

台灣 TFT-LCD 產業上中下游股價之長期記憶、關聯性與波動外溢效果之研究：FIEC-HYGARCH 模型之應用

劉祥熹*、劉浩宇**

摘要

本文旨在探討台灣 TFT-LCD 產業上中下游股價之長期記憶、關聯性與波動外溢效果。基於此，本文建構 FIEC-HYGARCH 模型進行實證分析，樣本期間為 2003 年 1 月 1 日至 2010 年 6 月 30 日。實證結果證實 FIEC-HYGARCH 模型可正確捕捉長期記憶效果。台灣 TFT-LCD 面板產業上中下游股價指數報酬率具有自身外溢效果，TFT-LCD 面板產業上中下游股價指數皆為非效率性，亦投資人可使用過去的資訊預測 TFT-LCD 面板產業上中下游股價指數報酬率。實證結果也顯示台灣 TFT-LCD 產業上游與中游及中游與下游股價指數具波動外溢效果，此隱含投資人購買台灣 TFT-LCD 上中下游產業股票時需考慮彼此間之外溢性。最後，條件變異之估計結果則顯現 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率於上中下游之間具動態關聯性。

關鍵詞：長期記憶、分數共整合、誤差修正模型、HYGARCH 模型、波動外溢

JEL 分類代號：C33, C58, G14

* 臺北大學國際企業研究所教授兼所長，本文聯繫作者。電話：(02)26732670，Email：hsiang@mail.ntpu.edu.tw。

** 臺北大學國際企業研究所碩士。

台灣 TFT-LCD 產業上中下游之長期 記憶、股價關聯性與波動外溢效果之 研究:FIEC-HYGARCH 模型之應用

劉祥熹、劉浩宇

壹、前言

全球對液晶顯示器 (LCD) 的需求日益增加，2006 年全球大型 TFT-LCD 產值為 57,195 百萬美元，此種產業的發展也逐漸受到矚目。又在全球化的趨勢下，企業常透過貿易往來與互相投資，增加彼此的競爭力，也使得金融市場的關連性以及 TFT-LCD 上中下游產業連動性大增，此也引發該產業股市之間產生互相牽動的關係，又股市也常容易受到重大消息的影響，而促使股市之間的連動效果加深，使得股市間之資訊遞移效應與外溢效果應更不容忽視，又股市不會立即調整所接受訊息，這顯示過去落後多期的股價表現仍強烈影響當期股價的表現，亦即具有長期記憶 (long memory)，上述有關 TFT-LCD 上中下游產業股市間連動性、波動外溢效果與長期記憶也常左右投資人之風險控管與報酬之獲利性。因此，探討 TFT-LCD 上中下游產業間之股市連動性、波動外溢效果以及長期記憶也成為產、官、學界所關心的議題之一，亦為本文研究之重要課題。

近年來在政府全力支持下，面板產業也成為『兩兆雙星』計畫中，半導體之外另一個極力發展的產業。臺灣面板產業，為了在世界上佔有一席之地，也加速了上、中、下游產業的佈局，而面板相關產業間互相依存分工極為明顯，彼此之間有很高程度的關連性以及連動性。根據工研院經資中心統計，自 2007 年以來台灣液晶顯示器產業總產值已達新台幣 7,000 億元，預估今年全年產值將繼續攀升超過 1 兆 4,000 億元的規模，在近

7,000 億元產值中，大尺寸顯示器營收已達 4,164 億元，中小尺寸營收 434 億元，台灣廠商無論在出貨量或是營收狀況，皆成為全球最大 TFT-LCD 生產國，以此可知液晶顯示器已成為台灣近年來重要的產業之一。短短數年間，台灣已創造出另一個世界級的產業奇蹟。因此，台灣 TFT-LCD 面板相關產業之公司的發展與股價也逐漸受到投資人的青睞以及重視，又投資人從事股票投資活動時，可透過對產業之分析及股價預測做出具避險與套利之投資決策模式，又在投資人對面板產業類股的持續加碼下，進一步探討台灣 TFT-LCD 面板相關產業股價之連動性、長期記憶以及其波動性之外溢效果，亦為本文以台灣 TFT-LCD 作為研究對象之原因。

就產業上、中、下游股價關聯或股市連動之相關文獻中，張裕波 (1997) 採用 Granger 因果關係檢定和向量自我迴歸模式 (VAR) 時間數列模型來探討實電子股上、中、下游各公司股價間的關係是否存在關聯性、連動效應、市場效率性。研究發現下游電子股大多是被影響者；上游電子類股，被自身解釋的比例很高，明顯是一領導類股，較不受中、下游電子類股的影響，依序為上游電子類股、中游電子類股、下游電子類股；而台灣的電子股間的確存在有連動的關係，其中上游較易影響中、下游，且衝擊多為一星期以上。何威翰 (1998) 以因果關係檢定作為檢定方法，以個別產業產品銷售額成長率作為產業景氣指標，來探討個人電腦相關產業上、中、下游產業是否相互影響。從實證的結果可以得知，個人電腦相關產業上游對中游及下游的影響性較為明顯，而下游產業對上中游產業的影響程度較小。陳姿吟 (2000) 採用向量自我迴歸模型和因果關係分析，來探討台灣股市積體電路產業上、中、下游股價關聯性，依我國積體電路產業的製程階段，依序分別編列 IC 設計，光罩，IC 製造，IC 測試封裝指數，並據以探討 IC 上，中，下游產業股價的關聯性。研究發現四種指數間存在共整合現象，亦即四種指數間具有長期穩定的關係；由因果關係分析顯示光罩指數對 IC 製造指數及 IC 製造指數對 IC 測封指數存在因果關係，此結果大致與上、中、下游的產業關係相符合。曾前勝 (2004) 利用變異數分解、衝擊反應分析及 granger 因果關係檢定，來探討台灣 TFT-LCD 產業上、中、下游股價之連動性。根據實證結果顯示，上、中、下游報酬率皆為恒定數列；而下游對中、上游的

影響較大，因此可利用下游指數對中上游做預測，即下游為中上游的領先指標。

陳章豪 (2005) 利用雙變量 EGARCH 模型，來探討台灣半導體產業上、中、下游股價關聯性與波動性外溢效果，依台灣半導體產業上、中、下游各前 12 名營收編製產業上、中、下游股價加權指數。實證結果發現上、中、下游之間不僅受其本身的遞延影響外，也會受到另一市場影響。亦即上游加權股價指數報酬除受到其本身的遞延影響外，也受到中游加權股價指數報酬的遞延影響，其餘兩組之實證結果亦相同；上、中、下游加權股價指數報酬的波動性明顯存在 GARCH 效應，這表示兩兩市場間的波動遞延外溢效果明顯；波動不對稱現象在中游和下游較顯著；上、中、下游股價指數報酬對匯率變動與利率變動的波動性外溢效果的反應程度，以中游股價指數反應程度最大，上游股價指數報酬反應程度最小。劉祥熹與陳揚仁 (2007) 建構 FIEC-FIGARCH 模型分析台灣、韓國與日本 TFT-LCD 面板產業股價指數之連動性，實證結果證明 FIGARCH 模型可以正確的捕捉長期之波動。台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率具有自身外溢效果，而任何一國之 TFT-LCD 面板產業指數報酬率皆為非效率市場，亦可以使用過去的資訊來預測任何一國之 TFT-LCD 面板產業指數報酬率。台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率的變動能藉由三國 TFT-LCD 面板產業股價指數之共移來進行調整至長期均衡。在波動外溢效果方面，日本 TFT-LCD 面板產業與台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率波動外溢效果會受到互相影響；韓國與日本亦有相同之關係，韓國 TFT-LCD 面板產業與日本 TFT-LCD 面板產業指數報酬率波動外溢效果也會受到互相影響。根據上述相關文獻，TFT-LCD 產業上、中、下游皆有顯著之相互連動關係，實證結果發現上、中、下游之間不僅受其本身的遞延影響外，也會受到另一市場影響。本研究之中，台灣 TFT-LCD 面板產業間不論在長期或短期之下有相當程度的相關聯性。股價之間具有長期記憶，整數共整合或是 VEC 模型較不適合估計長期資訊。因此，建構可捕捉長期動態行為之模型作為分析依據有必要。

依據過去實證研究指出，許多金融數據資料中發現具有緩長記憶 (long memory) 之現象，亦即過去之行為會影響到目前之表現，且在時間序列上則有長時距之依存現象

(long range dependence)，如此在資料上則顯現較長時間之樣本自我相關函數 (Autocorrelation Function, ACF)，漸漸的遞減以至於最後達成均數回復的現象，這就顯示出過去落後多期的變數仍然有相當的程度會影響到當期。整數共整合 (integer cointegration) 是對變數的線性組合在長期具有穩定的關係 (stationary relationship) 為建立模式之基礎，但卻沒去探討變數受自我序列關係落後多期所造成的影響，而當變數有自我序列關係落後多期的現象發生時，變數之間就會類似有長期記憶，會使當期變數受到前期的資料影響，且所受影響的速度相當的緩慢，致使數列在較長的時間下才可產生共移現象，因此本研究進一步採用分數共整合 (fractional cointegration) 模型以捕捉財務及經濟資料具有緩長記憶之現象。

鑑於有些較無法預測的市場消息也常會造成台灣或國際股市波動，這類型的波動也存在高度的異質性，建立可探測到股價波動群聚 (volatility clustering) 的模型，才可完整的抓住股價波動的變化。Engle (1982) 提出自我迴歸條件異質變異模型 (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity model, ARCH model)，其模型允許變異數有異質性，使模型可以去捕捉到股市股價條件的變動，這表示出此變動有波動叢聚的效果，也可看出股價報酬會隨著時間的改變而變動。Bollerslev (1986) 將此概念延伸，進而提出一般化自我迴歸條件異質變異數模型 (Generalized ARCH model, GARCH model)，他認為應該把前期的條件變異數加入模型中當作為解釋變數，才可去解決 ARCH 模型所需要的較長落後項 (lag)，及滿足條件變異數恆為正。但 GARCH 模型的條件變異數所捕捉到的波動性為短期，因此用 GARCH 模型去找出長期動態行為之長期持續性，可能並不適合的。因此 Baillie et al. (1996) 提出「分數整合 GARCH」 (Fractional Integrated GARCH, FIGARCH) 模型，應用於高頻率資料的市場，去描述具有波動性且具有長期記憶 (long memory) 性質的資料。Davidson (2004) 指出 FIGARCH 模型雖然可以描述長期記憶，但資產價格明顯的存在結構性轉換，會導致此模型無法輕易的去分辨記憶大小，進而產生誤差或假性長期記憶。因此，Davidson (2004) 又提出 FIGARCH 之一般式，為「HYGARCH」 (Hyperbolic GARCH, HYGARCH) 模型，區分振幅與記憶的特性，以解決此問題。

綜合上述，本研究選取台灣 TFT-LCD 產業上、中、下游的股價為研究對象，因為考量台灣 TFT-LCD 產業分工極為明顯，有相當程度的互相依存關係，又投資人為在股市投資中獲取價格發現、套利以及避險之決策資訊，也會注意相關產業之股價變動，包括產業間股價報酬之波動外溢效果與長期記憶效應。因此，本文擬建構 FIEC-HYGARCH (hyperbolic GARCH) 模型，作為本研究探討台灣 TFT-LCD 產業上、中、下游產業之股價運動關係之基本模型建構並進行實證分析，冀望所獲資訊利於提供投資人價格發現、套利、投資組合與避險及政府單位擬定該項股市活絡措施之策略與政策意涵 (strategic and policy implications)¹。

貳、長期記憶、HYGARCH 模型架構及其認定以估計方法

本文考慮分數整合過程，用以描述長期記憶，必須進行分數差分 (fractional different)，以下說明長期記憶與分數整合過程之理念與模型架構，再而闡釋長期記憶之模式認定與估計方法。

