

現金流量風險值之估計

The Estimation of Cash Flow at Risk

潘聖潔¹ Sheng-Chieh Pan 黃永昇² Yong-Sheng Huang 吳博欽² Po-Chin Wu
中國科技大學休閒事業管理系 中原大學國際貿易系

¹Department of Leisure Management, China University of Technology and

²Department of International Trade, Chung Yuan Christian University

(Received December 24, 2008; Final Version July 21, 2009)

摘要：本文分別建立線性的 AR 與多元迴歸模型，以及非線性的 STAR 與 STARX 等四種模型，以求得公司的最適現金流量預測模型，並透過蒙地卡羅模擬估計公司的 CFaR，以期更精確地評估公司營運的風險衝擊。研究對象為台灣 50 指數中，上市長達十年以上的 21 家非金融公司，研究期間為 1996 年第 4 季至 2007 年第 3 季。實證結果顯示，無論就時間序列或多元迴歸模型而言，絕大多數公司的現金流量變化為一非線性過程，且與景氣領先指標綜合指數、消費者物價指數、新台幣兌美元匯率與一銀三個月定期存款利率等總體經濟變數落後期間存在非線性關係。在樣本內估計結果上，STAR 模型與 STARX 模型較線性的 AR 模型與多元迴歸模型皆提供較佳的配適度；惟樣本外預測結果則顯示，超過 70% 的樣本公司適合採用線性模型估計 CFaR。

關鍵字：現金流量風險值、平滑轉換自我迴歸、外生平滑轉換自我迴歸、蒙地卡羅模擬

Abstract: This paper first sets up linear AR and multiple regression, nonlinear STAR and STARX models to find out the optimal cash flow forecasting model, then utilizes Monte Carlo simulation to evaluate company's CFaR. The sample objects are 21 non-financial component companies in TSEC Taiwan 50 index. Sample period spans from the 1996. 4Q to 2007. 3Q. Empirical result shows that for time series or multiple regression models almost all companies' cash flow are fitted by nonlinear

process and the relationship between cash flow and macroeconomic variables (Composite Leading Index, Consumer Price Index, TWD/USD Exchange Rate, and 3-month Deposit Rate) is also nonlinear. STAR and STARX models provide better goodness of fit than linear models. But for over 70% companies are suitable to adopt linear model to forecast their CFaRs.

Keywords: Cash Flow at Risk, STAR, STAR X, Monte Carlo Simulation.

1. 緒論

近年來風險管理受重視的程度大幅提升，尤其在 1997 年的亞洲金融風暴、2000 年的網路泡沫、2001 年的恩龍 (Enron) 弊案及近期的次級房貸等事件衝擊後，更激發企業管理者及政府單位的關注。在進行風險管理之前，必須先量化企業的風險暴露程度。自 Morgan (1994) 提出風險值 (Value at Risk, VaR) 的觀念起¹，即成為重要的市場風險量化工具。VaR 主要用於計算資產持有部位的市場風險，重視金融資產投資組合短期的價值變化，適用於衡量金融產業的風險。然而 Ku (2001)、Shimko (1998) 及 Stein *et al.* (2000) 均指出非金融產業的資本結構與金融產業差異極大，且較關心市場變化對企業營運績效的影響，故不適合採用 VaR 評估其風險，而應改採現金流量風險值 (Cash Flow at Risk, CFaR)²。

由於任何影響企業的風險，最終將反映在其現金流量上，故現金流量變化隱含整體風險對企業的影響程度，而如何評估企業現金流量所面對的風險，將是經營管理者必須面對的問題。Tuner (1996) 將利率與匯率等金融價格與公司的銷貨成本、收入與利息費用作連結，並透過蒙地卡羅模擬 (Monte Carlo Simulation) 等方法模擬 CFaR。另一些文獻則以現金流量折現評價模式，對公司主要風險暴露與預期現金流量分配進行敏感度分析，並估計企業倒閉機率 (許弘杰，民 93；Largay and Stickney, 1985；Stulz, 1996)。

Hayt and Song (1997) 以 Handle with sensitivity 方法衡量公司暴露在金融價格上的整體風險³，並評估 CFaR 及風險因子對公司營運的影響。Morgan (1999) 提出公司風險矩陣 (Corporate Metrics) 模型，評估匯率、利率與要素價格等市場風險因子變動時，現金流量可能遭受的衝擊⁴。

¹ VaR 是指正常的市場情況與特定的信賴水準下，特定期間內，投資組合的最大預期損失。

² Linsmeier and Pearson (2000) 認為金融機構採用 VaR 模型評估其持有資產部位的風險，是以市場價格為基礎；CFaR 則以企業面對的各種衝擊所產生的現金流量為基礎。

³ Handle with sensitivity 方法先界定公司暴露的風險型態及建立經濟訂價模型以描述金融價格變動對現金流量的影響，再以蒙地卡羅模擬法求得未來金融價格的分配，最後將其代入模型內，即可建構公司未來的 CFaR。

⁴ 公司風險矩陣包括現金流量風險值 (CFaR)、盈餘風險值 (EaR) 及每股盈餘風險值 (EPSaR) 三種風險

Corporate Metrics 屬於由下而上 (bottom-up) 的分析方式，先確認所有暴露的風險因子，透過明確的情境模擬後，從現金流量分配中衡量風險⁵，雖較 Handle with sensitivity 更為嚴謹，卻忽略個別風險因子間可能存在的交互影響作用，而以由上而下 (top-down) 的觀點則能解決此一缺失。

Stein *et al.* (2000) 以由上而下的方法⁶，透過可比較基礎之分析方式 (comparables-based approach) 解決公司樣本數不足的問題，並依據市場資本額、獲利性、企業風險與股價波動性等四種特性將公司分類，衡量企業 CFaR⁷。Lecocq (2003) 除了衡量企業的 CFaR 外，並評估不同的避險策略對於現金流量風險值的影響。Andrén *et al.* (2005) 以匯率、利率、通貨膨脹率與市場價格等總體風險因子建構多元迴歸模型，再依蒙地卡羅模擬出風險因子未來的分配情況，進而衡量公司的 CFaR。

基本上，CFaR 是以現金流量的觀點定義公司整體風險，能否真實地反映公司所承受的風險，取決於對現金流量預測的準確性。模型的預測能力愈佳，所對應的 CFaR 愈精確，愈能呈現風險對公司衝擊的影響。文獻上在估算 CFaR 時，絕大多數採用線性的模型，包括 AR 模型 (岑宜潔, 民 95; 陳宏裕, 民 94; Stein *et al.*, 2000) 與多元迴歸模型 (黃珮純, 民 96; Andrén *et al.*, 2005)⁸。這些模型假設估計參數為常數而對企業現金流量進行預測；惟 Meese and Rogoff (1983) 認為當公司面臨財務會計準則公報改變、政府政策變更或系統性風險的衝擊時⁹，將導致估計參數在不同狀態(regime)間進行非線性的調整，且現金流量變化無法在當期完全反應，而是以平滑

矩陣，協助公司高階管理掌握全公司所面臨的風險。本文以 CFaR 作為評估的重心，其理由包括：(1) Jensen (1986) 的研究指出，低成長機會卻擁有較高自由現金流量的公司，其經理人傾向採行有損公司價值之投資行為或無效率的支出，這些行為將誘使經理人利用裁決性應計數扭曲會計報導，向上操縱盈餘，致使盈餘與盈餘風險值 (EaR) 較容易失真。(2) 公司容易利用虛灌營收方式作帳，並操弄盈餘，形成損益表內容不錯；而現金流量表則無法造假，故盈餘品質易產生問題。(3) 本文的實證期間包含景氣擴張與衰退階段，企業在面對衰退階段，現金流量的重要性更甚於盈餘。

⁵ 由下而上是一種由細節到總體的衡量方法，將組成公司現金流量的個別風險因子予以量化並加總，進而求出公司 CFaR。

⁶ Stein *et al.* (2000) 定義 CFaR 為：「在現有的資訊集合下，未來某一期間內，某一信賴水準下，營運現金流量之最大可能預期的損失。」以由上而下的方法衡量 CFaR，可解決因遺漏某些重要風險來源而導致錯估風險值的問題。

⁷ 在衡量 CFaR 上，Corporate Metrics 需瞭解各市場風險因子與公司財務因子間的交互作用；Stein *et al.* (2000) 的方法則因現金流量變動已反映所有暴露風險之影響，故無需衡量個別市場風險。

⁸ 陳宏裕 (民 94) 與 Stein *et al.* (2000) 皆以 AR(4) 模型預測現金流量，其落後期數的選取較為粗略，不夠嚴謹，本文依據 AIC (Akaike Information Criterion) 最小值決定 AR 模型的最適落後期數。此外，本文沿用黃珮純 (民 96) 所選取的新台幣兌美元匯率、一銀三個月定期存款利率與景氣領先指標綜合指數等三種總體經濟指標，並額外考慮消費者物價指數，作為解釋現金流量的變數。

⁹ 企業可能因財務會計準則公報 (例如：財務會計準則公報第三十四號與第三十六號) 的改變、政府政策的變更 (例如：獎勵投資條例、促進產業升級條例的推動) 與系統性風險 (例如：亞洲金融風暴、911 恐怖襲擊、921 大地震) 的衝擊，使其現金流量存在結構轉變，而呈現非線性的變化。

漸近的走勢遞延至未來幾期。因此，在預測企業的現金流量時，應該以非線性型式取代線性型式。

近年來狀態轉換 (regime switching) 模型相繼現世，諸如門檻自我迴歸 (Threshold Autoregressive, TAR) 模型、馬可夫轉換 (Markov Switching, MS) 模型、平滑轉換自我迴歸 (Smooth Transition Autoregressive, STAR) 及類神經網路 (Neural Networks, NN) 模型等。吳博欽等 (民 98)、Brooks (1996, 1997)、Chen and Wu (2000)、Engle and Hamilton (1990) 與 Michael *et al.* (1997) 更支持名目匯率存在非線性時間序列調整過程，其原因可能與市場存在交易成本及政策干預有關。

由於 TAR 模型及 MS 模型的轉換過於劇烈，而 NN 模型雖可擴展成多個狀態轉換過程，卻仍需透過人腦的判斷且較不具經濟涵意，故較不適合用於分析現金流量變動或 CFaR。相形之下，STAR 與外生的平滑轉換自我迴歸 (Smooth Transition Autoregressive in exogenous, STARX) 模型的轉換過程則較為平滑且漸近的，更符合企業實際的現金流量變化。

STAR 模型由 Teräsvirta and Anderson (1992) 所提出，依變數特性估計內生的轉換臨界值及轉換速度，且允許參數在不同狀態間作平滑轉換，更符合經濟與財務變數的非線性調整過程。Öcal and Osborn (2000)、Sarantis (1999)、Sarno *et al.* (2003)、Skalin and Teräsvirta (1999) 與 Teräsvirta *et al.* (2005) 皆證實 STAR 模型不僅能捕捉景氣、匯率與股價等變數在不同狀態下的轉換行為，且較線性 AR 模型或 MS 模型提供較佳的預測能力。McMillan (2001) 利用 STARX 模型估計美國 S&P 500 股票市場報酬¹⁰，結果顯示股市報酬與利率、失業率等總體經濟變數間存在非線性關係，且預測能力亦優於線性模型。至此 STAR 與 STARX 等非線性預測模型已獲得相當多的肯定。

綜合上述，當公司面臨會計準則公報改變、政府政策變更或系統性風險的衝擊時，現金流量的變化可能呈現非線性的形式，若以線性模型評估現金流量與 CFaR，可能產生偏誤，這是文獻上所忽略者。有鑑於此，本文採用非線性的 STAR 與 STARX 模型預測企業的現金流量與 CFaR，並比較其與線性的 AR 模型與多元迴歸模型的差異。在多元迴歸模型方面，採用景氣領先指標綜合指數、消費者物價指數、新台幣兌美元匯率與一銀三個月定期存款利率等四種總體經濟指標¹¹。實證對象為台灣 50 指數中，上市年數長達十年以上的非金融產業公司。

¹⁰ STAR 模型以應變數的自我落後期與其非線性的轉換函數為解釋變數，而 STARX 模型則以外生變數的落後期與其所形成的非線性轉換函數解釋應變數。本文經由模型中的轉換函數，描述現金流量走勢呈現「非線性」與「平滑轉換」的概念。

¹¹ 根據 Jorion (2001) 的敘述，CFaR 的計算過程考量「商品價格、利率與匯率」等因素，反映在生產成本、其他成本產量與銷貨收入等因素上，所計算出的風險值，亦即 CFaR 比較重視「市場 (或總體因素)」波動對於公司現金流量的衝擊，而非在季節、營收、研發費用等公司特性上。其次，本文以具代表性的台指五十成分股為實證對象，各公司多具備多樣化產品，欲找出這些影響公司現金流量的個別產品

本文後續的內容如下：第 2 節為實證模型與研究方法，首先介紹線性的 AR 與多元迴歸模型，以及非線性的 STAR 與 STARX 模型等四種現金流量預測模型，接著說明線性檢定、轉換函數檢定等方法，最後介紹逐步迴歸 (Stepwise Regression)¹²、蒙地卡羅模擬法與預測績效的評估。第 3 節為實證結果與分析，先定義變數的資料來源，並針對變數進行單根與共整合關係之檢定，接著以預測模型估計公司的現金流量，再經由蒙地卡羅模擬法衡量出 CFaR¹³，並利用預測誤差指標評斷各模型預測能力的優劣。最後為結論與建議。

2. 實證模型與研究方法

2.1 現金流量預測模型

為了評估公司的 CFaR，首先介紹線性的 AR 與多元迴歸模型，以及非線性的 STAR 與 STARX 等現金流量預測模型，接著說明各種 CFaR 評估方法，以及衡量各 CFaR 評估方法優劣的預測績效指標。現金流量的線性 AR 模型與多元迴歸預測模型分別表示如下：

$$FCF_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j FCF_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$FCF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

其中 FCF_t 為現金流量； α_0 與 β_0 為截距項； α_j 與 β_i 為估計參數； FCF_{t-j} 為現金流量的落後項； p 為最適落後期，由 AIC 最小值所決定； ε_{1t} 與 ε_{2t} 為殘差項。 X_{t-i} 為外生變數落後項； m 為所有外生變數的落後期，其中外生變數由逐步迴歸方程式選出顯著影響現金流量者，再利用線性模型的落後期檢定，找出各解釋變數的最適落後期。

