

本文章已註冊DOI數位物件識別碼

▶ 具有狀態轉換過程下的臺灣股價指數與股價指數期貨市場的報酬與波動性動態關係

The Return and Volatility Dynamics in the Taiwan Stock Index and Stock Index Futures Markets as a Regime-Switching Process

doi:10.6545/JFS.2005.13(1).1

財務金融學刊, 13(1), 2005

Journal of Financial Studies, 13(1), 2005

作者/Author：莊忠柱(Chung-Chu Chuang);胡文正(Wen-Cheng Hu)

頁數/Page：1-30

出版日期/Publication Date：2005/04

引用本篇文獻時，請提供DOI資訊，並透過DOI永久網址取得最正確的書目資訊。

To cite this Article, please include the DOI name in your reference data.

請使用本篇文獻DOI永久網址進行連結：

To link to this Article:

[http://dx.doi.org/10.6545/JFS.2005.13\(1\).1](http://dx.doi.org/10.6545/JFS.2005.13(1).1)



DOI Enhanced

DOI是數位物件識別碼（Digital Object Identifier, DOI）的簡稱，是這篇文章在網路上的唯一識別碼，用於永久連結及引用該篇文章。

若想得知更多DOI使用資訊，

請參考 <http://doi.airiti.com>

For more information,

Please see: <http://doi.airiti.com>

請往下捲動至下一頁，開始閱讀本篇文獻

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE



具有狀態轉換過程下的臺灣股價指數與股價指數期貨市場的報酬與波動性動態關係

The Return and Volatility Dynamics in the Taiwan Stock Index and Stock Index Futures Markets as a Regime-Switching Process

莊忠柱 Chung-Chu Chuang*

真理大學管理科學研究所
Graduate School of Management Sciences,
Aletheia University

胡文正 Wen-Cheng Hu

真理大學管理科學研究所
Graduate School of Management Sciences,
Aletheia University

摘要

Gray(1996)的一般化狀態轉換(generalized regime-switching, GRS)模型允許條件平均報酬與條件變異數同時隨狀態變數變動而變。本文先利用具有高低波動狀態的 GRS 模型，捕捉股價指數與股價指數期貨市場的個別報酬與波動性行為，並再進一步利用自我迴歸分配遞延(autoregressive distributed lag, ADL)模型，分別探討股價指數與股價指數期貨市場的報酬與波動性的動態關係。本文研究發現：允許條件平均報酬與條件變異數同時隨高低兩種波動狀態變動的一般化狀態轉換模型較能捕捉股價指數與股價指數期貨市場的報酬與波動性行為。就短期而言，股價指數報酬對股價指數期貨報酬的領先關係較為強烈，股價指數期貨波動性對股價指數波動性的領先關係呈現顯著，此外，股價指數與股價指數期貨的報酬與波動性序列分別存在長期均衡關係。

關鍵詞：股價指數期貨、一般化狀態轉換模型、自我迴歸分配遞延模型

Abstract

The generalized regime-switching (GRS) model, proposed by Gray (1996), is simultaneously specified for both the conditional expectation and conditional variance with different regimes. In this paper the GRS model with two regimes, high and low, is used to capture the respective conditional expectation and conditional variance in the Taiwan stock index and stock index futures markets, and then the autoregressive distributed lag (ADL) model is used to investigate the dynamics of return and volatility in the Taiwan stock index and stock index futures markets. The resultant shows that GRS model with two regimes is a better-fitted model to capture the conditional expectation and conditional variance in the Taiwan stock index and stock index futures markets. The return of stock index leading to stock index futures is larger than the return of stock index futures leading to stock index in the short-run. The volatility of stock index futures leads significantly to stock index in the short-run. A long-run equilibrium relationship exists between the return of stock index and stock index futures and it does too between the volatility of stock index and futures stock index.

Keywords: stock index futures, generalized regime-switching model, autoregressive distributed lag model

* Tamsui, Taipei Hsien, Taiwan 25137, R.O.C., Tel: 886-2-26212121, Fax: 886-2-26260520。作者感謝三位匿名審查人員對本文所提供的寶貴意見。作者應付文稿疏誤之責。

具有狀態轉換過程下的臺灣股價指數與股價指數期貨市場的報酬與波動性動態關係

壹、緒 論

國際金融體系越來越複雜，持有資產的不確定性隨之增加，投資者為了避免或減少過大資產報酬波動所造成的非預期損失，因而對規避風險的金融工具產生了需求，股價指數期貨遂應運而生。隨著國內金融市場逐漸開放，本土期貨市場的建立儼然成為金融國際化中不可或缺的一環。臺灣期貨交易所首先於 1998 年 7 月 21 日推出股價指數期貨契約，交易標的為臺灣證券交易所發行量加權股價指數；隨後為了滿足市場不同需求，臺灣期貨交易所又陸續推出不同的期貨契約，使整個金融商品交易更為多元化。自臺灣期貨交易所發行各種期貨契約以來，臺灣股價指數期貨目前是本土期貨中交易最活絡的金融商品之一。

以往對於股價指數報酬變異性的研究，大多採用 Engle(1982)的 ARCH (autoregressive conditional heteroskedasticity) 模型與 Bollerslev (1986) 的 GARCH (generalized ARCH) 模型，但 ARCH 與 GARCH 模型中的條件變異數卻有各自的動態行為。ARCH 與 GARCH 模型隱含條件變異數存在著高持續性 (persistence)，Diebold(1986)與 Lamoureux and Lastrapes(1990a)推斷條件變異數產生高持續性來自於估計期間發生結構性改變 (structure change)，模型參數常無法調整因應。若允許條件變異數模型中的參數隨時間而變，以捕捉可能的結構性變動，但這種作法雖使模型具有更大的包容性，卻使得實證操作變得更加繁複。為了避免模型過度繁複，Hamilton(1988, 1989)提出馬可夫轉換模型 (Markov switching model)，又稱為狀態轉換模型 (regime switching model)，設定模型參數將隨某一無法觀察到的狀態變數變動而變，且狀態變數遵循一階馬可夫過程 (Markov process)。狀態轉換模型在參數變動上增加了馬可夫型式的機率結構，除了允許參數隨時間而變，也使模型不至於過度繁雜，因而使模型具有較廣泛的適用性。惟 Hamilton 的馬可夫轉換模型只能捕捉不同狀態下條件期望值的變動，無法描述變異數的行為。為了捕捉股市報酬波動性結構性改變，Hamilton and Susmel(1994)

以馬可夫轉換模型為基礎，結合 ARCH 模型成為 SWARCH (switching ARCH)模型，利用多重狀態波動性模型來轉換各種狀態的波動性與考慮殘差項的分布與時間序列的持續性，使調整後報酬的分配更接近常態分配，大幅改進純 ARCH 模型捕捉報酬各時點波動性的能力。此外，林常青、洪茂蔚與管中閔(2002)指出 SWARCH 模型所估計的波動持續性會降低，而對未來波動的預測也較以往計量模型更準確，但在各狀態間條件變異數的設定上，SWARCH 模型只能表示截距項所發生的變動或不同狀態下的條件變異數呈現某種比例的關係，卻無法全面地刻劃狀態間不同的波動性；此外，若允許條件期望值也隨狀態改變或模型中加入 GARCH 過程，將使 SWARCH 模型變得繁複而不可行。Gray(1996)的一般化狀態轉換(generalized regime-switching, GRS)模型以加權平均方式，將各狀態下每一期的條件期望值與條件變異數合併，除了允許條件期望值與條件變異數中的參數均隨狀態變數變動而變，也允許模型中出現 GARCH 過程，因而能描述更複雜的動態行為，避免了 SWARCH 模型的困難。

探討期貨與現貨關聯性中，持有成本理論(cost of carry theory)最常被用來分析兩者價格關係。依據持有成本理論，期貨價格與現貨價格關係為 $F_{0,t} = S_0(1+C)$ ，其中 $F_{0,t}$ 表示在第 0 期時，到期日為 t 的期貨價格， S_0 表示第 0 期時的現貨價格，而 C 表示由第 0 期到第 t 期間的持有成本。持有成本理論假設市場為效率市場，因此套利空間存在時間相當短，故存在著長期均衡關係。當市場上出現足以影響期貨與現貨價格關係的訊息時，期貨市場與現貨市場因制度面或其他限制常使期貨價格與現貨價格對訊息的反應不一致，造成期貨與現貨市場的領先落後關係。

當迴歸模型應變數不僅受到當期自變數與自變數落後期的影響，而且還受到應變數落後期的影響，這種迴歸模型稱為自我迴歸分配遞延 (autoregressive distributed lag, ADL) 模型。ADL 模型可用來捕捉自變數的變動對應變數的動態影響集合，可瞭解應變數的短期或長期反應。此外，ADL 模型經過轉換後，可表示為誤差修正模型 (error correction model)，因此 ADL 模型可用來說明兩變數間的短期動態與長期均衡關係。

本文以 1999 年 1 月 5 日到 2003 年 12 月 31 日間的臺灣股價指數與股價指數期貨日資料，將狀態分為高低波動狀態，先利用 Gray(1996)的一般化狀態轉換模型，捕捉高低波動狀態下的臺灣股價指數與股價指數期貨的

個別報酬與波動性行為，再進一步利用 ADL 模型，探討臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬對報酬與波動性對波動性的長期均衡與短期動態關係。