¹ 有關本文提及市場非效率性，乃隱含提供投資人在該產業上中下游市場股票投資上可提供價格發現、套利與避險之策略意涵。有關交易策略擬定仍須考慮交易成本的相關內涵，並非目前本文的主軸將其作為本文未來研究方向。因此，若採用分數共整合之理論來分析均衡誤差，可避免將均衡誤差當成非定態之序列。因為一般雖可利用單根檢定來檢定均衡誤差是否為定態，但是有時均衡誤差的穩定速度很緩慢，所以利用分數共整合更能捕捉到均數回復之行爲 (mean reversion behavior)。

一、長期記憶與 HYGARCH 模型架構

(一)長期記憶

一穩態的時間數列，若衝擊 (shock) 只具短期效果，過去的衝擊對於目前的隨機數列不具影響，稱為短期記憶 (short memory)。而長期記憶是指時間數列有相當緩慢且長期的自我相關之現象，而其自我相關係數 (ACF) 經過檢定後依舊顯著，且其相關性會隨著時間而緩慢衰退 (decay) 的現象，亦即過去的衝擊對於目前的數列有顯著的影響，變數本身的行為就像如具有長期記憶之行為。根據 Cheung (1993) 提出長期記憶的特性，如一數列有長期記憶之特性，雖然數列可能為不穩定，但在長期期間之下，此數列會趨於穩定。ARMA(p, q) 模型與 ARFIMA(p, d, q) 模型最主要之差別為 $d = 0$ 與否，但在自我相關函數 (ACF) 遞減速度方面有相當大的差別。接著將利用 ACF 區別短期與長期記憶。

1. ARMA(p, q), $d = 0$: 短期記憶性質，其 ACF 為快速的幾何率遞減

$$|\rho_k| \sim Y_1 r^k, k \rightarrow \infty$$

ρ_k : 落後 k 期之自我相關係數， $Y_1 > 0$ 之常數， $0 < r < 1$ 。

2. ARFIMA(p, d, q), $-0.5 < d < 0.5$: 長期記憶性質，其 ACF 為呈現緩慢的雙曲線率 (hyperbolic rate) 遞減

$$|\rho_k| \sim Y_2 r^k, k \rightarrow \infty$$

ρ_k : 落後 k 期之自我相關係數， $Y_2 > 0$ 之常數。

依上述可知 $-0.5 < d < 0.5$ 時，ACF 呈現相對緩慢的遞減，而且當 d 值愈大，遞減速度會愈緩慢，而 $-0.5 < d < 0$ 時，則稱為此序列具有長期記憶之中度記憶。

(二)分數整合

Granger (1980)、Granger and Joyeux (1980) 及 Hosking (1981) 首先在經濟的議題上，

應用長期記憶的概念，提出分數共整合 (fractionally integrated) 模型，而分數整合過程又可以稱為「分數差分」(fractionally differenced)過程。所謂長期記憶性，是指衝擊所造成的持續性是以緩慢的雙曲線速率衰退；而過去的衝擊對於目前的隨機序列不具影響，則稱為短期記憶 (short memory)。

首先分數整合模型定義一序列 y_t 和平均數為 μ ，對序列 y_t 做 d 階差分，若符合 ARMA 過程，則稱為 y_t 為 d 階整合序列，表示為 $I(d)$ 。 d 之分數整合過程，表示如下：

$$\phi(L)(1-L)^d(y_t - \mu) = \theta(L)\varepsilon_t ; \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$\phi(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j L^j \quad (2)$$

$$\theta(L) = 1 - \sum_{j=1}^q \theta_j L^j \quad (3)$$

ε_t 為平均數為 0 的弱定態 (weak stationary) 序列，也就是 ε_t 殘差項為 $I(0)$ 。 $\phi(L)$ 為 p 階自我迴歸多項式 (autoregressive polynomial)， $\theta(L)$ 為 q 階移動平均多項式 (moving-average polynomial)。 L 為落遲運算因子 (back shift operator)， $(1-L)^d$ 表示整合過程之差分運算式。當 $p = q = 0$ ，(1) 式可簡化為 $I(d)$ ，且

1. 當 $d = 0$ ，則 (1) 式成為 ARMA(p, q) 模型。
2. 若 $d = 1$ 時，則 (1) 式為 ARIMA(p, d, q) 模型。
3. 若 $0 < d < 1$ 時，則 (1) 式為 ARFIMA(p, d, q) 模型。

根據前述的 ARFIMA 模型，若兩個數列之間具有共整合關係且共整合數列為 Z_t 。當 $d = 0$ 時， Z_t 屬於 VAR 模型；當 $d = 1$ 時， Z_t 屬於整數整合模型；而當 $0 < d < 1$ 時， Z_t 則可以表示為由為分數整合模型 $[(1-L)^d - (1-L)]Z_t$ 。

(三)HYGARCH (hyperbolic GARCH) 模型

無法預測的負面消息也常會造成股市波動，而這類型的波動也存在高度的異質性，建立可探測到股價波動群聚 (volatility clustering) 的模型，才可完整的抓住股價波動的變化。Engle (1982) 提出 ARCH model，其模型允許變異數有異質性，使模型可以去捕捉到股市股價條件的變動，這表示出此變動有波動叢聚的效果，也可看出股價報酬會隨著時間的改變而變動。Bollerslev (1986) 將此概念延伸，進而提出一般化自我迴歸條件異質變異數模型 (generalized ARCH Model)，他認為應該把前期的條件變異數加入模型中當作為解釋變數，才可去解決 ARCH 模型所需要的較長落後項 (lag)，及滿足條件變異數恆為正。但 GARCH 模型的條件變異數所捕捉到的波動性為短期，因此用 GARCH 模型去找出長期動態行為之長期持續性，是不適合的。因此 Baillie et al. (1996) 提出「分數整合 GARCH」(FIGARCH) 模型，應用於低頻率資料的市場，去描述具有波動性且具有長期記憶 (long memory) 性質的資料。Davidson (2004) 指出 FIGARCH 模型雖然可以描述長期記憶，但資產價格明顯的存在結構性轉換，會導致此模型無法輕易的去分辨記憶大小，進而產生誤差或假性長期記憶。因此，Davidson (2004) 提出 FIGARCH 之一般式，為「HYGARCH」(hyperbolic GARCH) 模型，區分振幅與記憶的特性，以解決此問題。

HYGARCH 模型如下：

$$\sigma_t^2 = \frac{\beta_0}{\beta} + \left[1 - \frac{\phi(L)}{\beta} (1 + \alpha((1-L)^d - 1)) \right] \varepsilon_t^2, \quad \beta = 1 - \beta(L)$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta(L)\sigma_t^2 + \left[1 - \beta(L) - \phi(L)(1 + \alpha((1-L)^d - 1)) \right] \varepsilon_t^2$$

α ：波動振幅，衡量波動性之最大變異。

1. 當 $\alpha=1$ ， $\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta(L)\sigma_t^2 + (1 - \beta(L) - \phi(L)(1-L)^d)\varepsilon_t^2$ ，為 FIGARCH。

2. 當 $\alpha=0$ ， $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2$ ，為 GARCH。
3. 當 $0 < \alpha < 1$ ，為 HYGARCH。

二、HYGARCH 模型之認定與估計方法

(一)長期記憶之檢定

有關長期記憶之檢定方法說明如下：

1. GPH (Geweke and Proter-Hudak, 1983)

GPH 法的檢測步驟：

Step1：首先對向量 Z_t 取一階差分，再以 X_t 為新的數列， $\Phi(L)(1-L)^d X_t = \Theta(L)\varepsilon_t$ ，其中

$$X_t = (1-L)Z_t\Theta(L)\varepsilon_t。$$

Step2：將 X_t 轉為光譜函數 $f_z(w) = ABS[1 - \exp(i\eta)]f_u(\eta)$ ，其中 $f_u(\eta)$ 為 Z_t ，在次數為 η 下的光譜密度函數；再以三角函數表示光譜函數 $f_z(w) = 2[\sin(\eta i / 2)]^{(-2d)} f_u(\eta)$ ，其中

$$\eta_i = 2j\pi/T，T 為樣本數，j = 0, 1, \dots, T-1。$$

Step3：對光譜函數取自然對數，稱光譜迴歸式，

$$\ln(f_z(w)) = \ln[f_u(0)] - \tilde{d} \ln[4 \sin^2(\eta_i / 2)] + \ln[f_u(\eta_i) / f_u(0)]，$$

其中 $\tilde{d} = 1 - d$ ，當 η 趨近於 0，將上式改為：

$$\ln(f_z(I(w))) = \ln[f_u(0)] - \tilde{d} \ln[4 \sin^2(\eta_i / 2)] + \ln[f_u(\eta_i) / f_u(\eta_i)]$$

Step4：最後建立 $\ln(I(w_i)) = \beta_0 - \beta_1 \ln(4 \sin^2(\eta_i / 2)) + \varepsilon_i$ 來進行估計，採最小平方方法將 β_1 估出，其中， β_1 為 \tilde{d} 的一致估計式， β_1 的變異數為 $\pi^2 / 6$ ， $I(w_i)$ 為 X_t 在 w_i 次數之下的週期圖，依最小平方方法將 \tilde{d} 及 d 估出，再將 d 值放入模式中進行下一步實證分析。

2. CSS (conditional sum of squares method) 法

Chung and Baillie (1993) 提出的 CSS 法來估計 ARFIMA(p, d, q) 模型，若一序列 y_t 平均數為 μ ，對序列 y_t 做 d 階差分後若是一個 ARMA 過程，則稱為 y_t 為 d 階整合序列。假若 d 為分數型式，則 y_t 為 ARFIMA(p, d, q)。表示如下：

$$\varphi(L)(1-L)^d(y_t - \mu) = \vartheta(L)\varepsilon_t; \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (4)$$

其中 $\varphi(L) = 1 - \sum_{j=1}^p \varphi_j L^j$ ， $\vartheta(L) = 1 - \sum_{j=1}^q \vartheta_j L^j$ ， $\varphi(L)$ ， $\vartheta(L)$ 的根皆大於單位圓 (outside unit circle)， L 為落遲運算因子 (back shift operator)。

由未條件化之最大概似函數可以估計 ARFIMA(p, d, q) 模型的係數， $\lambda' = \mu\beta'$ ， $\beta' = (d, \varphi_1, \dots, \varphi_p, \vartheta_1, \dots, \vartheta_q, \sigma^2)$ ：

$$L(\lambda) = -\left(\frac{T}{2}\right) \log(2\pi) - \left(\frac{1}{2}\right) \log |\Sigma| - \left(\frac{1}{2}\right) (y - \mu)' \Sigma^{-1} (y - \mu) \quad (5)$$

其中 Σ 表示共變異數矩陣。

若將 (5) 式中的些許起始值固定，則可以得到條件化最大概似函數 (conditional MLE)，再將其最大化，相當於最小化條件總和平方項 (conditional sum of square)：

$$MinS(\lambda) = \frac{1}{2} \log \sigma^2 + \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 \quad (6)$$

其中， $\varepsilon_t^2 = [\varphi(L)\vartheta(L)^{-1}(1-L)^d(y_t - \mu)]^2$ 再利用逼近法求得最大化條件性最大概似函數 (approximate likelihood function) (或是最小化條件總和平方項) 如 (7) 式所示：

$$\ln L(u, d, \sigma^2, \varphi_i, \vartheta_i) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2 \quad (7)$$

$$S(\mu, d, \sigma^2, \varphi_i, \vartheta_i) = \frac{T}{2} \ln \sigma^2 + \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T \left[\vartheta(L)^{-1} \varphi(L)(1-L)^d (y_i - \mu) \right]^2 \quad (8)$$

