

臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨 價格關聯性之研究-門檻模型之應用

陳育仁¹ 張瑞真²

摘要

過去文獻對於傳統線性之共整合分析，無法描述股價指數期貨與現貨兩者間不對稱之非線性調整過程，因此，本研究希望藉由Enders and Granger(1998)的門檻共整合模型與Tsay(1998)的多元門檻模型，來探討臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨的非線性價格關聯性。實證結果發現，非線性的門檻模型比傳統的線性誤差修正模型，較能顯示出其長期均衡及短期動態關係而且有比較高的解釋能力。任意兩變數間皆存在雙向回饋關係，亦即三變數的變動會相互影響。在價格發現能力以摩臺指期貨最佳，最差的為臺指現貨。投資者可將摩臺指期貨當成領先指標，藉由觀察其價格的變動，作為投資操作或避險套利的資訊。

關鍵字：摩臺指期貨、價格發現、門檻共整合模型、多元門檻模型

¹南華大學財務管理研究所碩士生

²南華大學財務金融系副教授

壹、前言

隨著資本市場的自由或及國際化，具備低交易成本及高財務槓桿操作特性的衍生性金融商品影響力與日俱增。而股價指數期貨為股價指數的衍生商品，股價指數期貨除了低成本、高槓桿的特性外，最重要的特點在於提供了價格發現及規避市場風險的功能，其深深受到投資機構和投資大眾的喜愛，成交金額及成交量快速增加，各先進國家紛紛投入股價指數期貨，使得股價指數期貨成為各國證券市場炙手可熱的商品，在面對全球數以萬計的投資標的時，指數期貨投資已逐漸成為最直接、最簡易的投資方式。新加坡國際金融交易所（Singapore International Monetary Exchange Limited；以下簡稱SIMEX）看好臺灣市場對於衍生性金融商品的需求，早在1997年1月9日推出與臺灣股價指數相關性高，連動性強之新加坡摩根臺灣加權指數期貨(以下簡稱摩臺指期貨)，有著相同交易標的物之金融商品提供了研究資訊傳遞機制一個很好的機會。

過去研究期貨以及現貨市場之間價格動態關聯性的文獻，其研究方法主要使用Engle and Granger(1987)與Granger表現定理(Granger Representation Theorem)之共整合以及誤差修正模型等線性檢定法，無法顯現真實價格之非線性關係，因此有修正之虞。Hsieh(1991)也指出樣本財務時間序列可能存在非線性的行為，若不考慮此因素而去探討期貨與現貨之價格關聯性，會造成實證結果之偏誤。再者，Marshall(1993)也認為即使是很小的交易成本，也會使價格的整合效果受到干擾，使用非線性之作法，更能符合市場之現況。Balke and Fomby (1997)認為固定成本或政策干預等因素的存在，共整合現象未必適用在每一時點，即在某一特定區間外呈現均數復歸現象(Mean Reversion)，此現象即為門檻共整合(Threshold Cointegration)，在不同的狀態中有不同的收斂關係。因此本研究利用Enders and Granger (1998)之門檻共整合模型(Threshold Cointegration Model)和Tsay(1998)之多元門檻模型(Multivariate Threshold Models)來檢定臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之長期與短期間的非線性價格關聯性，期能給投資人作為投資及避險的參考。

本文第貳部分為期貨和現貨間領先落後關係之文獻探討。第參部分則為研究方法。第肆部分為實證分析。最後，為本研究之結論與建議。

貳、文獻探討

價格發現是Fama(1970)效率市場的一種表現方式，為一市場價格反應訊息的過程，當市場接收到一新訊息時，價格會透過市場機能瞬間反應至均衡。由於不同的資產處於不同的市場且具有不同的特性，因此價格發現的能力是不同的。而市場間的資訊傳遞可以表示兩市場於訊息上的整合，Werner and Kleidon(1996)定義市場整合(Market Integration)為兩市場之價格反應相同的基本訊息，但因為期貨和現貨市場的不完美，其中存在非同步交易、流動性的差異、時間的延遲、市場摩擦等因素，使得價格無法在市場間充分的傳導，無法反應相同的資訊，也使得期貨和現貨市場之間呈現明顯的領先落後關係。在具有相同報酬以及其他條件固定之下，投資者會選擇交易成本最低的市場進行交易，使其所獲得利潤最大(Stoll and Whaley(1990)和Abhyankar(1995))。若一市場具有高財務槓桿的性質，投資者則會傾向於高槓桿特性的市場以賺取較高的報酬(Kawaller, Koch and Koch(1987))。加上在期貨市場有較少的交易限制與交易成本，又具有交易整體市場之特性，因此投資者將偏好於在期貨市場交易，故期貨價格傾向領先於現貨價格(Chu, Hsieh, and Tse(2002))。

迄今為止，對於價格發現的文獻，如Fleming, Ostdiek and Whaley(1996)認為交易成本愈低的市場愈有可能存在價格發現的功能，實證結果與其推論符合，說明了交易成本是市場內價格發現功能存在與否的重要因素；Booth, So and Tse(1999)發現指數現貨與指數期貨彼此交換訊息的程度大過於選擇權，期貨價格發現能力最強，符合低交易成本具價格發現優勢的假說；黃玉娟、徐守德(1997)發現摩臺指現貨領先關係較期貨指數來得強烈的可能原因為摩臺指期貨市場流動性較為不足；施雅菁(2002)發現小型臺指價格發現能力較弱之原因，可能為交易成本偏

高、市場流動性低以及參與者成熟度不足所造成。

上述文獻(Fleming, Ostdiek and Whaley(1996); Booth, So and Tse(1999);黃玉娟、徐守德(1997); 施雅菁(2002))的實證方法皆以線性模型來討論期貨與現貨間的動態價格關係，但Hsieh(1991)指出樣本財務時間序列可能存在非線性的行爲，若不考慮此因素而去探討期貨與現貨之價格關聯性，會造成實證結果之偏誤。Marshall(1993)也認爲即使是很小的交易成本，也會使價格的整合效果受到干擾，使用非線性之作法，較能觀察出指數期貨與現貨間的價格關聯性。Enders(1995)也說明共整合爲變數間具有長期線性關係，短期則可能存在非線性關係。因此，Balke and Fomby(1997)提出門檻共整合，他們認爲在達成長期均衡的過程之中會有非連續性的調整。