本文共分為伍部分，第壹部分為緒論，敘述研究背景與動機、研究目的。第貳部分為文獻回顧，回顧期貨價格與現貨價格領先落後關係的原因、股價指數期貨報酬與現貨報酬領先落後關係的實證、股價指數期貨波動性與現貨波動性領先落後關係的實證、Markov switching 模型的應用等文獻。第參部分為研究資料與方法，描述研究資料、研究變數操作性定義與一般化狀態轉換模型。第肆部分為實證結果分析，分析臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列基本敘述統計量、高低波動狀態下的臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬與波動性行為、臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬對報酬與波動性對波動性的長期均衡關係、臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬對報酬與波動性對波動性的短期動態關係。最後一部分為本文的結論與建議。

貳、文獻回顧

一、期貨價格與現貨價格領先落後關係的原因

期貨價格領先現貨價格的原因有：(1) 非同步交易(asynchronous trading)——股價指數成分股在計算股價指數時點可能無任何交易發生，因此依據成分股前一交易時段的收盤價來計算股價指數，故股價指數可能只反應部份的當期訊息與前期訊息。股價指數期貨交易可視為同時買進或賣出該指數包含的所有股票，當股價指數期貨市場有效率時，其價格能立即反應新訊息的影響，因此股價指數期貨價格會領先現貨價格；(2) 流動性不同——股價指數由多種股票組成，各成分股的交易量與交易頻率不完全相同，交易不活絡股票無法快速反應新訊息進而影響股價指數的反應速度。如果期貨市場交易較活絡則對訊息的反應較快，期貨價格領先現貨價格；若現貨市場的流動性較高則現貨價格可能領先期貨價格；(3) 市場摩擦(friction)——Stoll and Whaley(1990)與 Miller(1990)認為交易成本、保證金制度與放空限制等因素，常使某些交易者喜歡在期貨市場交易，消息靈通的交易者亦傾

向於在期貨市場交易，導致期貨價格領先現貨市場；(4) 交易成本假說(transaction cost hypothesis)—Booth, So and Tse(1999) 認為股價指數期貨的交易成本小於現貨，因此股價指數期貨領先現貨價格。

現貨價格領先期貨價格的原因有：(1) 公司特有的資訊(firm-specific information)—Chan(1992)認為特定公司消息靈通的交易者，利用所獲得的資訊在股票市場交易將比在期貨市場交易有利，因此現貨市場將先反應相關資訊再傳遞到期貨市場，使得現貨價格領先期貨價格；(2) 機構投資人交易的影響—由於市場上存在許多機構投資人，對現貨市場的影響力很大，加上這類機構投資人在操作衍生性商品上會受到很大限制，因此他們對資訊的反應多是利用現貨市場買賣而非期貨市場，因而現貨市場的反應會較期貨市場來得迅速。

二、股價指數期貨報酬與現貨報酬領先落後關係的實證

Kawaller, Koch and Koch(1987)發現 S&P 500 指數期貨價格與現貨價格存在著同期相關，期貨價格領先現貨價格 20 分鐘，而現貨價格領先期貨價格不超過一分鐘。Stoll and Whaley(1990)發現 S&P 500 與 MMI 指數期貨領先現貨約 5 分鐘左右，有時會長達 10 分鐘甚至更長，即使現貨指數以交易頻繁的 IBM 股票作為替代，兩種指數期貨仍然領先現貨。Chan(1992)發現 MMI 與 S&P 500 股價指數期貨價格皆明顯領先現貨價格，而 MMI 的成分股中，即使是股票交易較活絡的股票，非同步交易的問題不嚴重但期貨領先現貨的現象仍然存在。Ghosh(1993)發現 S&P 500 指數期貨領先現貨，但 CRB 指數現貨卻領先期貨。Wahab and Lashgari(1993)發現 S&P 500 與 FT-SE 100 指數近月期(nearby futures)期貨與現貨具有長期均衡關係，現貨價格對期貨價格的領先關係較強烈。Abhyankar(1995)發現英國股價指數期貨與現貨具有強烈的同期相關，且期貨領先現貨，期貨報酬在高波動期間領先現貨報酬，而在低波動期間則沒有明顯的領先落後關係。Tse(1995)發現日經 225 指數期貨報酬領先現貨報酬。Iihara, Kato and Tokunaga(1996)指出 NSA 股價指數期貨報酬領先現貨報酬，而期貨波動性領先現貨波動性只是單方向的，並沒有反饋關係。Shyy, Vijayraghavan and Scott-Quinn(1996)以交易資料進行 Granger 因果關係檢定，發現法國 CAC 40 股價指數期貨領先現貨，而改以報價資料進行 Granger 因果關係檢定，則現貨領先期貨。黃玉娟與徐守德(1997)發現 SIMEX 摩根臺股指數期貨與現貨

市場具有穩定的長期均衡關係，且存在著雙向因果關係，但現貨對期貨的領先關係較為強烈。Pizzi, Economopoulos and O'Neill(1998)指出 3 月期與 6 月期 S&P 500 股價指數期貨與現貨間皆存在共整合關係，期貨領先現貨至少 20 分鐘。Chu, Hsieh and Tse(1998)發現 S&P 500 指數、S&P 500 指數期貨與 SPDRs 有共整合關係，雖然不同市場結構與證券設計可能會造成短期偏離，但長期而言，這三種指數仍朝相同的均衡移動，而只有 S&P 500 指數與 SPDRs 具有價格調整能力，而 S&P 500 期貨則沒有價格調整能力。此外期貨市場具有較強的價格發現功能。

在理論或實務上大部分推測期貨市場會比現貨市場提早反映市場新資訊的到達，因而可利用股價指數期貨達到避險效果，然而臺灣股價指數價格與期貨價格關係是否亦如此，則有進一步釐清的必要。

三、股價指數期貨波動性與現貨波動性領先落後關係的實證

Abhyankar(1995)發現英國股價指數期貨波動性與現貨波動性似乎不存在任何領先落後關係。Min and Najand(1999)指出韓國股票指數期貨波動性與現貨波動性有雙向因果關係。Tse(1999)指出 DJIA 期貨市場具有價格發現功能，而在波動性外溢方面，期貨市場領先現貨市場的情況較為顯著。莊忠柱(2000)發現臺灣股價指數與股價指數期貨除了存在同期相關外，兩市場報酬的波動性行為也呈現 GARCH 過程，臺灣股價指數與股價指數期貨市場也產生跨市場波動性外溢不對稱效果，即存在波動性反饋關係。綜觀之，股價指數波動性與期貨波動性間，多少存在著領先落後的關係。

四、Markov switching 模型的應用

Ramchand and Susmel(1998)利用 switching ARCH 模型探討主要股票市場間的波動性與交叉相關，發現當美國市場處於高波動狀態，美國與世界其他市場的相關係數平均比美國市場處於低波動狀態高出 2 到 3.5 倍。徐士勛與管中閔(2001)利用雙變量馬可夫轉換模型與紀卜斯抽樣法(Gibbs sampling)，研究 90 年代臺灣的景氣循環，發現臺灣在 1990 年後已經歷了兩次完整的景氣循環，第一個循環和經建會所公佈的第八波景氣循環相去不遠，而第二個循環則和經建會所公佈的第九波景氣循環完全一致。該研究也指出雙變量馬可夫轉換模型的確比單變量模型更能捕捉景氣循環的特性。林常青、洪茂蔚與管中閔(2002)利用 Gray(1996)的一般化狀態轉換模

型探討臺灣短期利率的行為，發現在不同狀態下的臺灣短期利率都呈現回歸長期水準現象，卻有兩種不同的動態行為。在政經事件頻傳的高波動期，利率的長期水準較高，條件期望值的收斂速度較快，而條件變異數較大，但為常數，所以利率波動性沒有水準效果，也沒有波動聚集的現象。在相對穩定的低波動期，利率的長期水準較低，條件期望值的收斂速度較慢，條件變異數仍沒有水準效果，但有波動聚集的現象，但波動的持續性低。黃仁德與林彥伶(2002)應用馬可夫轉換模型，發現台灣低失業率狀態的持續期間大於高失業率狀態的持續期間，而在 2002 年季失業率預測方面，失業率持續在高失業率狀態的機率超過 0.5，即使失業率有逐漸下降的趨勢，但幅度卻相當的小，高失業率狀態至少將延續到 2002 年底。Patrick(2002)應用狀態轉換模型捕捉美國金融危機與經濟大蕭條的正確時點，發現金融危機並不是從 1929 年股票市場崩盤開始，而是在 1930 年後期第一次銀行恐慌開始，而結束的時點是在 1934 年初期採行聯邦存款保險。由此可見，狀態轉換模型一方面允許參數隨時間而變，另一方面則使模型不會太過複雜，比一般傳統模型更具有廣泛適用性；因此利用狀態轉換模型配適臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬及波動性，將比傳統線性模型適合，更能捕捉台灣股價指數與股價指數期貨的報酬及波動性行為。

參、研究資料與方法

一、研究資料

由於日內資料雜訊過多，容易干擾狀態轉換模型的應用，因而以往文獻一般皆利用週資料或月資料居多，但週資料與月資料容易忽略市場交易所傳遞的訊息，因而本研究利用日資料為研究樣本。臺灣股價指數期貨契約以近月期期貨契約的交易最為活絡，因此本研究以近月期期貨為研究對象。在期貨到期前幾天，往往會有非理性交易行為產生，如到期日效果，因而本研究依莊忠柱(2000)的做法，在近月期期貨契約到期前 5 日立即以下一期期貨契約代替。本研究的研究樣本為 1999 年 1 月 5 日到 2003 年 12 月 31 日的每日加權股價指數調整股價與期貨收盤價，共有 1278 筆資料，取自然對數值，資料來自新報資料庫。