Li and McLeod (1986) 證明，若不考慮 ARFIMA(p, d, q) 之常數項 μ ，或令常數項 μ 為 0，且假設 σ^2 為 1，即： $\varphi(L)(1-L)^d (y_i - \mu) = \vartheta(L)\varepsilon_i$ ； $\varepsilon_i \sim iid(0,1)$ ，則可以得到估計參數 $A = [d \varphi_1 \varphi_2 \dots \varphi_p \vartheta_1 \vartheta_2 \dots \vartheta_q]$ 之估計值會以 $T^{\frac{1}{2}}$ 的速度收斂至常態分配，表示如下：

$$T^{\frac{1}{2}}(\hat{A} - A) \rightarrow N\left(0, \lim_{T \rightarrow \infty} (I(A)/T)^{-1}\right) ; I(A) \text{ 表示資訊矩陣。} \quad (9)$$

Baillie and Bollerslev (1994) 提出在 ARFIMA 穩定且可逆的條件之下，其 d 值就能介於 $-0.5 \sim 0.5$ 之間，則 d 的最大概似估計量，就會以 $T^{\frac{1}{2}}$ 的速度收斂。實證上的作法，為可使 ARFIMA 之 d 值能介於 $-0.5 \sim 0.5$ 之間，所以在做檢定時通常先將殘差項先做一階差的處理之後，再而做下列的檢定：

$$H_0 : d - 1 = 0 \text{ v.s. } H_1 : d - 1 \neq 0$$

若拒絕虛無假設，則表示應接受緩長記憶的假設。但由於 Agiakoglou et al. (1992) 指出 GPH 法所得的估計值將會有所偏誤，當干擾具有強烈自我相關時，故本文採取 CSS 法來進行分析。

(二)HYGARCH 模型之估計

ARCH 模型具有高度非線性，因此用最大概似估計法對樣本母體所導出的概似函數之一階導式，並無法求出參數估計值之正確解，因此必須利用反覆程序之遞迴演算法 (iterative algorithm)。而 GARCH 相關模型都可以展開為 ARCH(∞)，是屬於 ARCH 族，因此估計的方法也和 ARCH 模型一樣。Engle (1982) 認為利用最大概似估計法 (Maximum,

Likelihood Estimation, MLE) 來估計 ARCH 模型的參數是最佳的方法，因為 ARCH 模型具有高度非線性相依，雖然採用傳統的 OLS 做參數估計雖為不偏且一致的估計數，但是 OLS (ordinary least squares) 並沒有達到 Cramer-Rao Bound，因此採用 MLE 比起用 OLS 更有效率。估計 ARCH 族常用的遞迴演算法如下：

1. Scoring 演算法

條件變異數為

$$\sigma_t^2 = E(\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim f(\bullet)$ 是服從某特定之分配。

令 $\phi = (\beta', \alpha')$ 為待估計的參數向量， $L_t(\phi)$ 為第 t 期觀察值的對數概似函數。

$L(\phi) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T L_t(\phi)$ ， $L(\phi)$ 是 T 期的平均對數概似函數。

Scoring 演算法之公式如下：

$$\phi^{(i+1)} = \phi^{(i)} + \lambda_i [I(\phi^i)]^{-1} Q(\phi^i)$$

其中 $\phi^{(i)}$ 為第 i 次的參數估計值， $I(\phi^i) = -E \left[\sum_{t=1}^T \frac{\partial L_t}{\partial \phi \partial \phi'} \right]$ 為訊息矩陣。

$Q(\phi) = \sum_{t=1}^T \frac{\partial L_t}{\partial \phi}$ 為每步變化的梯度， $\lambda_i = \phi^{(i)} - \phi^{(i-1)}$ 目的在於確保趨近極值的過程會朝

正確方向前進。

2. BHHH 演算法

基於 GARCH 模型較 ARCH 模型多了前期條件變異數之參數部份。因此，Bollerslev (1986) 建議使用 BHHH 演算法求參數估計法，本文也將採用 BHHH 演算法來進行估計。其他說明與 Scoring 演算法相同，不同的為其演算公式為：

$$\phi^{(i+1)} = \phi^{(i)} + \lambda_i \left(\sum_{t=1}^T \frac{\partial L_t}{\partial \phi} \frac{\partial L_t}{\partial \phi'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \frac{\partial L_t}{\partial \phi}$$

其中 $\frac{\partial L_t}{\partial \phi}$ 為在 $\phi^{(i)}$ 之導數。

Weiss (1986) 及 Bollerslev and Wooldridge (1992) 均指出當樣本夠大時，即使數列不為常態，但用常態分配所求出之最大概似估計值仍有一致性。因為在使用 MLE 估計時必須先知道殘差項的確實分配，但是實際上要確切的知道殘差項是屬於何種分配有其難度。然而實證上常以常態分配作為母體之分配，即為最大準概似估計 (QMLE)，也就是當序列之分配不為常態分配時，仍以常態分配作為母體之分配進行估計，可求出有效且漸近一致之參數估計值。

參、實證結果與意涵

一、相關數列之資料描述與單根檢定

本文所探討資料為台灣上、中、下游 TFT-LCD 面板產業股價指數之每日收盤價，資料範圍為 2003 年 1 月 1 日至 2010 年 6 月 30 日之資料。由於台灣加權股價指數沒有 TFT-LCD 面板產業股價指數，因此本研究將自己編製台灣 TFT-LCD 面板產業上、中、下游之股價指數。而股價指數其編制的方法國際上大多使用加權平均法，例如：台灣加權指數、南韓綜合指數等，且每一股票之影響力以及重要性皆不同，而必須給予不同的權重，使得股價指數能真正的反應股價的走勢以及變動程度，因此本文將採用加權平均法來編列指數。

本文以 2003 年 1 月 1 日作為計算基期，設基期值為 100，以 2003 年 1 月 1 日至 2010 年 6 月 30 日計算期，以下列之公式來編製台灣 TFT-LCD 面板產業上、中、下游之股價

指數：

$$\text{發行量加權股價指數} = \text{當期總發行市值} / \text{基值} \times \text{基期指數}$$

又為避免公司股本發生變動時，影響當期各股股價之總和或對股價平均數造成影響，此時必須要以下列之公式來調整基期值來維持股價指數的連續性，才可避免股價指數出現斷層的現象。其調整基期之公式為：

$$\text{新基值} = \text{舊基值} \times \text{異動後總發行市值} / \text{異動前總發行市值}$$

而本研究選取的樣本如下所示：

- (一)上游面板股價：以製造面板材料為主的廠商聯詠、力特、中光電、瑞儀、和鑫、輔祥。
- (二)中游面板股價：選取近幾年全球市佔率前十名的台灣面板商友達、奇美、華映。
- (三)下游面板股價：下游以監視器及 TV 為主的大尺寸面板應用廠商瑞軒、光寶、仁寶、明碁、大同、美齊。

一般而言，股市投資人真正所關心的是股價報酬率而非原始之每日收盤價，因此本文在此先將每日收盤股價取自然對數做轉換，再做一階差分，使原始每日收盤價轉換成股價之日報酬率，其轉換過程如下：

首先定義：原始股價為 $P_{i,t}$ ，取自然對數之後為 $\ln P_{i,t}$ ，股價日報酬率為

$$R_{i,t} = (\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}) \times 100$$

其中 $P_{i,t}$ 為第 i 國在第 t 日之收盤股價， $P_{i,t}$ 為第 i 國在第 t 日之股價日報酬率。

依表 1 顯示台灣 TFT-LCD 面板產業上、中、下游股價指數報酬率之最大值、最小值、平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarsqe-Bera 常態分配檢定統計量與 Ljung-Box 統計檢定值。台灣 TFT-LCD 面板產業上、中、下游股價指數平均日報酬率在樣本期間內皆為正值，其中以上游的 0.0019 為最大，中游的 0.0008 為最小。在這三國之偏態係數，

中游與下游呈現為正偏，而上游則為負偏。在峰態係數中，只有下游之峰態係數大於 3 呈現不對稱的高峰分配。此外，藉由 Jarque-Bera 之常態分配檢定可知，台灣 TFT-LCD 面板產業上、中、下游股價指數報酬率檢定統計量之 p-value 皆小於 0.05，這表示台灣 TFT-LCD 面板產業上、中、下游股價指數資料不符合常態分配的假設。最後檢定資料是否有序列相關時，利用 Ljung-Box 之 Q 統計量來檢定股價報酬率，在 5% 顯著水準之下，可看出平均日報酬率一階動差與二階動差之序列相關性檢定皆顯示大致有序列相關之存在，亦表示報酬率時間序列存在異質性 (heteroscedasticity)。

表 1 台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數股價報酬率之基本統計量

	上游	中游	下游
Maximum	0.0669	0.0751	0.1492
Minimum	-0.0627	-0.0712	-0.1528
Mean	0.0019	0.0008	0.0010
Std . Dev.	0.0284	0.0225	0.0401
Skewness	-0.0412	0.1546	0.0502
Kurtosis	2.7148	2.5438	3.1521
Jarque-Bera	96.2421**	109.6124**	83.6214**
$Q(10)$	26.1425**	19.1415**	21.2712**
$Q(20)$	28.0912**	24.0831**	23.3124**
$Q^2(10)$	28.2405**	21.5105**	25.1172**
$Q^2(20)$	36.9172**	24.1245**	29.6031**

資料來源：由本研究整理。

註：**表在 5% 顯著水準下為顯著。

依表 2 可知，三股價指數之檢定統計量皆不顯著，亦存在單根，且皆為不穩定序列，因此再對三自然對數之股價作一階差分處理，即為各股價指數之日報酬率時間序列，並再作一次單根檢定。表 3 為對原始股價報酬率做單根檢定，且由表 3 可知，對股價指數取自然對數再經一次差分後，股價指數報酬率之序列皆呈現不存在單根，為定態數列。

表 2 台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數取自然對數之 PP 單根檢定

	上游 ($p = 5$)	中游 ($p = 5$)	下游 ($p = 2$)
含截距項但無趨勢項	-1.7121	-1.5420	-1.8312
含截距項與趨勢項	-2.1415	-2.0310	-2.2415
不含截距項與趨勢項	-0.9015	0.6019	-0.6832

資料來源：本研究整理。

註：1. **表在 5% 顯著水準下為顯著。

2. Davidson and Mackinnon (1993) 及 Mackinnon (1994) 顯著水準 5% 為 -3.4226。

表 3 台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數股價報酬率之 PP 單根檢定

	上游 ($p = 4$)	中游 ($p = 3$)	下游 ($p = 3$)
含截距項但無趨勢項	-25.3317**	-27.1145**	-22.6175**
含截距項與趨勢項	-25.1172**	-27.1128**	-22.6381**
不含截距項與趨勢項	-25.5024**	-27.3321**	-22.3955**

資料來源：本研究整理。

註：1. **表在 5% 顯著水準下為顯著。

2. Davidson and Mackinnon (1993) 及 Mackinnon (1994) 顯著水準 5% 為 -3.4226。

二、Johansen 之共整合檢定

根據前述單根檢定結果可以得知，台灣 TFT-LCD 面板產業上、中、下游股價指數取自然對數轉換後之時間數列亦為 $I(1)$ ，具有相同的整合階次，數列間可能存在長期的共整合關係，因此將對上、中、下游股價指數做共整合分析，若有共整合關係存在，則可由各變數的線性組合轉換成為定態數列，且也不須再對取自然對數轉換時間序列作差分之動作，以避免因為差分而喪失長期均衡關係，本研究利用 Johansen 所提出的 Trace 以及 Max-eigenvalue 檢定共整合向量個數，再利用最大似估計法來估計共整合向量的參數。

依表 4 及表 5 之檢定結果皆拒絕共整合向量個數為零之虛無假設，並接受共整合向量為一之虛無假設，這表示上、中、下游股價指數取自然對數轉換後之時間序列間存在有長期共整合關係，因此再利用最大概似法估計共整合向量的參數值，如表 6。

