α_1 係數值(t 值)分別為 0.789(39.01)、0.787(37.02)與 0.789(39.49)。結果顯示三種模式之價格誤差率的序列似乎都有持續性與一致性現象。同樣地，表 12 也顯示三個迴歸(13)式之 Adjusted R^2 都不高，此意味著對於 TAIFEX 期貨而言，仍有部分的絕對價格誤差率是由期貨交易量、股價波動性與控制變數等以外的因素所引起的。

表 9：共線性檢定之 VIF 值(迴歸模式(14)之解釋變數)

	解釋變數名稱(VIF 值)				
	Z_{t-1}	($T-t$)	V_t	TV_t	D_2
CCM	1.1211	1.0098	1.2019	1.1840	1.1328
R-SM	1.1124	1.0018	1.2019	1.1842	1.1329
H-LM	1.0250	1.0013	-	1.0294	1.0524

表 10：三種定價模式絕對價格誤差率 $|Z_t|$ 之迴歸分析結果(SGX-DT, 空頭期)

$$\text{迴歸模式(14): } |Z_t| = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 (T-t) + \alpha_3 V_t + \alpha_4 TV_t + \alpha_5 D_2 + \varepsilon_t$$

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	\bar{R}^2	<small>變異數齊一 檢定 F 值</small>	D-W 值	樣本數
CCM	0.004*** (5.09)	-0.371*** (-18.94)	0.060*** (6.08)	0.008* (1.70)	-8.E-08* (-1.79)	0.003*** (3.61)	0.28	0.623	1.777	1375
R-SM	0.004*** (6.46)	-0.332*** (-17.23)	0.073*** (7.53)	0.007* (1.82)	-5.E-08 (-1.24)	0.003*** (3.04)	0.28	0.646	1.701	1375
H-LM	0.007*** (7.97)	-0.148*** (-7.64)	0.057*** (4.82)	-	-1.E-07** (-2.24)	0.002* (1.83)	0.18	0.721	1.398	1375

註：1.括號內為 t 值，雙尾檢定下，*、**與***各代表在 10%、5%及 1%水準下顯著。

2.在 5%顯著水準下，D-W 檢定值為 $d_L=1.718$, $d_U=1.820$, $4-d_U=2.180$, $4-d_L=2.282$ 。

表 11：共線性檢定之 VIF 值(迴歸模式(13)之解釋變數)

	解釋變數名稱(VIF 值)			
	Z_{t-1}	$(T-t)$	V_t	TV_t
CCM	1.1300	1.0247	1.0930	1.2352
R-SM	1.1298	1.0247	1.0930	1.2352
H-LM	1.0069	1.0222	-	1.0290

表 12：三種定價模式絕對價格誤差率($|Z_t|$)之迴歸分析結果(TAIFEX)

$$\text{迴歸模式(13): } |Z_t| = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1} + \alpha_2 (T-t) + \alpha_3 V_t + \alpha_4 TV_t + \varepsilon_t$$

	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	\bar{R}^2	變異數齊一 檢定 F 值	D-W 值	樣本數
CCM	0.004*** (4.93)	0.041* (1.77)	0.049*** (5.18)	0.022*** (3.65)	-9.E-08* (-1.87)	0.28	0.969	1.050	953
R-SM	0.003*** (4.94)	0.040* (1.76)	0.050*** (5.19)	0.021*** (3.64)	-8.E-08* (-1.83)	0.28	0.970	1.051	953
H-LM	0.006*** (10.17)	0.010 (0.42)	0.042*** (4.37)	-	-9.E-08* (-1.75)	0.24	0.985	1.110	953

註：1.括號內為 t 值，雙尾檢定下，*、**與***各代表在 10%、5%及 1%水準下顯著。

2.在 5%顯著水準下，D-W 檢定值為 $d_L=1.728$, $d_U=1.810$, $4-d_U=2.190$, $4-d_L=2.272$ 。

4. Hemler and Longstaff 模式之驗證

股價波動性是否會影響股價指數期貨的定價，Hemler and Longstaff 模式取自然對數之後，即(9)式，提供另一項驗證方法。茲說明如下：Hemler and Longstaff 模式取自然對數並整理之後，隱含著經股利調整後的期貨價格 ($L_t = \log(F_t/(S_t - D_t))$) 可表示成無風險利率與股價波動性的線性函數，即 (9)式：

$$L_t = \alpha + \beta r_t + \lambda V_t + \varepsilon_t$$

依據 Hemler and Longstaff 模式，(9)式迴歸係數預期符號為 $\alpha \neq 0$ 、 $\beta > 0$ 與 $\lambda \neq 0$ ，且 $\beta > \lambda$ 。此外，如果令(9)式中的係數 $\alpha = 0$ ； $\beta = \tau$ (距期貨