二、研究變數操作性定義

(一)市場報酬的衡量

本研究分別利用臺灣股價指數與股價指數期貨收盤價計算報酬，報酬定義為：

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$$

其中， R_t 為第 t 期的報酬， P_t 為第 t 期的收盤價， P_{t-1} 為第 $t-1$ 期的收盤價。

(二)市場波動性的衡量

總體經濟與財務金融資料有波動性叢聚(volatility clustering)現象，大波動往往伴隨著大波動，Engle(1982)率先提出 ARCH 模型，而 Bollerslev(1986)更將 ARCH 模型加入條件變異數的落後期，成為一般化自我迴歸條件異質變異數模型。一個 AR(m)-GARCH(p, q)模型可被設定為：

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = w + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p b_j h_{t-j}^2 = z_t' \Psi$$

其中， $z_t' = (1, \varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2, h_{t-1}^2, \dots, h_{t-p}^2)$ ， $\Psi = (w, a_1, \dots, a_q, b_1, \dots, b_p)'$ ， $p \geq 0$ ， $q \geq 0$ ， $w > 0$ ， $a_i \geq 0$ ($i=1, \dots, q$)， $b_j \geq 0$ ($j=1, \dots, p$)。

(三)高、低波動狀態

本文狀態的劃分係以變異數大小決定，變異數大者為高波動狀態；反之，則為低波動狀態。

三、一般化狀態轉換模型

由於 SWARCH 模型只允許不同狀態下的條件變異數呈某比例關係，無法完整地描述不同狀態下的條件變異數行為，若將 SWARCH 模型延用以描述更複雜的條件變異數，模型估計將會變得更困難。因此，利用 Gray(1996)的一般化狀態轉換模型，以加權平均的方式，將各狀態下每一期的條件期望值與條件變異數分別合併，避免 SWARCH 模型的困難。

Gray(1996)的一般化狀態轉換模型是以雙狀態、GARCH(1,1)為架構所推導而成，林常青、洪茂蔚與管中閔(2002)將此模型延伸為包含 K 狀態與 GARCH(p, q)的模型。令

$$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^m \beta_{ij} y_{t-j} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, K$$

其中， $\mu_{it} = E(y_t | \Phi_{t-1}, s_t = i)$ ， $\varepsilon_{it} = h_{it} z_t$ ， $h_{it}^2 = w_i + \sum_{j=1}^q a_{ij} \varepsilon_{it-j}^2 + \sum_{j=1}^p b_{ij} h_{it-j}^2$ ， $i = 1, \dots, K$ ，而 $h_t^2 = E[y_t^2 | \Phi_{t-1}] - E[y_t | \Phi_{t-1}]^2$ ， $\varepsilon_t = y_t - E[y_t | \Phi_{t-1}]$ ， $\text{var}(\varepsilon_t | \Phi_{t-1}, s_t = i) = h_{it}^2$ ，而 h_{it}^2 的參數 $(w_i, a_{i1}, \dots, a_{iq}, b_{i1}, \dots, b_{ip})'$ 均可隨狀態變數 $s_t = i (i = 1, \dots, K)$ 變動。

Gray(1996)將 h_t^2 與 ε_t 表示為：

$$\begin{aligned} h_t^2 &= (M_t \otimes M_t + H_t)' \Xi_{t|t-1} - [M_t' \Xi_{t|t-1}]^2 \\ \varepsilon_t &= y_t - [M_t' \Xi_{t|t-1}] \end{aligned} \quad (1)$$

其中， $\otimes$ 表示矩陣內相同位置的元素相乘(element-by-element product)， M_t 為 t 期各狀態條件期望值所組成的向量(第 i 個元素為 μ_{it})， H_t 為條件變異數所組成的向量(第 i 個元素為 h_{it}^2)， $\Xi_{t|t-1}$ 為預測機率所組成的向量(第 i 個元素為 $p_{it} = p(s_t = i | \Phi_{t-1})$ ，這是根據第 $t-1$ 期的資訊集合 Φ_{t-1} 所預測 $s_t = i$ 的機率)。因此，每期因狀態不同會產生 K 組不同的 h_{it}^2 與 ε_{it} ，根據(1)式，以預測機率為權數，利用加權平均的方式將之合併為一組 (h_t^2, ε_t) 作為未來 h_{it}^2 的解釋變數，故在 $t+1$ 期使用解釋變數時就不須考慮各種 h_{it}^2 與 ε_{it} 的組合及所對應的機率值，也不致造成模型過度的繁複。

當 s_t 的變動具有一階馬可夫性質，令 $p_{ij} = p(s_t = i | s_{t-1} = j)$ 表示 s_t 由狀態 j 移轉到狀態 i 的移轉機率(transition probability)，則狀態移轉機率矩陣(transition matrix) P 可表示為

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{K1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{K2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1K} & p_{2K} & \cdots & p_{KK} \end{bmatrix}$$

其中， $\sum_{i=1}^K p_{ij} = 1, \quad j = 1, \dots, K$ 。

令 η_t 表示 K 個不同狀態下 y_t 的條件密度函數，其第 i 個元素為 $f(y_t | \Phi_{t-1}, s_t = i)$ ，其中， Φ_{t-1} 仍表示到第 $t-1$ 期所有可獲得的資訊集合。 $f(y_t | \Phi_{t-1}, s_t = i)$ 乘上 $\Xi_{t|t-1}$ 的第 i 個元素成為 $f(y_t | \Phi_{t-1}, s_t = i) \cdot p(s_t = i | \Phi_{t-1}) = f(y_t, s_t = i | \Phi_{t-1})$ ，將不同的 $s_t = i$ 下的機率加總，即為

$$f(y_t | \Phi_{t-1}) = \sum_{i=1}^K f(y_t, s_t = i | \Phi_{t-1}) = \eta_t' \Xi_{t|t-1} \quad (2)$$

根據到第 t 期為止的資訊集合 Φ_t ， $s_t = i$ 的條件機率可表示成

$$p(s_t = i | \Phi_t) = f(y_t, s_t = i | \Phi_{t-1}) / f(y_t | \Phi_{t-1})$$

此機率即為當期機率 (filtering probability)，表示利用當期與過去的資訊集合 Φ_t 來估計 $s_t = i$ 的機率。所有當期機率所形成的向量為

$$\Xi_{t|t} = (\eta_t \otimes \Xi_{t|t-1})(\eta_t' \Xi_{t|t-1})^{-1} \quad (3)$$

其中，第 i 個元素為 $p(s_t = i | \Phi_t)$ 。因此可將預測機率表示為

$$\Xi_{t+1|t} = P \Xi_{t|t} = P(\eta_t \otimes \Xi_{t|t-1})(\eta_t' \Xi_{t|t-1})^{-1} \quad (4)$$

根據(1)式的 h_t^2 與 ε_t ，首先設定條件密度函數 η_t ，一但給定 $\Xi_{t|t-1}$ 的起始值，即可依據(2)與(3)式算出當期機率 $\Xi_{t|t}$ 與條件密度函數 $f(y_t | \Phi_{t-1})$ ，然後由(4)式得到預測機率¹。如此期迭代即可得到概似函數 $L = \sum_{t=1}^T \ln[f(y_t | \Phi_{t-1})]$ ，並以此作為參數估計的基礎。

除了預測機率與當期機率，同時需要計算狀態變數的全期機率 (smoothing probability)，即利用全部的樣本資訊 Φ_T 來估計 $s_t = i$ 的機率。根據 Kim(1994)，全期機率向量可表示為

$$\Xi_{t|T} = [(\eta_t \otimes \Xi_{t|t-1})(\eta_t' \Xi_{t|t-1})^{-1}] \otimes \{P'[\Xi_{t+1|T}(\div) \Xi_{t+1|t}]\}$$

其中， $(\div)$ 表示矩陣內相同位置的元素相除(element-by-element division)， $\Xi_{t|T}$ 的第 i 個元素為 $p(s_t = i | \Phi_T)$ 。因此只要算出 $\Xi_{t|T}$ ，即可利用上式求得

¹ 兩期後的預測機率可表為 $\Xi_{t+2|t} = P' \Xi_{t+1|t} = P'^2 \Xi_{t|t}$ ，依此類推，可得知 n 期後的預測機率為 $\Xi_{t+n|t} = P'^n \Xi_{t|t}$ 。

$\Xi_{T-1|T}$ ，如此往返迭代便可算出所有的全期機率值。

三、自我迴歸分配遞延模型

自我迴歸分配遞延模型最早由 Pesaran and Shin(1995, 2002)提出，用以解決不具有相同整合階次的序列變數之共整合檢定。當股價指數與股價指數期貨報酬具有自我迴歸分配遞延關係時，則 $ADL(p, q)$ 模型可被設定為

$$A(L)R_{S,t} = m + B(L)R_{F,t} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， $R_{S,t}$ 與 $R_{F,t}$ 分別為第 t 期股價指數與股價指數期貨的報酬， $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$ ， $B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q$ ， L 為落後運算子(lag operators)。將(5)式所有變數設為固定，則隱含長期均衡關係為

$$\overline{R_{S,t}} = \frac{m}{A(1)} + \frac{B(1)}{A(1)} \overline{R_{F,t}} \quad (6)$$