表 4 Trace 共整合向量個數之檢定

Hypothesized	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value
None	0.0314	61.4524**	43.3025
At most 1	0.0201	24.3362	28.1142
At most 2	0.0154	5.4152	11.3625

資料來源：由本研究整理。

註：**表在 5% 顯著水準下為顯著。

表 5 Max-eigenvalue 共整合向量個數之檢定

Hypothesized	Eigenvalue	Max-eigenvalue	5%Critical Value
None	0.0301	34.6124**	23.4418
At most 1	0.0252	12.5142	16.2572
At most 2	0.0202	6.1234	10.4129

資料來源：由本研究整理。

註：**表在 5% 顯著水準下為顯著。

表 6 共整合向量參數之估計

D_{t-1}	M_{t-1}	U_{t-1}	C
1.000000	0.1621**	-0.6821**	3.5829**
	(2.2418)	(-2.2527)	(2.4715)

資料來源：由本研究整理。

註：()表 t 值；**表在 5% 顯著水準下為顯著。

根據以上所得之結果，建立一誤差修正項 Z_{t-1} 如下式：

$$Z_{t-1} = D_{t-1} + 0.135468M_{t-1} - 0.653102U_{t-1} + 3.443256 \quad (10)$$

其中 U_{t-1} 、 M_{t-1} 、 D_{t-1} 分別代表台灣 TFT-LCD 面板產業上、中、下游股價指數取自然對數。

如前所述在檢定共整合之後，可將所獲誤差修正項 (Z_t) 作為短期失衡到長期均衡調整之調整速度判斷，對誤差修正項、誤差修正項平方與誤差修正項絕對值估出其 ACF 圖，如圖 1 至圖 3 之誤差修正項、誤差修正項平方與誤差修正項絕對值之 ACF，可看出其 ACF 隨著落後期數的增加而以緩慢的速度衰退，這表示短期失衡到長期均衡的調整，受到外在因素影響效果可能存在緩長記憶，亦表示數列需要較長的時間來達成整合的效果，因此建構 FIEC 模型 (Fractionally Integrated Error Correction model, FIEC model)，依 Granger 所提納入時間數列所存在的長期效果而設定分數差分項： $[(1-L)^d - (1-L)]Z_t$ ，以檢定平均報酬之長期效果。

三、FIEC 模型

(一)FIEC 模型之建立

上游、中游、下游股市互動之條件平均方程式含其它產業外溢效果之 FIEC 模型如下：

$$\Delta U_t = u_1 + \alpha_1 [(1-L)^d - (1-L)]Z_t + \sum_{i=1}^k a_{1i} \Delta U_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{2i} \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{3i} \Delta D_{t-i} + \varepsilon_{U,t} \quad (11)$$

$$\Delta M_t = u_2 + \alpha_2 [(1-L)^d - (1-L)]Z_t + \sum_{i=1}^k b_{1i} \Delta U_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{2i} \Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^k b_{3i} \Delta D_{t-i} + \varepsilon_{M,t} \quad (12)$$

$$\Delta D_t = u_3 + \alpha_3[(1-L)^d - (1-L)]Z_t + \sum_{i=1}^k c_{1i}\Delta U_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{2i}\Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^k c_{3i}\Delta D_{t-i} + \varepsilon_{D,t} \quad (13)$$

FIEC 模型之變數參數定義如下：

ΔU_t 、 ΔM_t 、 ΔD_t ：上游、中游、下游第 t 期產業股價指數股價報酬率

$\varepsilon_{U,t}$ 、 $\varepsilon_{M,t}$ 、 $\varepsilon_{D,t}$ ：上游、中游、下游第 t 期產業股價指數股價報酬率誤差項

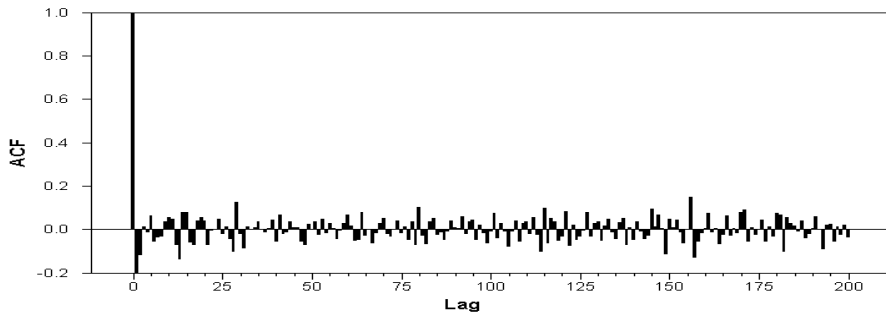


圖 1 誤差修正項 (Z_t) 之 ACF

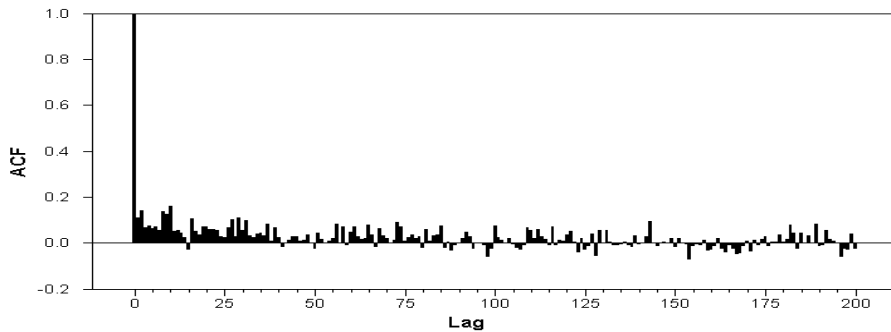
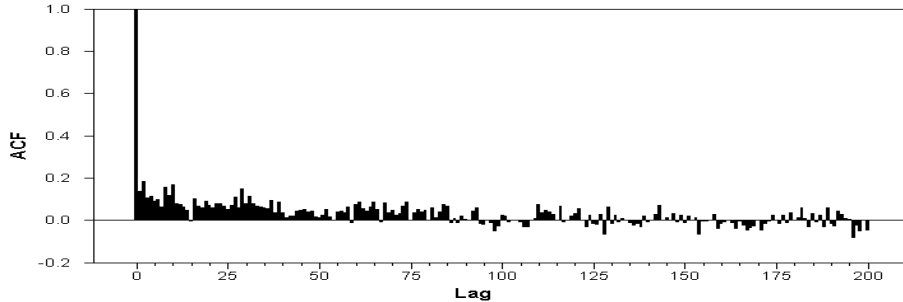


圖 2 誤差修正項 (Z_t) 平方之 ACF

圖 3 誤差修正項 (Z_t) 絕對值之 ACF

(二) 實證結果與說明

依表 7 為上、中、下游股價指數報酬率之 FIEC 模型參數估計，本研究發現上游股價指數報酬率除了受到自身前 1 期（估計係數為 a_{11} ）影響之外，還受到中游前 2 期與前 3 期（估計係數為 a_{22} 與 a_{23} ）之正向影響與下游前 1 期（估計係數為 a_{31} ）及前 2 期（估計係數為 a_{32} ）之負向影響；中游股價指數報酬率除了受到自身前 2 期（估計係數為 b_{22} ）之負向影響之外，還受到上游前 2 期（估計係數為 b_{12} ）及下游前 1 期（估計係數為 b_{31} ）、2 期（估計係數為 b_{32} ）與 3 期（估計係數為 b_{33} ）之正向影響，其共整合向量（估計係數為 α_2 ）也不顯著。下游股價指數報酬率除了受到自身前 2 期（估計係數為 c_{32} ）、前 3 期（估計係數為 c_{33} ）之正向影響之外，還受到上游前 2 期（估計係數為 c_{12} ）之影響，以及中游前 3 期之影響（估計係數為 c_{23} ）。因此可知上、中、下游互為因果關係，且上游股價指數報酬率與中游股價指數報酬率皆受下游股價指數報酬率前 1 期之影響，因此下游為此產業之領先指標。有關 TFT-LCD 產業下游業股價報酬對中下游股價報酬具領先變化之源由，將在本文 FIEC-HYGARCH 模式整體分析所獲實證結果中加以詳細說明。

表 7 台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率之 FIEC 模型參數估計

			d 值 0.12682** (2.0849)					
上游	Coeff	t 值	中游	Coeff	t 值	下游	Coeff	t 值
u_1	0.0082	0.5621	u_2	0.0276	0.7599	u_3	0.0612	1.8432
α_1	-0.0082	-0.9124	α_2	-0.0036	-0.7812	α_3	-0.0092**	-2.1481
a_{11}	0.3725***	12.0152	b_{11}	-0.0512	-1.0664	c_{11}	0.0955	1.2060
a_{12}	0.0721	1.8241	b_{12}	0.0815**	2.1872	c_{12}	-0.2055***	-3.0154
a_{13}	-0.0415	-1.432	b_{13}	0.0205	0.4852	c_{13}	-0.1231	-1.6219
a_{21}	0.0315	0.8359	b_{21}	0.0512	0.6921	c_{21}	-0.0712	-0.8922
a_{22}	0.1625***	4.0152	b_{22}	-0.1562***	-3.8924	c_{22}	0.0224	0.3142
a_{23}	0.0415**	2.7242	b_{23}	-0.1005	-0.4172	c_{23}	0.0820**	2.3215
a_{31}	-0.0841***	-5.0845	b_{31}	0.1482***	9.6217	c_{31}	0.0410	0.9212
a_{32}	-0.0315**	-2.4127	b_{32}	0.0521**	2.6675	c_{32}	0.0455**	2.4522
a_{33}	-0.0118	-0.3128	b_{33}	0.0482**	2.4812	c_{33}	0.0452**	2.4150

資料來源：本研究整理。

註：**、***分別表在 5%、1% 顯著水準下為顯著。

上游股價指數報酬率與中游股價指數報酬率共整合向量係數 (α_1 、 α_2) 不太顯著但為負向，亦即一但失衡，還是可能達到長期均衡，下游股價指數報酬率之估計係數 (α_3) 為顯著且為負向，這表示下游股價指數報酬率受到外在衝擊的影響時，可透過誤差修正項的調整來達到長期之均衡。為確認上、中、下游股價報酬之波動是否具有緩長記憶，因此對各變數之 FIEC 模型描繪其殘差之 ACF 圖，如圖 4 至圖 15 之標準化殘差、殘差平方與殘差取絕對值及殘差項兩兩交叉乘積之 ACF，可以看出 ACF 隨著落後期數的增加而以緩慢的速度衰退，這也就是上、中、下游的股價報酬波動與兩兩報酬共變異皆存在長期記憶，表 8 為估計標準化殘差項、殘差平方項及殘差項兩兩交叉乘積之 ACF 之序列相關檢定，表 8 發現 FIEC 模型所估計之殘差項皆無相關，但其估計殘差平方項及殘差項兩兩交叉乘積之 ACF 之檢定發現，皆有 ARCH 效果且共變異亦存在長期記憶。因此在進行實證模型分析時，應將殘差項所存在條件異質性波動在時間變化過程中有長期記憶效果的資訊一起納入模型中估計。此外由國內外多位學者在實證上指出 HYGARCH (p, d, q)

在 $p = 1, q = 1$ 時即能配適股價報酬存在長期記憶效果，且為能達參數精簡化之原則，本文也 HYGARCH (1, d , 1) 作為條件變異數之實證。根據上述 FIEC 模型之設定，為捕捉更完整的資訊，因此必須同時考慮條件變異方程式與條件共變異方程式即 FIEC-HYGARCH 模型。

