

美國波動度指數與期貨長短期波動不對稱 之研究

ASYMMETRIC PERMANENT AND TRANSITORY RELATIONSHIPS IN VIX AND VIX FUTURES

李彥賢*

中原大學財務金融學系副教授

邱志昌

淡江大學財務金融研究所博士生

李政毅

中原大學財務金融學系研究生

Yen-Hsien Lee

Associate Professor, Department of Finance

Chung Yuan Christian University

Chih-Chang Chiu

Ph. D. Student, Graduate student of Financial Department

Tamkang University

Cheng-I Lee

Graduate Student, Department of Finance

Chung Yuan Christian University

摘要

本研究期間以 2004 年 3 月 26 日至 2011 年 4 月 30 日之波動度指數現貨與期貨為研究對象，探討兩者間是否具有共整合關係與領先落後的關係，並透過不對稱 Component GARCH 模型來分析兩者之長短期波動是否存在槓桿效果。實證結果發現經由 Johansen 共整合檢定波動度指數現貨與期貨間顯示有長期穩定的共整合關係。

*通訊地址：320 桃園縣中壢市中北路 200 號 財務金融學系，電話：(03)265-5701
傳真：(03)265-5749，Email：yh@cycu.edu.tw、yowei611@hotmail.com

此外，本研究發現波動度指數現貨領先波動度指數期貨與長期效果大於短期效果。從模型發現加入不對稱可得知波動度指數現貨存在槓桿效果，且具有更好的解釋能力。再者，加入誤差修正項不對稱 Component GARCH 模型具有更好的解釋能力，並發現加入誤差修正項之不對稱 Component GARCH 模型為最準確預測波動度指數現貨與期貨之模型。其實證結論給予投資人未來在投資策略上有更大的助益及參考價值。

關鍵字：波動度指數期貨、Component GARCH 模型、不對稱 Component GARCH 模型、長短期波動、共整合、領先落後

ABSTRACT

This study examines the cointegration and lead-lag relationships between VIX and VIX futures from March 26, 2004 to April 30, 2010. The empirical result show the leverage effect in VIX and VIX futures using the asymmetric component GARCH model, and the long-run relationship between VIX and VIX futures by employing the Johansen cointegration test. This study shows that the lead-lag relationship from VIX to VIX futures and the long-run effect have more power than the short-run effect, and the asymmetric component GARCH model has more power than the component GARCH model for the VIX and VIX futures. Furthermore, the asymmetric component GARCH model with the error correction term has more explanatory power than the asymmetric component GARCH model in VIX and VIX futures. This finding is use for investors trading in VIX and VIX futures.

Keywords: VIX futures, Component GARCH Model, Asymmetric Component GARCH Model, Trend and Transitory Component Volatilities, Cointegration, Lead-Lag Relationship

壹、緒論

1987 年美國股市大崩盤之後，美國政府為了保護投資人與穩定股市，紐約證交所提出斷路器的規定，以降低市場波動率。1993 年芝加哥選擇權交易所推出以 S&P100

指數選擇權為標的編列而成的 VIX 指數，在 2003 年指數編列標的方式變更成 S&P500 指數，可以更有效的降低波動率。VIX 指數主要以 S&P500 指數選擇權權利金價格反推所得的隱含波動率，隱含波動率反應市場投資人對未來指數波動的預期，VIX 不僅代表市場多數人對於未來指數波動的看法，更透露市場預期心理的變化，又稱為投資人恐慌指標。當波動度指數愈高時，代表投資人預期未來指數波動更加劇烈，對於未來市場更加恐慌，導致股市波動性愈大，由此發現投資人的恐慌心理會對股市波動造成影響，現在有很多投資人以波動度指數當作投資依據。由於期貨還具有避險，價格發現，投機功能¹，故 2004 年以 VIX 為標的物之期貨商品正式上市交易，多元化衍生性商品更利於股市的穩定度。Zhang, Shu, and Brenner (2010) 研究分析了波動度指數期貨，發現波動度指數現貨與期貨間高度相關。由過去文獻得知已有眾多關於股價指數現貨與期貨的文獻，然而探討波動度指數現貨與期貨的相關文獻著墨有限，因此探討波動度指數現貨與期貨關係之研究迫在眉睫，成為本研究之研究動機。

共整合檢定變數間是否存在長期均衡關係與是否具有共同移動趨勢的特性，若忽略可能造成估計方程式設定錯誤並且導致檢定結果偏誤。共整合關係的確立可以驗證期貨與現貨之間是否存在長期均衡關係，可以更進一步探討期貨與現貨之間的領先落後關係，由於兩者之間並非完全同時變動的，在領先落後關係中，投資人可以從兩者之價差做預測，預測在市場上部分投資人的多空預期心理，甚至透過市場流動性，預測領先落後關係，進而操作取得報酬。由過去文獻得知共整合關係、領先落後關係之重要性，但是運用在波動度指數現貨與期貨的微乎其微，因此本研究探討對波動度指數現貨與期貨的共整合關係、領先落後關係加以研究，以利投資人多一項投資參考之依據。