接著採用 McMillan (2001) 與 Teräsvirta and Anderson (1992) 所提出的 STAR 模型與 STARX 模型建立(1)式與(2)式的非線性模型，其內容分別表示如下：

價格，有其困難度（多涉及商業機密）。即便可以找出，仍將不利於計量上的處理：首先，不易判斷文中所提及各項總體（市場）因素對 CFaR 的一般性影響。再者，加入不相同的個別公司因素，將嚴重降低「自由度」與「估計效率」，尤其在非線性模型中，必須額外考慮這些個別因素的落後期，將大幅降低「自由度」，此在有限的季資料下，較不易顧及。此外，利用 Panel data 進行估計，雖能解決樣本數或自由度問題，差異性的個別因素卻因而喪失。

¹² 為避免變數間存在高度相關性，本文先以順向選擇法將變數選入、再以反向剔除法刪除變數。

¹³ 本文的歷史資料不夠長，較不適合採用歷史模擬法 (Historical Simulation) 估算 CFaR。

$$FCF_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j FCF_{t-j} + \left[\alpha'_0 + \sum_{j=1}^p \alpha'_j FCF_{t-j} \right] F(Z_{t-d}; \gamma, c) + \mu_{1t} \quad (3)$$

$$FCF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i X_{t-i} + \left[\beta'_0 + \sum_{i=1}^m \beta'_i X_{t-i} \right] F(Z_{t-d}; \gamma, c) + \mu_{2t} \quad (4)$$

(3)式與(4)式分別代表 STAR 模型與 STARX 模型，為 AR 與多元迴歸模型的非線性形式。 α_0 、 β_0 與 α'_0 、 β'_0 分別為不同狀態之間的截距項； α_j 、 β_i 與 α'_j 、 β'_i 分別為不同狀態下的估計參數； $F(Z_{t-d}; \gamma, c)$ 為轉換函數，其值介於 0 至 1 之間，描述模型中估計參數存在平滑式轉換的現象，亦即現金流量發生平滑式的結構轉變； Z_{t-d} 為轉換變數， d 為轉換變數的最適落後期； γ 為平滑參數，表示在不同狀態下的轉換速度； c 為轉換參數的門檻值，表示結構轉變點， γ 與 c 皆由內生估計而求得¹⁴； μ_{1t} 、 μ_{2t} 為殘差項。

Teräsvirta and Anderson (1992) 認為轉換函數的型式一般可分為邏輯函數 (Logistic function) 與指數函數 (Exponential function)，其間的差異在於前者不具對稱性，轉換變數在超過或未超過結構轉變點時有不同的動態調整行為，而後者則具有對稱性，轉換變數在上升或下降時，呈現相同的動態調整行為，而中間狀態的調整過程不同於外部狀態¹⁵。為了令平滑參數 γ 收斂或快速收斂，Teräsvirta (1994) 建議先將轉換函數標準化，則邏輯函數與指數函數分別如(5)式與(6)式所示：

$$F(Z_{t-d}; \gamma, c) = \{1 + \exp[\gamma (1/\sigma)(Z_{t-d} - c)]\}^{-1} \quad (5)$$

$$F(Z_{t-d}; \gamma, c) = \{1 + \exp[\gamma (1/\sigma^2)(Z_{t-d} - c)^2]\}^{-1} \quad (6)$$

利用非線性最小平方 (Nonlinear Least Squares, NLS) 法估計上述模型，其中 γ 與 c 的起始值，根據 Teräsvirta (1994) 的建議，分別以 1 與樣本平均數替代之。

2.2 實證方法

2.2.1 線性檢定與轉換函數選擇

為了建立現金流量的線性多元迴歸模型，本文採用逐步迴歸法篩選影響現金流量的變數 (X_t)。首先，針對文獻上提出可能影響現金流量的總體經濟變數進行相關係數矩陣 (correlation matrix) 分析，以檢視變數間的相關程度。其次，依據相關性的高低依序將變數放入模型中進行

¹⁴ STAR 與 STARX 模型是由樣本資料估計內生的結構轉變點，有別於 Chow (1960) 所提出採取主觀認定虛擬變數式的結構轉變模型。

¹⁵ Teräsvirta (1994) 指出當多數觀察值大於門檻值 (c) 且落於轉換函數右側時，Exponential STAR (ESTAR) 模型近似 Logistic STAR (LSTAR) 模型。同理，當多數觀察值落於門檻值 (c) 周圍且轉換函數緩慢漸近增加時，LSTAR 模型亦會趨近 ESTAR 模型。

估計，每次估計時再檢視放入該變數後模型的解釋能力，若能有效提升則保留此變數；反之，則剔除此變數，以找尋影響現金流量的總體經濟變數。

在建立線性 AR 模型與多元迴歸模型後，再採用 Teräsvirta and Anderson (1992) 提出的線性檢定程序進行檢定。Lin and Teräsvirta (1994) 認為當樣本數過少時，F 檢定的檢定力高於 LM 檢定，建議以 F 檢定取代 LM 檢定對輔助迴歸式(7)進行不同落後期數的檢定，並決定轉換變數的最適落後期數。

$$v_t = \pi_0 + \sum_{j=1}^p (\pi_{1j}\psi_{t-j} + \pi_{2j}\psi_{t-j}Z_{t-d} + \pi_{3j}\psi_{t-j}Z_{t-d}^2 + \pi_{4j}\psi_{t-j}Z_{t-d}^3) + \eta_t \quad (7)$$

$$H_0 : \pi_{2j} = \pi_{3j} = \pi_{4j} = 0$$

其中 v_t 為線性模型中的殘差項； ψ_{t-j} 為線性模型中的解釋變數； π_0 為輔助迴歸式的截距項； π_{1j} 、 π_{2j} 、 π_{3j} 與 π_{4j} 為估計參數； Z_{t-d} 為轉換變數。本文將進行落後 1 至 8 期 d 的 F 檢定，若拒絕模型為線性的虛無假設 H_0 ，表示 AR 與多元迴歸模型應分別改為 STAR 與 STARX 模型的形式，並選取 F 統計量最大者（即 P-value 最小者）決定轉換變數的最適落後期數。

一旦拒絕模型為線性的虛無假設與決定 STAR 與 STARX 模型的最適轉換變數後，以 F 檢定依序檢定(8)、(9)與(10)式的虛無假設，即可判定轉換函數為 Logistic 或 Exponential 型式。

$$H_{04} : \pi_{4j} = 0 \quad (8)$$

$$H_{03} : \pi_{3j} = 0 \mid \pi_{4j} = 0 \quad (9)$$

$$H_{02} : \pi_{2j} = 0 \mid \pi_{3j} = \pi_{4j} = 0 \quad (10)$$

根據 Teräsvirta (1994) 所提出的結論¹⁶，若檢定結果拒絕(8)或(10)式，則判定為 Logistic STAR (LSTAR) 模型與 Logistic STAR in Exogenous (LSTARX) 模型；若拒絕(9)式，則判定為 ESTAR 模型與 ESTARX 模型；若不拒絕(10)式的虛無假設，則模型無法判定。此外，在檢定上述三個虛無假設時，應選取最大的 F 檢定統計量作為模型選擇之依據，以解決檢定結果可能存在模型誤設的問題。

2.2.2 風險值評估方法

本文採用蒙地卡羅模擬法評估各公司的 CFaR，因為此方法涵蓋變數的各種風險因子與所有可能狀況，且具有估計非線性資產與處理非常態模型的特性，更能解決歷史模擬法因時間序

¹⁶ 當利用泰勒展開式將 LSTAR 與 LSTARX 模型中的轉換函數展開至第三階時，其結果一、三階係數不為零，二階係數為零；展開 ESTAR 與 ESTARX 模型中的轉換函數至第三階時，其結果二階係數不為零，一、三階係數為零。

列資料不足或不易取得，導致無法估計或信度降低的問題。

以蒙地卡羅模擬法模擬現金流量與估計 CFaR 的步驟如下：

- (1) 以 AR 模型描述風險因子的變動行徑，並利用歷史資料估計該模型的參數，再透過 AIC 最小值準則決定出最適落後期數。
- (2) 決定各項風險因子變動行徑的模式後，依據現金流量預測模型與各解釋變數（即各項風險因子）之殘差，所給定的分配型態來決定模擬的參數。
- (3) 抽取現金流量預測模型與風險因子 10000 筆的殘差亂數序列，並將風險因子的殘差亂數序列代入該模式中，可求得各項風險因子在目標期間內的變動行徑之序列。
- (4) 將步驟(2)的資料代入現金流量預測模型中，可產生 10000 筆不同情境下的現金流量值，並由小至大排列現金流量值。
- (5) 在給定信賴水準 95%下，將第 5%分位數的現金流量值減去現金流量預測值，即可估計出 CFaR。

最後，為評估現金流量預測模型在樣本外預測能力的優劣，必須對各模型的預測誤差作衡量。本文採用文獻上較常見的誤差均方根 (Root Mean Square Error, RMSE)、泰勒不等係數 (Theil's Inequality Coefficient, Theil' U) 與平均誤差絕對值 (Mean Absolute Error, MAE) 等三種進行評估。

3. 實證結果分析

3.1 資料說明

為評估上述(1)－(4)式四種模型在現金流量與現金流量風險值預測能力之優劣，本文以台灣 50 指數中的成分股為對象進行驗證。由於這 50 家成分公司是集中市場中市值最高的前 50 名且為藍籌績優股，為絕大多數法人與穩健投資者持有的標的，故極適合作為分析對象。有鑑於現金流量為季資料的屬性，為顧及時間序列資料長度的適用性，排除上市不足十年的公司，以及適用其他評估模型的金融業公司後，實際上共計有 21 家上市公司進行估計¹⁷，如表 1 所示。實證的時間序列期間為 1996 年第 4 季至 2007 年第 3 季¹⁸，共計 44 筆季資料，其中以 1996 年第 4

¹⁷ 台灣 50 指數編制起於民國 91 年 4 月 30 日，基數為 5000。其中的 50 檔股票總市值約佔台灣股市的七成，與大盤加權指數的連動係數高達 0.99。台灣指數系列諮詢委員會於每年的一月、四月、七月與十月第一個星期五後的星期四定期進行季度審核，以三月、六月、九月與十二月最後交易日的收盤資料為審核依據。審核後有關成分股之變動，則在舉行審核會議當月第三個星期五後的下一個交易日執行。2007 年 10 月時，台灣 50 指數中，上市長達十年以上的非金融產業公司原計有 22 家，其中台泥 (1101) 的現金流量不符合 AR 模型，導致該公司後續估計程序無法進行，故不在本文的研究範圍內。

¹⁸ 由於美國次級房貸造成其他各國自去年第四季起陸續遭受重大的衝擊，為排除各公司現金流量遭受此

表 1 台指 50 成份股中樣本公司基本資料

產業別	代碼	公司	代碼	公司	代碼	公司	代碼	公司
水泥	1102	亞泥						
食品	1216	統一						
塑膠	1301	台塑	1303	南亞	1326	台化		
紡織	1402	遠紡						
鋼鐵	2002	中鋼						
半導體	2303	聯電	2311	日月光	2325	矽品	2330	台積電
電腦週邊	2301	光寶科	2324	仁寶	2353	宏碁	2357	華碩
電子零組件	2308	台達電						
電子通路	2347	聯強						
其他電子	2317	鴻海	2354	鴻準				
貿易百貨	2912	統一超						
其他	9904	寶成						

資料來源：Yahoo 股市行情。上表中列示的公司係以 2007 年 10 月期的 50 檔成份股為對象，在排除不適當標的後所剩餘的公司。儘管自 2002 年 4 月迄今，成份股有些微的變化，但本文所選的成份股在此期間變化不大。

季至 2006 年第 3 季作為樣本內估計期間，2006 年第 4 季至 2007 年第 3 季共 4 筆資料作為樣本外預測期間。在變數方面，本文沿用 Lehn and Poulsen (1989) 定義之自由現金流量 (Free Cash Flow, FCF) 衡量公司現金流量¹⁹。FCF 是指扣除折舊費用前的營業利益再減除所得稅費用、利息費用與現金股利(包括特別股與普通股)²⁰。影響現金流量的總體經濟風險因子，文獻上大致可歸納為景氣指標、國內物價水準、匯率與國內利率水準等四種 (黃珮純，民 96；Andrén *et al.*, 2005)²¹，故本文分別以景氣領先指標綜合指數 (Composite Index of Leading Indicators, CILI)、消費者物價指數 (Consumer Price Index, CPI)、新台幣兌美元匯率與一銀三個月定期存款利率作為解釋公司現金流量的總體經濟變數²²。茲簡述各變數對現金流量的影響如下：

極端事件的干擾，本文的實證期間僅止於 2007 年第三季。

¹⁹ 自由現金流量的概念最初由 Jensen (1986) 提出，但文獻上能精確衡量該自由現金流量的方式並不多見，且財務文獻亦較多採用 Lehn and Poulsen (1989) 所定義的自由現金流量進行分析，故本文亦以此作為自由現金流量的衡量準則。

²⁰ 現金股利為年資料，而自由現金流量為季資料，本文以當季每股盈餘 (Earning Per Share, EPS) 佔整年度 EPS 的比例作為權重，將現金股利攤至各季，若該季的 EPS 為負，則以零取代，表示該季的虧損將由其他季的盈餘來補足。

²¹ 由於本文以台指 50 成份股公司評估其 CFaR，這些成份股公司分散在各產業中，並無法如 Andrén *et al.* (2005) 找出特定產業的產品價格，並估計對其現金流量的影響。