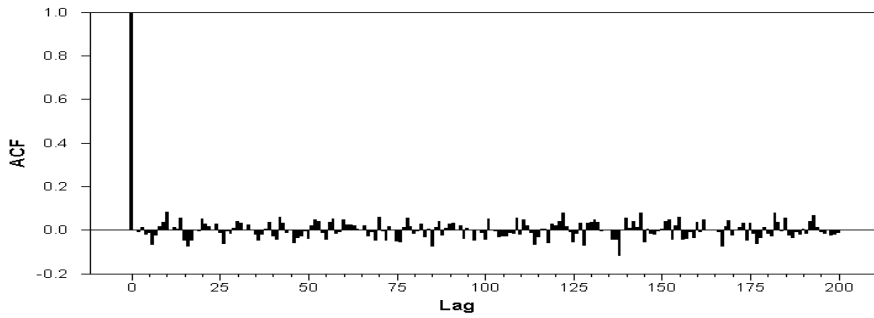


圖 4 上游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差之 ACF

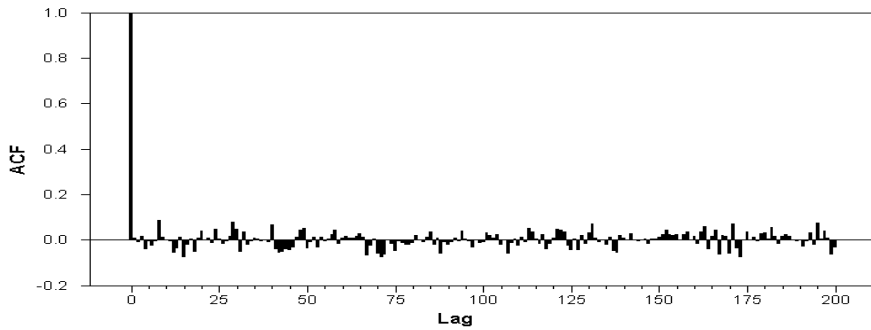


圖 5 中游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差之 ACF

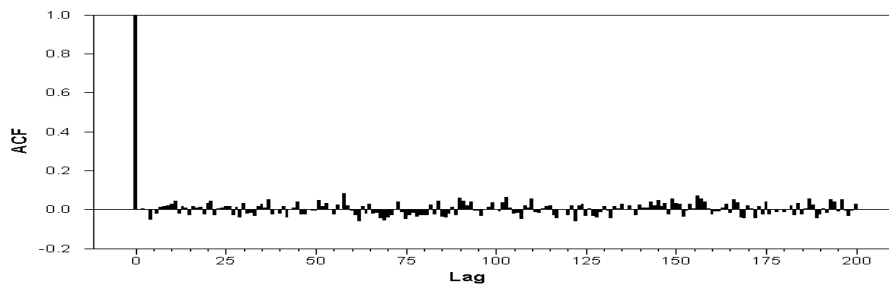


圖 6 下游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差之 ACF

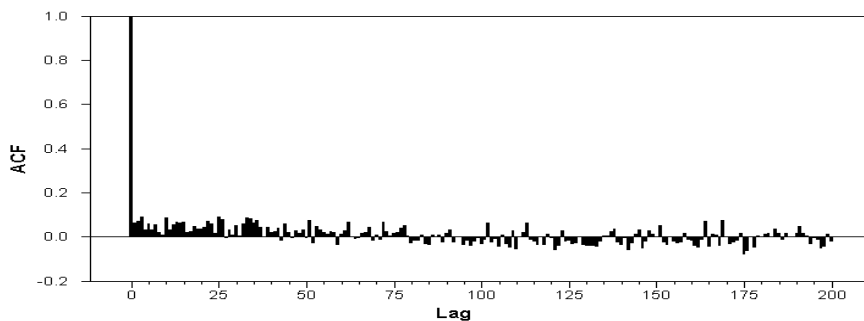


圖 7 上游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差平方之 ACF

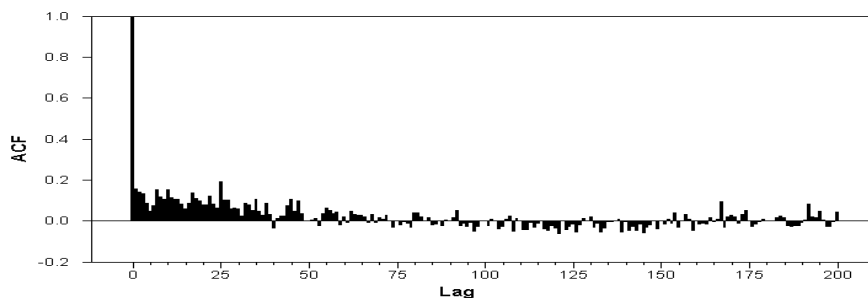


圖 8 中游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差平方之 ACF

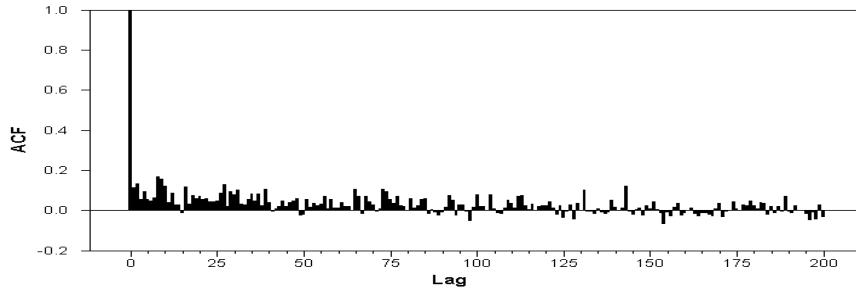


圖 9 下游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差平方之 ACF

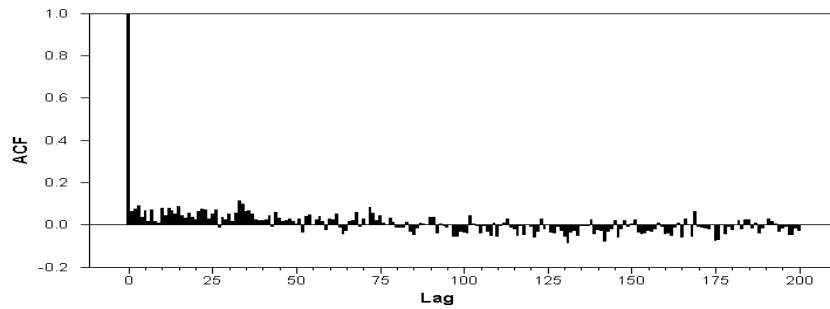


圖 10 上游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差絕對值之 ACF

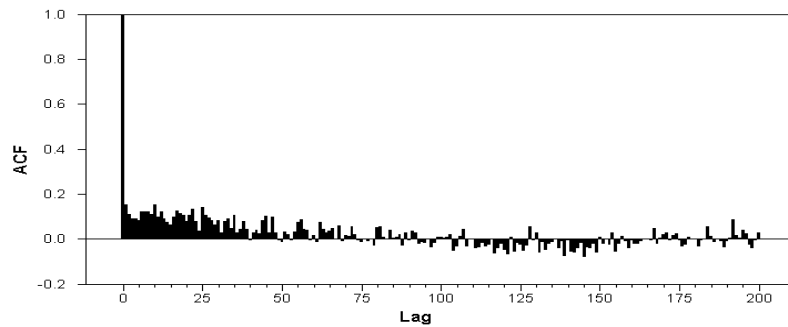


圖 11 中游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差絕對值之 ACF

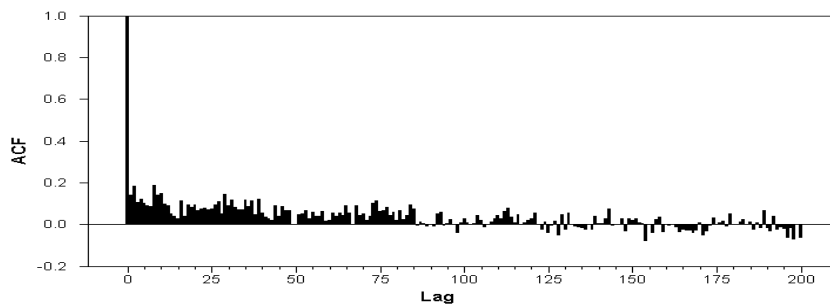


圖 12 下游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差絕對值之 ACF

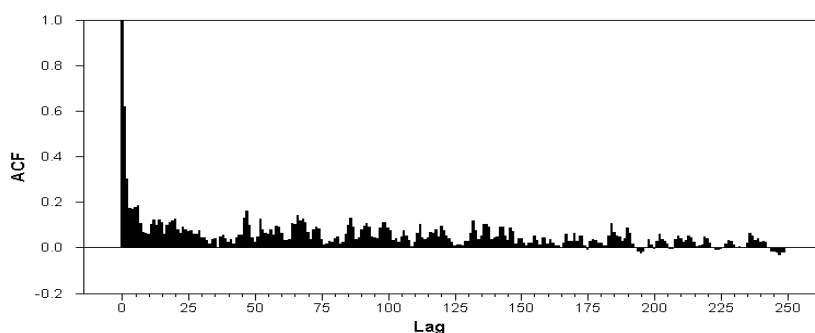


圖 13 上中游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差交叉乘積之 ACF

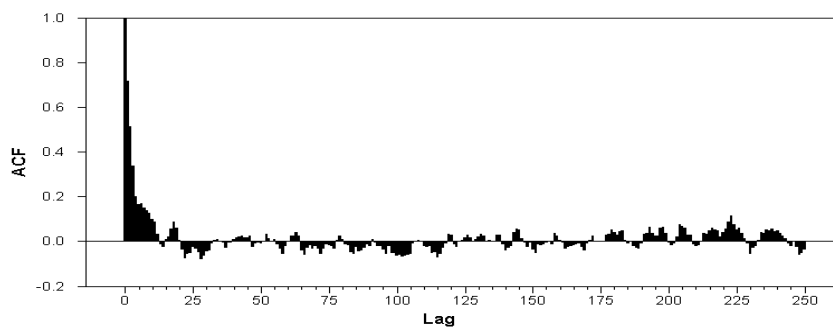


圖 14 上下游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差交叉乘積之 ACF

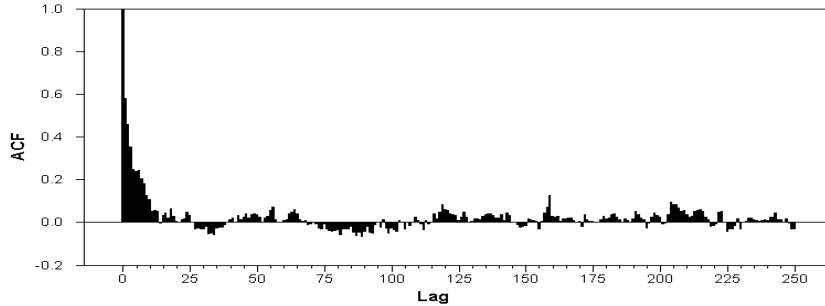


圖 15 中下游股價指數報酬率 FIEC 模型殘差交叉乘積之 ACF

表 8 FIEC 模型配適後標準化估計殘差項 ($\hat{\varepsilon}'_{i,t} / \hat{\sigma}'_{i,t}$) 之序列相關檢定

殘差項	$Z_U = \hat{\varepsilon}'_{U,t} / \hat{\sigma}'_{U,t}$	$Z_M = \hat{\varepsilon}'_{M,t} / \hat{\sigma}'_{M,t}$	$Z_D = \hat{\varepsilon}'_{D,t} / \hat{\sigma}'_{M,t}$
$Q(5)$	3.9927	2.9154	3.8522
$Q(10)$	11.4115	13.0115	6.8544
$Q(15)$	14.3319	25.0115	11.2271
$Q(20)$	17.0543	31.0154	12.9052
殘差平方項	Z_U^2	Z_M^2	Z_D^2
$Q(5)$	26.0152***	85.2251***	54.8012***
$Q(10)$	40.1152***	177.1142***	141.3368***
$Q(15)$	61.3021***	231.8120***	154.7120***
$Q(20)$	68.1152***	294.7128***	188.1641***
殘差交叉項	$Z_U Z_M$	$Z_M Z_D$	$Z_U Z_D$
$Q(5)$	52.1185***	161.1254***	108.7845***
$Q(10)$	80.1438***	345.2315***	423.7546***
$Q(15)$	122.4125***	691.6632***	464.6351***
$Q(20)$	176.2311***	814.7645***	553.3458***