長短期波動之衡量是投資人之專注之投資指標，長期波動指標對於只想獲取正常報酬與風險趨避的投資人一個重要依據，注重長期收益、資本利得、股利或利息收入，使用的基本分析與技術分析比較全面性，風險較低，這是大部分投資人所偏好的方法；短期波動給想獲取超額報酬，甚至短期暴利的投資人一個依據，這些投資人注重短期資本利得，相對所使用的分析條件較不全面更甚至聽信謠言，風險較高，是少數投機或賭博心態的投資人所偏好的方法。Engle and Lee (1999) 考慮槓桿效果可能存在於市場中，提出不對稱 Component GARCH 模型。長短期效果下若不一致，表示槓桿效果顯著，投資人可以利用此模式判斷，以長期或短期而言，若不對稱效果顯著，則投資人可以把槓桿效果用來評估市場波動的幅度狀況，這個方法可以提供投資人多一個方法做為評斷。由過去文獻得知已有眾多關於長短期波動性不對稱的文獻，然而運用在波動度指數現貨與期貨的相關文獻有限，因此探討波動度指數現貨與期貨的波動性不對稱成為本研究動機。

貳、文獻回顧與探討

一、現貨與期貨文獻

Marten, Kofman, and Vorst (1998) 以門檻迴歸模型估計，在考慮持有成本下期貨與現貨之無套利區間，將門檻與誤差修正模型加以整合。實證結果，當誤差修正項為負數時，期貨報酬之落後期數對現貨之報酬影響是很大的。Hansen and Seo (2002) 提出的門檻共整合觀念及門檻向量誤差模型，來分析台股指數期貨與現貨之長期均衡與短期動態關係。Lin, Chen, and Hwang (2003) 使用門檻共整合與門檻誤差模型來評估台灣股價現貨與指數期貨之關聯性，發現二者間存在雙向因果關係。施雅菁 (2003) 探討現貨市場、台股期貨和小型台指期貨三個市場之相關性。發現三者具有共整合的性質，而台股期貨位於價格發現的領導地位。

Hsu and Wang (2004) 認為指數期貨與現貨之間的價格差距，決定股價指數的重要因素導致原因可能是持有成本理論、市場不完美因素、或是投資人的心理預期等。紀慧君 (2007) 探討原油之現貨、期貨與相關產業股價指數之波動性，以原油現貨為基準，分析波動性於上漲前後三者之間波動相關性及差異性，選取重大事件之樣本期間，探討事件期間之跳躍頻率與機率，發現原油之現貨、期貨與相關產業股價指數在上漲後，其平均跳躍頻率與平均跳躍機率都較小。申林 (2010) 探討中國 PTA 的發展，PTA 工廠嘗試利用 PTA 期貨套利，透過期貨的價格發現功能，預測 PTA 現貨的走勢，發現兩者之間存在很強的相關性且價格關聯與變動非常明顯，PTA 期貨價格的變化直接影響 PTA 現貨價格的走勢，PTA 工廠可以利用期貨的避險功能，鎖定成本與減少原物料漲跌導致成本的風險。

Zhang, Shu, and Brenner (2010) 建立理論波動度指數現貨與期貨之間的關係，瞬時方差之模型使用平方根均值回復過程與隨機長期平均水平。每天校準長期均值和波動度指數，此模型提供良好期貨價格的波動度之預測，在正常市場的情況，這些參數可以被用來估計波動度指數期貨價格。

二、Component GARCH 模型

Engle and Lee (1999) 提出不對稱 Component GARCH 模型，將長短期不對稱效果納入波動性行程中，指稱槓桿效果是代表一種暫時性的反應，亦是在長期波動項中的槓桿效果並不顯著。Christofferson, Jacobs, and Wang (2006) 認為傳統 GARCH 模型無法適切捕捉複雜的動態結構，尋找更優良的動態波動模型，避免波動性估計偏

誤，提出 Component GARCH 行程下，將長短期效果區隔，得到解釋能力更好的動態波動結構模型。證實區隔長短期效果進行分析，可以降低波動性估計偏誤。

余雅雯（2007）探討中國上海及深圳 A、B 四個股市價格模式，使用 Component GARCH-M 模型。發現四個股市股價風險與報酬為正向關係，股價波動實證上，以交易量落後項作為資訊傳遞速度的替代變數，短期波動持續性中上海 A 股與 B 股顯著降低、深圳 A 股與 B 股卻顯著增加；長期波動持續性中深圳 B 股顯著降低，其他三個市場卻顯著保持長期波動持續性。總報酬指數的改變，對 A 股短期波動具正向顯著影響，但 B 股市場卻不顯著，對四個股市的長期波動也都沒有顯著影響。