²² 由於景氣領先指標綜合指數、消費者物價指數、新台幣兌美元匯率與一銀三個月定期存款利率皆為月資料，故利用每三個月的平均值將月資料轉換為季資料。

CILI 具領先景氣波動性質，可用以預測未來景氣變動。一般而言，CILI 持續上升，表示未來經濟景氣繁榮，有助於公司現金流量提升；反之，則不利於公司現金流量增加。CPI 代表一國經濟的穩定程度，物價穩定成長，在市場供需適時調整下，可為企業創造利潤；而在惡性的通貨膨脹下，供需失衡，消費者實質購買力與需求急遽下降，導致經濟成長銳減，不利於企業盈餘與現金流量。匯率不僅直接影響企業的財務利潤，更關係著投資者對於公司價值的判斷。匯率變動首先衝擊財務報表中的匯兌損益，該損益雖未立即實現，卻對公司未來的現金流量產生實質性的影響，進而影響公司價值的評估水準。此外，若公司的短期借款屬於浮動利率的債務時，市場利率變動將使短期借款的有效利率隨之變動，造成未來現金流量產生波動。因此，浮動利率負債將造成現金流量波動的風險。上述變數的衡量方式與資料來源如表 2 所示，附表 1、附表 2 為各變數的敘述統計量。

3.2 單根與共整合檢定

在建立各現金流量預測模型之前，首先對變數進行單根檢定，以判斷其是否為一定態的 (stationarity) 序列。本文採用文獻上常使用的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定法，其檢定結果如附表 3、附表 4 所示。由附表 3 得知，除了亞泥、鴻海、鴻準等 3 家公司外，其餘 18 家公司的自由現金流量皆為定態序列；惟經過一階差分後，3 家公司的現金流量亦皆為定態的序列。至於總體經濟變數方面，除了新台幣兌美元匯率外，其餘變數則皆無法拒絕變數存在單根的現象，而在經過一階差分後，亦皆為定態的序列。

若將上述非定態變數取一階差分，將造成資料的遺失，考量樣本資料較不充足，本文不以此進行分析，而是根據共整合的概念，對含有非定態變數的線性模型之殘差項進行檢定，其檢定結果如附表 5、附表 6 所示。由附表 5 得知，亞泥、鴻海、鴻準的線性 AR 模型之殘差皆為 I(0) 的定態變數，而附表 6 的結果亦指出，19 家含有非定態變數的線性多元迴歸模型之殘差皆為 I(0) 的定態變數，表示變數間存在共整合關係，故估計結果可進行分析。

表 2 各變數的衡量方式與其資料來源

變數	符號	衡量方式	資料來源
現金流量	FCF	自由現金流量 (單位：千元)	台灣經濟新報 (TEJ)；本文推算
景氣指標	CILI	景氣領先指標綜合指數 (基數=100)	台灣經濟新報(TEJ)
國內物價水準	CPI	消費者物價指數 (基期：2006 年)	台灣經濟新報(TEJ)
匯率	E	新台幣兌美元匯率 (NTD/USD)	台灣經濟新報(TEJ)
國內利率水準	R	一銀三個月定期存款利率 (%)	台灣經濟新報(TEJ)

3.3 線性模型估計結果

在確認變數間存在共整合關係後，首先分別以 AR 模型與多元迴歸模型作為預測公司現金流量的線性估計模型²³，其結果分別如表 3 與表 4 所示。由表 3 的 AR 模型估計結果得知，各公司落後期的係數均顯著異於零，所有樣本公司的殘差皆無自我相關現象，且除了台達電外，其餘 20 家公司的殘差為同質變異。此外，除了遠紡、日月光、宏碁、統一超、寶成等公司外，其餘 16 家公司的殘差符合常態分配。

在多元迴歸模型方面，先透過逐步迴歸篩選各樣本公司的最適總體經濟變數(如附表 7 所示)²⁴，其次利用 McMillan (2001) 估計線性模型的方式，以 P-value 找出顯著總體經濟變數的落後期，並依據 AIC 最小值準則決定該公司最適的多元迴歸模型。由表 4 的多元迴歸模型估計結果得知，總體經濟變數的最適落後期的係數均顯著異於零，除了聯電外，其餘 20 家公司的殘差皆無自我相關的現象，且所有樣本公司的殘差皆為同質變異。此外，除了統一、遠紡、光寶科、宏碁、日月光等公司外，其餘 16 家公司的殘差則符合常態分配。

3.4 線性檢定與轉換變數之最適落後期數

接著採用 Teräsvirta (1994) 提出的線性檢定程序，分別對上述的 AR 模型與多元迴歸模型進行線性檢定²⁵，其結果如表 5 與表 6 所示。表 5 的 AR 模型線性檢定結果顯示，除了遠紡、台達電、聯強與寶成等 4 家公司外，其餘 17 家公司的自由現金流量呈現非線性走勢，且各轉換變數的最適落後期大多數集中於 2 期與 1 期上。表 6 的多元迴歸模型線性檢定結果則指出，除了台達電外，其餘 20 家公司的自由現金流量均呈現非線性走勢，而各轉換變數的最適落後期大多數集中於 1 期與 4 期。此外，遠紡、聯強與寶成等 3 家公司的 AR 模型與多元迴歸模型之線性檢定結果相異，表示該公司自由現金流量的非線性走勢雖無法經由 AR 模型描述，卻可透過總體經濟變數來達成。

²³ 本文將 AR 模型與多元迴歸模型的解釋變數最大落後期數皆設為 5 期 (即 $p, m = 5$)，主要理由有二：首先，實務上公司常會透過舉債或發行新股方式以支應資金需求，而總體經濟因素變動將導致現金流量發生遞延的效果，但其效果通常不會超過 5 季。其次，受限於樣本數不充足。此外，受篇幅限制，未列出其估計結果，若有需要可向作者索取。

²⁴ 廣義的線性模型中，解釋變數若具有線性相依 (linearly dependent) 的特性，則迴歸模型不成立。為避免共線性 (collinearity) 造成迴歸模型的不穩定，先將變數進行相關係數分析，再利用逐步迴歸篩選解釋變數，以提升模型的預測能力。逐步迴歸分析除了能防止共線性的產生外，當面對很多變數時，若無理論模型的支持，則可採用此方式來選擇最適的解釋變數。

²⁵ 本文分別以轉換變數的落後 1 至 8 期代入輔助迴歸式(7)中進行線性檢定。在拒絕虛無假設的轉換變數落後期中，選取 F 統計量最大(即 P-value 最小)者作為轉換變數的最適落後期數。

表 3 線性 AR 模型估計結果

公 司	亞泥	統一	台塑	南亞	
α_0	126498 (0.1942)	497194*** (0.0000)	641566 (0.1017)	2309914*** (0.001)	
α_1	0.3687** (0.0213)	-	0.4228** (0.0113)	0.4683*** (0.0025)	
α_2	0.436*** (0.0073)	-	0.3781** (0.021)	-	
α_4	-	0.1083** (0.0203)	-	-	
Q(12)	10.0878 (0.6083)	6.9801 (0.8589)	8.614 (0.7355)	11.2332 (0.509)	
ARCH(4)	0.3733 (0.8257)	0.1804 (0.9466)	0.5528 (0.6985)	2.2103 (0.0917)	
JB	0.6504 (0.7224)	5.3436 (0.0691)	3.3059 (0.1915)	3.5892 (0.1662)	
logl	-532.3957	-495.4947	-580.2754	-603.9956	
公 司	台化	遠紡	中鋼	聯電	
α_0	1138297** (0.0438)	471569*** (0.0078)	1173753** (0.0119)	2604984** (0.0209)	
α_1	0.3099* (0.0558)	0.6112*** (0.0000)	1.0646*** (0.0000)	1.0827*** (0.0000)	
α_2	0.3577** (0.0281)	-	-0.3432** (0.0352)	-0.3181* (0.0519)	
Q(12)	5.9218 (0.92)	3.2397 (0.9936)	5.5342 (0.9377)	7.7712 (0.8027)	
ARCH(4)	1.5233 (0.2215)	3.593 (0.0765)	0.8176 (0.5245)	0.5112 (0.7279)	
JB	7.9261 (0.059)	10.9521 (0.0042)	5.4396 (0.0659)	0.147 (0.9291)	
logl	-590.4912	-554.8301	-562.8684	-624.5191	
公 司	日月光	矽品	台積電	光寶科	
α_0	2318622*** (0.0000)	294886* (0.0644)	2647585 (0.1052)	212029** (0.0225)	
α_1	-	0.8126*** (0.0000)	1.1642*** (0.0000)	0.5971*** (0.0001)	
α_2	-	-	-0.5283*** (0.0036)	-	
α_4	-0.4384** (0.0194)	-	0.2678** (0.0107)	-	
Q(12)	2.2295 (0.999)	7.1976 (0.8443)	16.0997 (0.1867)	7.0977 (0.8511)	
ARCH(4)	0.0507 (0.9949)	1.8268 (0.1497)	1.2502 (0.3137)	0.5685 (0.6874)	
JB	103.9401 (0.0000)	0.424 (0.809)	5.0047 (0.0819)	6.8852 (0.062)	
logl	-571.8877	-563.5511	-591.2905	-554.107	
公 司	仁寶	台達電	聯強	鴻海	寶成
α_0	690710*** (0.000)	354160*** (0.000)	204399*** (0.000)	-217059 (0.233)	0.3047* (0.061)
α_1	-	0.4543*** (0.004)	0.341** (0.0306)	0.3163*** (0.003)	-
α_2	0.3899** (0.014)	-	-	-	-
α_4	-	-	-	0.9965*** (0.000)	-
Q(12)	8.3674 (0.7558)	11.182 (0.5134)	8.7744 (0.7221)	13.9335 (0.305)	12.6484 (0.3951)
ARCH(4)	1.5768 (0.2069)	4.2832 (0.0074)	0.6578 (0.6261)	1.9114 (0.1374)	0.197 (0.938)
JB	3.2196 (0.1999)	1.3449 (0.5105)	1.8163 (0.4033)	0.1762 (0.9157)	35.842 (0.0000)
logl	-540.976	-529.6744	-512.559	-526.7997	-557.3757
公 司	鴻準	宏碁	華碩	統一超	
α_0	22648 (0.3633)	200903* (0.0501)	604253 (0.1975)	242596** (0.023)	
α_1	1.0234*** (0.0000)	-	0.3873** (0.0243)	0.2913* (0.0731)	
α_3	-	0.4798*** (0.0024)	-	-	
α_4	-	-	0.7846*** (0.0000)	0.2739* (0.0583)	
α_5	-	-	-0.3709** (0.0384)	-	
Q(12)	10.8602 (0.5409)	4.1042 (0.9815)	16.6458 (0.1634)	11.2242 (0.5098)	
ARCH(4)	1.932 (0.1308)	0.1519 (0.9606)	1.352 (0.2776)	0.2331 (0.9173)	
JB	1.8224 (0.402)	354.8956 (0.0000)	0.7443 (0.6892)	25.8652 (0.0000)	
logl	-513.9049	-538.7716	-511.2347	-466.1298	

註：()內為 P-value；***、**、*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下顯著異於零。Q(12)為落後 12 期時檢定殘差無自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期時檢定殘差無異質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差符合常態分配的 Jarque-Bera 統計量；logl 為模型最大似值。估計方程式如右：

$$FCF_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j FCF_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

表 4 線性多元迴歸模型估計結果

公 司	亞泥	統一	台塑	南亞	
β_0	13652705*** (0.005)	7512463*** (0.001)	-3047376** (0.0309)	2055128 (0.2695)	
β_{11}	26568*** (0.0001)	-	75597** (0.0179)	-	
β_{14}	-	-	207092** (0.0328)	117633*** (0.0043)	
β_{15}	-	-	-232885*** (0.0064)	-99798** (0.0303)	
β_{22}	-159705*** (0.003)	-	-	-	
β_{31}	-	-207613*** (0.0021)	-	-	
Q(12)	18.466 (0.1023)	5.7809 (0.9267)	13.9223 (0.3057)	12.7486 (0.3876)	
ARCH(4)	1.0689 (0.3898)	2.0857 (0.1075)	1.6305 (0.1966)	1.1016 (0.3768)	
JB	0.3535 (0.838)	567.2412 (0.0000)	1.8525 (0.396)	8.2226 (0.0664)	
logl	-538.145	-583.3253	-530.491	-541.936	
公 司	台達電	台化	遠紡	中鋼	
β_0	-4144192** (0.0113)	-403662 (0.8282)	-309772 (0.4664)	35748486*** (0.0015)	
β_{11}	-	-	57642*** (0.0001)	83335*** (0.0000)	
β_{13}	-	-	-45222*** (0.0039)	-	
β_{14}	-	211181*** (0.0004)	-	-	
β_{15}	-	-180609*** (0.0039)	-	-	
β_{21}	47839*** (0.0039)	-	-	-407602*** (0.0014)	
Q(12)	24.0494 (0.0603)	12.5708 (0.401)	7.2942 (0.8376)	15.4712 (0.2167)	
ARCH(4)	0.2737 (0.8926)	1.3095 (0.2925)	0.1178 (0.9751)	2.0005 (0.1199)	
JB	2.4412 (0.2951)	3.9079 (0.1417)	9.3767 (0.0092)	4.1311 (0.1268)	
logl	-529.649	-542.1789	-522.855	-584.188	
公 司	矽品	台積電	光寶科	宏碁	
β_0	-3078500*** (0.0000)	-59494611*** (0.0001)	1063358*** (0.0000)	866161*** (0.0000)	
β_{11}	40554*** (0.0000)	-	-	-	
β_{13}	-	325888*** (0.0000)	-	-	
β_{35}	-	1357670*** (0.0025)	-	-	
β_{41}	-	-	-169248*** (0.0000)	-161229*** (0.0008)	
Q(12)	11.7782 (0.4637)	21.432 (0.0644)	15.0257 (0.24)	16.5669 (0.1666)	
ARCH(4)	0.5906 (0.672)	1.4128 (0.2576)	0.1841 (0.9448)	2.7887 (0.0442)	
JB	1.2582 (0.5331)	7.0924 (0.0588)	36.3007 (0.0000)	119.3786 (0.0000)	
logl	-554.9232	-586.724	-549.98	-566.3047	
公 司	華碩	聯電	日月光	仁寶	聯強
β_0	-15646709*** (0.006)	-11823877* (0.057)	-9049005* (0.063)	783797 (0.405)	348266*** (0.000)
β_{11}	-	657273*** (0.001)	223566*** (0.003)	-13134*** (0.004)	-
β_{14}	-	-462494** (0.026)	-151550** (0.024)	-	-
β_{21}	532687*** (0.0001)	-	-	-	-
β_{22}	-350223*** (0.007)	-	-	-	-
β_{35}	-	-	-	55855* (0.094)	-
β_{44}	-	-	-	-	68668* (0.0611)
β_{42}	-	-	682170** (0.0379)	-	-82083** (0.0276)
Q(12)	24.6614 (0.0565)	37.1721 (0.0002)	4.534 (0.9718)	16.1719 (0.1835)	7.6528 (0.8116)
ARCH(4)	0.289 (0.8827)	3.0742 (0.0329)	0.0536 (0.9943)	0.2621 (0.8996)	1.913 (0.1371)
JB	1.5356 (0.464)	4.7793 (0.0917)	337.9492 (0.0000)	2.0487 (0.359)	0.6664 (0.7166)
logl	-559.2558	-602.2279	-569.4258	-495.0649	-472.0943
公 司	鴻準	統一超	寶成	鴻海	
β_0	-7447693*** (0.000)	-137424 (0.638)	3356926 (0.4209)	-89575822*** (0.0000)	
β_{11}	16619*** (0.0000)	-	-	110284*** (0.0009)	
β_{14}	-	-	-	-182093** (0.0445)	
β_{15}	-	-	-	140753* (0.0581)	