顯然地，上式係數估計值可從估計 ADL 關係而得，若上式右邊兩項和並未顯著異於 0，則此操作無義意，因此藉著檢定 $A(1)$ 與 $B(1)$ 是否為 0，則可檢定兩變數間的長期均衡關係。當 $A(1)$ 與 $B(1)$ 不為 0，表示股價指數報酬與期貨報酬序列存在長期均衡關係，即檢定虛無假設

$$H_0: A(1) = 0 \quad (\text{不存在長期均衡關係}) \quad (7)$$

與

$$H_0: B(1) = 0 \quad (\text{不存在長期均衡關係}) \quad (8)$$

當一般化動態向量自我迴歸(vector autoregressive, VAR)模型包含非定態變數且參數估計服從聯合漸近標準常態分配時，則檢定(7)與(8)式虛無假設的

檢定統計量為漸近 t 檢定統計量，分別為 $t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 + \dots + \hat{\alpha}_{p-1}}{\sqrt{Var(\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2 + \dots + \hat{\alpha}_p)}}$ 與 $t_\beta = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \dots + \hat{\beta}_q - 0}{\sqrt{Var(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \dots + \hat{\beta}_q)}}$ 。

此外，利用 $R_{S,t} = R_{S,t-1} + \Delta R_{S,t}$ 且 $R_{F,t} = R_{F,t-1} + \Delta R_{F,t}$ ，可得 $R_{S,t-i} = R_{S,t-1} + \sum_{j=1}^{i-1} \Delta R_{S,t-j}$ 與 $R_{F,t-i} = R_{F,t-1} + \sum_{j=1}^{i-1} \Delta R_{F,t-j}$ 。因而， $ADL(p, q)$ 模型可被改寫為

$$\Delta R_{S,t} = d[R_{S,t-1} - c - \gamma R_{F,t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} a_i \Delta R_{S,t-i} + \left[b_0 \Delta R_{F,t} - \sum_{i=1}^q b_i \Delta R_{F,t-i} \right] + \varepsilon_t$$

其中， $d = -A(1)$ ， $c = m/A(1)$ ， $\gamma = B(1)/A(1)$ ， $a_i = \sum_{j=i+1}^p \alpha_j$ ， $b_i = \sum_{j=i+1}^q \alpha_j$ ， $b_0 = \beta_0$ ，

顯然此為一誤差修正模型 (error correction model)，即當期 $R_{S,t}$ 的變動由三項所構成，第一項為 $R_{S,t-1}$ 對應於 $R_{F,t-1}$ 偏離均衡值偏差的部分修正項，第二項為 $R_{S,t}$ 落後期的短期動態影響，第三項為 $R_{F,t}$ 當期與落後期的短期動態影響。因此，檢定股價指數報酬是否受到本身落後第 i 期的短期動態影響，其虛無假設為

$$H_0: a_i = \alpha_{i+1} + \alpha_{i+2} + \cdots + \alpha_p = 0 \quad (9)$$

而檢定股價指數報酬是否受到股價指數期貨當期與落後第 i 期的短期動態影響，其虛無假設為

$$H_0: b_0 = \beta_0 = 0 \text{ 與 } b_i = \beta_{i+1} + \beta_{i+2} + \cdots + \beta_p = 0 \quad (10)$$

若在 ADL 模型中忽略與被解釋變數有相關的變數，則估計出的參數係數會有偏誤，干擾項的變異數會有高估情形，因而傳統推論過程將不具正確性；反之，若加入多餘的無相關變數，上述情況並不會發生。Bentzen and Engsted (2001)發現迴歸模型出現非定態變數時，一般的統計推論將會無效，因此可利用 ADL 模型來解決此問題。當以股價指數報酬為自變數，期貨報酬為依變數時，(5)式將變成

$$R_{F,t} = \frac{m}{A(L)} + \frac{B(L)}{A(L)} R_{S,t} + \varepsilon_{F,t} \quad (11)$$

同理，也可檢定期貨報酬與股價指數報酬序列是否存在長期均衡關係。如將(5)式中的報酬以波動性替代，則也可檢定股價指數波動性與期貨波動性序列是否存在長期均衡關係。

肆、實證結果分析

一、臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列基本敘述統計量分析

表 1 為臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列基本敘述統計量。由表 1 可得知，臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列的 Jarque-Bera 檢定統計

量分別為 50.1609 與 155.82，在 5% 顯著水準下皆否定其為常態分配，其中部分可歸因於序列動差的跨時相依性(intertemporal dependence)。Ljung-Box Q 檢定統計量可用來檢定報酬序列的線性跨時相依性，臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列落後 12 期的 Ljung-Box Q 檢定統計量分別為 17.3759 與 16.7077，在 5%顯著水準下皆未達顯著，即臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列未存在線性跨時相依；又利用 Ljung-Box Q 檢定統

表 1 臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列基本敘述統計量

R _{S,t} (股價指數報酬)			R _{F,t} (股價指數期貨報酬)		
平均數	-0.0034		平均數	-0.0027	
標準差	1.7865		標準差	2.0412	
偏態	0.0656		偏態	0.0527	
峰度	3.9620		峰度	4.7080	
Jarque-Bera	50.1609*		Jarque-Bera	155.8200*	
LB Q (12)	17.3759		LB Q (12)	16.7077	
LB Q ² (12)	171.4956*		LB Q ² (12)	214.4790*	
落後期數	ACF	PACF	落後期數	ACF	PACF
1	0.071	0.071	1	-0.051	-0.051
2	0.043	0.038	2	0.056	0.053
3	0.055	0.050	3	0.054	0.060
4	-0.017	-0.026	4	-0.018	-0.015
5	0.003	0.002	5	-0.008	-0.016
6	-0.027	-0.029	6	-0.006	-0.009

註：1. LB Q²(12)為序列平方落後 12 期的 Ljung-Box Q 檢定統計量。
2. *表在 5%顯著水準下，呈現顯著。

計量檢定報酬平方序列，發現臺灣股價指數與股價指數期貨報酬平方序列落後 12 期的 Ljung-Box Q 檢定統計量分別為 171.4956 與 214.479，在 5% 顯著水準下，皆呈現顯著，顯示臺灣股價指數與股價指數期貨報酬平方序列存在非線性相依，非線性相依部分來自條件異質變異數，即較大價格變動伴隨著同方向較大價格變動。此外，臺灣股價指數報酬序列落後 1 階的 ACF 與 PACF 相對較大，期貨報酬序列落後 1 階的 ACF 與落後 1 階到落後 3 階的 PACF 相對也較大。本研究沿襲 Tsay and Tiao (1984) 利用擴充自我相關函數 (extended autocorrelation function, EACF) 設定 ARMA 過程的階數，表 2 為臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列的樣本 EACF 與簡

化 EACF 表。由表 2 中的簡化 EACF 表可得知，臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列的“o”的三角型態左上方頂點分別位於 $(p,q)=(1,0)$ 與 $(p,q)=(2,0)$ 處，因此 EACF 建議臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列分別可配適 AR(1)與 AR(2)過程，此與表 1 中樣本 PACF 建議配適的階數是一樣的。

二、高低波動狀態下的臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬與波動性行為

根據 Tsay and Tiao (1984) 的 EACF，可配適臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列分別為 AR(1)過程與 AR(2)過程。本研究根據

表 2 臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列的樣本 EACF 與簡化 EACF 表

	股價指數報酬							股價指數期貨報酬						
(a)樣本擴充自我相關函數														
AR (p)	MA (q)													
	0	1	2	3	4	5	6	0	1	2	3	4	5	6
0	0.059	0.065	0.068	0.063	0.061	0.059	0.012	0.064	0.071	0.084	0.102	0.123	0.086	0.063
1	0.051	0.048	0.023	0.014	-0.001	0.012	0.063	0.065	0.074	0.086	0.081	0.073	0.069	0.60
2	0.083	0.032	0.019	0.011	-0.005	0.000	0.012	0.053	0.045	0.020	0.021	-0.001	0.030	0.021
3	0.095	0.065	0.021	-0.036	0.000	0.011	0.027	0.060	0.023	-0.01	0.032	0.051	0.031	0.005
4	0.126	0.076	0.061	0.026	-0.012	0.003	0.034	0.075	0.071	0.016	0.012	0.010	-0.001	0.001
5	0.092	0.957	0.087	0.064	0.001	0.009	0.021	0.076	0.075	0.065	-0.005	0.011	0.011	0.019
6	0.069	0.066	0.069	0.109	0.071	0.000	-0.012	0.079	0.072	0.073	0.067	-0.006	-0.006	0.021
(b)簡化 EACF 表														
AR (p)	MA (q)													
	0	1	2	3	4	5	6	0	1	2	3	4	5	6
0	*	*	*	*	*	*	o	*	*	*	*	*	*	o
1	o	o	o	o	o	o	o	*	*	*	*	*	*	*
2	*	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o	o
3	*	*	o	o	o	o	o	*	o	o	o	o	o	o
4	*	*	*	o	o	o	o	*	*	o	o	o	o	o
5	*	o	*	*	o	o	o	*	*	*	o	o	o	o
6	*	*	*	*	*	o	o	*	*	*	*	o	o	o

註：*(o)代表相對於 AR(p)與 MA(q)的 EACF 絕對值不小於(小於)EACF 的兩倍標準誤 $0.056(=2/(1277)^{0.5})$ 。

Engle(1982)提出的拉氏乘數檢定量(Lagrange multiplier test) 檢定殘差序列是否服從一 ARCH 過程，發現拉氏乘數檢定量分別為 97.89 與 112.21，在 5%顯著水準下，皆分別大於其臨界值 $7.815(=\chi^2_{3,0.05})$ 與 $9.488(=\chi^2_{4,0.05})$ ，其中自由度等於殘差的自我迴歸階數，乃依據 AIC 與 SBC 值的最小值