蘇義凱（2007）研究台股指數與台股指數期貨市場波動性的長短期效果與不對稱長短期效果，進而討論長短期效果的關聯性。發現台股指數與台股指數期貨市場之長短期波動性表現顯著異於零，台股指數期貨市場波動性具有較快的均數回復特性；兩市場皆存在短期槓桿效果。郭念青（2009）使用七種情緒指標和 GJR-GARCH 來檢驗雜訊交易者風險在條件波動與超額報酬上的影響。發現情緒是解釋股票超額報酬和條件波動很顯著的因素，情緒的變化量對於條件波動和超額報酬有很顯著影響，看漲的情緒會使得條件波動向下修正，而看跌的情緒則會使波動向上爬升。此外，也使用 Component GARCH 檢測雜訊交易者風險在長短期的情形，發現情緒在短期波動比長期波動之影響更顯著。

參、研究方法與資料

一、資料來源

本研究選定美國波動度指數現貨（Volatility Index，VIX）與波動度指數期貨（Volatility Index Futures，VIXF）之日資料為主要研究對象，相關資料皆取自於CBOE資料庫，樣本期間自2004年3月26日至2011年4月30日，共1851筆日資料。 $R_{i,t} = (\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}) \times 100$ ，其中 $R_{vix,t}$ 與 $R_{vixf,t}$ 為第 t 期波動度指數現貨與期貨之報酬率， $P_{i,t}$ 與 $P_{i,t-1}$ 為第 t 與 $t-1$ 期波動度指數現貨與期貨。

二、Component GARCH模型

Engle and Lee（1999）放寬 GARCH 模型之設定條件，假設長期波動性的代理變數為一隨機變數，發展出對稱 Component GARCH 模型，條件平均數方程式如下所示：

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^m \theta_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{and} \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (1)$$

其中， $R_t = (R_{vix,t}$ 與 $R_{vixf,t}$) 與 $R_{t-i} = (R_{vix,t-i}$ 與 $R_{vixf,t-i}$) 為第 t 與 $t-1$ 期波動度指數現貨或期貨之報酬率， ε_t 為誤差項。條件變異數方程式如下所示：

$$h_t = q_t + s_t \quad (2)$$

$$s_t = \alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \alpha_2(h_{t-1} - q_{t-1}) \quad (3)$$

$$q_t = \omega + \beta q_{t-1} + \rho(\varepsilon_{t-1}^2 + h_{t-1}) \quad (4)$$

其中， h_t 為條件變異數包含長期 (q_t) 與短期 (s_t) 波動因子， ε_{t-1}^2 表示前期未預期項， $(\alpha_1 + \alpha_2)$ 與 β 分別表示為短期與長期波動性因子的均數回復率²。

Engle and Lee (1999) 考慮槓桿效果可能存在於市場中，提出不對稱 Component GARCH 模型，條件變異數方程式如下所示：

$$h_t = q_t + \alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \varphi D_t(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \alpha_2(h_{t-1} - q_{t-1}) \quad (5)$$

$$q_t = \omega + \beta q_{t-1} + \rho(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \quad (6)$$

其中， D_t 為虛擬變數，當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，則 $D_t = 1$ ，若 $\varepsilon_{t-1} > 0$ ，則 $D_t = 0$ 。 φ 為槓桿效果³，不對稱 Component GARCH 模型之壞消息與好消息對波動影響反應為 $\alpha_1 + \varphi$ 與 α_1 。當 φ 為 0 時，則不對稱 Component GARCH 模型將變成 Component GARCH 模型。

在考慮波動度指數現貨或期貨市場可能存在共整合關係，進一步在不對稱 Component GARCH 模型中加入誤差修正項（稱為不對稱 ECM-Component GARCH 模型），條件平均數方程式如下所示：

$$R_t = \mu + \sum_{i=1}^m \theta_i R_{t-i} + \gamma Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{and} \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (7)$$

其中， Z_{t-1} 為誤差修正項。條件變異數方程式如下所示：

$$h_t = q_t + \alpha_1(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \varphi D_t(\varepsilon_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \alpha_2(h_{t-1} - q_{t-1}) \quad (8)$$

$$q_t = \omega + q_t = \omega + \beta q_{t-1} + \rho(\varepsilon_{t-1}^2 - h_{t-1}) \quad (9)$$