在期貨以及現貨非線性價格關係的文獻方面：Dwyer, Locke, and Yu(1996)利用交易成本存在之持有成本模式來檢視 S&P 500 股價指數現貨以及期貨之非線性動態行爲。實證結果顯示，S&P 500 股價指數現貨以及期貨之間有非線性動態關聯性，且此非線性關係與指數期貨套利者之交易行爲息息相關。Abhyankar(1995)以英國富時 100 股價指數中四個不同到期日之指數期貨之每 5 分鐘報酬率探討指數期貨與現貨間線性與非線性之領先-落後關係。實證結果顯示指數期貨與現貨具有非線性之動態關係且現貨領先期貨，線性關係只是兩者動態關係中的一部分。Brooks, Garrett, and Hinich(1999)以 S&P 500 與英國富時 100 爲研究對象探討指數期貨與現貨之間線性與非線性之動態關係。實證結果顯示，期貨領先現貨市場，兩者價格變動爲非線性且同時、同方向變動。

由上述國外文獻中可發現，多數研究觀察到期貨與現貨具有共整合關係，以及期貨較現貨具有價格發現的功能，但針對臺灣股價指數相關市場的研究(黃玉娟、徐守德(1997)、劉廷麟(2000)和戴錦周、陳建宏(2001))，卻發現現貨領先期貨，其與國外市場的現象分歧，亦未考量到財務時間序列可能存在非線性的行爲。

有鑑於此，臺灣股價指數相關市場之價格發現的功能有必要再深入探討，本文於研究方法上，對於臺灣股價指數相關市場商品價格間的關係實有利用非線性

模型深入了解之必要，可補足其他文獻上之空缺。因此，本研究利用Enders and Granger(1998)所提出之門檻共整合模型和Tsay(1998)之多元門檻模，來探討臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨價格間長期均衡關係與短期間非線性價格關係，期能提供更多價格關聯性的證據。

參、研究方法

一、資料範圍及來源

本研究以Enders and Granger(1998)之門檻共整合模型和Tsay(1998)之多元門檻模型來討論臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨間長短期非線性價格關係。資料範圍為臺灣期貨交易稅調降後之2006年1月1日至2006年12月31日。為了資料配對，僅使用上午九點至下午一點半之三個市場交易時段重疊資料，各自取得4693筆同時點的每十五分鐘日內資料。資料來源取自臺灣期貨交易所和經濟新報資料庫。在期貨資料處理方面，本研究針對近月份期貨契約蒐集資料，因為近月份的期貨契約成交量最大，流動性較佳，也較具有價格發現的能力。

研究流程方面，先進行基本統計分析之後，對各變數資料進行恆定性的檢定，判定資料是否為恆定，如果原始序列不為恆定數列但具有相同的整合級次，則採用共整合檢驗，判斷序列有共整合關係的存在後，接著加入向量誤差修正模型、門檻共整合模型與多元門檻模型探討變數間之動態調整的程度。本研究以RATS 6.0軟體進行以上之時間序列估計。

二、非線性調整檢定

若金融變數時間序列具有非線性的調整，傳統的單根檢定和共整合檢定會使得檢定力降低和模型誤設之情形，因此Enders and Granger(1998)針對非線性調整的共整合向量發展出非線性的單根檢定，數學式如(1)式：

$$\Delta Z_t = \beta Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

當拒絕虛無假設 $H_0: \beta = 1$ 則表示共整合向量序列會收斂至均衡。考慮到不對稱的調整，當 Z_{t-1} 大於或等於門檻值時的門檻自我迴歸模型為 $\Delta Z_t = \beta_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t$ ，當 Z_{t-1} 小於門檻值時的門檻自我迴歸模型為 $\Delta Z_t = \beta_2 Z_{t-1} + \varepsilon_t$ 。Tong(1990)說明了當共整合向量序列為穩定序列時， β_1 、 β_2 為漸進多變量常態分配(Asymptotic Multivariate Normal Distribution)，一般式如下：

$$\Delta Z_t = I_t \beta_1 Z_{t-1} + (1 - I_t) \beta_2 Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

I 為指示變數，如果 ΔZ_{t-1} 大於門檻值則 $I = 1$ ；如果小於門檻值則 $I = 0$ 。模型之穩定條件為 β_1 與 β_2 估計值介於 -2 到 0 之間。在檢定程序方面，先使用 Enders and Granger(1998) 之臨界值 Φ_μ 檢定來檢視虛無假設 $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$ ，若拒絕虛無假設則表示 Z_t 為定態序列，再進一步利用檢定統計量為 Φ_t 之 F 檢定來檢視虛無假設 $H_0 = \beta_1 = \beta_2$ ，若拒絕虛無假設則表示 Z_t 有非線性之調整過程，為門檻自我迴歸模型(Threshold Autoregressive Model；TAR)或是動態門檻自我迴歸模型(Momentum Threshold Autoregressive Model；M-TAR)^{註1}。

三、門檻共整合模型

若誤差修正項具有非線性的特性，根據 Enders and Granger(1998)，其變數定義以及數學式如(3)式：

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= \{I x \alpha_{S1} Z_{t-1} - A + (1 - I) x \alpha_{S2} Z_{t-1} - B\} + a_{S1} \sum_{i=1}^m \Delta S_{t-i} + b_{S1} \sum_{i=1}^m \Delta F_{t-i} + c_{S1} \sum_{i=1}^m \Delta M_{t-i} + \varepsilon_t \\ \Delta F_t &= \{I x \alpha_{F1} Z_{t-1} - A + (1 - I) x \alpha_{F2} Z_{t-1} - B\} + a_{F1} \sum_{i=1}^m \Delta S_{t-i} + b_{F1} \sum_{i=1}^m \Delta F_{t-i} + c_{F1} \sum_{i=1}^m \Delta M_{t-i} + \varepsilon_t \\ \Delta M_t &= \{I x \alpha_{M1} Z_{t-1} - A + (1 - I) x \alpha_{M2} Z_{t-1} - B\} + a_{M1} \sum_{i=1}^m \Delta S_{t-i} + b_{M1} \sum_{i=1}^m \Delta F_{t-i} + c_{M1} \sum_{i=1}^m \Delta M_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