表 4 線性多元迴歸模型估計結果 (續)

β_{24}	66422*** (0.0000)	-	-139381* (0.0941)	883351*** (0.0000)
β_{25}	-	-	297973*** (0.003)	-
β_{33}	-49567*** (0.0005)	20939** (0.024)	-	-
β_{35}	26510** (0.0243)	-	-	-
β_{41}	-	-	-	464627** (0.0474)
β_{45}	-	-	-	-813576*** (0.0049)
Q(12)	12.4762 (0.4082)	17.3058 (0.139)	7.4717 (0.8249)	8.7886 (0.7209)
ARCH(4)	1.4472 (0.2468)	1.3758 (0.2686)	0.1137 (0.9765)	0.5244 (0.7187)
JB	0.3217 (0.8514)	5.4788 (0.0646)	5.9132 (0.052)	1.3358 (0.5128)
logl	-444.7147	-467.8158	-495.4576	-519.993

註：()內為 P-value；***、**、*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下顯著異於零。Q(12)為落後 12 期時檢定殘差無自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期時檢定殘差無異質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差符合常態分配的 Jarque-Bera 統計量；logl 為模型最大概似值。估計方程式如下：

$$FCF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} CILI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{3i} E_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{4i} R_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

表 5 AR 模型線性檢定結果

公 司	d							
	1	2	3	4	5	6	7	8
亞泥	0.9704 (0.4625)	0.8946 (0.5119)	0.7629 (0.6051)	1.3426 (0.2731)	0.3927 (0.8769)	0.5781 (0.7441)	2.3865* (0.0597)	0.8752 (0.5282)
統一	0.5727 (0.6373)	1.0207 (0.3969)	0.5677 (0.6405)	2.3868* (0.088)	0.3084 (0.8191)	2.0182 (0.1333)	0.716 (0.5507)	1.488 (0.2401)
台塑	3.5923 (0.0087)	3.6603* (0.0079)	2.2295 (0.0697)	2.1591 (0.0789)	2.0886 (0.0893)	0.7128 (0.6427)	1.6372 (0.1803)	0.642 (0.6958)
南亞	2.3939* (0.0855)	2.3782 (0.0875)	1.8937 (0.1505)	0.2649 (0.8501)	0.76 (0.5254)	0.439 (0.7268)	1.0203 (0.3985)	0.7229 (0.5471)
台化	0.712 (0.6428)	2.201* (0.0717)	0.9762 (0.4595)	1.1678 (0.3523)	0.5803 (0.7426)	0.7666 (0.6031)	0.3665 (0.8929)	1.8249 (0.1384)
遠紡	0.4214 (0.7388)	1.183 (0.3312)	1.0049 (0.4033)	1.0756 (0.3738)	0.7873 (0.5105)	0.0675 (0.9768)	0.279 (0.84)	0.9213 (0.4438)
中鋼	0.1535 (0.9868)	0.8327 (0.5545)	0.4689 (0.8254)	2.4806* (0.0484)	0.8986 (0.5107)	0.2869 (0.9376)	0.6969 (0.6546)	0.6407 (0.6967)
聯電	2.4038 (0.0523)	4.3002* (0.0032)	2.9043 (0.0249)	2.7679 (0.0315)	0.8819 (0.5219)	2.1637 (0.0812)	2.7903 (0.0334)	2.2946 (0.0698)
日月光	2.0604 (0.1258)	3.3921* (0.0301)	2.5359 (0.0748)	1.2037 (0.3247)	2.275 (0.1001)	1.2389 (0.3136)	1.4913 (0.2384)	0.5015 (0.6845)
矽品	6.9124* (0.0009)	0.4378 (0.7275)	0.3592 (0.7828)	1.101 (0.3635)	1.2798 (0.2992)	0.4109 (0.7464)	2.488 (0.081)	1.4378 (0.2536)
台積電	1.6145 (0.1697)	2.4786* (0.0382)	1.1159 (0.3908)	1.4001 (0.2449)	0.4835 (0.8701)	0.6119 (0.7735)	1.3221 (0.2866)	1.3069 (0.2965)
光寶科	3.3557* (0.0301)	0.1882 (0.9037)	0.6038 (0.6173)	0.6901 (0.565)	0.353 (0.7872)	0.5373 (0.6605)	0.1918 (0.9011)	1.8579 (0.1606)
仁寶	3.4199* (0.0285)	0.4539 (0.7163)	0.1784 (0.9103)	0.7412 (0.5356)	0.1533 (0.9268)	0.2115 (0.8876)	0.9065 (0.4504)	1.4251 (0.2572)
宏碁	7.2510* (0.0008)	0.5342 (0.6622)	6.9907 (0.001)	0.7261 (0.5442)	0.6558 (0.5857)	1.3431 (0.2797)	1.6264 (0.2056)	0.3408 (0.796)
華碩	0.6161 (0.7706)	2.5546* (0.0351)	0.543 (0.8274)	1.2665 (0.3084)	1.3382 (0.2741)	1.8634 (0.1152)	0.9245 (0.525)	1.2452 (0.3266)
台達電	0.5276 (0.6664)	0.7448 (0.5331)	1.2541 (0.3066)	1.1259 (0.3537)	0.3052 (0.8214)	0.3595 (0.7827)	0.1727 (0.914)	1.4157 (0.2598)
聯強	1.2976 (0.2911)	1.2866 (0.2952)	1.4054 (0.2592)	0.4978 (0.6865)	2.0688 (0.1254)	0.7922 (0.5082)	0.167 (0.9177)	0.6309 (0.6014)
鴻海	4.1747 (0.0043)	2.7514 (0.0322)	1.7492 (0.1479)	5.0215* (0.0014)	1.5024 (0.2166)	2.1566 (0.082)	1.5047 (0.2191)	3.8823 (0.008)

表 5 AR 模型線性檢定結果 (續)

公 司	<i>d</i>							
	1	2	3	4	5	6	7	8
鴻準	2.8469 (0.052)	4.0971* (0.0141)	2.8542 (0.0526)	2.1335 (0.1161)	1.7269 (0.1826)	1.0799 (0.3731)	1.3133 (0.2897)	1.4674 (0.2456)
統一超	1.1316 (0.3709)	5.7109* (0.0006)	1.7457 (0.1486)	2.6346 (0.0384)	0.5431 (0.7706)	0.6217 (0.7112)	0.4468 (0.84)	1.7355 (0.1578)
寶成	0.7323 (0.5399)	0.515 (0.6748)	0.9372 (0.4341)	0.3595 (0.7827)	0.9442 (0.4316)	0.395 (0.7575)	0.3942 (0.7581)	0.5391 (0.6596)

註：*d* 為轉換變數的落後期；表中數值為 F 值；()內為 P-value；*為拒絕線性假設的轉換變數之最適落後期。

表 6 多元迴歸模型線性檢定結果

公 司	<i>d</i>							
	1	2	3	4	5	6	7	8
亞泥	3.0571 (0.0192)	3.8684* (0.0059)	0.6231 (0.7102)	1.5028 (0.215)	1.1301 (0.3728)	0.813 (0.5699)	0.5854 (0.7385)	0.7151 (0.6413)
統一	1.3119 (0.2865)	2.2151 (0.1048)	0.1645 (0.9195)	4.5346* (0.0095)	0.4092 (0.7475)	3.179 (0.0387)	0.2356 (0.8708)	0.9712 (0.4207)
台塑	2.6697 (0.0291)	1.8845 (0.1086)	2.3942 (0.0458)	1.0758 (0.4176)	3.0732* (0.0152)	1.5439 (0.1969)	1.2867 (0.3033)	2.1433 (0.0775)
南亞	3.0731* (0.0208)	1.5182 (0.2115)	0.7987 (0.5797)	0.2931 (0.9348)	1.0061 (0.4426)	0.1471 (0.988)	0.3766 (0.8866)	0.919 (0.4994)
台化	2.4779* (0.0497)	2.404 (0.0555)	0.5545 (0.7621)	0.4947 (0.8063)	0.7165 (0.6397)	1.1051 (0.3871)	1.6415 (0.1791)	2.0203 (0.104)
遠紡	1.8999 (0.116)	0.5332 (0.7783)	2.4742 (0.0478)	1.1288 (0.3724)	2.2874 (0.0661)	0.3557 (0.8998)	1.089 (0.397)	2.9248* (0.0286)
中鋼	4.0038 (0.0046)	0.7891 (0.5857)	1.0982 (0.388)	4.2384 (0.0039)	10.7108* (0.0000)	4.3281 (0.004)	1.06 (0.4131)	0.3349 (0.9114)
聯電	5.8012* (0.0006)	2.4617 (0.0498)	1.6888 (0.1621)	1.9007 (0.1172)	0.5531 (0.7631)	0.4792 (0.8173)	1.0658 (0.4099)	1.822 (0.139)
日月光	0.4595 (0.8866)	2.5028* (0.0367)	1.1638 (0.3621)	1.0685 (0.4209)	0.3454 (0.9489)	0.5233 (0.8413)	1.016 (0.4601)	0.8765 (0.5618)
矽品	2.8545 (0.0516)	0.7488 (0.5308)	5.3833* (0.0041)	1.4225 (0.2549)	0.6082 (0.6149)	0.2494 (0.8611)	1.0263 (0.3959)	1.1234 (0.357)
台積電	4.2441* (0.0041)	2.6688 (0.0374)	3.2521 (0.0161)	2.4443 (0.0523)	2.4226 (0.054)	2.6467 (0.0398)	2.6131 (0.043)	3.0886 (0.0229)
光寶科	2.8538 (0.0516)	1.0131 (0.3993)	0.2676 (0.8482)	0.2776 (0.8411)	0.7503 (0.5308)	1.8673 (0.1572)	5.1254 (0.006)	5.1263* (0.0062)
仁寶	1.7098 (0.1585)	1.1176 (0.3794)	0.2652 (0.9482)	1.1474 (0.3638)	0.2841 (0.9392)	0.3748 (0.888)	1.0558 (0.4155)	2.3441* (0.065)
宏碁	1.4294 (0.2512)	2.2045 (0.1061)	7.8256* (0.0005)	5.0852 (0.0056)	0.5959 (0.6226)	0.9694 (0.4205)	1.6317 (0.2044)	0.1852 (0.9055)
華碩	2.0652 (0.0886)	0.5758 (0.7463)	0.427 (0.8546)	2.509* (0.0464)	0.795 (0.5823)	1.583 (0.1935)	1.5666 (0.2)	0.8162 (0.5685)
台達電	1.3017 (0.2898)	1.017 (0.3976)	0.4321 (0.7315)	0.3381 (0.7979)	0.3355 (0.7998)	0.6694 (0.5777)	0.14 (0.9352)	1.263 (0.3068)
聯強	0.4847 (0.8138)	1.162 (0.3552)	2.0567 (0.0923)	0.7537 (0.6121)	1.3988 (0.2526)	2.4302* (0.0546)	0.4341 (0.8488)	1.0712 (0.408)
鴻海	3.1236 (0.0351)	4.5546 (0.0092)	1.4686 (0.2713)	20.3901* (0.0000)	1.7275 (0.1896)	3.0069 (0.0477)	0.8944 (0.603)	6.4077 (0.0091)
鴻準	2.3339* (0.0507)	1.3598 (0.2698)	1.3726 (0.2639)	1.7391 (0.14)	1.28 (0.3088)	0.8491 (0.6061)	0.7182 (0.7157)	0.9912 (0.4981)
統一超	1.6201 (0.2047)	0.2091 (0.8893)	2.6989 (0.0628)	5.773* (0.0029)	0.4685 (0.7065)	0.9153 (0.4457)	0.5406 (0.6584)	3.3068 (0.0351)
寶成	0.5086 (0.8526)	3.2143* (0.0122)	0.7453 (0.665)	0.5119 (0.8502)	1.8928 (0.1071)	0.4989 (0.8587)	0.6274 (0.7606)	0.3784 (0.9313)

註：*d* 為轉換變數的落後期；表中數值為 F 值；()內為 P-value；*為拒絕線性假設的轉換變數之最適落後期。

3.5 非線性模型的轉換函數檢定

在確定模型為非線性平滑轉換型式與轉換變數最適落後期後，接續以 F 檢定與輔助迴歸式(7)選擇轉換函數的模式。表 7 與表 8 分別為 STAR 模型與 STARX 模型的轉換函數檢定結果，無論在 STAR 模型與 STARX 模型下，亞泥、中鋼、聯電、台積電、光寶科、鴻海等 6 家公司的轉換函數皆為 Logistic 形式；而仁寶、宏碁、統一超等 3 家公司的轉換函數為 Exponential 形式。至於統一、台塑、南亞、台化、日月光、矽品、華碩、鴻準等 8 家公司在在 STAR 模型或 STARX 模型下，其轉換函數的形式則不同。