當 γ 為 0 時，則加入誤差修正項不對稱 Component GARCH 模型將變成不對稱 Component GARCH 模型。

肆、實證結果分析

表 1 為波動度指數現貨與期貨日資料之基本統計量分析，由表 1 得知波動度指數期貨的平均數大於現貨的平均數；波動度指數期貨的標準差小於現貨的標準差，表示波動度指數期貨的變動較為穩定，但是兩者差異不大，隱含在兩個市場中同一標的資產的分配情形大致相似。此外，波動度指數現貨與期貨的偏態係數均呈現右偏的現象；波動度指數現貨與期貨資料的峰態係數均呈現高狹峰的現象。在進行樣本分配的常態檢定上，使用 J-B 的統計量為指標，波動度指數現貨與期貨資料的 J-B 值為 3946.180 與 1393.104，兩組資料之 J-B 值皆為 1% 之顯著水準，明顯拒絕了常態分配的虛無假設，說明本研究所探討的資料都顯著異於常態分配。

表 2 為波動度指數現貨與期貨報酬日資料之基本統計量分析，由表 2 得知波動度指數現貨報酬的平均數大於期貨報酬的平均數；波動度指數期貨報酬的標準差明顯小於現貨報酬的標準差，表示波動度指數期貨報酬的變動較為穩定。此外，波動度指數現貨報酬與期貨報酬的偏態係數均呈現右偏的現象；波動度指數現貨報酬與期貨報酬資料的峰態係數均呈現高狹峰的現象。在進行樣本分配的常態檢定上，使用 J-B 的統計量為指標，波動度指數現貨與期貨資料的 J-B 值為 1862.348 與 2236.380，兩組資料之 J-B 值皆為 1% 之顯著水準，明顯拒絕了常態分配的虛無假設，說明本研究所探討的資料都顯著異於常態分配。

由圖 1 與圖 2 波動度指數現貨與期貨日資料走勢圖可發現，波動度指數現貨資料的變動情形較波動度指數期貨資料劇烈，即波動性指數現貨的變動較大。且從圖 3 之資料變動可發現波動度指數現貨與期貨是呈現同向波動。

由表 3 得知，波動度指數現或與期貨在 ADF 單根檢定 Level 的情況下皆為不顯著，即波動度指數現貨與期貨變數皆呈現不穩定狀態，表示投資人在長期間無法以過去價格預測未來價格，即無法拒絕虛無假設，有單根呈現非定態。此外，由 ADF 檢定得知，在一階差分的情況下，波動度指數現貨與期貨通過 10%、5% 甚至通過 1% 顯著水準的單根檢定，即拒絕單根存在的虛無假設，無單根呈現定態，在一階差分過後的序列為定態的時間序列，即 $I(0)$ 的時間序列，可進行迴歸分析。

表1 波動度指數現貨與期貨日資料之基本統計量

統計量	波動度指數現貨	波動度指數期貨
平均數	20.74741	21.53934
標準差	10.87497	9.362815
最大值	80.86000	66.23000
最小值	9.890000	11.15000
偏態係數	2.162777	1.592909
峰態係數	8.696983	5.813094
J-B值	3946.180***	1393.104***

註：1. J-B值為Jarque-Bera之常態分配檢定。

2. ***、**與*分別表示1%、5%與10%之顯著水準。

表2 波動度指數現貨與期貨報酬日資料之基本統計量

統計量	波動度指數現貨報酬	波動度指數期貨報酬
平均數	-0.008713	-0.010605
標準差	6.477613	3.427616
最大值	49.60079	25.81866
最小值	-35.05885	-19.92871
偏態係數	0.665225	0.903381
峰態係數	7.731818	8.074260
J-B值	1862.348***	2236.380***

註：1. J-B值為Jarque-Bera之常態分配檢定。

2. ***、**與*分別表示1%、5%與10%之顯著水準。

表3 單根檢定

ADF 檢定	水準項			1 階差分項		
	C	C&T	Non	C	C&T	Non
波動度指數現貨	-2.5132	-2.6812	-1.1845	-26.3216***	-26.3171***	-26.3287***
波動度指數期貨	-2.1446	-2.3940	-0.9358	-41.6387***	-41.6292***	-41.6499***