^{註1} 詳情請見 Enders(2004)。

其中 S_t 、 F_t 與 M_t 分別為臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨， $Z_{t-1} - A$ 為大於門檻之誤差修正項， $Z_{t-1} - B$ 為小於門檻之誤差修正項，係數越大調整速度越快，也就是因變數偏離長期均衡時的調整速度。 I 為指示變數，如果 ΔZ_{t-1} 大於門檻值則 $I=1$ ；如果小於門檻值則 $I=0$ 。在門檻值的選取方面，使用 Chan(1993) 之超級一致性門檻估計。首先對 ΔZ_{t-1} 做排序，由最小排列至最大，使用中間 70% 的值再用逐點搜尋(Grid Search) 找出總殘差最小值即為門檻值。在最適落後期方面以 AIC 和 SBC 作為準則。

四、多元門檻模型

線性向量誤差修正模型表示如(4)式：

$$\Delta x_t = A' x_t(\beta) + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中， Δx_t 為 x_t 之一階差分， $x_{t-1}(\beta) = [1, w_{t-1}, \Delta x_{t-1}, \Delta x_{t-2}, \dots, \Delta x_{t-\lambda}]$ 且 λ 為最適落後期數(Lag Length)。因而 A 為 $k \times p$ 之係數矩陣， $k = p\lambda + 2$ 。而誤差 ε_t 則假設 $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ ， $t \neq s$ 且 $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ 為一有限共變異矩陣。傳統的向量誤差修正模型並不能表示數列間是否具有門檻值存在，在門檻值之上和在門檻值之下，會有不同的調整過程，以顯示數列間的非線性關係，而且 Enders and Granger(1998) 的門檻共整合模型只考慮到長期門檻效果而無法觀察短期的變化，因此，我們以 Tsay(1998) 之多元門檻模型對數列間的關係加以分析。根據線性向量誤差修正模型，我們將其擴展為二區間之多元門檻模型：

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1 x_{t-1}(\beta) + \varepsilon_t & \text{if } w_{t-1}(\beta) \leq \lambda \\ A_2 x_{t-1}(\beta) + \varepsilon_t & \text{if } w_{t-1}(\beta) > \lambda \end{cases} \quad (5)$$

其中 λ 為門檻值，在門檻值的選取方面與門檻共整合模型相同，皆使用 Chan(1993) 之超級一致性門檻估計。

肆、實證分析

一、資料基本統計分析

首先就資料的基本統計量作描述。表一為臺指現貨、臺指期貨與摩根臺指期貨契約之價格敘述統計量分析，所有資料取自然對數之目的在於避免數字水準之差異以及極端資料影響分析結果。由表一可得知臺指期貨的標準差最大，符合期貨波動程度較高的特性，在偏態及峰態係數方面，臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之偏態係數皆大於0為右偏之分配，峰態係數皆小於3，都具有低闊峰的現象。在序列常態檢定方面，由Jarque-Bera值可知各數列不為常態分配。

表一 臺指現貨、臺指期貨與摩根臺指期貨之敘述統計量分析

敘述統計/商品	臺指現貨	臺指期貨	摩臺指期貨
平均數	8.829287	8.826622	5.651312
中位數	8.812837	8.809564	5.646506
最大值	8.964915	8.972083	5.768633
最小值	8.741584	8.734882	5.540086
標準差	0.053660	0.056515	0.051494
偏態係數	0.677311	0.651795	0.323812
峰態係數	2.494994	2.503385	2.378115
J-B統計量	408.6879	380.5188	157.6375
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
觀察值數	4693	4693	4693

資料來源：本研究整理

註：相關變數已取自然對數

表二為一階差分後的臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之敘述統計量分析且一階差分可詮釋序列之報酬率。由表二顯示三個序列在研究期間當中皆呈現正的平均報酬率，顯示資料研究期間為上漲行情，而以臺指現貨的漲幅高於其他兩指數。此外，臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨的報酬率偏態係數皆為負，即左偏；臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨的報酬率峰態係數皆大於3，具有高狹峰的現

象，臺指現貨的峰態則高出其他兩個指數許多。Jarque-Bera 值檢定皆拒絕常態分配之虛無假設，亦即，經過一階差分後之三個序列皆不為常態分配。

二、單根檢定

表三為臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之ADF(Augmented Dickey-Fuller)和PP(Phillips-Perron)之單根檢定之檢定結果，結果顯示，臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨，均屬 $I(1)$ 之序列型態，皆滿足進行共整合檢定之條件。

表二 一階差分後之臺灣股價指數、臺指期貨與摩根臺指期貨之敘述統計量

敘述統計/商品	△臺指現貨	△臺指期貨	△摩臺指期貨
平均數	4.08E-05	3.49E-06	4.73E-06
中位數	0.000833	0.001043	0.000352
最大值	0.029698	0.033327	0.040433
最小值	-0.191212	-0.195916	-0.163199
標準差	0.015692	0.016934	0.016326
偏態係數	-7.103623	-6.465288	-4.010605
峰態係數	85.65578	73.82718	40.08611
J-B統計量	1375112.	1013411.	281465.1
Probability	0.000000	0.000000	0.000000
觀察值數	4692	4692	4692

資料來源：本研究整理

註：相關變數已取自然對數，△表示該變數經一階差分。

表三 臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之單根檢定

序列	型態	ADF統計量	PP統計量
臺指現貨	無截距和無趨勢	-0.46007	-0.44971
	有截距	-1.37940	-1.51179
	有截距和有趨勢	-3.38279	-3.41108
△臺指現貨	無截距和無趨勢	-27.63487***	-27.64649***
	有截距	-27.48754***	-27.50122***
	有截距和有趨勢	-27.81641***	-27.81437***
臺指期貨	無截距和無趨勢	-0.58687	-0.61099
	有截距	-1.30707	-1.31173
	有截距和有趨勢	-3.52456	-3.48577