表 3 臺灣股價指數與股價指數期貨模型係數估計與檢定：
AR(m)-GARCH(1,1)模型

股價指數：AR(1)-GARCH(1,1)			股價指數期貨：AR(2)-GARCH(1,1)		
參數	估計值	p-值	參數	估計值	p-值
α	0.0456	0.3194	α	0.0523	0.3126
β_1	0.0729*	0.0183	β_1	-0.0271	0.3876
—	—	—	β_2	0.0677*	0.0208
w	0.0925**	0.0093	w	0.1603**	0.0000
a_1	0.0840**	0.0000	a_1	0.0963**	0.0000
b_1	0.8877**	0.0000	b_1	0.8664**	0.0000
log-likelihood 值		-2493	log-likelihood 值		-2639
模型診斷					
$E[(\varepsilon_t/h_t)]$		-0.0441	$E[(\varepsilon_t/h_t)]$		-0.0325
$E[(\varepsilon_t/h_t)^2]$		1.4937	$E[(\varepsilon_t/h_t)^2]$		1.0008
(ε_t/h_t) 的 Q(12)		7.5479	(ε_t/h_t) 的 Q(12)		3.9215
$(\varepsilon_t/h_t)^2$ 的 Q(12)		8.5159	$(\varepsilon_t/h_t)^2$ 的 Q(12)		12.2400

註：1. Q(12)為序列落後 12 期的 Ljung-Box Q 檢定統計量。
2. **與*分別表在 1%與 5%顯著水準下，呈現顯著。

而定，因而可知臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列需分別配適 ARCH 過程。根據 Bollerslev(1987)、Akgiray(1989)、Baillie and DeGennaro (1990)、Lamoureux and Lastrapes (1990b)、Najand and Yung(1994)與 Abhyankar (1995)等皆認為 GARCH(1,1)模型已能捕捉金融資產價格時間序列具有條件異質變異數的特性，因而本研究分別利用 AR(1)-GARCH(1,1)與 AR(2)-GARCH(1,1)模型，配適臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬與波動性行為。表 3 為臺灣股價指數與股價指數期貨的 AR(m)-GARCH (1,1)模型，當狀態分為高低波動時，表 4 至表 6 分別條件平均報酬隨狀態變數轉換模型、條件變異數隨狀態變數轉換模型與一般化狀態轉換模型的係數估計與檢定結果。比較各模型的最大概似函數值，得知臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列皆以具有高低波動狀態的一般化狀態轉換模型為最大，因而本文先利用具有高低波動狀態的一般化狀態轉換模型，分別捕捉臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬與波動性行為。

表 4 條件平均報酬隨狀態轉換模型的係數估計與檢定

股價指數			股價指數期貨期貨		
參數	估計值	t 統計量	參數	估計值	t 統計量
α_1	0.0813	1.7215	α_1	0.0118	0.2353
α_2	-1.3691**	-11.6495	α_2	-0.0397	-0.3665
β_{11}	-0.9630**	-30.5817	β_{11}	0.0357	1.0115
β_{12}	-0.3731**	-5.3250	β_{12}	-1.0387**	-26.8649
—	—	—	β_{21}	0.0430	1.0791
—	—	—	β_{22}	-1.0577**	-25.3301
w	0.0102	0.2637	w	0.0000	0.0000
a_1	0.0389**	2.5905	a_1	0.0000	0.0000
b_1	0.8989**	40.9764	b_1	0.9994**	741.5180
p_{11}	0.9654**	74.7072	p_{11}	0.9864**	144.5438
p_{22}	0.3766**	3.2820	p_{22}	0.9828**	121.7643
R_1	0.0235	—	R_1	0.0897	—
R_2	-2.6799	—	R_2	-0.1375	—
σ_1^2	3.1457	—	σ_1^2	2.2529	—
σ_2^2	6.0473	—	σ_2^2	6.7229	—
log-likelihood 值	-2468		log-likelihood 值	-2625	
模型診斷					
AIC 值	4954.5267		AIC 值	5272.2901	
SBC 值	5000.8901		SBC 值	5328.9478	
Wald 檢定統計量	7.644(0.00)		Wald 檢定統計量	5353(0.00)	
$E[(\varepsilon_t/h_t)]$	0.0051		$E[(\varepsilon_t/h_t)]$	0.0023	
$E[(\varepsilon_t/h_t)^2]$	0.9617		$E[(\varepsilon_t/h_t)^2]$	0.6551	
(ε_t/h_t) 的 Q(12)	5.5884		(ε_t/h_t) 的 Q(12)	10.2900	
$(\varepsilon_t/h_t)^2$ 的 Q(12)	13.0870		$(\varepsilon_t/h_t)^2$ 的 Q(12)	173.62*	

註：1. p_{11} 與 p_{22} 為狀態轉換機率；Wald 檢定統計量的括號內表示 p-值。

2. Q(12)為序列落後 12 期的 Ljung-Box Q 檢定統計量。

3. **與*分別表在 1%與 5%顯著水準下，呈現顯著。

表 6 為一般化狀態轉換模型的係數估計與檢定結果。在 5%顯著水準下，臺灣股價指數與期貨標準化衝擊平均數並未顯著異於 0，標準化衝擊變異數並未顯著異於 1。此外，除了股價指數期貨標準化衝擊平方的 Liung-Box Q 檢定統計量呈現顯著外，臺灣股價指數標準化衝擊與標準化衝擊平方的 Liung-Box Q 檢定統計量皆未呈現顯著序列相關，由模型診斷，

表 5 條件變異數隨狀態轉換模型的係數估計與檢定

股價指數			股價指數期貨		
參數	估計值	t 統計量	參數	估計值	t 統計量
α	0.0392	0.8879	α	0.0287	0.6310
β_1	-0.9343**	-30.7092	β_1	0.0417	1.5158
—	—	—	β_2	-1.0392**	-35.3859
w_1	0.7877	1.5580	w_1	0.6278	1.4245
w_2	0.7503	1.4038	w_2	0.5223	1.3723
a_{11}	0.0000	0.0000	a_{11}	0.0536	1.6674
a_{21}	0.0480	1.3817	a_{21}	0.0681	1.3091
b_{11}	0.2724	0.9223	b_{11}	0.8882**	12.8105
b_{21}	0.8507**	8.1231	b_{21}	0.5301*	2.2737
p_{11}	0.9537**	35.7432	p_{11}	0.9889**	133.8272
p_{22}	0.9800**	71.4653	p_{22}	0.9804**	77.4644
R_1	0.1259	—	R_1	-0.0361	—
R_2	-0.0525	—	R_2	0.0973	—
σ_1^2	1.1829	—	σ_1^2	4.9069	—
σ_2^2	3.9214	—	σ_2^2	1.4898	—
log-likelihood 值	-2485		log-likelihood 值	-2604	
模型診斷					
AIC 值	4991.1518		AIC 值	5230.2788	
SBC 值	5042.6667		SBC 值	5286.9365	
Wald 檢定統計量	851(0.00)		Wald 檢定統計量	3225(0.00)	
$E[(\varepsilon_t/h_t)]$	-0.0299		$E[(\varepsilon_t/h_t)]$	-0.0173	
$E[(\varepsilon_t/h_t)^2]$	1.0015		$E[(\varepsilon_t/h_t)^2]$	0.9873	
(ε_t/h_t) 的 Q(12)	7.9788		(ε_t/h_t) 的 Q(12)	5.5412	
$(\varepsilon_t/h_t)^2$ 的 Q(12)	13.7230		$(\varepsilon_t/h_t)^2$ 的 Q(12)	14.4420	

註：1. p_{11} 與 p_{22} 為狀態轉換機率；Wald 檢定統計量的括號內表示 p-值。

2. Q(12)為序列落後 12 期的 Ljung-Box Q 檢定統計量。

3. **與*分別表在 1%與 5%顯著水準下，呈現顯著。

可知模型配適良好。由表 6 可得知，在 5%顯著水準下，臺灣股價指數與股價指數期貨的 Wald 檢定統計量皆呈現顯著，即臺灣股價指數與股價指數期貨條件平均報酬與條件變異數同時為具有馬可夫性質的狀態轉換模型。狀態 1 的臺灣股價指數與股價指數期貨變異數分別為 3.1184 與 7.598，而狀態 2 的臺灣股價指數與股價指數期貨變異數分別為 5.811 與 2.9985。

在 5%顯著水準下，臺灣股價指數的波動性僅在低波動狀態呈現顯著的 GARCH 過程，而無論在高低波動狀態，臺灣股價指數期貨的波動行為皆呈現顯著的 GARCH 過程。低波動狀態的臺灣股價指數與股價指數期貨平均報酬分別為 0.0471 與 0.1468；高波動狀態的臺灣股價指數與股價指數期貨平均報酬分別為-2.4608 與-0.4442。臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列的一般化狀態轉換模型移轉機率矩陣分別為

$$P_S = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.9387 & 0.0613 \\ 0.7131 & 0.2869 \end{bmatrix}$$

$$P_F = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.9408 & 0.0592 \\ 0.0353 & 0.9647 \end{bmatrix}$$