表 7 STAR 模型轉換函數檢定結果

公 司	d	$H_{04} : \pi_{4j} = 0$	$H_{03} : \pi_{3j} = 0 \mid \pi_{4j} = 0$	$H_{02} : \pi_{2j} = 0 \mid \pi_{3j} = \pi_{4j} = 0$	模型設定
亞泥	7	4.0978*(0.0294)	0.1504(0.8611)	2.4722(0.1026)	LSTARX
統一	4	0.2578(0.6153)	0.2413(0.6266)	6.9859*(0.0125)	LSTARX
台塑	2	2.5527(0.0952)	6.0177*(0.0062)	1.26(0.2969)	ESTARX
南亞	1	0.7164(0.4032)	6.3168*(0.0167)	0.1754(0.6779)	ESTARX
台化	2	1.1939(0.3175)	3.4167*(0.0456)	1.6796(0.202)	ESTARX
遠紡	-	-	-	-	Linear
中鋼	4	6.0826*(0.0066)	0.9761(0.3888)	0.0303(0.9702)	LSTARX
聯電	2	3.2673(0.0525)	2.739(0.0803)	5.1248*(0.0115)	LSTARX
日月光	2	7.9615*(0.0083)	0.1684(0.6843)	1.6934(0.2022)	LSTARX
矽品	1	0.2595(0.6137)	20.8648*(0.0001)	0.0358(0.8511)	ESTARX
台積電	2	0.1788(0.9097)	2.2996(0.1008)	5.0396*(0.0062)	LSTARX
光寶科	1	0.045(0.8333)	3.0217(0.091)	6.8945*(0.0126)	LSTARX
仁寶	1	0.2468(0.6226)	8.7576*(0.0056)	1.2131(0.2782)	ESTARX
宏碁	1	4.2776(0.0468)	10.2989*(0.003)	4.3956(0.0435)	ESTARX
華碩	2	1.8784(0.1627)	3.6441*(0.0262)	1.2387(0.3143)	ESTARX
台達電	-	-	-	-	Linear
聯強	-	-	-	-	Linear
鴻海	4	5.7877(0.0081)	0.6393(0.5349)	6.4858*(0.0044)	LSTARX
鴻準	2	5.1601*(0.0298)	4.4023(0.0434)	1.7785(0.191)	LSTARX
統一超	2	1.1902(0.3196)	13.2463*(0.0001)	1.3908(0.264)	ESTARX
寶成	-	-	-	-	Linear

註： d 為最適落後期；表中數值為 F 值，() 內為 P-value；* 表示 F 值最大且 P-value 最小者。

表 8 STARX 模型轉換函數檢定結果

公 司	d	$H_{04} : \pi_{4j} = 0$	$H_{03} : \pi_{3j} = 0 \mid \pi_{4j} = 0$	$H_{02} : \pi_{2j} = 0 \mid \pi_{3j} = \pi_{4j} = 0$	模型設定
亞泥	2	0.7924(0.4623)	2.263(0.121)	8.0783*(0.0014)	LSTARX
統一	4	0.2577(0.6153)	6.6243*(0.0149)	6.0139(0.0197)	ESTARX
台塑	5	1.1479(0.3518)	3.3887(0.0337)	3.6165*(0.0252)	LSTARX
南亞	1	1.6204(0.2172)	0.1392(0.8706)	7.5717*(0.0022)	LSTARX
台化	1	0.0939(0.9106)	0.4799(0.6239)	7.6324*(0.0021)	LSTARX
遠紡	8	1.8215(0.1844)	6.3026*(0.0061)	0.1592(0.8537)	ESTARX
中鋼	5	0.1905(0.8277)	1.8718(0.1726)	30.271*(0.0000)	LSTARX
聯電	1	0.294(0.7476)	4.4987(0.0199)	11.0029*(0.0002)	LSTARX
日月光	2	1.0423(0.3926)	6.1496*(0.0027)	0.1859(0.9051)	ESTARX
矽品	3	8.5632*(0.0063)	0.143(0.7078)	6.185(0.018)	LSTARX
台積電	1	0.2014(0.8188)	2.115(0.1395)	10.4009*(0.0004)	LSTARX
光寶科	8	5.5551(0.0259)	0.0298(0.8641)	8.7107*(0.0062)	LSTARX
仁寶	8	0.1251(0.883)	3.7683*(0.0371)	3.0363(0.0647)	ESTARX
宏碁	3	0.3367(0.5658)	18.7797*(0.0001)	3.1748(0.0837)	ESTARX
華碩	4	0.2999(0.7433)	0.5418(0.5875)	7.267*(0.0026)	LSTARX
台達電	—	—	—	—	Linear
聯強	6	1.575(0.2269)	2.0361(0.1501)	3.2162*(0.0548)	LSTARX
鴻海	4	4.8415(0.0143)	2.6662(0.0547)	14.036*(0.0000)	LSTARX
鴻準	1	1.8632(0.1608)	3.2847*(0.0296)	0.8558(0.5032)	ESTARX
統一超	4	0.9164(0.3458)	14.2663*(0.0007)	1.5543(0.2213)	ESTARX
寶成	2	1.6874(0.1988)	3.3321*(0.0356)	3.2141(0.0379)	ESTARX

註： d 為最適落後期；表中數值為 F 值，() 內為 P-value；* 表示 F 值最大且 P-value 最小者。

3.6 非線性模型估計結果

在非線性模型的轉換變數與轉換函數確定後，即可採用 NLS 法分別估計 STAR 模型與 STARX 模型。Teräsvirta (1994) 指出參數估計後，需檢驗所估計的參數是否合理，如轉換速度 $\gamma > 0$ ， γ 以外的參數之標準差不能太大，以及門檻值 (c) 必須在樣本觀察值的範圍內等。本文以不同的門檻值與轉換速度進行反覆試驗，並比較門檻值估計的合理性，以模型收斂且最大似值較大者作為選擇最適 STAR 模型與 STARX 模型的依據。

表 9 為符合 STAR 模型的樣本公司之估計結果，各公司的門檻值皆顯著異於零；而在轉換速度 γ 方面，除了南亞外，其餘公司皆呈現不顯著的情況²⁶。 γ 值愈大，表示在不同狀態間的轉

²⁶ Lin and Teräsvirta (1994) 指出轉換速度不顯著的原因可能在於相同的轉換函數中出現不同的轉換速度，卻不表示無非線性的變化。

表 9 STAR 模型估計結果

公 司	亞泥	統一	台塑	台積電
模 型	LSTAR	LSTAR	ESTAR	LSTAR
α_0	127185(0.2471)	712101*** (0.0042)	-9707199*(0.0942)	442870(0.8572)
α_1	0.782*** (0.0017)	-	-0.3104(0.4894)	1.7149*** (0.0015)
α_2	0.1027(0.6593)	-	5.1859** (0.036)	-0.7139(0.2398)
α_4	-	-0.2204(0.6492)	-	0.0336(0.822)
α_0'	-79470(0.6944)	-391205(0.1433)	10350022*(0.0782)	5416429(0.6248)
α_1'	-0.8031** (0.017)	-	0.8607* (0.0996)	-0.9828* (0.0963)
α_2'	0.6857** (0.0405)	-	-4.9261** (0.045)	0.1518(0.7993)
α_4'	-	0.3809(0.4352)	-	0.6076** (0.0439)
γ	81.9639(0.9654)	16.841(0.9462)	8.1765(0.1648)	4.8567(0.5839)
c	687550*** (0.000)	758069*** (0.0000)	2789789*** (0.0000)	19987405*** (0.0000)
Q(12)	3.4483(0.3373)	4.657(0.9685)	4.019(0.9831)	759 16.3449(0.1)
ARCH(4)	0.1669(0.9531)	0.334(0.8526)	0.2534(0.9052)	0.4873(0.7449)
JB	0.4087(0.8152)	3.2066(0.2012)	6.5148(0.0385)	0.8454 (0.6553)
logl	-455.8941	-492.1946	-576.1072	-583.3941
公 司	南亞	台化	中鋼	仁寶
模 型	ESTAR	ESTAR	LSTAR	ESTAR
α_0	87345597*** (0.0039)	3022367(0.5364)	380942(0.732)	798030** (0.0181)
α_1	-11.4734*** (0.0062)	1.1716** (0.0288)	1.7358*** (0.0016)	-
α_2	-	-0.7004(0.5937)	-0.8943** (0.0462)	0.489* (0.0685)
α_0'	-85255970*** (0.0048)	-1235526(0.805)	672338(0.6043)	736712(0.9601)
α_1'	11.9923*** (0.0045)	-1.2855** (0.0249)	-0.7863(0.1563)	-
α_2'	-	1.1994(0.3622)	0.7066(0.1605)	-5.5522(0.9489)
γ	6.1646*** (0.0091)	1.5289(0.2518)	157.9047(0.7808)	0.038(0.9488)
c	7111702*** (0.0000)	4841804*** (0.0000)	3883439*** (0.0000)	1366920*** (0.0000)
Q(12)	11.7622(0.465)	7.8428(0.7973)	7.3208(0.8357)	3.3526(0.9925)
ARCH(4)	0.1537(0.9598)	0.0839(0.9867)	0.3293(0.8558)	0.8158(0.5255)
JB	24.3309(0.0000)	8.3744(0.0152)	1.8775(0.3911)	9.1425(0.0103)
logl	-595.9331	-585.3847	-533.4812	-536.0722
公 司	聯電	日月光	矽品	光寶科
模 型	LSTAR	LSTAR	ESTAR	LSTAR
α_0	1613802(0.1479)	2392673** (0.0301)	-244553(0.7542)	77573(0.4848)
α_1	1.0446*** (0.0001)	-	1.1843** (0.0326)	1.3198*** (0.0014)
α_2	-0.1128(0.7119)	-	-	-
α_4	-	-1.5128* (0.0874)	-	-
α_0'	36378023* (0.0583)	262431(0.8212)	1237103* (0.095)	256384(0.4541)
α_1'	-0.564(0.1535)	-	-0.744* (0.0655)	-0.8725* (0.0793)
α_2'	-1.4879* (0.0962)	-	-	-
α_4'	-	1.1744(0.1975)	-	-
γ	14.468(0.8849)	20.0407(0.7378)	0.3345(0.715)	196.2712(0.9512)
c	16063803*** (0.0000)	695665* (0.0814)	1429313** (0.0264)	484939*** (0.0014)
Q(12)	7.3179(0.8359)	5.2571(0.9488)	9.9868(0.6171)	8.2399(0.7661)
ARCH(4)	3.4239(0.0207)	0.2968(0.8774)	0.328(0.8569)	0.6514(0.6304)
JB	2.018(0.3646)	7.6019(0.0223)	0.7257(0.6957)	4.0808(0.13)
logl	615.8384	-567.1904	-557.8496	-552.2702

表 9 STAR 模型估計結果 (續)

公 司	宏碁	華碩	鴻海	鴻準	統一超
模 型	ESTAR	ESTAR	LSTAR	LSTAR	ESTAR
α_0	68205(0.6597)	0.9689(0.9999)	317521*(0.0871)	-37597(0.7921)	613516(0.7678)
α_1	-	0.2749(0.2532)	0.1251(0.3241)	0.0084(0.9863)	-4.6652*** (0.0052)
α_3	0.7815*** (0.0001)	-	-	-	-
α_4	-	0.8775*** (0.0003)	1.0112*** (0.0000)	-	4.9177(0.3765)
α_5	-	-0.0305(0.9215)	-	-	-
α_0'	352028(0.2542)	604253(0.7055)	-369434(0.908)	48712(0.738)	-437155(0.8352)
α_1'	-	0.8841(0.195)	0.8063** (0.0335)	1.0568** (0.0386)	5.167*** (0.0026)
α_3'	-2.2614** (0.0465)	-	-	-	-
α_4'	-	0.7206(0.357)	-0.6835(0.3839)	-	-4.7277(0.4011)
α_5'	-	-2.4744* (0.0865)	-	-	-
γ	1.9737(0.3875)	0.3083(0.6973)	14.867(0.5297)	36.608(0.9606)	0.9806(0.7118)
c	329873*** (0.0002)	2592888*** (0.0000)	6040612*** (0.0000)	-113890*** (0.0000)	826637*** (0.0001)
Q(12)	4.0926(0.9817)	20.8825(0.0521)	6.5029(0.1693)	10.8912(0.5383)	8.2006(0.7693)
ARCH(4)	0.8493(0.5061)	0.4806(0.7497)	0.5597(0.6938)	0.2564(0.9034)	0.4047(0.8036)
JB	28.8408(0.0000)	2.163(0.3391)	4.579(0.1013)	5.1248(0.0771)	0.3658(0.8329)
logl	-531.8143	-505.5805	-514.1384	-497.2992	-452.3464

註：()內為 P-value；***、**、*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下顯著異於零。Q(12)為落後 12 期時檢定殘差無自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期時檢定殘差無異質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差符合常態分配的 Jarque-Bera 統計量；logl 為模型最大似值。估計方程式如下：

$$FCF_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j FCF_{t-j} + \left[\alpha_0' + \sum_{j=1}^p \alpha_j' FCF_{t-j} \right] F(Z_{t-d}; \gamma, c) + \mu_{1t}$$

換愈陡直；反之， γ 值愈小，其轉換愈為平緩。在 LSTAR 模型方面，以光寶科的 γ 係數最大，台積電為最小。在 ESTAR 模型方面，以台塑的 γ 係數最大，仁寶為最小 (參閱附圖 1)。

表 10 為符合 STARX 模型的樣本公司之估計結果，各公司的門檻值皆顯著異於零；而在轉換速度 γ 方面，除了台塑、日月光、鴻海、鴻準等 4 家公司外，其餘公司皆呈現不顯著的情況。在 LSTARX 模型的 γ 係數方面，以華碩最大，中鋼最小；在 ESTARX 模型方面，以日月光的 γ 係數最大，寶成為最小 (參閱附圖 2)。

此外，由殘差檢定可發現，所有符合 STAR 與 STARX 模型的公司皆滿足無自我相關與同質變異的假設，表示能已解決少數公司在線性 AR 與多元迴歸模型中殘差存在自我相關的現象。其次，除了少數公司 (南亞、台化、光寶科、宏碁) 外，其餘公司的殘差亦符合常態分配，能有效解決日月光、統一超、統一、遠紡等公司在 AR 模型與多元迴歸模型中殘差不為常態分配的現象。最後，所有符合 STAR 與 STARX 模型的公司之最大似值分別較線性 AR 模型與多元迴歸模型呈現上升的趨勢。