註：1. ***、**與*分別具1%、5%與10%之顯著水準。

2. C、C&T與Non分別表示具截距項、截距與趨勢項與無截距與趨勢項模型。

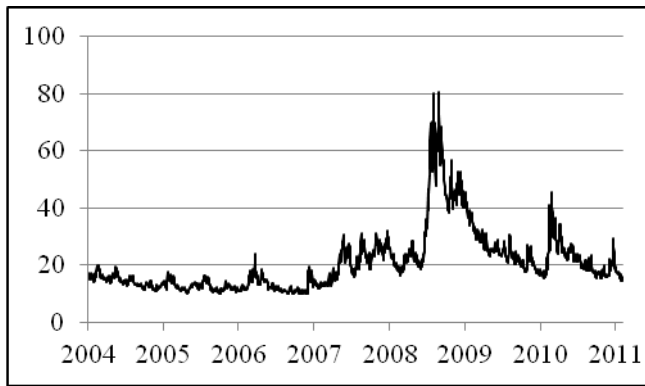


圖1 波動度指數現貨日資料走勢圖



圖2 波動度指數期貨日資料走勢圖

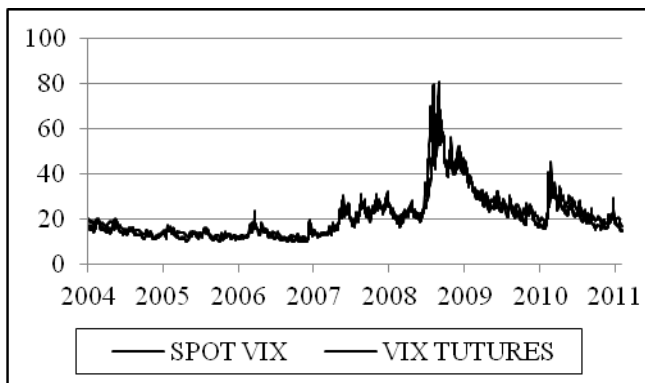


圖3 波動度指數現貨與期貨日資料走勢圖

由表4 Johansen共整合檢定結果發現，波動度指數現貨與期貨間，採用AIC方法，於軌跡測試(Trace test)中之測試值95.6963，大於5%臨界值25.32且大於1%臨界值30.45；採用SC方法，於軌跡測試中之測試值118.9888，大於5%臨界值19.96且大於1%臨界值24.6，即拒絕虛無假設；採用AIC方法，最大特性根檢定(Max-Eigenvalue test)中，其軌跡測試值89.5756大於5%臨界值18.96且大於1%臨界值23.65；採用SC方法，最大特性根檢定中，其軌跡測試值114.1414大於5%臨界值15.67且大於1%臨界值20.2，亦拒絕虛無假設，檢定結果可顯現波動度指數現貨與期貨間，存在長期共整合關係，但由於 $r \leq 1$ 的部分無法拒絕假設，推判至少存在一個共整合向量。故經由Johansen共整合檢定發現，不論在軌跡測試或最大特性根檢定法中，波動度指數現貨與期貨間，有共整合向量存在，顯示波動度指數現貨與期貨間有長期穩定的共整合關係。

表5中之 $Q(20)$ 與 $Q^2(20)$ 表示落後20期的 Q 與 Q^2 統計量，其虛無假設表示落後20期之前不存在統計上的自我相關。從表5得知，波動度指數現貨與期貨無論是在Component GARCH或不對稱Component GARCH模型， Q 與 Q^2 的統計量 P 值皆無顯著水準，代表無法拒絕虛無假設，故接受虛無假設，表示不存在自我相關。

從表5之Component GARCH模型中，本研究可以發現波動度指數現貨與期貨之長期的反應效果會大於短期的反應效果，即 $\rho > \alpha_1$ 。波動度指數現貨與期貨之波動性短期效果 $(\alpha_1 + \alpha_2)$ 為0.383與0.918，表示條件變異數會以0.383與0.918的幾何比率均數回復至非條件變異數，而波動性長期效果 (β) 為0.939與0.970，波動性長期效果相較於短期效果具有較大的均數回復率。在不對稱Component GARCH模型中，可知波動度指數現貨與期貨之槓桿效果 ϕ 顯著，表示波動度指數現貨與期貨存在槓桿效果。

表5表示對波動度指數現貨與期貨進行Component GARCH和不對稱Component GARCH模型的參數估計，估計模型配適實際交易資料的結果。由表5得知，波動度指數現貨與期貨不對稱Component GARCH模型的LLF分別為-5931.99與-4819.63，以及Component GARCH模型的LLF為-5934.2與-4828.63，在5%的顯著水準與臨界值為 $X(1)_{0.05}^2 = 3.84$ 的條件下，進行Component GARCH與不對稱Component GARCH模型的參數相較，其LR4=4.42與18，則拒絕虛無假設，表示模型因為增加解釋變數而明顯增加其解釋能力。因此得知，不對稱Component GARCH模型效果存在。

表4 Johansen 共整合檢定法

Panel A：波動度指數現貨與期貨（AIC準則）						
虛無假設	Trace	5%	1%	Max-Eigenvalue	5%	1%
$r = 0$	95.6963***	25.32	30.45	89.5756***	18.96	23.65
$r \leq 1$	6.1207	12.25	16.26	6.1207	12.25	16.26
Panel B：波動度指數現貨與期貨（SC準則）						
虛無假設	Trace	5%	1%	Max-Eigenvalue	5%	1%
$r = 0$	118.9888***	19.96	24.6	114.1414***	15.67	20.2
$r \leq 1$	4.8474	9.24	12.97	4.8474	9.24	12.97