利用移轉機率矩陣可求出臺灣股價指數報酬序列的穩態機率分別為 $\pi_{S1} = 0.9208$ 與 $\pi_{S2} = 0.0792$ ，因此，臺灣股價指數報酬序列的低波動狀態平均存續時間為 $1/\pi_{S2} \approx 12.626$ 日，高波動狀態的平均存續時間為 $1/\pi_{S1} \approx 1.086$ 日。臺灣股價指數期貨報酬序列的穩態機率分別為 $\pi_{F1} = 0.3735$ 與 $\pi_{F2} = 0.6265$ ，因此，臺灣股價指數期貨的低波動狀態平均存續時間為 $1/\pi_{F1} \approx 2.677$ 日，高波動狀態的平均存續時間為 $1/\pi_{F2} \approx 1.596$ 日。

本文發現狀態分為高低兩波動狀態的一般化狀態轉換模型為一較佳配適模型後，因而先利用一般化狀態轉換模型捕捉臺灣股價指數與股價指數期貨報酬與報酬波動性的行為後，再進一步利用 ADL 模型，分別探討臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬對報酬與波動性對波動性的長期均衡關係與短期動態關係。

三、臺灣股價指數與股價指數期貨報酬對報酬與波動性對波動性的長期均衡關係

(一)臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬的長期均衡關係

藉著 ADL 模型，分別利用臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬為依變數時，表 7 為臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬的縮減 ADL 模型檢定結果。藉由概似比(likelihood ratio)檢定一般化 ADL 模型到簡單 ADL 模型，無論利用臺灣股價指數報酬或股價指數期貨報酬為依變數，可知 ADL(2,2)模型皆為較佳的配適模型。

表 6 一般化狀態轉換模型的係數估計與檢定

股價指數			股價指數期貨		
參數	估計值	t 統計量	參數	估計值	t 統計量
α_1	0.1147*	2.2240	α_1	-0.2293*	-2.3577
α_2	-1.3326**	-13.9074	α_2	0.1017*	2.0286
β_{11}	-0.9665**	-31.0109	β_{11}	0.1698**	2.8670
β_{12}	-0.4771**	-6.0613	β_{12}	-0.9375**	-16.9745
—	—	—	β_{21}	-0.0225	-0.5904
—	—	—	β_{22}	-1.0969**	-29.4102
w_1	0.0000	0.0000	w_1	0.4292	1.6334
w_2	0.0948	0.0301	w_2	0.0000	0.0000
a_{11}	0.0000	0.0000	a_{11}	0.0103	0.2850
a_{21}	1.0000	1.8403	a_{21}	0.0063	0.5120
b_{11}	0.8528**	6.5733	b_{11}	0.9999**	11.0185
b_{21}	1.0000	0.6892	b_{21}	0.8893**	19.4013
p_{11}	0.9387**	49.7241	p_{11}	0.9408**	24.7300
p_{22}	0.2869**	3.1206	p_{22}	0.9647**	44.7315
R_1	0.0471	—	R_1	-0.4442	—
R_2	-2.4608	—	R_2	0.1468	—
σ_1^2	3.1184	—	σ_1^2	7.5980	—
σ_2^2	5.8110	—	σ_2^2	2.9985	—
log-likelihood 值		-2463	log-likelihood 值		-2596
模型診斷					
AIC 值		4951.1773	AIC 值		5221.014
SBC 值		5012.9952	SBC 值		5293.1239
Wald 統計量		4.984(0.025)	Wald 統計量		267(0.00)
$E[(\varepsilon_t / h_t)]$		0.0048	$E[(\varepsilon_t / h_t)]$		0.0108
$E[(\varepsilon_t / h_t)^2]$		0.8776	$E[(\varepsilon_t / h_t)^2]$		0.9830
(ε_t / h_t) 的 Q(12)		5.2766	(ε_t / h_t) 的 Q(12)		3.4846
$(\varepsilon_t / h_t)^2$ 的 Q(12)		13.7220	$(\varepsilon_t / h_t)^2$ 的 Q(12)		50.1560**

註：1. P_{11} 與 P_{22} 為狀態轉換機率；Wald 檢定統計量的括號內表示 p-值。

2. Q(12)為序列落後 12 期的 Ljung-Box Q 檢定統計量。

3. **與*分別表在 1%與 5%顯著水準下，呈現顯著。

表 7 臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬縮減 ADL 模型檢定

股價指數報酬					
步驟	多餘的變數	迴歸標準差	概似比	$\bar{R}^2$	SBC 值
0		0.1138		0.5197	-1.26
1	R_S (-21 to -24), R_F (-21 to -24)	0.1137	4.61	0.5211	-1.31
2	R_S (-17 to -20), R_F (-17 to -20)	0.1146	27.09	0.5132	-1.33
3	R_S (-13 to -20), R_F (-13 to -20)	0.1145	33.34	0.5140	-1.37
4	R_S (-9 to -20), R_F (-9 to -20)	0.1144	40.00	0.5146	-1.41
5	R_S (-5 to -20), R_F (-5 to -20)	0.1141	41.24	0.5172	-1.45
6	R_S (-3, -4), R_F (-3, -4)	0.1145	1.91	0.5125	-1.47

股價指數期貨報酬					
步驟	多餘的變數	迴歸標準差	概似比	$\bar{R}^2$	SBC 值
0		0.1340		0.5400	-0.94
1	R_S (-21 to -24), R_F (-21 to -24)	0.1339	6.26	0.5407	-0.98
2	R_S (-17 to -20), R_F (-17 to -20)	0.1344	19.78	0.5362	-1.01
3	R_S (-13 to -20), R_F (-13 to -20)	0.1342	24.42	0.5375	-1.05
4	R_S (-9 to -12), R_F (-9 to -12)	0.1345	8.33	0.5342	-1.09
5	R_S (-5 to -8), R_F (-5 to -8)	0.1346	9.01	0.5324	-1.12
6	R_S (-3, -4), R_F (-3, -4)	0.1349	8.02	0.5292	-1.14

註：1. R_S 表示股價指數報酬， R_F 表示股價指數期貨報酬。

2. $\bar{R}^2$ 表示調整後相關係數。

表 8 為分別利用臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬為依變數的 ADL 模型係數估計與檢定結果。依(7)式與(8)式，可檢定臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬序列的長期均衡關係。表 9 為臺灣股價指數與股價指數期貨報酬動態性關係檢定結果。由表 9 可得知，當臺灣股價指數報酬為依變數時， $A(1)$ 的 t 檢定統計量為-0.8468，在 5%顯著水準下，呈現顯著，而 $B(1)$ 的 t 檢定統計量為-0.0151，並不呈現顯著；當臺灣股價指數期貨報酬為依變數時， $A(1)$ 的 t 檢定統計量為-0.7504，在 5%顯著水準下，呈現顯著，而 $B(1)$ 的 t 檢定統計量為-0.0420，並不呈現顯著。由此可見，當市場分為高低兩波動狀態時，在 5%顯著水準下，臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列也存在著長期均衡關係，此與莊忠柱(2000)發現臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬存在著長期均衡關係一致。

表 8 臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬 ADL 模型係數估計與檢定

依變數				股價指數期貨報酬：ADL(2, 2)			
參數	估計值	標準誤	p-值	參數	估計值	標準誤	p-值
m	0.0104**	0.0032	0.0010	m	-0.0213**	0.0039	0.0000
α_1	0.1958**	0.0323	0.0000	α_1	0.1782**	0.0423	0.0000
α_2	-0.0426	0.0297	0.1519	α_2	0.0714	0.0502	0.1557
β_0	0.5652**	0.0268	0.0000	β_0	0.8204**	0.0379	0.0000
β_1	-0.1298**	0.0272	0.0000	β_1	-0.1663**	0.0543	0.0023
β_2	0.1147**	0.0352	0.0013	β_2	0.1243**	0.0444	0.0052
log-likelihood 值				log-likelihood 值			
-947.6403				-710.3976			
模型診斷							
R^2		0.5085		R^2		0.5038	
$\bar{R}^2$		0.5065		$\bar{R}^2$		0.5019	
迴歸標準誤		0.1152		迴歸標準誤		0.1388	
殘差平方和		16.8187		殘差平方和		24.4142	
Durbin-Watson		2.0032		Durbin-Watson		1.9959	
殘差項分析							
落後期數		ACF	PACF	落後期數		ACF	PACF
1		-0.002	-0.002	1		0.002	0.002
2		0.001	0.001	2		-0.008	-0.008
3		-0.027	-0.027	3		0.030	0.030
4		0.014	0.014	4		0.022	0.022
5		-0.017	-0.016	5		0.015	-0.014
6		-0.002	-0.003	6		0.021	0.020

註：1. **與*分別表在 1%與 5%顯著水準下，呈現顯著。

2. R^2 表示相關係數； $\bar{R}^2$ 表示調整後相關係數。

3. 此報酬序列為配適一般化狀態轉換模型所得出。

(二)臺灣股價指數波動性與股價指數期貨波動性的長期均衡關係

藉著 ADL 模型，分別利用臺灣股價指數波動性與股價指數期貨波動性為依變數時，表 10 為臺灣股價指數波動性與股價指數期貨波動性的縮減 ADL 模型檢定結果。藉由概似比檢定一般化 ADL 模型到簡單 ADL 模型，可知分別以臺灣股價指數波動性與股價指數期貨波動性為依變數時，ADL(1,6)與 ADL(4,0)模型分別為較佳的配適模型。表 11 為分別利用臺灣股價指數波動性與股價指數期貨波動性為依變數的 ADL 模型係數估計與檢定結果。仿(7)式與(8)式，可檢定臺灣股價指數波動性與股價指數期貨波