△ 臺指期貨	無截距和無趨勢	-30.40039***	-30.26642***
	有截距	-30.26609***	-30.14521***
	有截距和有趨勢	-30.79844***	-30.70992***
摩臺指期貨	無截距和無趨勢	-0.76380	-0.86319
	有截距	-1.09273	-1.24310
	有截距和有趨勢	-3.80719	-3.62236
△ 摩臺指期貨	無截距和無趨勢	-32.84309***	-32.77460***
	有截距	-32.70130***	-32.65158***
	有截距和有趨勢	-32.83443***	-32.91373***

資料來源：本研究整理

註：***表示在1%顯著水準下顯著。△表示該變數經一階差分。

三、共整合檢定與誤差修正模型

在進行Johansen最大概似法估計前，必須要選取VAR模型之落後期，本研究以AIC(Akaike Information Criterion)與SBC(Schwartz' s Bayesian Information Criterion)為判斷的準則，選擇最適落後期為6期。在選取最適落後期後即可進行Johansen 共整合檢定，分別求得軌跡檢定(λ_{trace})與最大特性根檢定(λ_{max})統計量。

表四為臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨三者間之共整合檢定結果，由表中可證實臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之間存在 1 共整合關係，表示在短期會受到不同市場供需之影響，但長期而言三者存在穩定均衡之正向關係，由標準化共整合向量可見一般。

表四 臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之Johansen共整合檢定結果

虛無假設	軌跡檢定	5% 臨界值	1% 臨界值
$r \leq 0$	41.70966*	34.37953	42.07258
$r \leq 1$	3.20595	17.73335	22.9661
$r \leq 2$	0.45813	5.26646	9.08484
虛無假設	最大特性根檢定	5% 臨界值	1% 臨界值
$r \leq 0$	38.50269**	25.30808	32.52057
$r \leq 1$	2.86648	16.17860	22.18901
$r \leq 2$	0.33799	5.43058	9.20653
標準化共整合向量			

變數	臺指現貨	臺指期貨	摩臺指期貨
係數	1	-0.958986	-0.46101

資料來源：本研究整理

註：**表示1%顯著水準下拒絕虛無假設，*表示5%顯著水準下拒絕虛無假設。

檢定序列具有共整合關係後，將此關係導入誤差修正模型。由表五誤差修正模型估計得知，誤差修正項的 t 值皆為顯著，此現象代表臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨都會調整至長期均衡，且可由係數的大小來判斷調整幅度大小，其中臺指現貨的誤差修正項係數調整幅度較大且最為明顯，其次為臺指期貨，最後為摩臺指期貨。臺指現貨為因應其他兩者之價格變動以及在消除偏離均衡之誤差所做的調整最大，顯示在價格發現的本質上，以摩臺指期貨的領先關係較強烈。關於三者間之因果關係，由表五可看出，三種指數會受到自身前期的影響較為顯著，任意兩指數間存在雙向回饋關係，皆會受其它指數的影響，而摩臺指數期貨是最具價格發現能力的，其領先性較顯著。

表五 臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之 VECM 實證結果

自變數\因變數	Δ 臺指現貨	Δ 臺指期貨	Δ 摩臺指期貨
Δ 臺指現貨(-1)	-0.05760**	0.01304**	-0.00724**
	[-4.07758]	[2.80856]	[-3.46989]
Δ 臺指現貨(-2)	0.01594**	0.00900**	0.003189
	[2.13481]	[2.56105]	[0.20795]
Δ 臺指現貨(-3)	0.009833	0.007610	-0.017012
	[0.70667]	[0.47884]	[-1.12038]
Δ 臺指現貨(-4)	-0.08452**	-0.000883	0.029513*
	[-6.10542]	[-0.05584]	[1.96347]
Δ 臺指現貨(-5)	-0.019427	0.001916	-0.000284
	[-1.40215]	[0.12107]	[-0.01881]
Δ 臺指現貨(-6)	0.02787**	-0.000210	0.012418
	[2.02471]	[-0.01337]	[0.82657]
Δ 臺指期貨(-1)	-0.09531**	-0.13861**	0.01725**
	[-6.53328]	[-8.31836]	[2.08404]
Δ 臺指期貨(-2)	-0.077831	-0.02228**	0.018020*

	[-5.34518]	[-4.34021]	[1.97007]
△ 臺指期貨(-3)	-0.06183**	-0.001156	0.019581
	[-4.36360]	[-0.07144]	[1.26618]
△ 臺指期貨(-4)	-0.05921**	-0.12494**	0.008199
	[-4.20505]	[-7.76894]	[0.53358]
△ 臺指期貨(-5)	-0.04888**	-0.027911	0.038912
	[-3.48066]	[-1.74006]	[2.53906]
△ 臺指期貨(-6)	-0.03608**	0.010509	-0.000712
	[-2.63572]	[0.67351]	[-0.04776]
△ 摩臺指期貨(-1)	0.013975	0.003954**	-0.155306**
	[1.03820]	[2.25719]	[-10.5732]
△ 摩臺指期貨(-2)	0.010814	0.002561	-0.030013**
	[0.79504]	[1.61183]	[-2.02199]
△ 摩臺指期貨(-3)	0.016797	-0.013630	0.00767**
	[1.24589]	[-0.88510]	[5.52174]
△ 摩臺指期貨(-4)	0.023981*	-0.006917	-0.130285**
	[1.97932]	[-0.44934]	[-8.85843]
△ 摩臺指期貨(-5)	0.006579	-0.003443	-0.003497
	[0.48429]	[-0.22191]	[-0.23594]

表五 臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之 VECM 實證結果(續)

自變數\因變數	△ 臺指現貨	△ 臺指期貨	△ 摩臺指期貨
△ 摩臺指期貨(-6)	0.005940	0.003522	0.038513**
	[0.44289]	[0.22993]	[2.63135]
誤差修正項	-0.15974**	-0.01834**	0.01023**
	[-22.1860]	[-2.23051]	[2.44767]
常數項	3.37E-05	-7.98E-06	-6.91E-06
	[0.15755]	[-0.03268]	[-0.02962]
AIC	-16.37538		
SBC	-16.28864		