註：1.***、**與*分別具1%、5%與10%之顯著水準。

2.最適落後期經VAR模型，挑選AIC與SC數值中最低者，落後期數為4期。接著進行Johansen共整合檢定，篩選後為SC model 4最佳。

表5 Component GARCH 與不對稱 Component GARCH 模型比較

	Component GARCH		不對稱Component GARCH	
	波動度指數現貨	波動度指數期貨	波動度指數現貨	波動度指數期貨
C	-0.133 (0.136)	0.003 (0.083)	-0.169 (0.133)	-0.017 (0.079)
RVIX _{t-1}	-0.081 (0.039) **	0.070 (0.021) ***	-0.080 (0.039) **	0.064 (0.021) ***
RVIX _{t-2}	-0.070 (0.036) **	0.036 (0.02) *	-0.079 (0.035) **	0.037 (0.02) *
RVIXF _{t-1}	-0.062 (0.07)	-0.094 (0.046) **	-0.040 (0.073)	-0.091 (0.042) **
RVIXF _{t-2}	-0.056 (0.063)	-0.079 (0.038) **	-0.036 (0.064)	-0.069 (0.039) *
ω	41.311 (2.89) ***	11.787 (0.67) ***	45.869 (3.87) ***	11.780 (0.63) ***
β	0.939 (0.014) ***	0.970 (0.013) ***	0.940 (0.017) ***	0.945 (0.01) ***
ρ	0.090 (0.016) ***	0.027 (0.027)	0.095 (0.024) ***	0.064 (0.009) ***
α_1	0.027 (0.025)	0.023 (0.027)	-0.013 (0.033)	-0.041 (0.013) ***
φ			0.120 (0.033) ***	-0.028 (0.017) *
α_2	0.356 (0.727)	0.895 (0.089) ***	0.712 (0.122) ***	-0.807 (0.058) ***

續下表

續表 5

Q(20)	27.428[0.124]	28.336[0.102]	21.865[0.348]	22.861[0.296]
Q ² (20)	17.589[0.614]	20.181[0.447]	5.413[0.999]	7.1989[0.996]
AIC	6.4331	5.2366	6.4318	5.2280
SC	6.4630	5.2665	6.4647	5.2608
LLF	-5934.2	-4828.63	-5931.99	-4819.63

註：1. LLF為概似函數值。

2.***、**與*分別具1%、5%與10%之顯著水準。

3.Q(n)、Q²(n)分別表示為落後n期之Ljung-Box檢定統計量。

從表 6 可得知，無論是 Component GARCH 或不對稱 Component GARCH 模型，波動度指數現貨影響期貨皆有顯著水準，而波動度指數期貨影響現貨皆沒有顯著水準，代表波動度指數現貨會影響波動度指數期貨，表示波動度指數現貨領先波動度指數期貨。

表 7 中之 Q(20)與 Q²(20)表示落後 20 期的 Q 與 Q² 統計量，其虛無假設表示落後 20 期之前不存在統計上的自我相關，從表 7 得知，波動度指數現貨與期貨無論是在 Component GARCH 或不對稱 Component GARCH 模型，Q 與 Q² 的統計量 P 值皆無顯著水準，代表無法拒絕虛無假設，故接受虛無假設，表示不存在自我相關。

從表 7 之 Component GARCH 模型中，本研究可以發現波動度指數現貨與期貨之長期的反應效果會大於短期的反應效果，即 $\rho > \alpha_1$ 。波動度指數現貨與期貨之波動性短期效果 ($\alpha_1 + \alpha_2$) 為 0.359 與 0.915，表示條件變異數會以 0.383 與 0.915 的幾何比率均數回復至非條件變異數，而波動性長期效果 (β) 為 0.940 與 0.967，波動性長期效果相較於短期效果具有較大的均數回復率。在不對稱 Component GARCH 模型中，可知波動度指數現貨之槓桿效果 ϕ 顯著，表示波動度指數現貨存在槓桿效果。

表 7 表示對波動度指數現貨與期貨進行加入誤差修正項的 Component GARCH 與不對稱 Component GARCH 模型的參數估計，分別估計模型配適實際交易資料的結果。由表 7 得知，波動度指數現貨與期貨不對稱 Component GARCH 模型的 LLF 分別為-5926.72 與-4813.59，以及 Component GARCH 模型的 LLF 為-5928.35 與-4823.01，在 10%的顯著水準與臨界值為 $X(1)_{0.1}^2 = 2.706$ 的條件下，進行 Component GARCH 與不

表6 波動度指數現貨與期貨間的領先落後影響關係

領先落後檢定	Component GARCH		不對稱 Component GARCH	
	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值
波動度指數期貨影響現貨	0.743706	0.4755	0.32263	0.7243
波動度指數現貨影響期貨	6.726248	0.0012	6.21863	0.002