表 10 STARX 模型估計結果

公 司	亞泥	矽品	遠紡	華碩	台積電
模 型	LSTARX	LSTARX	ESTARX	LSTARX	LSTARX
β_0	6313595 (0.5863)	35.9044(0.9999)	-118018(0.8815)	5955(0.9995)	-4779(0.9999)
β_{11}	32288*** (0.0005)	9789(0.5568)	116600** (0.0109)	-	-
β_{13}	-	-	-105006** (0.0176)	-	-133442(0.8427)
β_{21}	-	-	-	309283** (0.0464)	-
β_{22}	-93861(0.4267)	-	-	-285200* (0.0622)	-
β_{35}	-	-	-	-	718589(0.3912)
β'_0	-4585472(0.7377)	-3078594(0.1081)	337375(0.8273)	-15638780(0.2654)	-59355566(0.5135)
β'_{11}	-320.47** (0.0312)	30480* (0.098)	-129949(0.1041)	-	-
β_{13}	-	-	125777* (0.0995)	-	265915(0.7135)
β_{21}	-	-	-	549468* (0.0529)	-
β'_{22}	85579(0.5512)	-	-	-386853(0.1341)	-
β'_{35}	-	-	-	-	1431667(0.317)
γ	4.8901(0.5337)	116.1803(0.8634)	0.8663(0.235)	138.9235(0.7578)	1.6554(0.5352)
c	708063*** (0.0000)	1147554*** (0.006)	1375710*** (0.000)	2887074*** (0.000)	16649167*** (0.001)
Q(12)	12.1833(0.4311)	10.7009(0.5547)	7.9263(0.7909)	24.0088(0.0203)	14.3677(0.2779)
ARCH(4)	1.9232(0.1333)	0.3481(0.8431)	0.0641(0.9919)	0.4851(0.7465)	1.6031(0.2034)
JB	1.7615(0.4145)	1.1878(0.5522)	2.8795(0.237)	0.9871(0.6105)	3.6295(0.1629)
logl	-528.8689	-532.3484	-445.602	-522.571	-581.0572
公 司	鴻海	台塑	南亞	光寶科	台化
模 型	LSTARX	LSTARX	LSTARX	LSTARX	LSTARX
β_0	-27492704** (0.04)	-10701609** (0.006)	106639(0.9776)	1777068*** (0.004)	2310358(0.2536)
β_{11}	24715(0.3999)	80860** (0.0223)	-	-	-
β_{14}	-125283* (0.0638)	51005(0.5992)	-90179(0.4792)	-	109646* (0.0695)
β_{15}	110196** (0.0478)	-3101(0.9713)	125843(0.3818)	-	-104656(0.1064)
β_{24}	328786** (0.0331)	-	-	-	-
β_{41}	-168153(0.3235)	-	-	-261278** (0.044)	-
β_{45}	-536639** (0.0153)	-	-	-	-
β_0	-8557209(0.9038)	14226025*** (0.00)	2093064(0.741)	-629282(0.4676)	-8337828* (0.0508)
β'_{11}	-101431(0.8697)	-83729(0.2776)	-	-	-
β'_{14}	-810589* (0.0951)	585306*** (0.0081)	436104** (0.0196)	-	361657*** (0.0022)
β'_{15}	-100776(0.7989)	-636746*** (0.000)	-461654** (0.0334)	-	-296068** (0.0152)
β_{24}	1275040* (0.0991)	-	-	-	-
β_{41}	25034214(0.3362)	-	-	-101745(0.7626)	-
β_{45}	-16444990(0.2553)	-	-	-	-
γ	7.2481** (0.0395)	37.7449* (0.0583)	1.416(0.8048)	3.267(0.2021)	95.0786(0.3099)
c	5911791*** (0.000)	2562333*** (0.0000)	4320112*** (0.003)	334376** (0.0325)	4150313*** (0.000)
Q(12)	16.5632(0.1668)	20.6637(0.0555)	10.8875(0.5386)	6.0689(0.9126)	10.0882(0.6082)
ARCH(4)	0.9991(0.4258)	1.7774(0.1637)	0.322(0.8606)	0.0616(0.9925)	0.1979(0.9372)
JB	1.3795(0.5017)	0.1488(0.9283)	25.5804(0.0000)	19.2558(0.0001)	17.2395(0.0002)
logl	-489.6658	-516.6136	-535.712	-447.1053	-533.0934

表 10 STARX 模型估計結果 (續)

公 司	宏基	日月光	中鋼	聯電	聯強
模 型	ESTARX	ESTARX	LSTARX	LSTARX	LSTARX
β_0	604232*** (0.0094)	118259 (0.996)	-12272676 (0.5943)	-24915068 (0.1264)	384357*** (0.0000)
β_{11}	-	521033 (0.2085)	151371** (0.0176)	264881 (0.2983)	-
β_{14}	-	-618584** (0.0288)	-	25768 (0.9346)	-
β_{21}	-	-	9641 (0.9672)	-	-
β_{41}	-166800* (0.0738)	-	-	-	26954 (0.5045)
β_{42}	-	1624861 (0.2524)	-	-	-39161 (0.3245)
β'_0	4693722 (0.837)	-9503322 (0.6846)	31198306 (0.6403)	64993970* (0.0921)	-14021 (0.878)
β'_{11}	-	-343354 (0.3998)	-163198 (0.3743)	375448 (0.4447)	-
β'_{14}	-	525256* (0.0612)	-	-884835 (0.2182)	-
β'_{21}	-	-	-167492 (0.8213)	-	-
β'_{41}	352722 (0.9021)	-	-	-	-250087** (0.016)
β'_{42}	-	-1097318 (0.4315)	-	-	213737** (0.0246)
γ	0.0372 (0.8456)	212.0458* (0.0783)	0.944 (0.4741)	1.6985 (0.2721)	40.2661 (0.7294)
c	667495** (0.0113)	431903*** (0.0003)	5371401*** (0.000)	11775362*** (0.000)	322009*** (0.0000)
Q(12)	9.3454 (0.6732)	10.5829 (0.565)	6.9325 (0.862)	9.9362 (0.6216)	13.0889 (0.3626)
ARCH(4)	2.0085 (0.1206)	0.1067 (0.972)	0.7254 (0.5826)	0.3558 (0.8377)	0.0887 (0.9852)
JB	57.6534 (0.0000)	0.9948 (0.6081)	1.7404 (0.4189)	0.8118 (0.6664)	1.6268 (0.4434)
logl	-527.7323	-545.4213	-507.8027	-584.8369	-440.4573
公 司	鴻準	仁寶	統一超	寶成	
模 型	ESTARX	ESTARX	ESTARX	ESTARX	
β_0	-4570349* (0.0685)	4530163 (0.2514)	-376635 (0.4937)	7492686 (0.2294)	
β_{11}	6900 (0.2616)	-20518** (0.0175)	-	-	
β_{21}	-	-	-	-219698*** (0.008)	
β_{24}	45312* (0.0844)	-	-	171437 (0.1543)	
β_{25}	-	-	-	-18727 (0.8808)	
β_{33}	-49126** (0.0151)	-	30978* (0.0718)	-	
β_{35}	32333 (0.2163)	-23523 (0.845)	-	-	
β'_0	-8314073** (0.032)	-5424875 (0.7524)	688349 (0.3568)	-283461763 (0.967)	
β'_{11}	3479 (0.65)	25520 (0.6849)	-	-	
β'_{21}	-	-	-	2343318 (0.9706)	
β'_{24}	55481 (0.1409)	-	-	-18400834 (0.9693)	
β'_{25}	-	-	-	18914000 (0.9689)	
β'_{33}	35661 (0.3925)	-	-27244 (0.2413)	-	
β'_{35}	43252 (0.2581)	14654 (0.9768)	-	-	
γ	2.0332* (0.0998)	0.0867 (0.7514)	0.6979 (0.18)	0.0223 (0.9698)	
c	90467* (0.0648)	1540029*** (0.000)	619150*** (0.0000)	581327*** (0.0000)	
Q(12)	10.4763 (0.5743)	13.1998 (0.3547)	13.0405 (0.3661)	5.8727 (0.9224)	
ARCH(4)	0.5137 (0.7262)	0.215 (0.9274)	0.2634 (0.8988)	0.2498 (0.9072)	
JB	1.5957 (0.4503)	2.204 (0.3322)	7.8799 (0.0194)	0.9369 (0.626)	
logl	-436.1876	-446.5588	-458.0876	-484.6929	

註：()內為 P-value；***、**與*分別表示在 1%、5%與 10%的顯著水準下顯著者。Q(12)為落後 12 期時殘差無自相關之 Q 統計量；ARCH(4)為落後 4 期時殘差無異質變異的 F 統計量；JB 為殘差符合常態分配的 Jarque-Bera 統計量；logl 為模型的最大似值。估計方程式如下：

$$FCF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} CILI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{3i} E_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{4i} R_{t-i} +$$

3.7 現金流量風險值

在完成(1)至(4)式的現金流量估計後，接著以蒙地卡羅模擬法分別估算各公司在 2006 年第 4 季至 2007 年第 3 季的 CFaR。其中表 11、表 12 為線性的 AR 模型與多元迴歸模型之 CFaR 估計結果，而表 13、表 14 則為非線性的 STAR 模型與 STARX 模型之 CFaR 估計結果。

由表 11 至表 14 的估計結果可發現，公司使用不同模型所估計的 CFaR 會有所差異，其中鴻準使用 STAR 模型估計 2007 年第 2 季的 CFaR、鴻海使用 STAR 模型估計 2007 年第 3 季的 CFaR、台塑使用 STARX 模型估計 2007 年第 3 季的 CFaR 皆為正值，表示這些公司在 5% 下的現金流量仍為正值，且大於公司所預期的現金流量；而其餘公司的估計結果則皆呈現負值，表示在 5% 的顯著水準下，多數公司仍然會面臨到現金流量短缺的情形。

若進一步將當季 CFaR 與個別公司的當季營收作比較，可以觀察該短缺現金流量的嚴重性。以表 14 中的亞泥公司為例，在 2006 年 4Q 的 CFaR 為 3.91147 億元，約為該季營收為 27.82 億元的 14.06%；同期間，台積電的 CFaR 則約僅佔營收的 11.78% ($= 85.9013/729.35$)，顯示台積電的現金流量短缺數相對於亞泥教不嚴重。讀者可以作類似的推演。

此外，在 STAR 模型中，影響當期現金流量及 CFaR 的主要變數為前一期現金流量，前二期與前四期現金流量次之。在 SATRX 模型中，影響當期現金流量及 CFaR 的主要變數為景氣領先指標綜合指數，其中以前一期的景氣領先指標綜合指數為最重要，前四期的景氣領先指標綜合指數次之。因此，決策者可以上述落後期的變數作為評估 CFaR 的依據。

3.8 樣本外預測績效評估

從上述的實證中可發現，在樣本內估計結果上，STAR 模型與 STARX 模型的殘差檢定與最大概似值相較於線性的 AR 與多元迴歸模型而言，皆提供較佳的配適度，惟此不保證其在樣本外預測能力亦較為優異²⁷。由表 15 中的 RMSE 與 Theil' U 指標得知，在四種現金流量預測模型所估算的 CFaR 中²⁸，南亞、台化、遠紡、台積電、華碩、聯強、鴻海、寶成等 8 家公司適合採用線性 AR 模型；台塑、仁寶等 2 家公司適合採用 ESTAR 模型；鴻準適合採用 LSTAR 模型；統一、中鋼、日月光、矽品、宏碁、台達電等 6 家公司適合採用線性多元迴歸模型；亞泥適合採用 LSTARX 模型；統一超適合採用 ESTARX 模型。至於光寶科與聯電在 RMSE 與 Theil' U 指標下的結論不同²⁹。綜合言之，雖然非線性的 SATR 與 STARX 提供較佳的現金流量配適度，兩模

²⁷ 本文利用樣本內的資料與已估計出的參數，透過逐次更新預測法 (Recursive Updating Forecasts) 對公司的自由現金流量進行向前四期預測。

²⁸ 在多元迴歸模型與 STARX 模型下作樣本外預測，必須先對外生總體變數作樣本外的預測，本文利用 AR 模型預測其數值，為受篇幅限制而未列出，若有需要可向作者索取。

²⁹ 本文另有利用 MAE 指標評估預測結果，除台化的最適預測模型由線性 AR 轉為 STAR，中鋼由線性多元迴歸模型轉為線性 AR，鴻準由 STAR 轉為 STARX 模型外，其餘均與 Theil' U 結論相同，受篇幅限制而未將 MAE 指標結果列出，若有需要可向作者索取。

表 11 CFaR 估計結果—線性 AR 模型

公 司	2006 年 Q4		2007 年 Q1		2007 年 Q2		2007 年 Q3	
	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR
亞泥	936,705	-936,604	892,797	-865,283	795,869	-741,351	848,768	-849,133
統一	478,500	-533,775	581,691	-641,454	586,065	-644,800	572,892	-630,564
台塑	3,804,338	-3,997,861	3,763,604	-3,549,809	3,500,190	-3,071,885	3,742,871	-3,441,347
南亞	4,630,219	-3,036,315	4,321,382	-2,597,047	3,855,981	-2,276,264	3,889,279	-2,527,495
台化	3,466,170	-3,797,596	3,467,268	-3,668,006	3,056,132	-3,025,419	3,372,089	-3,468,406
遠紡	1,380,912	-907,594	1,017,029	-413,039	1,377,764	-996,162	1,280,537	-678,471
中鋼	5,345,675	-2,983,097	5,077,370	-1,564,068	4,977,097	-2,177,208	5,496,704	-2,711,475
聯電	14,742,028	-15,281,980	11,751,335	-6,638,428	8,820,153	-7,781,084	11,681,047	-12,864,259
日月光	287,934	-708,341	537,127	-698,489	-277,545	-1,640,289	876,249	-764,338
矽品	2,377,508	-1,656,411	2,629,315	-1,769,803	2,303,374	-1,239,250	2,344,307	-1,545,033
台積電	28,949,867	-9,497,110	28,376,549	-9,910,995	23,015,946	-5,381,304	27,492,861	-15,266,061
光寶科	544,935	-849,500	586,381	-854,530	632,037	-875,439	651,902	-868,044
仁寶	896,274	-462,176	965,295	-615,653	1,003,064	-664,443	1,043,753	-678,217
宏碁	414,415	-913,907	419,789	-936,860	334,319	-842,472	301,547	-826,007
華碩	3,445,666	-1,790,859	3,639,783	-1,474,172	2,939,968	-1,782,523	5,268,151	-3,355,366
台達電	784,496	-563,916	687,687	-438,506	705,875	-500,678	822,916	-609,456
聯強	311,985	-302,054	348,751	-313,539	314,804	-267,054	387,794	-351,621
鴻海	14,785,534	-3,066,251	13,910,823	-2,474,715	15,339,977	-3,119,686	17,317,129	-2,256,704
鴻準	1,193,563	-611,980	1,362,649	-541,818	1,065,306	-71,430	1,285,671	-596,100
統一超	551,105	-203,517	563,221	-234,480	571,892	-227,455	600,892	-250,802
寶成	603,323	-610,948	570,916	-574,207	626,758	-639,923	670,577	-666,727