註：括號內表t值；**表示1%的顯著水準下拒絕虛無假設；*表示5%的顯著水準下拒絕虛無假設。

四、共整合向量非線性檢定

對於共整合向量非線性的調整檢定，首先先檢定誤差修正項是否具有單根。由表六中可發現，誤差修正項單根檢定、門檻自我迴歸(TAR)模型與動態門檻自

我迴歸模型(M-TAR)皆拒絕了有單根的虛無假設 $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$ ，顯示其為定態序列。再來檢定檢定共整合向量是否具有非線性的調整，表六中發現 TAR 模型和 M-TAR 模型兩者皆拒絕虛無假設 $H_0 = \beta_1 = \beta_2$ ，即表示共整合向量具有非線性之調整過程， β_1 與 β_2 估計值介於-2 到 0 之間顯示模型為穩定。在殘差診斷檢定方面皆為無序列相關，但是 M-TAR 模型的 AIC 值較小(2458.06<2458.21)，因此後續研究乃採取動態門檻自我迴歸(M-TAR)模型較為適當。

表六 共整合向量之非線性調整檢定

	單根檢定	TAR 模型	M-TAR 模型
落後期數	1	1	1
β_1	-0.323(-2.06)**	-0.435(-2.64)**	-0.164(-1.98)*
β_2	NA	-0.185(-3.01)**	-0.278(-4.22)**
$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = 0$	NA	7.46**	9.61**
$H_0 = \beta_1 = \beta_2$	NA	6.07*	6.05*
門檻值	NA	-5400	-135.5
AIC	2458.71	2458.21	2458.06
Q(4)	0.468(0.99)	0.377(0.98)	0.512(0.83)

註：除了Q統計量為P值，其他括號內表t值；**表示1%的顯著水準下拒絕虛無假設；*表示5%的顯著水準下拒絕虛無假設。

五、門檻共整合模型與多元門檻模型

表七為臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之門檻共整合模型估計結果。將門

表七 臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之門檻共整合模型

自變數\因變數	Δ 臺指現貨	Δ 臺指期貨	Δ 摩臺指期貨
Δ 臺指現貨(-1)	-0.84658**	-0.00066**	1.27E-05**
	[-21.4156]	[-8.4948]	[2.21211]
Δ 臺指現貨(-2)	-0.693253**	0.014857**	9.28E-06
	[-13.4959]	[4.85537]	[1.24437]
Δ 臺指現貨(-3)	-0.490933**	0.018631	-2.61E-06
	[-8.66884]	[0.97295]	[-0.31686]
Δ 臺指現貨(-4)	-0.348046**	-0.016695	7.52E-06

	[-6.14771]	[-0.87213]	[0.91499]
△ 臺指現貨(-5)	-0.202211**	-0.016771	1.47E-05**
	[-3.94371]	[-0.96735]	[1.96980]
△ 臺指現貨(-6)	-0.059944	-0.007166	-3.20E-06
	[-1.51132]	[-0.53434]	[-0.55641]
△ 臺指期貨(-1)	0.205080*	-0.205922**	-1.46E-05
	[1.93806]	[-5.16138]	[-0.85175]
△ 臺指期貨(-2)	0.421600**	-0.037267**	5.01E-07
	[3.52138]	[-3.92056]	[0.02880]
△ 臺指期貨(-3)	0.107586	0.004096	1.52E-05
	[0.89138]	[0.10036]	[0.86597]
△ 臺指期貨(-4)	0.012080	-0.036687	-3.76E-05**
	[0.10033]	[-0.90113]	[-4.14926]
△ 臺指期貨(-5)	0.147325	-0.045876	-1.23E-05
	[1.21846]	[-1.12212]	[-0.70219]
△ 臺指期貨(-6)	0.268125**	-0.029810	-2.30E-06**
	[2.26561]	[-0.74496]	[-2.13386]
△ 摩臺指期貨(-1)	-1.7433**	-3.6851**	0.060448**
	[-2.02669]	[-2.68298]	[2.07062]
△ 摩臺指期貨(-2)	-1.14331*	-3.68157**	0.045048**
	[-1.92669]	[-2.68298]	[1.99062]
△ 摩臺指期貨(-3)	-0.83731	-2.90505	0.009028**
	[-0.12963]	[-1.38408]	[2.04312]
△ 摩臺指期貨(-4)	-1.42995	-2.07867	-0.007830
	[-0.54147]	[-1.38712]	[-0.11615]

表七 臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之門檻共整合模型(續)

自變數\因變數	△ 臺指現貨	△ 臺指期貨	△ 摩臺指期貨
△ 摩臺指期貨(-5)	0.386045	-1.83875	-0.030180
	[0.10089]	[-1.57486]	[-0.55394]
△ 摩臺指期貨(-6)	-0.60022	-1.77015	0.034114
	[-0.42933]	[-0.17262]	[0.86969]
誤差修正項 -負衝擊	-0.23785**	-0.02564**	0.00288**
	[-4.55108]	[2.61810]	[-9.64251]
誤差修正項 -正衝擊	0.09397**	0.07381**	0.01248**
	[-2.48541]	[2.00066]	[-2.23618]

常數項	-1.45E-05 [-0.03062]	-2.31E-05 [-0.04296]	-2.91E-05 [-0.08220]
門檻值	-0.431		
AIC	-33.33841		
SBC	-33.76823		

註：括號內表t值；**表示1%的顯著水準下拒絕虛無假設；*表示5%的顯著水準下拒絕虛無假設。

檻值排序之後，使用RATS 6.0之迴圈功能(Loop)逐點搜尋(Grid Search)殘差總合最小的數值即為門檻值。比較表五與表七可以發現：門檻共整合模型的AIC和SBC都明顯小於傳統的誤差修正模型，因此門檻共整合模型較具有解釋能力，且係數估計也較顯著，呈現不對稱的調整，三種指數會受到自身前期的影響較為顯著，任意兩指數間存在雙向回饋關係。由表七可發現不論是正或負的誤差修正衝擊，三者對於負項衝擊調整速度都較快，顯示投資人面對壞消息時，在害怕損失的心理狀態之下將會快速做出反應。而臺指現貨面對正或負的誤差修正衝擊時，其為因應其他兩者之價格變動以及在消除偏離均衡之誤差所做的調整最大，顯示在價格發現的本質上，以摩臺指期貨的領先關係較強烈。關於三者間之因果關係，由表七可看出，三種指數會受到自身前期的影響較為顯著，臺指現貨受到自身前1到5期的影響較為顯著，臺指期貨1到2期的影響較為顯著，摩臺指期貨受到自身前1到3期的影響較為顯著，但任意兩指數間相互影響的關係，則有不同的結果。