到期日的期間)； $\lambda = 0$ (即股價波動性並無解釋能力)，則(9)式可縮減成：

$$\log(F_t/(S_t - D_t)) = r_t \tau \quad (15)$$

將(15)式重新整理、移項之後，其實就是持有成本模式，即(2)式。因此，如果持有成本模式成立，則隱含著(9)式中的係數， $\alpha = 0$ ； $\beta = \tau$ ； $\lambda = 0$ 。本文將針對(9)式迴歸係數進行估計，如果 λ 顯著異於0，此就意味著較支持 Hemler and Longstaff 均衡模式，即股價波動性對於指數期貨的定價應有顯著影響。

有關 Hemler and Longstaff 均衡模式迴歸分析結果如表 13 所示。首先運用 D-W test 以檢定(9)式之誤差項是否有自我相關現象，如表 13 之「D-W 值」欄位所示，在 5%顯著水準下，皆落於有自我相關的區間。以 Cochrane-Orcutt procedure 以降低誤差項自我相關的問題之後，所得修正後 D-W 值分別是 TAIFEX 期貨為 2.140，SGX-DT 期貨為 2.098，均已符合誤差項之間並無自我相關的假設。

表 13：Hemler and Longstaff 均衡模式之迴歸分析

$$\text{迴歸模式(9): } L_t = \alpha + \beta r_t + \lambda V_t + \varepsilon_t$$

	α	β	λ	\bar{R}^2	D-W 值	樣本數
TAIFEX 期貨	-0.0079*** (-3.08)	0.2822*** (5.37)	-0.0184*** (-3.44)	0.435	0.798	953
SGX-DT 期貨	-0.0013 (-0.61)	0.0978*** (3.78)	-0.0017* (-1.88)	0.387	1.325	1375

註：1.括號內為 t 值，雙尾檢定下，*、**與***分別代表在 10%、5%及 1%水準下顯著。

2.在 5%顯著水準下，D-W 檢定值為 $d_L=1.748$, $d_U=1.789$, $4-d_U=2.211$, $4-d_L=2.252$ 。

首先，就 TAIFEX 期貨分析， α 係數估計結果較符合 Hemler and Longstaff 均衡模式之 $\alpha \neq 0$ ，但與持有成本模式 $\alpha = 0$ 並不相符合。再者觀察(9)式中 r_t 的係數 β 是否等於 τ ，本文研究期間內 TAIFEX 近月期約平均的 τ 約為 0.0442 年，而依(9)式所估計出的 β 值為 0.2822，在 1%水準下，顯著異於 $\tau = 0.0442$ (t 值為 4.53)。因此， β 係數估計結果，傾向支持 Hemler and Longstaff 模式，但不支持持有成本模式 $\beta = \tau$ 的觀點。最後就 V_t 的係數 λ 來

看 λ ，實證結果顯示 λ 值顯著異於0，因此傾向支持股價波動性對於TAIFEX期貨定價有顯著影響。其次，就SGX-DT期貨進行分析， β 係數估計結果，同樣傾向不支持持有成本模式 $\beta=\tau$ 的觀點。又 V_t 的係數 λ 為-0.0017，10%水準下顯著異於0。因此，實證結果也較傾向支持股價波動性對於SGX-DT期貨定價應有影響。總結以上 α 、 β 與 λ 估計結果來看，不管是TAIFEX期貨或SGX-DT期貨，Hemler and Longstaff模式配適效果的確皆優於持有成本模式。此外，股價波動性對於此兩種期貨的定價也都有顯著影響。因此，對於台股期貨投資人而言，考量股價波動性Hemler and Longstaff模式似乎是可採行定價模式之一。不過，由於表13所呈現的Adjusted R²都不高，因此無風險利率與股價波動性等變數似乎僅能解釋部分TAIFEX與SGX-DT期貨的價格。

5. 結論

台股本身具有相當大的波動性，因此本文首先比較三種定價模式的定價績效，以實證同時考量隨機利率及隨機波動性的Hemler and Longstaff模式對於台股指數期貨的定價是否顯著優於持有成本模式與Ramaswamy and Sundaresan模式。此外，本文也探討融券賣空限制與期貨交易量等市場不完美性以及股價波動性是否在決定台股指數期貨價格上扮演著重要的角色。