註：CFaR 為 5% 下的現金流量值減去現金流量預測值（單位：仟元）。估計方程式如下：

$$FCF_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j FCF_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

表 12 CFaR 估計結果—線性多元迴歸模型

公 司	2006 年 Q4		2007 年 Q1		2007 年 Q2		2007 年 Q3	
	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR
亞泥	709,963	-425,262	695,187	-747,312	848,754	-812,103	940,399	-687,831
統一	677,847	-681,044	710,511	-817,453	662,068	-775,433	659,161	-813,940
台塑	4,569,897	-995,400	4,383,462	-1,419,587	4,475,829	-1,472,609	4,297,579	-967,782
南亞	5,054,236	-1,540,934	4,793,333	-1,448,901	4,773,981	-1,736,381	4,908,500	-1,636,887
台化	4,536,653	-1,926,378	4,367,630	-2,201,499	4,070,503	-1,853,656	4,063,934	-2,293,230
遠紡	1,482,517	-411,615	1,485,478	-533,552	1,620,506	-580,560	1,690,154	-420,603
中鋼	4,802,461	-1,547,735	5,130,297	-1,950,503	5,408,621	-1,652,375	5,217,899	-1,389,507
聯電	16,854,677	-5,951,702	16,062,746	-4,874,706	16,158,534	-6,290,616	17,684,048	-6,741,646
日月光	2,551,266	-1,751,597	2,613,065	-2,303,451	2,960,950	-2,131,918	3,461,508	-2,165,393
矽品	2,641,022	-529,486	2,680,225	-630,537	2,766,741	-612,740	2,846,498	-579,479
台積電	30,494,325	-9,139,840	31,771,495	-8,663,739	30,319,228	-5,914,675	30,376,748	-7,458,941
光寶科	777,329	-358,389	765,482	-358,569	760,404	-364,889	744,043	-351,902

表 12 CFaR 估計結果—線性多元迴歸模型 (續)

公 司	2006 年 Q4		2007 年 Q1		2007 年 Q2		2007 年 Q3	
	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR
仁寶	754,796	-560,172	779,001	-501,426	694,809	-415,529	658,384	-456,425
宏碁	593,684	-506,048	582,398	-506,219	577,561	-512,240	561,976	-499,868
華碩	3,556,332	-235,325	3,144,445	-541,390	3,225,518	-1,050,862	3,775,343	-1,080,340
台達電	867,281	-315,978	838,258	-293,077	826,458	-323,776	868,078	-346,606
聯強	318,065	-202,920	315,981	-200,386	315,042	-202,574	317,386	-205,975
鴻海	11,641,151	-1,253,149	10,600,670	-788,953	12,198,026	-2,464,178	12,839,434	-1,328,017
鴻準	1,085,285	-201,550	1,038,375	-157,673	1,113,533	-185,938	1,165,814	-112,764
統一超	559,964	-184,863	538,906	-150,501	534,935	-161,794	551,888	-185,415
寶成	937,072	-1,287,303	980,693	-803,496	399,195	-195,300	682,098	-936,601

註：CFaR 為 5% 下的現金流量值減去現金流量預測值 (單位：仟元)。估計方程式如下：

$$FCF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} CILI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{3i} E_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{4i} R_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

表 13 CFaR 估計結果—STAR 模型

公 司	2006 年 Q4		2007 年 Q1		2007 年 Q2		2007 年 Q3	
	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR
亞泥	785,348	-550,024	863,998	-550,797	682,652	-417,509	686,822	-495,083
統一	750,139	-560,620	483,221	-281,675	470,568	-272,321	528,136	-331,671
台塑	4,426,743	-3,396,733	3,705,985	-2,264,026	4,155,081	-2,393,882	4,228,962	-2,588,436
南亞	4,660,584	-2,064,587	4,318,344	-1,587,249	3,802,677	-1,219,362	3,839,571	-1,482,974
台化	3,199,960	-2,064,282	3,385,145	-2,415,320	2,982,980	-1,631,683	3,277,927	-1,902,414
中鋼	5,897,708	-2,974,202	5,019,670	-418,663	4,799,230	-1,764,709	5,534,942	-2,397,136
聯電	16,499,366	-14,216,687	14,880,270	-6,166,701	10,149,415	-4,887,293	12,227,449	-9,658,815
日月光	1,087,940	-1,961,350	1,280,252	-2,246,998	651,537	-7,399,243	1,541,923	-2,158,606
矽品	2,436,707	-1,188,232	2,523,394	-1,100,552	2,399,492	-772,344	2,420,865	-1,070,078
台積電	28,964,092	-5,470,848	28,628,639	-6,057,695	25,986,919	-4,305,084	29,753,309	-11,104,961
光寶科	583,362	-743,719	614,412	-700,625	648,616	-689,494	663,499	-660,786
仁寶	855,340	-482,195	927,884	-509,133	1,020,908	-549,313	1,229,871	-746,034
宏碁	405,550	-1,387,092	368,477	-1,255,076	8,719	-926,004	163,635	-897,967
華碩	3,910,035	-1,591,250	2,861,321	-142,305	1,802,489	-858,079	7,360,826	-4,850,725
鴻海	15,872,235	-2,256,340	18,407,731	-2,991,696	15,634,682	-684,291	16,950,004	116,733
鴻準	1,229,791	-506,683	1,405,774	-433,659	1,096,302	55,915	1,325,655	-490,156
統一超	563,393	-145,618	573,707	-176,936	586,040	-174,648	618,534	-200,146

註：CFaR 為 5% 下的現金流量值減去現金流量預測值 (單位：仟元)。估計方程式如下：

$$FCF_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j FCF_{t-j} + \left[\alpha'_0 + \sum_{j=1}^p \alpha'_j FCF_{t-j} \right] F(Z_{t-d}; \gamma, c) + \mu_{1t}$$

表 14 CFaR 估計結果—STARX 模型

公 司	2006 年 Q4		2007 年 Q1		2007 年 Q2		2007 年 Q3	
	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR	現金流量 預測值	CFaR
亞泥	904,871	-391,147	897,847	-448,838	959,468	-494,040	973,103	-465,274
統一	604,943	-415,339	514,867	-321,314	518,813	-326,043	519,260	-324,919
台塑	4,100,651	-352,615	4,795,966	-2,308,998	3,375,888	-1,271,465	2,435,944	144,956
南亞	4,994,664	-1,369,179	4,618,499	-1,099,538	4,752,033	-1,640,285	4,809,590	-1,319,373
台化	3,960,759	-1,870,261	3,277,041	-1,384,287	3,108,260	-1,197,361	3,092,152	-1,500,365
遠紡	1,553,211	-464,445	1,354,421	-389,902	1,871,332	-830,968	1,797,102	-588,919
中鋼	5,020,787	-1,781,809	8,592,598	-4,703,075	8,964,837	-1,072,860	8,609,561	-1,368,888
聯電	12,596,684	-3,597,723	12,532,496	-4,317,703	13,938,770	-5,987,852	14,275,454	-4,577,267
日月光	3,574,395	-1,192,751	3,658,643	-6,673,067	3,965,738	-6,717,877	4,355,887	-6,417,106
矽品	2,600,690	-639,504	2,639,616	-857,020	2,725,523	-788,282	2,804,718	-721,666
台積電	27,443,945	-8,590,130	28,716,131	-7,676,020	23,822,040	-1,734,951	24,593,528	-8,565,538
光寶科	542,640	-335,440	685,516	-516,478	708,263	-487,402	466,277	-243,110
仁寶	613,137	-467,520	443,739	-329,120	528,884	-448,511	605,635	-598,339
宏碁	351,853	-457,420	337,412	-445,702	396,159	-518,536	414,957	-534,815
華碩	4,095,257	-1,384,807	3,404,028	-345,823	2,437,879	-759,657	4,512,802	-1,759,313
聯強	261,990	-127,755	254,579	-128,851	251,181	-128,790	359,812	-240,690
鴻海	9,687,903	-4,517,093	6,599,070	-3,570,433	7,768,013	-6,019,070	9,499,004	-6,402,075
鴻準	1,119,940	-229,410	1,046,056	-142,564	1,142,886	-203,606	1,176,616	-83,235
統一超	547,874	-142,945	561,214	-173,804	599,412	-193,723	636,664	-228,758
寶成	620,453	-1,005,161	488,692	-525,376	458,940	-375,050	495,477	-1,254,209

註：CFaR 為 5% 下的現金流量值減去現金流量預測值（單位：仟元）。估計方程式如下：

$$FCF_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} CILI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{3i} E_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{4i} R_{t-i} + \left[\beta_0' + \sum_{i=1}^m \beta_{1i}' CILI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i}' CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{3i}' E_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_{4i}' R_{t-i} \right] F(Z_{t-d}; \gamma, c) + \mu_{2t}$$

表 15 樣本外預測績效之估計結果

公司 名稱	時間序列模型				多元迴歸模型			
	線性 AR 模型		STAR 模型		線性多元迴歸		STARX 模型	
	RMSE	Theil' U	RMSE	Theil' U	RMSE	Theil' U	RMSE	Theil' U
亞泥	168,696	0.093	257,189	0.1511	139,184	0.0796	84,764*	0.0451*
統一	533,892	0.3267	605,225	0.3675	445,509*	0.2538*	582,461	0.3599
台塑	1,352,650	0.1639	1,158,137*	0.1333*	1,232,892	0.1373	2,101,896	0.2524
南亞	742,581*	0.0908*	752,431	0.0922	1,092,808	0.1231	1,015,550	0.1156
台化	1,081,931*	0.1512*	1,091,526	0.1554	1,280,426	0.1586	1,281,973	0.1784
遠紡	339,041*	0.13317*	—	—	378,989	0.13319	495,535	0.1691
中鋼	418,761	0.039	581,417	0.0536	400,741*	0.0376*	2,730,659	0.2026
聯電	2,013,877*	0.0846	3,269,285	0.128	5,005,567	0.1751	2,082,455	0.0825*
日月光	2,164,549	0.7088	1,412,984	0.3831	810,556*	0.1495*	1,592,161	0.2487
矽品	434,362	0.0844	370,557	0.0716	213,416*	0.0391*	214,339	0.0395
台積電	2,560,606*	0.0479*	2,737,494	0.05	4,999,839	0.0875	2,970,987	0.0564

表 15 樣本外預測績效之估計結果 (續)

公司 名稱	時間序列模型				多元迴歸模型			
	線性 AR 模型		STAR 模型		線性多元迴歸		STARX 模型	
	RMSE	Theil' U	RMSE	Theil' U	RMSE	Theil' U	RMSE	Theil' U
光寶科	104,000	0.0791	82,264*	0.0615	82,610	0.0562*	154,128	0.117
仁寶	208,187	0.1	137,133*	0.0646*	452,193	0.2475	578,581	0.3494
宏碁	827,698	0.5557	928,687	0.6613	703,249*	0.4143*	831,676	0.5564
華碩	1,113,870*	0.1286*	1,997,030	0.2162	1,313,056	0.1607	1,288,816	0.1528
台達電	290,122	0.1671	—	—	247,036*	0.1347*	—	—
聯強	171,279*	0.2059*	—	—	195,721	0.2427	212,963	0.2747
鴻海	1,430,285*	0.0469*	3,025,063	0.0949	3,497,925	0.1298	6,638,939	0.2814
鴻準	433,400	0.1612	420,234*	0.1541*	462,334	0.1807	451,593	0.175
統一超	64,714	0.0537	52,193	0.0429	92,194	0.0782	50,492*	0.0414*
寶成	233,694*	0.1849*	—	—	456,441	0.3193	310,857	0.267

註：*為 CFaR 的最適預測模型。

型對於樣本外 CFaR 的評估，仍未優於線性模型。此項結論支持 Dacco and Satchell (1999) 認為狀態轉換模型雖能提升線性模型的樣本內配適度，卻不保證其樣本外預測能力恆優於線性模型。

4. 結論

現金流量折現模型是一種評估公司價值的重要工具，投資者先對公司未來預期現金流量進行預估，再經由適當的折現率計算公司的現在價值。此過程中對現金流量的預期，扮演著相當重要的角色。因此，更正確的預估公司未來現金流量，對於公司評價是相當關鍵的。預估公司未來的現金流量，除了有助於提昇公司評價的準確度外，更能由預期現金流量所衍生的現金流量風險值，協助投資者評估公司倒閉的機率。

文獻上大多針對模型的變數進行檢驗，找出較佳的變數以提升現金流量的解釋與預測能力，至於亦攸關預測能力優劣的預測模型之函數形式，尤其是非線性形式，則少有涉獵。此外，多數文獻採用線性模型對現金流量與現金流量風險值進行估計，包括線性 AR 與線性多元迴歸模型，然而當企業面臨會計準則公報或政府政策變更，以及系統性風險的外生衝擊時，現金流量與現金流量風險值變動即可能出現平滑轉換的現象，此時非線性模型可能更適合描述現金流量與現金流量風險值變化。有鑑於此，本文分別以線性 AR、線性多元迴歸模型，以及非線性的 STAR 模型與 STARX 模型預測企業的現金流量，進而評估其 CFaR，以尋求最適的預測模型。

實證結果指出，無論以 AR 模型與多元迴歸模型估計現金流量的線性檢定結果皆顯示，絕大多數台灣 50 指數成分股之樣本公司的現金流量均存在 STAR 或 STARX 形式，亦即現金流量變化呈現非線性路徑，且對稱與非對稱的非線性轉換情形約各佔半數。在樣本內估計方面，STAR