由於 Enders and Granger(1998)的門檻共整合模型中的短期係數無法依狀態不同而改變，所以本研究進一步使用 Tsay(1998)的多元門檻模型來探討短期係數的非線性關係，表八顯示臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之多元門檻模型實證結果。

表八 臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之多元門檻模型

	區間 1			區間 2		
	△ 臺指 現貨	△ 臺指 期貨	△ 摩臺指 期貨	△ 臺指 現貨	△ 臺指 期貨	△ 摩臺指 期貨
△ 臺指 現貨(-1)	-0.8465** [-21.4156]	-0.0661** [-2.04948]	0.0086** [2.21211]	-0.1561** [-11.5930]	0.207530 [1.36771]	0.6487** [6.29820]
△ 臺指 現貨(-2)	-0.6932** [-13.4959]	0.014848 [1.85537]	0.006287 [1.24437]	-0.0481** [-5.33128]	0.245144 [1.49581]	0.4238** [3.80953]
△ 臺指 現貨(-3)	-0.4909** [-8.66884]	0.018620 [0.97295]	-0.001765 [-0.31686]	0.1188** [2.79929]	0.289207 [1.72591]	0.195423 [1.71783]
△ 臺指 現貨(-4)	-0.3480** [-6.14771]	-0.016685 [-0.87213]	0.005095 [0.91499]	0.095910 [0.64708]	0.3484** [2.08670]	0.275097 [1.30828]
△ 臺指 現貨(-5)	-0.2022** [-3.94371]	-0.016761 [-0.96735]	0.0099** [1.96980]	0.107542 [0.73191]	0.30289* [1.82956]	0.127028 [1.13043]
△ 臺指 現貨(-6)	-0.059944 [-1.51132]	-0.007162 [-0.53434]	-0.002171 [-0.55641]	-0.0882** [-0.63791]	-0.032305 [-0.20719]	-0.164242 [-1.55162]
△ 臺指 期貨(-1)	0.2052** [1.83806]	-0.2059** [-5.16138]	-0.0098** [-2.85175]	0.15301** [2.27082]	-0.2505** [-1.94721]	0.2731** [2.96583]
△ 臺指 期貨(-2)	0.4218** [3.52138]	-0.0372** [-1.92056]	-0.0068* [1.97880]	-0.22578* [-1.83679]	-0.5677** [-3.87720]	-0.051029 [-0.51329]
△ 臺指 期貨(-3)	0.107649 [0.89138]	-0.0409** [0.10036]	0.010286 [0.86597]	-0.191093 [-1.44002]	-0.3550** [-2.37512]	0.021370 [0.21057]
△ 臺指 期貨(-4)	0.012087 [0.10033]	-0.03668 [-1.80113]	-0.02548 [-1.14926]	-0.258808 [-1.95734]	-0.4949** [-3.31820]	-0.1993** [-1.97279]
△ 臺指 期貨(-5)	0.147412 [1.21846]	-0.04587 [-1.12212]	-0.008355 [-0.70219]	-0.104583 [-0.81115]	-0.24364 [-1.47762]	0.007791 [0.07902]
△ 臺指 期貨(-6)	0.268555 [1.26561]	-0.029810 [-0.74496]	-0.001559 [-0.13386]	0.057203 [0.47863]	0.061287 [0.45522]	0.2356** [2.57814]
△ 摩臺 指期(-1)	0.33168** [2.34725]	-0.7289** [-2.22400]	0.0396** [2.41160]	0.1899** [3.16017]	0.2351** [3.47244]	-0.3886** [-8.45447]
△ 摩臺 指期(-2)	0.23112** [-2.02669]	-0.4952** [-2.68298]	0.0608** [2.07062]	0.1552** [2.38928]	0.1748** [2.38894]	-0.2341** [-4.71310]
△ 摩臺 指期(-3)	-0.100137 [-0.12963]	-0.3612** [-2.38408]	0.0902** [2.43512]	0.1036** [2.57291]	0.12817* [1.72525]	-0.1842** [-3.57907]
△ 摩臺 指期(-4)	-0.371142 [-0.54147]	-0.321290 [-1.38712]	-0.007830 [-0.11615]	0.053273 [1.82112]	0.051018 [0.69806]	-0.1249** [-2.51842]

表八 臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之多元門檻模型(續)

	區間 1			區間 2		
	△ 臺指 現貨	△ 臺指 期貨	△ 摩臺指 期貨	△ 臺指 現貨	△ 臺指 期貨	△ 摩臺指 期貨
△ 摩臺 指期貨(-5)	0.055887 [0.10089]	-0.294811 [-1.57486]	-0.030180 [-0.55394]	-0.003868 [-0.06467]	-0.043926 [-0.65185]	-0.10065 [-1.19961]
△ 摩臺 指期貨(-6)	-0.171234 [-0.42933]	-0.023265 [-0.17262]	0.034114 [0.86969]	0.029493 [0.82717]	-0.001364 [-0.03397]	-0.002170 [-0.07959]
誤差修 正項	-0.00221 [-1.55108]	0.00126** [2.61810]	-0.0011** [-9.64251]	-0.00468* [-1.9573]	-0.0027** [-2.07839]	0.00181** [4.66624]
常數項	37.42083 [0.31158]	10.16744 [0.25052]	0.519881 [0.04401]	0.000194 [0.43412]	0.000158 [0.31435]	-0.000142 [-0.41468]
門檻值	-0.3476			-0.3476		
AIC	-50.40852			-42.1832		
SBC	-49.97870			-41.3454		