有關定價績效實證結果顯示，整體而言，Hemler and Longstaff模式對於TAIFEX期貨與SGX-DT期貨定價，有最佳定價績效，而Ramaswamy and Sundaresan模式則次之。另外，SGX-DT與TAIFEX台股期貨之市場效率性隨著時間的經過則都有逐漸提升的現象。此結果意味著隨著時間經過，在市場日漸成熟下，投資人進行指數套利的機會與所獲得的套利利潤將可能呈現日漸減少現象。至於股價波動性、融券賣空限制以及期貨交易量對於台股指數期貨定價影響之實證結果，則獲得以下結論：(1)現貨的波動性對於SGX-DT期貨與TAIFEX期貨都有顯著的影響，對於TAIFEX期貨的影響則更為顯著。因此，對於投資人而言，亦可採用考量現貨波動性的Hemler and Longstaff模式，以預測台股指數期貨的價格。(2)期貨交易量對於SGX-DT期貨與TAIFEX期貨定價的影響是符合預期，即期貨交易量愈少，三種模式對於SGX-DT期貨與TAIFEX期貨定價將產生較大的定價誤差。因此，投資人在評估模式定價績效時，似乎應考量當時期貨交易量的情況。(3)「平盤以下禁

止融券放空」與「提高融券保證金成數」等融券賣空限制對於三種模式之絕對價格誤差率 $|z_t|$ 的影響，則並非如預期有正向影響。導致此結果原因之一有可能是有能力套利的投資人握有足夠的現貨，無需融券賣空以進行套利，使得兩項融券賣空限制對於台股指數期貨的定價績效影響不大。此外，我們也發現三種模式的 $|z_t|$ 都與空頭時期呈現顯著的正向關係。此結果意味著市場不完美性較大的空頭時期，三種模式似乎都有較大的定價誤差。因此，投資人在運用以上三種完美市場假設下的定價模式，以預測台股指數期貨的價格時，投資人應瞭解他們所處的市場與所處的時期的市場不完美性。

另外，本文也從 Hemler and Longstaff 均衡模式的觀點，再驗證股價波動性對於台股指數期貨定價的影響。迴歸分析結果顯示股價波動性對於 SGX-DT 與 TAIFEX 期貨都有顯著的影響，而 Hemler and Longstaff 模式對於 SGX-DT 與 TAIFEX 期貨配適效果的確都優於持有成本模式。

本文依不同的方法，都驗證了股價波動性的確對於 SGX-DT 與 TAIFEX 期貨有顯著的影響。此意味著考量隨機波動性的定價模式將有助於提升此兩種期貨定價績效。因此，對於台股指數期貨投資人而言，除了可使用傳統的持有成本模式進行定價之外，亦可選擇考量隨機波動性的 Hemler and Longstaff 模式。

最後，值得一提的是本文所有迴歸式之 Adjusted R^2 都不高，顯示仍有解釋變數未納入。因此，後續研究者可依理論基礎或實證經驗，納入其他解釋變數，以提高迴歸式的整體的解釋能力，如此所獲得的結論將更具說服力。另外，不同的波動性估計方法(例如，EGARCH 模型及 EWMA 模型等)，是否有助於提升 Hemler and Longstaff 模式的定價績效 後續研究亦可針對此議題進行探討。

6. 參考文獻

- 許溪南、黃銘輝 (民 88)，Strap 與 Strip 混合策略在台灣股市之應用，*中山管理評論*，第七卷第一期，101-128 頁。
- 黃玉娟、郭照榮、徐守德 (民 87)，摩根臺股指數期貨的市場效率與套利機會之研究，*證券市場發展季刊*，第十卷第三期，1-29 頁。
- Bailey, W. (1989), "The Market for Japanese Stock Index Futures: Some

- Preliminary Evidence,” *The Journal of Futures Markets*, 9(4), 283-295.
- Bessembinder, H. and Seguin, P. J. (1992), “Futures Trading Activity and Stock Price Volatility,” *The Journal of Finance*, 47(5), 2015-2034.
- Bhatt, S. and Cakici, N. (1990), “Premiums on Stock Index Futures-Some Evidence,” *The Journal of Futures Markets*, 10(4), 367-375.
- Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Boudoukh, J., Richardson, M. and Whitelaw, R. F. (1997), “Investigation of a Class of Volatility Estimators,” *The Journal of Derivatives*, 4(3), 63-71.
- Brailsford, T. J. and Cusack, A. J. (1997), “A Comparison of Futures Pricing Models in a New Market: The Case of Individual Share Futures,” *The Journal of Futures Markets*, 17(5), 515-541.
- Brown-Hruska, S. and Kuserk, G. (1995), “Volatility, Volume and the Notion of Balance in the S&P 500 Cash and Futures Markets,” *The Journal of Futures Markets*, 15(6), 677-689.
- Brown, S. J. and Dybvig, P. H. (1986), “The Empirical Implications of the Cox, Ingersoll, Ross Theory of Term Structure of Interest Rates,” *The Journal of Finance*, 41(3), 617-632.
- Cakici, N. and Chatterjee, S. (1991), “Pricing Stock Index Futures with Stochastic Interest Rates,” *The Journal of Futures Markets*, 11(4), 441-452.
- Chiras, D. P. and Manaster, S. (1978), “The Information Content of Option Prices and a Test of Market Efficiency,” *Journal of Financial Economics*, 6(2), 213-234.
- Chung, Y. P. (1991), “A Transactions Data Test of Stock Index Futures Market Efficiency and Index Arbitrage Profitability,” *The Journal of Finance*, 46(5), 267-284
- Cornell, B. and French, K. R. (1983a), “The Pricing of Stock Index Futures,” *The Journal of Futures Markets*, 3(1), 1-14.
- Cornell, B. and French, K. R. (1983b), “Taxes and the Pricing of Stock Index Futures,” *The Journal of Finance*, 38(3), 675-694.
- Cox, J. C., Ingersoll, J. E., Jr and Ross, S. A. (1981), “The Relation between Forward Prices and Futures Prices,” *The Journal of Financial Economics*,