動性序列的長期均衡關係。表 12 臺灣股價指數與股價指數期貨波動性動態性關係檢定結果。由表 12 得知，當臺灣股價指數波動性為依變數時， $A(1)$ 與 $B(1)$ 的 t 檢定統計量分別為 0.8478 與 -0.9742，在 5%顯著水準下，皆呈現顯著；當以臺灣股價指數期貨波動性為依變數時， $A(1)$ 與 $B(1)$ 的 t 檢定統計量分別為 1.5388 與 -0.9742，在 5%顯著水準下，也皆呈現顯著，顯然的，臺灣股價指數波動性與股價指數期貨波動性序列存在著長期均衡關係。由此可見，當市場分為高低兩波動狀態時，在 5%顯著水準下，臺灣股價指數與股價指數期貨波動性序列存在著長期均衡關係。

表 9 臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬動態性關係

依變數		股價指數報酬：ADL(2, 2)		股價指數期貨報酬：ADL(2, 2)			
長期均衡關係							
參數	估計值	標準誤	p-值	參數	估計值	標準誤	p-值
A(1)	-0.8468	0.0410	0.000	A(1)	-0.7504	0.0664	0.0000
B(1)	-0.0151	0.0419	0.3594	B(1)	-0.0420	0.03520	0.1171
短期動態關係							
參數	估計值	標準誤	p-值	參數	估計值	標準誤	p-值
a_1	0.1958**	0.0323	0.0000	a_1	0.1782**	0.0423	0.0000
b_0	0.5652**	0.0268	0.0000	b_0	0.8204**	0.0379	0.0000
b_1	0.1147**	0.0352	0.0013	b_1	0.1243**	0.0444	0.0052

註：**與*分別表在 1%與 5%顯著水準下，呈現顯著。

四、臺灣股價指數與股價指數期貨的報酬與波動性的短期動態關係

(一)臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬的短期動態關係

依(9)與(10)式，可檢定臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬的短期動態關係，由表 9 可得知，當臺灣股價指數報酬為依變數時， a_1 、 b_0 與 b_1 的係數估計值分別為 0.1958、0.5652 與 0.1147，在 5%顯著水準下，皆呈現顯著，即臺灣股價指數報酬受到本身落後 1 期與期貨當期、落後 1 期報酬顯著的影響，因此，臺灣股價指數期貨報酬領先股價指數報酬。臺灣股價指數期貨報酬為依變數時，由表 9 可得知，當臺灣股價指數報酬為依變數時， a_1 、 b_0 與 b_1 的係數估計值分別為 0.1782、0.8204 與 0.1243，在 5%顯著水準下，皆呈現顯著，即臺灣股價指數期貨報酬受到本身落後 1 期與臺灣股價指數當期、落後 1 期報酬的正向影響，因此，臺灣股價指數報酬領先股價指數期貨報酬。由此可知，臺灣股價指數報酬與股價指數

表 10 臺灣股價指數與股價指數期貨波動性縮減 ADL 模型檢定

股價指數波動性					
步驟	多餘的變數	迴歸標準差	概似比	$\bar{R}^2$	SBC 值
0		0.4502		0.9531	1.49
1	h_S^2 (-21 to -24), h_F^2 (-21 to -24)	0.4502	8.06	0.9532	1.45
2	h_S^2 (-17 to -20), h_F^2 (-17 to -20)	0.4523	10.16	0.9526	1.42
3	h_S^2 (-13 to -16), h_F^2 (-13 to -16)	0.4538	19.72	0.9521	1.38
4	h_S^2 (-9 to -16), h_F^2 (-9 to -16)	0.4535	26.25	0.9522	1.34
5	h_S^2 (-7, -8), h_F^2 (-7, -8)	0.4551	8.23	0.9516	1.33
6	h_S^2 (-2 to -6)	0.4559	8.84	0.9513	1.32
股價指數期貨波動性					
步驟	多餘的變數	迴歸標準差	概似比	$\bar{R}^2$	SBC 值
0		0.1905		0.9935	-0.23
1	h_S^2 (-21 to -24), h_F^2 (-21 to -24)	0.1906	9.50	0.9935	-0.27
2	h_S^2 (-17 to -20), h_F^2 (-17 to -20)	0.1911	8.98	0.9935	-0.31
3	h_S^2 (-13 to -16), h_F^2 (-13 to -16)	0.1910	7.48	0.9935	-0.35
4	h_S^2 (-9 to -12), h_F^2 (-9 to -12)	0.1910	11.03	0.9935	-0.39
5	h_S^2 (-5 to -8), h_F^2 (-5 to -8)	0.1905	3.49	0.9935	-0.43
6	h_S^2 (-1 to -4)	0.1906	6.89	0.9936	-0.49

註：1. h_S^2 表示股價指數波動性， h_F^2 表示股價指數期貨波動性。
2. $\bar{R}^2$ 表示調整後相關係數。

期貨報酬存在同期正相關，且臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬互有領先，但臺灣股價指數報酬對股價指數期貨報酬的影響相對較大，因此，當市場分為高低兩波動狀態時，臺灣股價指數報酬對股價指數期貨報酬的領先關係較為強烈，此結果與黃玉娟與除守德(1997)發現摩根台股指數對摩根台股指數期貨的報酬領先關係較為強烈是一致的、且與莊忠柱(2000)發現臺灣股價指數報酬領先股價指數期貨報酬是不一致的。

(二)臺灣股價指數波動性與股價指數期貨波動性的短期動態關係

仿(9)與(10)式，可檢定臺灣股價指數波動性與股價指數期貨波動性的短期動態關係，由表 10 可得知，當臺灣股價指數波動性為依變數時， b_0 、 b_1 與 b_2 的係數估計值分別為 0.9940、0.4209 與-0.4428，在 5%顯著水準下，皆呈現顯著，但 b_3 、 b_4 與 b_5 的係數估計值分別為 0.1884、0.0091 與-0.0125，

表 11 臺灣股價指數與股價指數期貨波動性 ADL 模型係數估計與檢定

應變數				股價指數波動性：ADL(1, 6)				股價指數期貨波動性：ADL(4, 0)			
參數	估計值	標準誤	p-值	參數	估計值	標準誤	p-值	參數	估計值	標準誤	p-值
m	0.0461	0.0593	0.4375	m	0.0407**	0.0113	0.0003	m	0.0407**	0.0113	0.0003
α_1	0.8478**	0.0556	0.0000	α_1	1.5388**	0.0444	0.0000	α_1	1.5388**	0.0444	0.0000
β_0	0.9940**	0.1257	0.0000	α_2	-0.5992**	0.0720	0.0000	α_2	-0.5992**	0.0720	0.0000
β_1	-1.3951**	0.2250	0.0000	α_3	0.2308**	0.0643	0.0003	α_3	0.2308**	0.0643	0.0003
β_2	0.8637**	0.2156	0.0001	α_4	-0.1841**	0.0375	0.0000	α_4	-0.1841**	0.0375	0.0000
β_3	-0.6312	0.2449	0.0585	β_0	0.0053	0.0062	0.3953	β_0	0.0053	0.0062	0.3953
β_4	0.1793	0.2561	0.2569		—	—	—		—	—	—
β_5	0.0216	0.2010	0.5144		—	—	—		—	—	—
β_6	-0.0125	0.0990	0.8998		—	—	—		—	—	—
log-likelihood 值				-1189.603	log-likelihood 值				-305.2476		
模型診斷											
R^2				0.9103	R^2				0.9836		
$\bar{R}^2$				0.9098	$\bar{R}^2$				0.9735		
迴歸標準誤				0.6201	迴歸標準誤				0.1908		
殘差平方和				484.4505	殘差平方和				46.0329		
Durbin-Watson				2.1157	Durbin-Watson				2.0128		
殘差項分析											
落後期數			ACF	PACF	落後期數			ACF	PACF		
1			0.018	0.018	1			0.008	0.008		
2			0.046	0.046	2			0.014	0.014		
3			-0.069	-0.071	3			0.008	0.007		
4			-0.015	-0.015	4			-0.012	-0.013		
5			0.004	0.011	5			-0.010	-0.010		
6			0.033	0.030	6			0.030	0.031		

註：1. **與*分別表在 1%與 5%顯著水準下，呈現顯著。

2. R^2 表示相關係數； $\bar{R}^2$ 表示調整後相關係數。

在 5%顯著水準下，皆呈現不顯著，即臺灣股價指數波動性受到股價指數期貨波動性當期、落後 1 期與落後 2 期的影響，因此，臺灣股價指數期貨波動性領先股價指數波動性；而臺灣股價指數期貨波動性為依變數時，由表 10 可得知， α_1 與 α_3 的係數估計值分別為 -0.5525 與 -0.1841，在 5%顯著水準下，皆呈現顯著，而 α_2 與 b_0 的係數估計值分別為 0.0467 與 0.0053，在 5%顯著水準下，皆呈現不顯著，即臺灣股價指數期貨波動性祇受到本身落後

表 12 臺灣股價指數與股價指數期貨波動性動態性關係

應變數		股價指數波動性：ADL(1, 6)		股價指數期貨波動性：ADL(4, 0)			
長期均衡關係							
參數	估計值	標準誤	p-值	參數	估計值	標準誤	p-值
A(1)	0.8478**	0.0556	0.0000	A(1)	1.5388**	0.0444	0.0000
B(1)	-0.9742**	0.1285	0.0000	B(1)	-0.9742**	0.03520	0.0000
短期動態關係							
參數	估計值	標準誤	p-值	參數	估計值	標準誤	p-值
b_0	0.9940**	0.1257	0.0000	a_1	-0.5525**	0.0447	0.0000
b_1	0.4209**	0.1278	0.0000	a_2	0.0467	0.0384	0.0111
b_2	-0.4428**	0.1385	0.0006	a_3	-0.1841**	0.0375	0.0000
b_3	0.1884	0.1486	0.1020	b_0	0.0053	0.0062	0.3953
b_4	0.0091	0.1361	0.4721	—	—	—	—
b_5	-0.0125	0.0990	0.8998	—	—	—	—