註：括號內表t值；**表示1%的顯著水準下拒絕虛無假設；*表示5%的顯著水準下拒絕虛無假設。

比較表八Tsay(1998)之多元門檻模型的長期誤差修正項與表七Enders and Granger(1998)的門檻共整合模型可發現，表七誤差修正項負衝擊與表八誤差修正項之臺指現貨和臺指期貨大致吻合，但摩臺指期貨有異。關於三者間之因果關係，由表八可看出，不論是區間1還是區間2，三種指數會受到自身前期的影響較為顯著。在區間1中，臺指現貨受到自身前5期的影響較為顯著，臺指期貨和摩臺指期貨受到自身前3期的影響較為顯著，但任意兩指數間相互影響的關係，則有不同的結果，與區間1相比，區間2中估計的係數較為顯著。首先，針對臺指現貨影響臺指期貨與摩臺指期貨兩指數因果關係作探討，區間1中臺指期貨會受到臺指現貨落後1期的影響，摩臺指期貨會受到臺指現貨落後期1和5期的影響。區間2中臺指期貨會受到臺指現貨落後4和5期的影響，摩臺指期貨會受到臺指現貨落後期1至2期的影響。再者，探討臺指期貨影響臺指現貨與摩臺指期貨市場的因果關係，結果顯示區間1和區間2中臺指現貨和摩臺指期貨皆受到臺指期貨落後1至2期的影響。最後，探討摩臺指期貨影響臺指現貨與臺指期貨兩市場，區間1中臺指現貨會受到摩臺指期貨落後1至2期的影響，而臺指期貨會受到摩臺指期貨落後1至3期的影響。區間2中臺指現貨會受到摩臺指期貨落後1至3期的影響，而臺指

期貨會受到摩臺指期貨落後1至3期的影響

由上述說明可知，任意兩指數間存在雙向回饋關係，皆會受其它指數的影響，而摩臺指數期貨是最具價格發現能力的，其領先性較顯著。而在區間2中的誤差修正項調整幅度較區間1大，且不論是區間1還是區間2，調整幅度較大的皆為臺指現貨，最小的是摩臺指期貨，顯示臺指現貨為因應其他兩者之價格變動以及在消除偏離均衡之誤差所做的調整最大，顯示在價格發現的本質上，以摩臺指期貨的領先關係較強烈。

從線性模型來討論期貨與現貨間的動態價格關係之文獻，未考量到財務時間序列可能存在非線性的行為，若不考慮樣本之非線性關係而去探討期貨與現貨之價格關聯性，會造成實證結果之偏誤。再者，Marshall(1993)也認為即使是很小的交易成本，也會使價格的整合效果受到干擾，使用非線性之作法，較能觀察出指數期貨與現貨間的價格關聯性，更能符合市場之現況。

伍、結論與建議

過去文獻從線性模型來討論期貨與現貨間的動態價格關係易造成實證結果之偏誤，本文主要利用較具檢定力之門檻模型來探討臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨間長期均衡關係與短期間的非線性價格關係，較能觀察出此三變數的價格關聯性，期能符合市場之現況。

本研究以ADF與PP進行單根檢定，發現臺指現貨與臺指期貨以及摩臺指期貨皆為 $I(1)$ 序列。共整合檢定之結果顯示，臺指現貨與臺指期貨以及摩臺指期貨三種變數間存在共整合關係，意味著三種序列已達長期穩定之均衡關係，此外，本研究之實證結果如下：

一、由誤差修正模型實證結果顯示，在價格發現能力上以摩臺指期貨最佳，而以臺指現貨最差。

二、在非線性調整檢定方面，實證顯示共整合向量具有非線性之調整，此外，利用門檻共整合模型的實證結果顯示臺指現貨修正的幅度較大，而且三者對於負項衝擊調整速度都較快，顯示投資人面對壞消息時，在害怕損失的心理狀態之下

將會快速做出反應。實證顯示摩臺指期貨是最具價格發現能力。

三、多元門檻模型估計出的長期誤差修正項與門檻共整合模型的估計大致吻合。但是在短期調整係數方面則有很大的不同，區間 2 的調整幅度較大。在兩個區間中調整幅度較大的還是臺指現貨，最小的是摩臺指期貨，任意兩指數在任意兩區間當中存在雙向回饋關係，而摩臺指期貨是最具價格發現能力的。在模型比較方面，比起傳統的線性誤差修正模型，非線性的門檻模型較能顯示出其長期均衡及短期動態關係而且有比較高的解釋能力。

本研究探討臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨間價格非線性長期均衡關係，其實證結果可觀察到，三個市場的價格發現能力，以摩臺指期貨最佳，臺指現貨最差。摩臺指期貨有較好的價格發現能力，可能的原因在於摩臺指期貨市場成交量或流動性遠遠大於臺指現貨與臺指期貨市場，且法令限制較臺灣期貨市場寬鬆，交易成本亦較低，符合流動性、交易限制及交易成本假說，投資人可在摩臺指期貨市場中所獲得的資訊可能較其他兩市場多且迅速。投資者可將摩臺指期貨當成領先指標，藉由觀察其價格的變動，作為投資操作或避險套利的資訊。當預期臺指現貨即將上漲時，先買進臺指期貨和摩臺指期貨，而預期現貨將要下跌，則要先在臺指期貨以及摩臺指期貨市場建立空單部位。而在臺指期貨方面，本研究建議有關單位可以免徵期交稅以降低台灣期貨市場的交易成本，向下調整保證金結構，短線投資人的操作空間可因此增加，長線的投資人也可因此增加操作的資金，投資人的獲利績效也可望提升，增加臺灣期貨市場的競爭力，與國際接軌，使其更加活絡更具有價格發現之功能。

本論文資料採用臺指現貨、臺指期貨與摩臺指期貨之每十五分鐘資料進行研究，後續研究者可使用其他日內價格資料，比較不同頻率的資料所產生的結果是否有差異。也可採不同到期時間之期貨契約價格的資料來研究商品間之價格關聯性，亦可將總體因素納入模型之中，使研究更趨於完備。