表7 加入誤差修正項的Component GARCH與不對稱Component GARCH模型比較

項目	Component GARCH		不對稱Component GARCH	
	波動度指數現貨	波動度指數期貨	波動度指數現貨	波動度指數期貨
C	-0.236 (0.135) *	0.014 (0.085)	-0.271 (0.140) *	0.008 (0.046)
RVIX _{t-1}	-0.045 (0.04)	0.051 (0.022) **	-0.040 (0.041)	0.042 (0.019) **
RVIX _{t-2}	-0.046 (0.036)	0.024 (0.002)	-0.036 (0.036)	0.022 (0.010) **
RVIXF _{t-1}	-0.082 (0.072)	-0.083 (0.045) *	-0.088 (0.075)	-0.066 (0.038) *
RVIXF _{t-2}	-0.062 (0.063)	-0.078 (0.039) **	-0.074 (0.065)	-0.067 (0.027) **
Z _{t-1}	-6.147 (1.657) ***	3.261 (0.902) ***	-5.853 (1.663) ***	3.155 (0.80) ***
ω	41.303 (2.96) ***	11.683 (0.64) ***	44.295 (3.46) ***	11.824 (0.60) ***
β	0.940 (0.014) ***	0.967 (0.016) ***	0.941 (0.015) ***	0.939 (0.011) ***
ρ	0.091 (0.016) ***	0.029 (0.033)	0.087 (0.018) ***	0.067 (0.009) ***
α_1	0.029 (0.024)	0.020 (0.033)	0.013 (0.031)	-0.045 (0.013) ***
φ			0.101 (0.040) **	-0.021 (0.016)
α_2	0.330 (0.699)	0.895 (0.108) ***	0.463 (0.256) *	-0.802 (0.058) ***
Q(20)	22.196[0.33]	26.79[0.141]	22.57[0.31]	27.228[0.129]
Q ² (20)	17.94[0.591]	5.595[0.999]	21.955[0.343]	7.590[0.994]
AIC	6.4279	5.2316	6.4272	5.2225
SC	6.4607	5.2645	6.4630	5.2584
LLF	-5928.35	-4823.01	-5926.72	-4813.59

註：1. LLF為概似函數值。

2. ***、**與*分別具1%、5%與10%之顯著水準。

3. Q(n)、Q²(n)分別表示為落後n期之Ljung-Box檢定統計量。

4. Z_{t-1}表示加入誤差修正項。

對稱 Component GARCH 模型的參數相較，其 LR=3.26 與 18.84，則拒絕虛無假設，表示模型因為增加解釋變數而明顯增加其解釋能力。因此得知，不對稱 Component GARCH 模型效果存在。

從表 8 可得知，無論是 Component GARCH 或不對稱 Component GARCH 模型，波動度指數現貨影響期貨皆有顯著水準，而波動度指數期貨影響現貨皆沒有顯著水準，代表波動度指數現貨會影響波動度指數期貨，表示波動度指數現貨領先波動度指數期貨。

從表 5 與表 7 得知，不對稱 Component GARCH 模型因為增加解釋變數而明顯比 Component GARCH 模型增加其解釋能力，得知不對稱 Component GARCH 模型效果存在，接著比較不對稱 Component GARCH 模型中，加入誤差修正項與否，何者解釋能力較高。表 7 加入誤差修正項之波動度指數現貨與期貨不對稱 Component GARCH 模型的 LLF 分別為-5926.72 與-4813.59，以及表 5 之不對稱 Component GARCH 模型的 LLF 為-5931.99 與-4819.63，在 1% 的顯著水準與臨界值為 $X(1)_{0.01}^2 = 6.635$ 的條件下，進行不對稱 Component GARCH 模型與加入誤差修正項不對稱 Component GARCH 模型的參數相較，其 LR=10.54 與 12.08，則拒絕虛無假設，表示模型因為增加解釋誤差修正項而明顯增加其解釋能力。因此得知，加入誤差修正項會增加解釋能力。

伍、結論

本研究期間以 2004 年 3 月 26 日至 2011 年 4 月 30 日之波動度指數現貨與期貨為研究對象，探討兩者間是否存在共整合關係、領先落後的關係與長短期效果，並透過加入不同變數之 Component GARCH 模型來分析兩者與比較模型的解釋變數能力。

本研究得知波動度指數期貨變動較為穩定，但是波動度指數現貨與期貨差異不大，隱含同一標的資產在兩個市場的分配情形大致相似，由資料變動可發現波動度指數現貨與期貨是呈現同向波動。實證結果發現經由 Johansen 共整合檢定發現，波動度指數現貨與期貨間，有共整合存在，顯示波動度指數現貨與期貨間有長期穩定的共整合關係。Component GARCH 或不對稱 Component GARCH 模型中，顯示波動度指數現貨領先波動度指數期貨，發現波動度指數現貨與期貨之長期的反應效果會大於短期的反應效果，且波動性長期效果相較於短期效果具有較大的均數回復率。而在不對稱