- 9(4), 321-346.
- Cox, J. C., Ingersoll, J. E., Jr and Ross, S. A. (1985a), "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices," *Econometrica*, 53(2), 363-384.
- Cox, J. C., Ingersoll, J. E., Jr and Ross, S. A. (1985b), "A Theory of the Term Structure of Interest Rates," *Econometrica*, 53(2), 385-407.
- Eytan, T. and Harpaz, G. (1986), "The Pricing of Futures and Option Contracts on the Value Line Index," *The Journal of Finance*, 41(4), 843-857.
- Figlewski, S. (1984), "Explaining the Early Discounts on Stock Index Futures: The Case for Disequilibrium," *Financial Analysts Journal*, 40(4), 43-47.
- Fung, J. K. W. and Draper, P. (1999), "Mispricing of Index Futures Contracts and Short Sales Constraints," *The Journal of Futures Markets*, 19(6), 695-715.
- Gay, G. D. and Jung, D. Y. (1999), "A Further Look at Transaction Costs, Short Sale Restrictions, and Futures Market Efficiency: The Case of Korean Stock Index Futures," *The Journal of Futures Markets*, 19(2), 153-174.
- Goldberg, M. A. (1985), "The Relevance of Margin Regulation," *The Journal of Money, Credit, and Banking*, 17(4), 521-527.
- Goldfeld, S. M. and Quandt, R. E. (1972), *Nonlinear Methods in Econometrics*, North-Holland.
- Gujarati, D. (1995), *Basic Econometrics* (3rd ed.), Mc-Graw Hill.
- Harris, R. D. F. and Shen, J. (2003), "Robust Estimation of the Optimal Hedge Ratio," *The Journal of Futures Markets*, 23(8), 799-816.
- Hemler, M. L. (1988), *The Quality Delivery Option in Treasury Bond Futures Contracts*, ph.D. Diss., Graduate School of Business, Univ. of Chicago.
- Hemler, M. L. and Longstaff, F. A. (1991), "General Equilibrium Stock Index Futures Prices: Theory and Empirical Evidence," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26(3), 287-308.
- Hsu, H. and Wang, J. (2004), "Price Expectation and the Pricing of Stock Index Futures," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 23(2), 167-184.
- Jarrow, R. A. and Oldfield, G. S. (1981), "Forward Contracts and Futures Contracts," *Journal of Financial Economics*, 9(4), 373-382.
- Kamara, A. (1988), "Market Trading Structures and Asset Pricing: Evidence from the Treasury-Bill Markets," *The Review of Financial Studies*, 1(4), 357-376.

- Kawaller, I. G., Koch, P. D. and Koch, T. W. (1987), "The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and S&P 500 Index," *Journal of Finance*, 42(5), 1309-1329.
- Kempf, A. (1998), "Short Selling, Unwinding, and Mispricing," *The Journal of Futures Markets*, 18(8), 903-923.
- MacKinlay, A. C. and Ramaswamy, K. (1988), "Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices," *The Review of Financial Studies*, 1(2), 137-158.
- Ng, N. (1987), "Detecting Spot Price Forecasts in Futures Prices Using Causality Tests," *Review of Futures Markets*, 6(2), 250-267.
- Pope, P. F. and Yadav, P. K. (1994), "The Impact of Short Sales Constraints on Stock Index Futures Prices: Evidence from FT-SE 100 Futures," *Journal of Derivatives*, 1(4), 15-26.
- Ramaswamy, K. and Sundaresan, S. M. (1985), "The Valuation of Options on Futures Contracts," *The Journal of Finance*, 40(5), 1319-1340.
- Resnick, B. and Hennigar, E. (1983), "The Relationship between Futures and Cash Prices for U.S. Treasury Bonds," *Review of Research in Futures Markets*, 2(3), 282-299.
- Richard, S. F. and Sundaresan, M. (1981), "A Continuous Time Equilibrium Model of Forward Prices and Futures Prices in a Multigood Economy," *Journal of Financial Economics*, 9(4), 347-371.
- Stoll, H. R. and Whaley, R. E. (1990), "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(4), 441-468.