資料來源：本研究整理。

四、FIEC-HYGARCH 模型

(一)FIEC-HYGARCH 模型之建立

台灣上、中、下游 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率之 FIEC-HYGARCH 模型方程式如下：

條件平均數：

$$\Delta U'_t = u'_1 + \alpha'_1[(1-L)^d - (1-L)]Z_t + \sum_{i=1}^k a'_{1i}\Delta U_{t-i} + \sum_{i=1}^k a'_{2i}\Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^k a'_{3i}\Delta D_{t-i} + \varepsilon'_{U,t} \quad (14)$$

$$\Delta M'_t = u'_2 + \alpha'_2[(1-L)^d - (1-L)]Z_t + \sum_{i=1}^k b'_{1i}\Delta U_{t-i} + \sum_{i=1}^k b'_{2i}\Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^k b'_{3i}\Delta D_{t-i} + \varepsilon'_{M,t} \quad (15)$$

$$\Delta D'_t = u'_3 + \alpha'_3[(1-L)^d - (1-L)]Z_t + \sum_{i=1}^k c'_{1i}\Delta U_{t-i} + \sum_{i=1}^k c'_{2i}\Delta M_{t-i} + \sum_{i=1}^k c'_{3i}\Delta D_{t-i} + \varepsilon'_{D,t} \quad (16)$$

條件變異數：

$$\begin{aligned} \sigma'^2_{U,t} = & w'_U + \beta'^U_U \sigma'^2_{U,t-1} + \{1 - \beta'^U_U L - (1 - \phi'_U L)[1 + \alpha'_U((1-L)^{d_U} - 1)]\} \varepsilon'^2_{U,t} \\ & + \beta'^M_U \sigma'^2_{M,t-1} + \beta'^D_U \sigma'^2_{D,t-1} \end{aligned} \quad (17)$$

$$\begin{aligned} \sigma'^2_{M,t} = & w'_M + \beta'^M_M \sigma'^2_{M,t-1} + (1 - \beta'^M_M L - (1 - \phi'_M L)[1 + \alpha'_M((1-L)^{d_M} - 1)]) \varepsilon'^2_{M,t} \\ & + \beta'^U_M \sigma'^2_{U,t-1} + \beta'^D_M \sigma'^2_{D,t-1} \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} \sigma'^2_{D,t} = & w'_D + \beta'^D_D \sigma'^2_{D,t-1} + \{1 - \beta'^D_D L - (1 - \phi'_D L)[1 + \alpha'_D((1-L)^{d_D} - 1)]\} \varepsilon'^2_{D,t} \\ & + \beta'^U_D \sigma'^2_{U,t-1} + \beta'^M_D \sigma'^2_{M,t-1} \end{aligned} \quad (19)$$

條件共變異數（採對角化來表示）：

$$\sigma'_{UM,t} = w'_{UM} + \beta'_{UM,t-1}\sigma'_{UM,t-1} + \{1 - \beta'_{UM}L - (1 - \phi'_{UM}L)[1 + \alpha'_{UM}((1-L)^{d'_{UM}} - 1)]\}\varepsilon'_{U,t}\varepsilon'_{M,t} \quad (20)$$

$$\sigma'_{UD,t} = w'_{UD} + \beta'_{UD}\sigma'_{UD,t-1} + \{1 - \beta'_{UD}L - (1 - \phi'_{UD}L)[1 + \alpha'_{UD}((1-L)^{d'_{UD}} - 1)]\}\varepsilon'_{U,t}\varepsilon'_{D,t} \quad (21)$$

$$\sigma'_{MD,t} = w'_{MD} + \beta'_{MD,t-1}\sigma'_{MD,t-1} + \{1 - \beta'_{MD}L - (1 - \phi'_{MD}L)[1 + \alpha'_{MD}((1-L)^{d'_{MD}} - 1)]\}\varepsilon'_{M,t}\varepsilon'_{D,t} \quad (22)$$

其中模型之變數與參數定義如下：

$\Delta U'_t$ 、 $\Delta M'_t$ 、 $\Delta D'_t$ ：上游、中游、下游第 t 期產業股價指數股價報酬率。

$\varepsilon'_{U,t}$ 、 $\varepsilon'_{M,t}$ 、 $\varepsilon'_{D,t}$ ：上游、中游、下游第 t 期產業股價指數股價報酬率誤差項。

$\sigma'_{U,t}$ 、 $\sigma'_{M,t}$ 、 $\sigma'_{D,t}$ ：上游、中游、下游第 t 期產業股價指數股價報酬率條件變異數。

β^M_U 、 β^D_U ：中游、下游對上游產業股價指數股價報酬波動之外溢效果。

β^U_M 、 β^D_M ：上游、下游對中游產業股價指數股價報酬波動之外溢效果。

β^U_D 、 β^M_D ：上游、中游對下游產業股價指數股價報酬波動之外溢效果。

(二)實證結果與說明

1. 上、中、下游股價指數報酬率條件平均方程式方面

依表 9 為上、中、下游股價指數報酬率平均方程式方面之參數估計結果，可看出依 CSS 法所估計出來的 FIEC 之 d 值為 0.1315，在 5% 的顯著水準下顯著異於 0，且 d 值介於 0 至 0.5 之間，可知共整合向量序列具有緩長記憶，亦即台灣上、中、下游 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率之各期隨機衝擊對任何一面板產業股價指數的影響會持續一段時間，也就是說上、中、下游股價指數非屬效率市場，即可以用過去期間的資訊對未來之報酬率做預測。此外，上游股價指數報酬率受到自身歷史資訊的影響，受到自身落後 1

期 (a'_{11}) 與 2 期 (a'_{12}) 之正向影響；中游指數報酬率受到自身落後 2 期 (b'_{22}) 之負向影響；下游指數報酬率會受到自身落後 2 期 (c'_{32}) 與 3 期 (c'_{33}) 之正向影響，這顯示上、中、下游產業股價報酬率具有自我外溢效果 (own-volatility spillover)。

此外，上游股價指數報酬率受到中游股價指數報酬率前 1 期 (a'_{21}) 與前 2 期 (a'_{22}) 之正向影響，也受到下游股價指數報酬率前 1 期 (a'_{31}) 與前 2 期 (a'_{32}) 之負向影響；中游指數報酬率受到上游股價指數報酬率前 2 期 (b'_{12}) 之正向影響，且也受到下游股價指數報酬率前 2 期 (b'_{32}) 與前 3 期 (b'_{33}) 之正向影響；下游指數報酬率也受到上游股價指數報酬率前 2 期 (c'_{12}) 之負向影響與中游前 3 期 (c'_{23}) 之正向影響。而中游與下游股價指數報酬率為正向相互影響，且中游受到下游的影響 (b'_{33}) 大於下游受到中游的影響 (c'_{23})；而上游與下游股價指數報酬率為負向相互影響，且上游受到下游的影響 (a'_{32}) 大於下游受到上游的影響 (c'_{12})；而上游與中游股價指數報酬率為正向相互影響，且上游受到中游的影響 (a'_{22}) 大於中游受到上游的影響 (b'_{12})。由以上之因果關係，可以得知上、中、下游股價指數報酬率互為因果關係且相當密切，而上游股價指數報酬率受下游股價指數報酬率前 1 期與前 2 期影響而中游股價指數報酬率受下游股價指數報酬率前 2 期與前 3 期之影響，因此下游產業股價為此產業之領先指標，此結果與前述 FIEC 模型之結果相同，且顯著之係數較多，表示 FIEC-FIGARCH 模型對於捕捉股價指數報酬率之間的連動性比起 FIEC 模型佳，下游產業股價之領先角色比起上中游產業股價亦增加許多。台灣 TFT-LCD 之上中下游產業股價間具互為因果關係，然下游股價報酬變動對上、中游產業股價影響相對大，除下游終端消費商品（液晶電視等）對市場訊息較敏感而率先反映該產業上中游原物料與製造價格變化而呈現領先變化之情勢。另外，台灣 TFT-LCD 產業在專業分工體系與國際同業的分工差異乃國際大廠多以設計、製造、封裝而成系統產品的「垂直整合」經營，反倒是台灣在產業快速變遷環境下，迫使企業採取「垂直分工」經營時，將資源集中於單一專業領域，在國際分工中透過下游業反應市場充足資訊。中下游市場有需求，很容易刺激中上游的產能擴張，如此造成下游股價帶動中上游股價變

動也是重要源由。

表 9 台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率條件平均方程式參數估計

			d 值 0.1315** (2.3051)					
上游	Coeff	T 值	中游	Coeff	t 值	下游	Coeff	t 值
u'_1	0.0101	0.7242	u'_2	-0.0125	-0.9918	u'_3	0.0142	1.1127
α'_1	-0.0028	-1.2762	α'_2	-0.0242	-0.7215	α'_3	-0.0421**	-2.7282
a'_{11}	0.0308***	2.9105	b'_{11}	-0.0712	-1.8120	c'_{11}	0.0524	1.8015
a'_{12}	0.0557***	4.8892	b'_{12}	0.0315***	3.6678	c'_{12}	-0.0108**	-2.7142
a'_{13}	-0.0915	-0.7115	b'_{13}	0.00712	1.2835	c'_{13}	0.0546	1.2345
a'_{21}	0.0112**	2.7325	b'_{21}	0.1357	0.0915	c'_{21}	-0.2415	-1.1833
a'_{22}	0.1958**	2.5441	b'_{22}	-0.1025**	-2.7152	c'_{22}	0.0072	1.5027
a'_{23}	0.0852	0.7155	b'_{23}	-0.0344	-1.2725	c'_{23}	0.0715***	3.1124
a'_{31}	-0.2215**	-2.815	b'_{31}	0.2141	1.8120	c'_{31}	0.1688	1.7028
a'_{32}	-0.0142**	-2.6721	b'_{32}	0.0712**	2.7752	c'_{32}	0.0121***	3.6420
a'_{33}	0.0812	0.7215	b'_{33}	0.0812**	2.3148	c'_{33}	0.0718**	2.3165

資料來源：本研究整理。

註：**、***分別表在 5%、1% 顯著水準下為顯著。

誤差修正項方面，上游股價指數報酬率與中游股價指數報酬率共整合向量係數 (α'_1 、 α'_2) 不顯著但為負向，亦即一但失衡，還是可能可達到長期均衡，下游股價指數報酬率之估計係數 (α'_3) 為顯著且為負向，這表示下游股價指數報酬率受到外在衝擊的影響時，可透過誤差修正項的調整來達到長期之均衡。

2. 上、中、下游股價指數報酬率條件變異方程式方面

依表 10 為上、中、下游股價指數報酬率條件變異方程式之參數估計結果，三市場之波動振幅估計係數 (α'_U 、 α'_M 、 α'_D) 皆為顯著，亦即顯示股價指數報酬波動必須考慮到長期記憶權數，以調整記憶大小，且三市場波動振幅介於 0 與 1 之間，表示三市場確實具有波動長期記憶，而非假性長期記憶。而長期記憶 (α'_U 、 α'_M 與 α'_D) 方面，上、中、