表8 加入誤差修正項之波動度指數現貨與期貨間的領先落後影響關係

領先落後檢定	Component GARCH		不對稱 Component GARCH	
	F 統計量	P 值	F 統計量	P 值
波動度指數期貨影響現貨	1.066415	0.3445	1.326552	0.2656
波動度指數現貨影響期貨	3.390321	0.0339	3.017012	0.0492

Component GARCH 模型中，波動度指數現貨存在槓桿效果。比較是否加入誤差修正項之 Component GARCH 與不對稱 Component GARCH 模型對於波動度指數現貨與期貨進行的參數估計，發現加入誤差修正項之不對稱 Component GARCH 模型為最準確預測波動度指數現貨與期貨之模型。其實證結論將提供投資人對於波動度指數現貨與波動度指數期貨交易之投資策略參考。

致謝

本研究感謝國科會經費補助，其國科會計畫編號 100-2815-C-033-030-H 與 99-2410-H-033-023-NY2。

註釋

1. 避險：商品的擁有者和商品使用者，利用期貨規避風險。價格發現：期貨是標的商品未來交易的價格，因此期貨與現貨價格之間會有價差，期貨價格是代表未來的交易價格，有領先現貨的功能，稱為價格發現。投機：供需造成商品價格波動，市場價格的變動可能造成虧損及獲利，部分投資人願意承擔風險來獲取價格波動可能帶來的利益，由於投機者的介入，使期貨市場更熱絡及增加流動性，使避險者順利將價格風險移轉。
2. 均數回復率表示，短期與長期下波動性將收斂至平均值的特性。在經濟意義的表現上，若均數回復率越小，表示市場衝擊對波動性期望值影響的敏感程度越小，即市場受到衝擊訊息後，波動性的反應效果能迅速反應市場所釋放的衝擊，且具有較低

的持續影響力。

- 3.在不對稱 Component GARCH 模型中；若訊息反應在長短期效果下存在不一致現象，表示槓桿效果顯著。一般而言，若長期不對稱效果顯著，表示訊息對報酬率的波動性具有持續的特性，因此在長期下，市場參與者應考慮槓桿效果對交易的影響。反之，若短期不對稱效果顯著，則市場參與者應該將槓桿效果納入短期交易中。
- 4.LR 計算方式： $LR = -2(L_{\text{nult}} - L_{\text{alternative}}) \sim X^2(K)$ ，K 表示在對立假設下多增加的解釋變數個數。當 $K=1$ 及 10%顯著水準，若 $LR > X_{0.1}^2(1) = 2.706$ ，則拒絕增加的解釋變數具有解釋能力之虛無假設。

參考文獻

一、中文部分

1. 申林(2010)，淺析PTA期貨和PTA現貨及原油期貨價格的相關性，現代商業，2010，76-78。
2. 余雅雯(2007)，長期與短期波動下的中國股市模式分析，國立高雄第一科技大學金融營運所碩士論文。
3. 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所碩士論文。
4. 紀慧君(2007)，原油現貨、期貨與相關性產業之連動關係，私立淡江大學財務金融所碩士論文。
5. 郭念青(2009)，波動成分情緒指標與雜訊交易者風險，國立交通大學經營管理所碩士論文。
6. 蘇義凱(2007)，台股指數現貨與期貨市場波動性之長短期效果及關聯性，私立中原大學國際貿易所碩士論文。

二、英文部分

1. Christofferson, P., K. Jacobs, & Y. Wang (2006). Option Valuation with Long-run and Short-run Volatility Components. Working Paper, McGill University.

2. Engle, R., & G. Lee (1999). A Permanent and Transitory Component Model of Stock Return Volatility. In Cointegration, Causality and Forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W. J. Granger (Oxford University Press, New York).
3. Hansen, B. E., & B. Seo (2002). Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models. Journal of Econometrics, 110, 293-318.
4. Hsu, H., & J. Wang (2004). Price Expectation and the Pricing of Stock Index Futures. Review of Quantitative Finance and Accounting, 23(2), 167-184.
5. Lin, C., S. Chen, & D. Hwang (2003). An Application of Threshold Cointegration to Taiwan Stock Index Futures and Spot Markets. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 6, 291-304.
6. Martens, M., P. Kofman, & T. C. F. Vorst (1998). A Threshold Error-Correction Model for Intraday Futures and Index Returns. Journal of Applied Econometrics, 13, 245-263.
7. Zhang, J. E., J. Shu, & M. Brenner (2010). The New Market for Volatility Trading. The Journal of Futures Markets, 30(9), 809-833.

2011年12月30日收稿

2012年01月05日初審

2012年03月30日複審

2012年05月16日接受