註：**與*分別表在 1%與 5%顯著水準下，呈現顯著。

1 期、落後 3 期的影響，因此，臺灣股價指數期貨波動性領先股價指數期貨波動性。由此可知，當市場分為高低兩波動狀態時，臺灣股價指數波動性不具跨市場外溢效果，而臺灣股價指數期貨波動性則具有跨市場外溢效果。

伍、結論與建議

一、結 論

本文以 1999 年 1 月 5 日到 2003 年 12 月 31 日間的臺灣股價指數與股價指數期貨日資料，先利用具有兩種狀態的 GRS 模型所捕捉的報酬與波動性，再進一步利用自我迴歸分配遞延模型，探討狀態轉換下的臺灣股價指數與股價指數期貨報酬對報酬與波動性對波動性的動態關係。當狀態分為高低兩波動狀態時，比較臺灣股價指數與股價指數期貨的 AR(P)-GARCH (1,1)模型、條件平均報酬隨狀態變數轉換模型、條件變異數隨狀態變數轉換模型與一般化狀態轉換模型的最大似函數值，可得知臺灣股價指數與股價指數期貨報酬序列皆以一般化狀態轉換模型為最大，因而本文研究模型設定為一般化狀態轉換模型。

在低波動狀態時，臺灣股價指數與股價指數期貨市場平均報酬為正的，在高波動狀態時則為負的，且高波動狀態期間的平均損失報酬較低波動期間的平均報酬大。此外，臺灣股價指數與股價指數期貨市場的低波動狀態平均存續時間較高波動狀態平均存續時間長。就短期而言，臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬存在同期正相關且互有領先，但臺灣股價指數報酬對期貨報酬的領先關係較為強烈，此結果與黃玉娟與除守德(1997)發現摩根台股指數對摩根台股指數期貨的領先關係較為強烈及莊忠柱(2000)發現臺灣股價指數報酬領先期貨報酬是不一致的。就長期而言，臺灣股價指數報酬與股價指數期貨報酬序列存在長期均衡關係。

當狀態分為高低兩波動狀態時，臺灣股價指數的波動性僅在低波動狀態呈現顯著的 GARCH 過程，而無論在高低波動狀態，臺灣股價指數期貨的波動性皆呈現顯著的 GARCH 過程。就短期而言，臺灣股價指數期貨波動性領先股價指數波動性，臺灣股價指數波動性不具跨市場外溢效果，而臺灣股價指數期貨波動性則具有跨市場外溢效果。就長期而言，臺灣股價指數與股價指數期貨波動性序列具有長期均衡關係。

二、未來研究建議

本文僅考慮臺灣股價指數與股價指數期貨市場隨兩個狀態變數變動，未來研究方向或許可以進一步考慮三個或以上的狀態變數，或許可以更完整地描述經濟環境因素的影響。

參考文獻

1. 林常青、洪茂蔚、管中閔，“台灣短期利率的動態行為：狀態轉換模型的應用”，經濟論文，第三十卷第一期，頁 29-55，民國九十一年三月。
2. 徐士勛、管中閔，“九零年代台灣的景氣循環：馬可夫轉換模型與紀卜斯抽樣法的應用”，人文及社會科學集刊，第十三卷第五期，頁 515-540，民國九十年十二月。

3. 莊忠柱, “股價指數期貨與現貨波動性外溢：臺灣的實證”, 證券市場發展季刊, 第十二卷第三期, 頁 111-139, 民國八十九年十月。
4. 黃仁德、林彥伶, “台灣失業率的轉換機率與預測-馬可夫轉換模型的應用”, 中國統計學報, 第四十卷第三期, 頁 303-331, 民國九十一年九月。
5. 黃玉娟、徐守德, “台股指數現貨與期貨市場價格動態關連性之研究”, 證券市場發展季刊, 第九卷第三期, 頁 1-28, 民國八十六年九月。
6. Abhyankar, A. H., 1995, “Return and volatility dynamics in the FTSE 100 stock index and stock index futures markets,” *Journal of Futures Markets* 15, 457-488.
7. Akgiray, V., 1989, “Conditional heteroskedasticity in time series of stock return: Evidence and forecasts,” *Journal of Business* 62, 55-80.
8. Baillie, R. T. and R. P. DeGennaro, 1990, “Stock returns and volatility,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 203-214.
9. Bentzen, J. and T. Engsted, 2001, “A revival of the autoregressive distributed lag model in estimating energy demand relationships,” *Energy* 26, 45-55.
10. Bollerslev, T., 1986, “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
11. _____, 1987, “A conditionally heteroskedastic time series model for speculative price and rates of return,” *Review of Economics and Statistics* 69, 542-547.
12. Booth, G. G., R. W. So and Y. Tse, 1999, “Price discovery in the German equity index derivatives markets,” *The Journal of Futures Markets* 19, 619-643.
13. Chan, K., 1992, “A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market,” *The Review of Financial Studies* 5, 123-152.
14. Chu, Q. C., W. G. Hsieh and Y. Tse, 1999, “Price discovery on the S&P 500

- index markets: An analysis of spot index, index futures and SPDRs," *International Review of Financial-Analysis* 8, 21-35.
15. Diebold, F. X., 1986, "Modeling the persistence of conditional variances," *Econometric Review* 5, 51-56.
 16. Engle, R. F., 1982, "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation," *Econometrica* 50, 987-1007.
 17. Ghosh, A., 1993, "Cointegration and error correction model: International causality between index and futures prices," *The Journal of Futures Markets* 13, 193-198.
 18. Gray, S. F., 1996, "Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process," *Journal of Financial Economics* 42, 27-62.
 19. Hamilton, J. D., 1988, "Rational expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 385-423.
 20. _____, 1989, "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and business cycle," *Econometrica* 57, 357-384.
 21. Hamilton, J. D. and R. Susmel, 1994, "Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime," *Journal of Econometrics* 64, 307-333.
 22. Iihara, Y., K. Kato and T. Tokunaga, 1996, "Intraday return dynamics between the cash and the futures markets in Japan," *The Journal of Futures Markets* 16, 147-162.
 23. Kawaller, I. G., P. D. Koch and T. W. Koch, 1987, "The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 index," *The Journal of Finance* 42, 1309-1329.
 24. Kim, C. J., 1994, "Dynamic linear models with Markov-switching," *Journal of Financial Econometrics* 6, 1-22.
 25. Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes, 1990a, "Persistence in variance,

structural change, and the GARCH model," *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 225-234.

26. _____, 1990b, "Heteroskedasticity in stock return data: volume versus GARCH effects," *Journal of Finance* 45, 221-229.
27. MacKinnon, J. D., 1991, Critical value for cointegration tests, In R. F. Engle and C. W. J. Granger (Eds.), Long-run economic relationship: readings in cointegration (Oxford, Oxford University Press), 267-276.
28. Miller, M. H., 1990. "International competitiveness of U. S. futures markets," *Journal of Financial Service Research* 4, 387-408.
29. Min, J. H. and M. Najand, 1999, "A further investigation of the lead-lag relationship between the spot market and stock index futures: Early evidence from Korea," *The Journal of Futures Markets* 19, 217-232.
30. Najand, M. and K. Yung, 1994, "A GARCH examination of the relationship between volume and price variability in futures markets," *Journal of Futures Markets* 11, 465-478.
31. Patrick, J., 2002, "Financial crisis and the great depression: A regime switching approach," *Journal of Money, Credit, and Banking* 34, 76-93.
32. _____, 1995, An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis (DAE Working Paper, Department of Applied Economics, University of Cambridge).
33. Pesaran, M. H. and Y. Shin, 2002, "Long-run structural modeling," *Econometric Reviews* 21, 49-88.
34. Pizzi, M. A., A. J. Economopoulos and H. M. O'Neill, 1998, "An examination of the relation between stock index cash and futures market: A cointegration," *The Journal of Futures Market* 18, 297-305.
35. Ramchand, L. and R. Susmel, 1998, "Volatility and cross correlation across major stock market," *Journal of Empirical Finance* 5, 397-416.
36. Shyy, G., V. Vijayraghavan and B. Scott-Quinn, 1996, "A further investigation of the lead-lag relationship between the cash market and stock

- index futures market with the use of bid/ask quotes: The case of France," *The Journal of Futures Markets* 16, 405-420.
37. Stoll, H. R. and R. E. Whaley, 1990, "The dynamics of stock index and stock index futures returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 441-468.
38. Tsay, R. S. and G. C. Tiao, 1984, "Consistent estimates of autoregressive parameters and extended sample autoregressive function for stationary and nonstationary ARMA models," *Journal of the American Statistical Association* 79, 84-96.
39. Tse, Y. K., 1995. "Lead-lag relationship between spot index and futures price of the Nikkei stock average," *Journal of Forecasting* 14, 553-563.
40. _____, 1999. "Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets," *The Journal of Futures Markets* 19, 911-930.
41. Wahab, M. and M. Lashgari, 1993, "Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: A cointegration approach," *The Journal of Futures Markets* 13, 711-742.