下游股價指數報酬率之差分估計係數皆顯著，這表示上、中、下游股價指數報酬率之波動具有長期記憶，可利用過去波動之資訊來預測未來波動。上游股價指數報酬率受到自身前一期報酬率波動之影響 ($\beta_U^{U'}$) 與中游股價指數報酬率波動外溢效果 ($\beta_U^{M'}$) 影響之外，亦受到自身前一期誤差項平方 (ϕ_U') 之影響，這表示當出現非預期的衝擊時，上游股價指數報酬率會受其影響而隨之波動；中游股價指數報酬率受到自身前一期報酬率波動之影響 ($\beta_M^{M'}$) 與上游股價指數報酬率波動外溢效果 ($\beta_M^{U'}$) 及下游股價指數報酬率波動外溢效果 ($\beta_M^{D'}$) 影響之外，亦受到自身前一期誤差項平方 (ϕ_M') 之影響，亦即當非預期事件發生時，中游股價指數報酬率之波動持續性會持續一段時間；下游股價指數報酬率受到自身前一期報酬率波動之影響 ($\beta_D^{D'}$) 與中游股價指數報酬率波動外溢效果 ($\beta_D^{M'}$) 影響之外，亦受到自身前一期誤差項平方 (ϕ_D') 之影響，這表示當出現非預期的衝擊時，下游股價指數報酬率會受其影響而隨之波動。根據波動外溢效果可知上、中、下游存在交叉外溢效果 (cross volatility spillover effect)，這表示欲投資台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數時，需考慮彼此之間的波動外溢效果，以降低投資風險。

表 10 台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率條件變異方程式參數估計

	上游	<i>t</i> 值		中游	<i>t</i> 值		下游	<i>t</i> 值
d_U'	0.2623**	2.6261	d_M'	0.2455***	3.1192	d_D'	0.3032***	4.1152
w_U'	0.0012	1.5224	w_M'	0.0012	1.2831	w_D'	0.0024	1.1839
$\beta_U^{U'}$	0.2516**	2.4251	$\beta_M^{M'}$	0.2712***	3.4018	$\beta_D^{D'}$	0.2914**	2.6215
ϕ_U'	0.6019***	3.1528	ϕ_M'	0.6215***	3.7155	ϕ_D'	0.6318***	3.3125
α_U'	0.6516**	2.5125	α_M'	0.6144***	3.9921	α_D'	0.6931**	2.4105
$\beta_U^{M'}$	0.00718***	3.7124	$\beta_M^{U'}$	0.0638**	2.6181	$\beta_D^{U'}$	0.1492**	2.0815
$\beta_U^{D'}$	0.0712	1.5415	$\beta_M^{D'}$	0.0804***	3.2015	$\beta_D^{M'}$	0.0771***	4.2179

資料來源：本研究整理。

註：**、***表在 5%、1% 顯著水準下為顯著。

依表 11 可看出上游的自身前一期誤差項平方之估計係數 (ϕ'_U) 為顯著，其值為 0.6019，而其舊資訊 ($\beta^{U'}$) 係數值為 0.2516，這顯示造成波動持續性的影響，主要是由新資訊所衝擊；中游的自身前一期誤差項平方之估計係數 (ϕ'_M) 為顯著，其值為 0.6215，而其舊資訊 ($\beta^{M'}$) 係數值為 0.2712，此時表示造成波動持續性的影響，主要是由新資訊所衝擊；下游的自身前一期誤差項平方之估計係數 (ϕ'_D) 為顯著，其值為 0.6318，而其舊資訊 ($\beta^{D'}$) 係數值為 0.2914，此結果顯示造成波動持續性的影響，主要是由新資訊所衝擊；亦即顯示上中下游市場訊息轉換為未來波動性的傳遞速度更快，而促使資訊的持續性影響力減弱。下游之波動持續性方面 $\phi' + \beta'$ 最大，表示下游其波動持續性會持續較長，可能的原因應下游接近市場，較容易受到市場訊息之影響，造成股價波動會持續較長之現象。而上游與中游較遠離市場，且生產相對快速，因此較可藉快速調整主動避開風險，表現在股價上波動相對較小，也可說明上游與中游之誤差修正項不顯著之原因。

表 11 台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率條件變異方程式之波動持續性

	ϕ'	β'	$\phi' + \beta'$
上游 (U)	0.6019	0.2516	0.8525
中游 (M)	0.6215	0.2712	0.8927
下游 (D)	0.6318	0.2914	0.9232

資料來源：由本研究整理。

有關 TFT-LCD 產業上中下游股價報酬波動外溢效果 (volatility spillovers) 方面，依表 12 可看出上游股價指數報酬率與中游股價指數報酬率之波動會互相影響，上游股價指數報酬波動受中游股價指數報酬率影響為 0.0718，中游股價指數報酬波動受上游股價指數報酬波動影響為 0.0638，因此上游股價指數報酬波動受中游之股價指數報酬波動影響較大；中游股價指數報酬波動與下游股價指數報酬波動會互相影響，中游股價指數報酬波動受下游股價指數報酬波動影響為 0.0804，下游股價指數報酬波動受中游股價指數報酬波動影響為 0.0771，因此中游股價指數報酬波動受下游股價指數報酬波動影響較大。

有關台灣 TFT-LCD 產業上中下游股價報酬具有波動外溢效果，此說明上中下游產業的股票市場間具報酬波動的風險傳導效果。其中下游產業的股價報酬波動對中下游產業股價指數之波動性有較為明顯的影響，此乃下游產業接近消費市場對市場信息反應較為敏感，也對事件發生或負面消息所帶來的股價報酬波動風險有較快的反應及風險傳導 (risk transmission) 至其他中下游市場。另外，就該產業的國際垂直分工，以其成本、交期、溝通方便性、交易習慣來考量，台灣 TFT-LCD 產業目前大部分會選擇在台灣下代工訂單，因而此市場大都掌握在代工業者手中，如此易造成上中游業的股價報酬波動受下游產業的影響，此亦可說明 TFT-LCD 產業下游產業對上中游業有較大的波動外溢效果或所稱的波動傳導效應。基於本文實證計量過程中發現，台灣 TFT-LCD 產業上、中、下游的股價報酬率具有波動外溢效果 (spillover effect of volatility)，此顯示上、中、下游的股價報酬的風險，將因其他各游股價報酬波動外溢（風險外溢或風險傳導 (risk transmission)），而提升各自其產業股價之投資風險，因而投資人投資於該產業上、中、下游的股票將在風險管理上需考慮其他游產業股票投資風險之相關性與交互影響效果，否則僅考慮本身股價報酬風險而未考慮該產業其他游所帶來風險傳導反應，將低估自身的股票投資風險而降低投資該產業上、中、下游股票風險管理之成效。

表 12 台灣 TFT-LCD 面板產業股價指數報酬率條件變異方程式之波動外溢效果

	上游 (U)	中游 (M)	下游 (D)
上游 (U)	0.2516	0.0718	—
中游 (M)	0.0638	0.2712	0.0804
下游 (D)	0.1492	0.0771	0.2914

資料來源：由本研究整理。

註：—為不顯著。

3. 上、中、下游股價指數報酬率條件共變異方程式方面

依表 13 為上游與中游、上游與下游、中游與下游股價指數報酬率之條件共變異方程式之係數估計結果，且三市場兩兩互相之間共變異（交互變動）振幅估計係數（ α'_{UM} 、

α'_{UD} 、 α'_{MD}) 皆為顯著，且三市場兩兩互相間具有共變異振幅介於 0 與 1 之間，表示三市場互相之間確實具有共變異長期記憶。又依該表，兩兩產業股價報酬率的共變異會受到兩產業過去事件交互衝擊的影響，這也表示兩兩產業股價報酬率具有關聯性，會相互影響，這也足見上、中、下游股價指數之間具有動態相關性，因此當投資人在作投資組合時，應該注意上、中、下游產業股價相互間的互動以及整合，以便進行相互套利以及避險。上游與下游、中游與下游與上游與中游股價日報酬之分數差分估計係數 (d'_{UM} 、 d'_{UD} 、 d'_{MD}) 顯著，這表示共變異具有長期記憶，因此當投資人在作投資組合時，可利用過去波動之資訊來預測未來波動。因該項長期記憶的存在，雖可使波動持續較久，但長期共變異仍會回到較穩定的範圍內，此也提供投資人在選擇台灣面板產業作為投資標的時，其在投資時間的長短，也較具有有效性資訊可供參考。

表 13 上游與中游、上游與下游、中游與下游之條件共變異方程式之係數估計

	上游與中游	<i>t</i> 值	上游與下游	<i>t</i> 值	中游與下游	<i>t</i> 值		
d'_{UM}	0.0326**	2.3644	d'_{UD}	0.1116**	2.1092	d'_{MD}	0.1187***	3.1003
w'_{UM}	0.0075	1.5942	w'_{UD}	0.0054	0.2563	w'_{MD}	0.0065	1.1527
β'_{UM}	0.0399**	2.2468	β'_{UD}	0.0406**	2.1712	β'_{MD}	0.0691**	2.3636
ϕ'_{UM}	0.0359***	3.3211	ϕ'_{UD}	0.0616**	2.5677	ϕ'_{MD}	0.0918***	3.4454
α'_{UM}	0.2741**	2.4504	α'_{UD}	0.3054**	2.1064	α'_{MD}	0.3538**	2.1857

資料來源：本研究整理。

註：**、***表在 5%、1% 顯著水準下為顯著。

表 14 為經過 FIEC-HYGARCH 模型配適之標準化估計殘差一次項、平方項與交叉項之序列相關 Q 檢定結果，指出上述實證上所建構模型之估計殘差項已不具規則系列相關而具有相當良好的配適性，充分證明本文所建構模式之實證結果所獲資訊有一定的成效與可信度。

表 14 FIEC-HYGARCH 模型配適後標準化估計殘差項 ($\hat{\varepsilon}'_{i,t} / \hat{\sigma}'_{i,t}$) 之序列相關檢定

殘差項	$Z_U = \hat{\varepsilon}'_{U,t} / \hat{\sigma}'_{U,t}$	$Z_M = \hat{\varepsilon}'_{M,t} / \hat{\sigma}'_{M,t}$	$Z_D = \hat{\varepsilon}'_{D,t} / \hat{\sigma}'_{D,t}$
$Q(5)$	2.1731	2.9635	3.3856
$Q(10)$	7.6987	8.4135	8.6662
$Q(15)$	13.0304	14.7474	15.9635
$Q(20)$	18.6358	19.4786	19.9296
殘差平方項	Z_U^2	Z_M^2	Z_D^2
$Q(5)$	7.3445	8.5624	9.6005
$Q(10)$	14.4863	15.7258	16.0598
$Q(15)$	19.6153	20.3968	20.5433
$Q(20)$	22.5344	24.1830	25.1056
殘差交叉項	$Z_U Z_M$	$Z_M Z_D$	$Z_U Z_D$
$Q(5)$	4.0211	5.0205	5.3233
$Q(10)$	8.6303	8.7535	9.1269
$Q(15)$	14.2829	16.9137	18.7126
$Q(20)$	19.8149	22.0048	25.5882

資料來源：本研究整理。

肆、結論與建議

茲將本文分析所獲結論與建議分別說明如下：

一、結論與經濟、管理意涵

台灣上、中、下游 TFT-LCD 面板產業股價報酬之間的運動具有長期記憶，此表示三 TFT-LCD 面板股價報酬之間的相互影響會受到過去長期行為所影響，並且呈現長期記憶，最終還是會達到整合的效應，亦即台灣上、中、下游 TFT-LCD 面板產業股價指數非

屬效率市場，可以用過去的資訊對未來之報酬做預測。此外，本文測定過程發現台灣 TFT-LCD 產業上、中、下游的股票價格，具領先落後之因果關係，可推論該上、中、下游產業股價不具市場效率性，此可能造成投資人有套利機會之產生，乃投資人只要能比其他投資人更能掌握新資訊並快速吸收與應用，則該些投資人的獲利將有較大機會優於其他投資人而達獲利成效。當然，本文並非有意省略實際交易時的相關成本而未加以考慮，乃本文上述所述報酬率若為已扣除交易成本的報酬率，則在分析上將較有說服力。基本上，本文分析著眼於上、中、下游產業間的股價，聯動與外溢性而說明該項目因果關係的非市場效率產生，將隱含提供投資人在價格發現 (price discovery) 與套利上將提供投資人交易上之策略或政策意涵 (strategic or policy implication)。