參考文獻

- 施雅菁(2003)，「小型台指期貨價格之研究」，私立淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 劉廷麟(2000)，「台股指數期貨與摩根台股指數期貨價格發現能力之探討」，私立淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 黃玉娟、徐守德(1997)，「台股指數現貨與期貨市場價格動態關聯性研究」，證券市場發展季刊，第九卷第三期，21-30頁。
- 戴錦周、陳建宏(2001)，「SIMEX 摩根台指期貨市場效率性之研究」，臺灣銀行季刊，第五十二卷第三期，334-344 頁。
- Abhyankar, A.H.(1995), "Return and Volatility Dynamics in the FTSE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 15(4), 457-488.
- Balke, N. S. and T. B. Fomby (1997), "Threshold Cointegration", *International Economic Review*, 38(3): 627-645.
- 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(6), pp. 619-643.
- Brooks, C. and J. H. Melvin (2001), "Bicorrelations and Cross-Bicorrelations as Non-linearity Tests and Tools for Exchange Rate Forecasting," *Journal of Forecasting*, vol. 20(3), p181-96.
- Chan, K. (1992), "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Markets," *Review of Financial Studies*, 5, 123-152.
- Chan, K. S. (1993), "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of Threshold Autoregressive Model," *The Annals of Statistics*, 21, 520-533.
- 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, 21-34.

- Dwyer, G. P., Jr. P. Locke and W. Yu.(1995), "Index Arbitrage and Nonlinear Dynamics between the S&P 500 Futures and Cash," *Working Paper Series*, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York: John & Sons, Inc.
- Enders, W. and C. W. J. Granger (1998), "Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 304-311.
- Enders, W. and P. L. Siklos (2001), "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business and Economic Statistics*, 29, 166-176.
- Engle, R. E. and C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- Eun, C. S. and S. Shim (1989), "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-256.
- Fama, E. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, 25, 383-417.
- Fleming, J., B. Ostdiek and R.E. Whaley (1996), "Trading Cost and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures, and Option Markets," *The Journal of Futures Markets*, 16, pp. 353-387.
- Ghosh, A. (1993), "Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices," *The Journal of Futures Markets*, 13, 193-198.
- Gonzalo, J. and T. H. Lee (2000), "On the Robustness of Cointegration Tests when Series are Fractionally Integrated," *Journal of Applied Statistics*, 27, 7, 821-827.
- Hansen, B. E. and B. Seo (2002), "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models," *Journal of Econometrics*, 110, 293-318

- Hansen, B. E. and M. Caner (2001), "Threshold Autoregression with A Unit Root," *Econometrica*, 69, 6, 1555-1596.
- Hedge, S. P. and J. B. McDermott (2004), "The market liquidity of Diamonds, Q's, and their underlying stocks," *Journal of Banking and Finance*, 28(5), 1043-1067.
- Hsieh, David A. (1991), "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Market", *Journal of Finance*, 46, No 5, pp. 1839-1875.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-209.
- 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(5), 1309-1329.
- MacKinlay, A.C. and K. Ramaswamy (1988), "Index Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices," *Review of Financial Studies*, 1, 137-158.
- Marshall, D. A. (1993), "Asset Return Volatility with Extremely Small Costs of Consumption Adjustment," *Manuscript*, Kellogg Gradual School of Management, Northwestern University.
- Roll, R. (1988), "The International Crash of October 1987," *Financial Analysis Journal*, Vol.1, 19-35.
- Silber, W.L. (1985), "The Economic Role of Financial Futures in Futures Markets," *Their Economic Role*, Washington D.C..
- Stoll, H.R. and R.E. Whaley (1986), "Expiration Day Effect of Index Option and Futures," *Monograph Series in Finance and Economics*, New York Univ. Monograph 1986-3.
- Stoll, H.R. and R.E. Whaley (1988), "Volatility and Futures: Message Versus Messenger," *Journal of Portfolio Management*, 1, 20-22.

- 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.
- Subrahmanyam, A. (1991), "A Theory of Trading in Stock Index Futures," *Review of Financial Studies*, 4, 17-51.
- Tsay, R. S. (1998), "Testing and modeling Threshold Autoregression Process," *Journal of American Statistical Association*, 443, 1188-1202.
- Tse, Y. K., (1995), "Lead-Lag Relationship between Spot Index and Futures Price of the Nikkei Stock Average," *Journal of Forecasting*, 14, 553-563.
- Tse, Y. (1998), "International Linkages in Euromark Futures Markets: Information Transmission and Market Integration," *Journal of Futures Markets*, 18, 128-149.
- Wahab M. and M. Lashgari (1993), "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach," *Journal of Futures Markets*, 13(7), 711-742.
- Werner, I. M., and A. W. Kleidon (1996), "U.K. and U.S. Trading of British Cross-Listed Stocks: An Intraday Analysis of Market Integration," *Review of Financial Studies*, 9, 619-664.

A Study of the Price Discovery among Taiwan Stock Index, Taiwan Stock Index Futures and MSCI Taiwan Stock Index Futures-Applications of Threshold Models

Yu-Jen Chen³ Jui-Chen Chang⁴

Abstract

Previous analyses using linear cointegrative approach failed to describe the asymmetry of nonlinear relationship between stock index and stock index futures. This study uses threshold cointegration and multiple threshold models to investigate the asymmetry of long-run equilibrium and nonlinear relationships among Taiwan stock index(TS), Taiwan stock index futures(TX), and MSCI Taiwan stock index futures(MX), and to explore the determined process of price discovery. The empirical researches indicate a threshold cointegration and nonlinear relationship exist among TS, TX, and MX. MX is the best indicator in price discovery process, while TS the worst. However, there are reciprocal feedback relationships between any two of them which imply any variation of these three indicators cross-influence among them in two regimes. These data suggest MX is the leading indicator of price fluctuation and informative in investing or hedging.

Key Words: MSCI Taiwan stock index futures, Price Discovery, Threshold Cointegration Model, Multiple Threshold Model

³ Graduate, Institute of Financial Management, Nanhua University

⁴ Associate Professor, Department of Finance, Nanhua University