台灣 TFT-LCD 產業上、中、下游面板產業股價報酬確實具有自我外溢效果；除此之外，上、中、下游面板產業股價指數皆有價格調整不迅速的現象，其中，上游股價指數報酬率受到中游股價指數報酬率前 1 期與前 2 期之正向影響，也受到下游股價指數報酬率前 1 期與前 2 期之負向影響；中游指數報酬率受到上游股價指數報酬率前 2 期之正向影響，且也受到下游股價指數報酬率前 2 期與前 3 期之正向影響；下游指數報酬率也受到上游股價指數報酬率前 2 期之負向影響與中游前 3 期之正向影響。由以上之因果關係，可以得知上、中、下游股價指數報酬率互為因果關係且相當密切，而上游股價指數報酬率受下游股價指數報酬率前 1 期與前 2 期影響而中游股價指數報酬率受下游股價指數報酬率前 2 期與前 3 期之影響，因此下游產業股價為此產業之領先指標。有關台灣 TFT-LCD 產業上中下游股價報酬具有波動外溢效果，此說明上中下游產業的股票市場間具報酬波動的風險傳導效果。其中下游產業的股價報酬波動對中下游產業股價指數之波動性有較為明顯的影響。此乃下游產業接近消費市場對市場信息反應較為敏感，也對事件發生成負面消息所帶來的股價報酬波動風險有較快的反應及風險傳導 (risk transmission) 至其他中下游市場。另外，就該產業的國際垂直分工，以其成本、交期、溝通方便性、交易習慣來考量，台灣 TFT-LCD 產業目前大部分會選擇在台灣下代工訂單，因而此市場大都掌握在代工業者手中，如此易造成上中游業的股價報酬波動受下游產業的影響，此亦可

說明 TFT-LCD 產業下游產業對上中游業有較大的波動外溢效果或所稱的波動傳導效應。基於本文實證計量過程中發現，台灣 TFT-LCD 產業上、中、下游的股價報酬率具有波動外溢效果 (spillover effect of volatility)，此顯示上、中、下游的股價報酬的風險，將因其他各游股價報酬波動外溢（風險外溢或風險傳導 (risk transmission)），而提升各自其產業股價之投資風險，因而投資人投資於該產業上、中、下游的股票將在風險管理上需考慮其他游產業股票投資風險之相關性與交互影響效果，否則僅考慮本身股價報酬風險而未考慮該產業其他游所帶來風險傳導反應，將低估自身的股票投資風險而降低投資該產業上、中、下游股票風險管理之成效。

有關條件變異方程式之實證結果指出，台灣上、中、下游面板產業股價指數報酬率之波動皆具有長期記憶，即上、中、下游股價指數報酬率之波動具有長期記憶，可利用過去波動之資訊來預測未來波動。三市場之波動振幅估計係數皆為顯著，亦即顯示股價指數報酬波動必須考慮到長期記憶權數，以調整記憶大小，且三市場波動振幅介於 0 與 1 之間，表示三市場確實具有波動長期記憶。又非預期事件衝擊之方面，上、中、下游面板產業股價指數報酬率會受到自身前一期誤差項平方之影響，這表示當出現非預期的衝擊時上、中、下游面板產業股價指數報酬率會受其影響而隨之波動。除此之外，造成上、中、下游波動持續性的影響，主要是由新資訊所衝擊，即顯示面板產業市場訊息轉換為未來波動性的傳遞速度更快，而促使資訊的持續性影響力減弱。波動外溢效果方面，上游面板產業股價指數報酬率受到中游面板產業股價指數報酬率波動外溢效果之影響，相對的，中游面板產業股價指數報酬率也會受到上游面板產業股價指數報酬率波動外溢效果之影響；中游與下游面板產業股價指數報酬率也有一樣的情形，這表示上游與中游、中游與下游存在交叉外溢效果，這表示投資台灣上、中、下游面板產業股價指數時，需考慮彼此之間的波動外溢效果，以降低投資風險。

有關條件共變異方程式之實證結果方面，三市場兩兩互相之間共變異之振幅估計係數皆為顯著，且三市場波動振幅介於 0 與 1 之間，表示三市場互相之間確實具有共變異之長期記憶，而非假性長期記憶。此外，上游與中游、上游與下游、中游與下游之 TFT-LCD

面板產業股價指數報酬率，兩兩之間的面板產業股價報酬率的共變異會受到過去事件交互衝擊的長期影響，這也表示兩兩 TFT-LCD 面板產業股價報酬率具有長期關聯性會相互影響，這也足見台灣上、中、下游 TFT-LCD 面板產業股價指數任兩 TFT-LCD 面板產業股價指數之間具有動態相關性，因此當投資人在作投資組合時，應該注意這些 TFT-LCD 面板產業股價相互間的互動以及整合，以便進行相互套利以及避險。

二、研究之建議

台灣上、中、下游 TFT-LCD 面板產業股價報酬率之間有相當顯著之連動性，因此當投資人欲投資其中任一之 TFT-LCD 面板產業股價時，必須也考慮其他兩面板產業股價與欲投資之面板產業股價之間的相互關係及其波動外溢效果，例如依據本研究之結果，當投資人欲投資中游面板產業時，必須考慮會影響中游面板產業股價之上游以及下游面板產業股價，依此以規避投資組合風險之產生，且建構有利之投資、套利組合之交易策略，惟該交易策略要能有利於投資組合之獲利，依 Roll and Ross (1995) 之相關研究仍須考慮交易過程相關之交易成本，更值得投資人考量，此方面研究尚可作為本文未來之研究方向。

基於波動外溢效果，除了投資人與企業自身之風險管理之外，對於產業之間的風險可能並非一般投資人與企業可加以控制及管理，因此政府機關將扮演相當重要的角色，此時政府機關應要求公司主動積極提供有關公司風險變動之即時資訊供投資人參考，如此可減少投資大眾置身於廣大市場投資組合中之風險承擔。

台灣上、中、下游 TFT-LCD 面板產業股價報酬率有顯著的長期記憶之特性，因此當投資人欲投資面板產業股價時，若此產業類股走勢增強，即可進場佈局或是持續加碼；反之，若此產業類股走勢減弱，則必須要賣股出場或是減碼。

(收件日期為民國 100 年 1 月 17 日，接受日期為民國 100 年 6 月 16 日)

參考文獻

(1)中文部份

何威翰，1998，「臺灣個人電腦相關產業關聯性之研究」，淡江大學財務金融學系碩士論文。

張裕波，1997，「電子股上、中、下游股價關聯性之研究」，國立中興(台北)大學企業管理研究所碩士論文。

陳韋豪，2005，「台灣半導體產業上、中、下游股價關聯性與波動性外溢效果之研究-雙變量 EGARCH 模型的應用」，南華大學財務管理研究所碩士論文。

陳姿吟，2000，「台灣股市上、中、下游股價關連性之研究---以積體電路產業為例」，實踐大學企業管理研究所碩士論文。

曾前勝，2004，「我國 TFT-LCD 產業上中下游股價關聯性之研究」，實踐大學企業管理研究所。

劉祥熹與陳揚仁，2007，「台灣、日本與韓國 TFT-LCD 面板產業股價連動性之研究」，2007 年海峽兩岸財金趨勢研討會論文集，112-136，台北：淡江大學財務金融學系。

(2)英文部份

Agiakoglou, C., P. Newbold, and M. Wohar , 1992, "Bias in an Estimator of the Fractional Differencing Parameter," *Journal of Time Series Analysis*, 14: 235-246.

Baillie, R. T. and T. Bollerslev , 1994, "Cointegration, Fractional Cointegration and Exchange Rate Dynamics," *The Journal of Finance*, 49: 737-745.

Baillie, R. T., T. Bollerslev, and H. O. Mikkelsen , 1996, "Fractionally Intergrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 74: 3-30.

- Bollerslev, T., 1986, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Financial Economics*, 31: 307-327.
- Bollerslev, T. and J. M. Wooldridge, 1992, "Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances," *Econometric Reviews*, 11: 143-172.
- Cheung, Y. W. , 1993, "Long Memory in Foreign-exchange Rate," *Journal of Business and Economic Statistics*, 11: 93-101.
- Chung, C. F. and R. T. Baillie, 1993, "Small Sample Bias in Conditional Sum of Squares Estimators of Fractionally Integrated ARMA Models," *Empirical Economics*, 18: 791-806.
- Davidson, R. and J. G. MacKinnon, 1993, *Estimation and Inference in Econometrics*, New York: Oxford University Press.
- Davidson J., 2004, "Moment and Memory Properties of Linear Conditional Heteroscedasticity Models, and a New Model," *Journal of Business and Economic Statistics*, 22: 16-29.
- Engle, R. F., 1982, "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation," *Econometrica*, 50: 987-1008.
- Geweke, J. and S. Porter-Hudak, 1983, "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Model," *The Journal of Time Series Analysis*, 4: 2211-2238.
- Granger, C. W. J., 1980, "Long-memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models," *Journal of Econometrics*, 14: 227-238.
- Granger, C. W. J. and R. Joyeux, 1980, "An Introduction to Long-memory Time Series Models and Fractional Difference," *Journal of Time Series Analysis*, 1: 15-39.
- Hosking, J. R. M., 1981, "Fractional Differencing," *Biometrika*, 68: 165-176.
- Li, W. K. and A. I. Mcleod, 1986, "Fractional Time Series Modelling," *Biometrika*, 73: 217-221.
- MacKinnon, J. G., 1994, "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-root and Cointegration Tests," *Journal of Business and Economic*, 12: 167-176.
- Roll, R. and S. Ross, 1995, "The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning," *Financial Analysts Journal*, 51: 122-131.

-160- 台灣 TFT-LCD 產業上中下游股價之長期記憶、關聯性與波動外溢效果之研究：
FIEC-HYGARCH 模型之應用

Weiss, A. A., 1986, "Asymptotic Theory for ARCH Models: Estimation and Testing,"
Econometric Theory, 2: 107-131.

A Study on the Long Memory, Interrelationships and Volatility Spillovers for Stock Price Indexes of Taiwanese TFT-LCD Upper, Middle, and Down Stream Industries: An Application of FIEC-HYGARCH Model

Hsiang-Hsi Liu* and Hao-Yu Liu**

Abstract

The purpose of this study is to analyze the long memory, interrelationships and volatility spillovers for stock price indexes of Taiwanese TFT-LCD upper, middle and down stream industries. This study formulates a trivariate FIEC-HYGARCH Model. The sample period of this study extends from January 1, 2003 to June 30, 2010. The empirical results verify that the FIEC-HYGARCH model can be used to capture the effects of long memory. The rate of returns of TFT-LCD upper, middle, and down stream stock price indexes have their own-and cross-market mean spillover effects. These findings imply that the TFT-LCD panel market for

* Professor and Director, Graduate Institute of International Business, National Taipei University. Corresponding Author. Tel: 886-2-26732670, Email: hsiang@mail.ntpu.edu.tw.

** Master, Graduate Institute of International Business, National Taipei University.

each industry is not efficient in the sense that the rate of returns of the indexes for these industries could be predicted by using past information for the investors. The empirical results also reveal that the volatility spillover effects of the rate of returns among TFT-LCD upper, middle and downstream industries in Taiwan. Finally, as for the conditional covariance, the dynamic interrelationships were found to exist among the stock price indexes of these three TFT-LCD panel industries.

Keywords: Long Memory, Fractionally Cointegrated, Error Correction Model, HYGARCH Model, Volatility Spillovers

JEL Classification: C33, C58, G14