模型與 STARX 模型的殘差檢定與最大似值相較於線性的 AR 與多元迴歸模型，皆能提供較佳的配適度，支持現金流量與前幾期的現金流量或總體變數（包括：景氣指標、國內物價水準、匯率與國內利率水準等）之間存在非線性關係。換言之，非線性的 STAR 或 STARX 型式較線性 AR 模型與多元迴歸模型更能描述現金流量的變動。

然而樣本外預測結果則顯示，近 75% 的樣本公司仍適合採用線性 AR 模型與線性多元迴歸模型估計 CFaR，隱含樣本內估計配適度較佳的非線性模型，在樣本外預測能力上未必為公司的最適現金流量預測模型。導致此結果的原因可能為本文受限於時間序列的樣本數不充足，故僅能以 4 筆資料進行樣本外預測，或許在樣本外預測期間更長時，即可支持非線性模型的預測力優於線性模型的結論。

附錄

附表 1 各樣本公司自由現金流量之敘述統計量

公 司	平均數	標準差	最大值	最小值	S	K	JB 值	P-值
亞泥	677886	417343	1330492	-108255	-0.3735	1.8746	3.3448	0.1878
統一	790132	830601	5747775	-172555	4.9606	30.2872	1545.5367	0.0000
台塑	2891817	1585946	6845357	263012	0.7624	3.035	4.2647	0.1186
南亞	4239277	1419453	8018928	2364443	0.963	3.1144	6.8251	0.033
台化	3234075	1641910	7758414	294278	0.7333	3.4009	4.2383	0.1201
遠紡	1205165	443106	4024539	2827270	1.1857	5.5814	22.5257	0.0000
中鋼	4227857	1164739	6335408	1837612	-0.1957	2.199	1.4572	0.4826
聯電	10140752	6125475	23463768	1604630	0.2857	2.1612	1.8886	0.3889
日月光	1760141	1949918	5922078	-7296408	-1.9761	11.922	174.5714	0.0000
矽品	1472007	825894	3397971	-123302	0.4052	2.2139	2.3373	0.3108
台積電	19167447	8620450	32422221	5067699	-0.2674	1.6758	3.7393	0.1542
光寶科	527796	431624	1565400	-298051	0.5324	3.0004	2.0789	0.3536
仁寶	1098868	403261	2001540	451182	0.6345	2.545	3.3317	0.189
宏碁	392364	602748	2484937	-502437	1.8031	6.4682	45.895	0.0000
華碩	2787337	1035801	5163047	1046384	0.402	2.6442	1.4175	0.4923
台達電	659675	239110	1292483	216318	0.4898	2.7607	1.8646	0.3937
聯強	319910	141191	621510	-20091	-0.0407	2.6607	0.2233	0.8944
鴻海	5243120	4395254	16930076	676735	1.1759	3.492	10.5845	0.005
鴻準	333328	501765	2054569	-437754	1.2806	4.641	16.9635	0.0002
統一超	536583	123359	913058	276593	0.3968	4.0726	3.264	0.1955
寶成	686037	398985	2218684	-12453	1.1693	6.1742	28.4979	0.0000

註：S 與 K 為偏態 (Skewness) 與峰態 (Kurtosis) 係數；JB 為 Jarque-Bera 統計量；P-值為 JB 統計量對應的 P-value， $p < 0.01$ ，0.05 與 0.1，分別對應顯著水準為 0.01，0.05 與 0.1。

附表 2 總體經濟變數之敘述統計量

變數	平均數	標準差	最大值	最小值	S	K	JB 值	P-值
CILI	113.4758	18.9312	147.0333	90	0.4731	1.6674	4.897	0.0864
CPI	100.4845	2.4904	106.2633	96.1567	0.5914	2.5543	2.9293	0.2312
E	32.5864	1.8931	35.0307	27.5	-1.2602	4.3266	14.8734	0.0006
R	3.0764	1.8037	6.5	1.125	0.3915	1.5963	4.7363	0.0937

註：CILI、CPI、E 與 R 分別為景氣領先指標綜合指數、消費者物價指數、新台幣兌美元匯率與一銀三個月定期存款利率。S 與 K 為偏態 (Skewness) 與峰態 (Kurtosis) 係數；JB 為 Jarque-Bera 統計量；P-值為 JB 統計量的 P-value。

附表 3 各樣本公司自由現金流量之 ADF 單根檢定結果

公 司	加截距項或趨勢項	水準值 (level)			一階差分 (first difference)			
		ADF 統計量	落後期	AIC	加截距項或趨勢項	ADF 統計量	落後期	AIC
亞泥	None	-0.7313	1	28.1749	None	-11.0179***	0	28.137
統一	C+T	-6.2696***	0	30.2101				
台塑	C+T	-3.7734**	0	30.6609				
南亞	C	-3.6911***	0	31.0767				
台化	C+T	-4.3796***	0	31.2298				
遠紡	C	-2.9638**	0	28.5554				
中鋼	C+T	-3.6764**	1	29.6819				
聯電	C+T	-3.4764*	1	32.9436				
日月光	C	-5.2074***	0	31.958				
矽品	C+T	-4.0097**	0	28.7679				
台積電	C+T	-4.4335***	1	32.8854				
光寶科	C+T	-3.8595**	0	28.4499				
仁寶	C	-4.2386***	0	28.6572				
宏碁	C+T	-6.1272***	0	29.3478				
華碩	C	-3.6177***	0	30.0089				
台達電	C	-3.6848***	0	27.2654				
聯強	C	-4.3441***	0	26.3876				
鴻海	None	3.0134	4	29.477	C+T	-8.3099***	2	29.8547
鴻準	C+T	-1.9725	0	26.3315	None	-5.5698***	0	26.476
統一超	C	-4.1058***	0	26.0764				
寶成	C	-4.4101***	0	28.6859				

註：C、T、None 分別表示加入截距項、趨勢項、截距項與趨勢項皆不加入。***、**、*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下顯著異於零。

附表 4 總體經濟變數之 ADF 單根檢定結果

變數	加截距項 或趨勢項	水準值 (level)			一階差分 (first difference)			
		ADF 統計量	落後 期	AIC	加截距項 或趨勢項	ADF 統計量	落後 期	AIC
CILI	C+T	-2.7775	1	3.8911	None	-2.7699***	1	3.9726
CPI	C+T	-2.5774	0	2.509	C	-6.8454***	1	2.4775
E	C	-2.7795*	0	2.6194				
R	None	-1.4037	1	0.5265	None	-3.5044***	0	0.5271

註：CILI、CPI、E 與 R 分別為景氣領先指標綜合指數、消費者物價指數、新台幣兌美元匯率與一銀三個月定期存款利率。C、T、None 分別表示加入截距項、趨勢項、截距項與趨勢項皆不加入。***、**、*分別表示在 1%、5%、10%的顯著水準下顯著異於零。

附表 5 含有非定態變數的線性 AR 模型之殘差 ADF 單根檢定結果

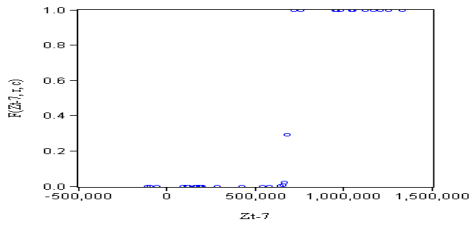
公司名稱	加截距項或趨勢項	水準值 (level)		
		ADF 統計量	落後期	AIC
亞泥	None	-5.8266***	0	28.0592
鴻海	None	-4.546***	0	29.3064
鴻準	None	-5.9834***	1	26.3632

註：None 表示無截距與趨勢項。***、**、*分別表示在 1%、5%、10%顯著水準下顯著異於零。

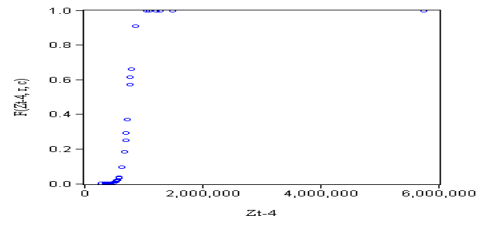
附表 6 含有非定態變數的線性多元迴歸模型之殘差 ADF 單根檢定結果

公 司	加截距項或趨勢項	水準值 (level)		
		ADF 統計量	落後期	AIC
亞泥	None	-4.5867***	0	28.1919
台塑	None	-5.3947***	0	30.3073
南亞	None	-4.5358***	0	30.9804
台化	None	-5.6404***	0	30.993
遠紡	None	-4.57***	0	28.279
中鋼	None	-4.2089***	1	29.7301
聯電	None	-2.4638**	0	32.8205
日月光	None	-5.9857***	0	31.7051
矽品	None	-4.9798***	0	28.4968
台積電	None	-4.0866***	1	33.0109
光寶科	None	-4.6722***	0	28.2182
仁寶	None	-4.9838***	0	28.3519
宏碁	None	-7.1399***	0	29.0927
華碩	None	-5.6324***	0	29.4997
台達電	None	-4.3867***	0	27.122
聯強	None	-5.027***	0	26.2782
鴻海	None	-5.4751***	0	29.6983
鴻準	None	-5.8926***	1	25.4008
寶成	None	-6.1123***	0	28.3529

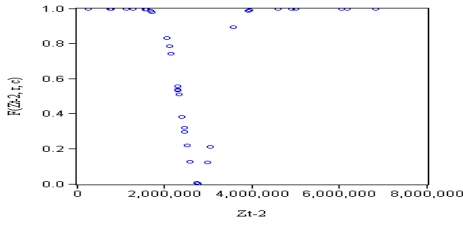
註：None 表示無截距與趨勢項。***、**、*分別表示在 1%、5%、10%顯著水準下顯著異於零。



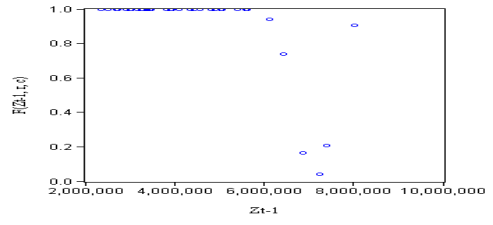
亞泥 (1102)



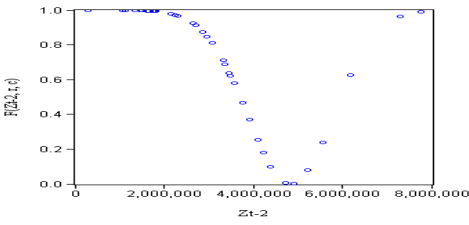
統一 (1216)



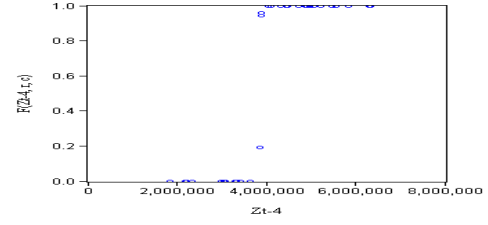
台塑 (1301)



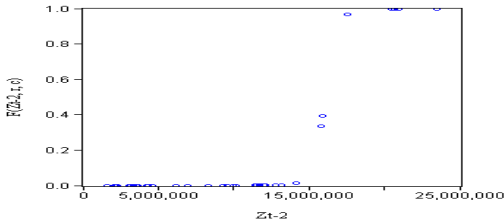
南亞 (1303)



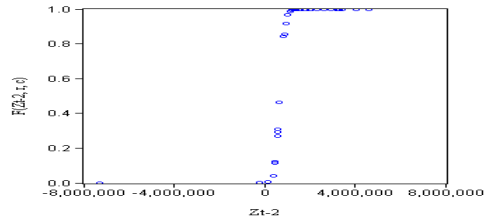
台化 (1326)



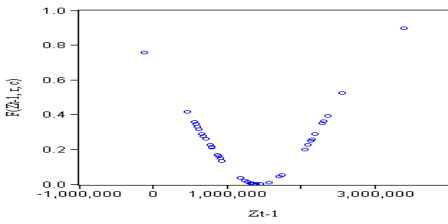
中鋼 (2002)



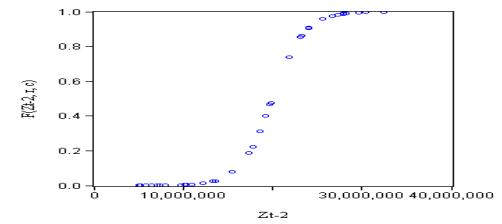
聯電 (2303)



日月光 (2311)



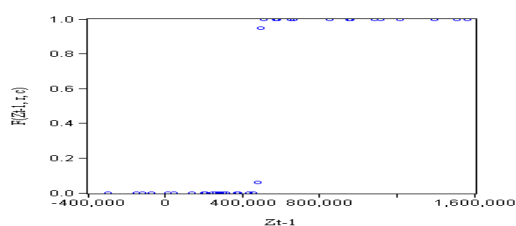
矽品 (2325)



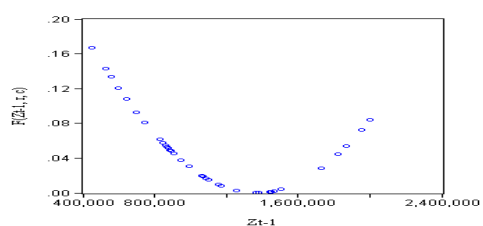
台積電 (2330)

說明： d 為最適落後期； Z_d 為轉換變數； $F(Z_t, d, \gamma, c)$ 為轉換函數；樣本內期間為1996年第4季至2006年第3季。

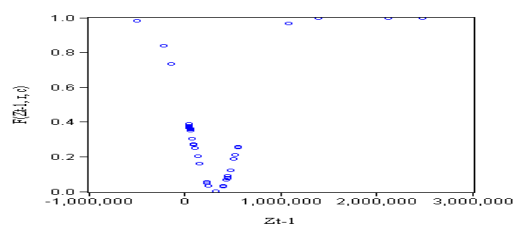
附圖 1 LSTAR/ESTAR 模型之轉換變數所對應的轉換函數值



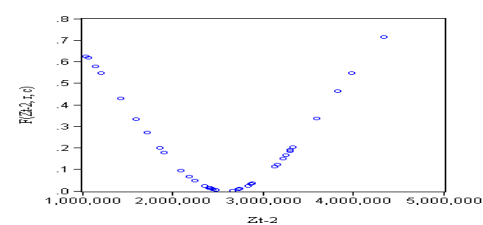
光寶科 (2301)



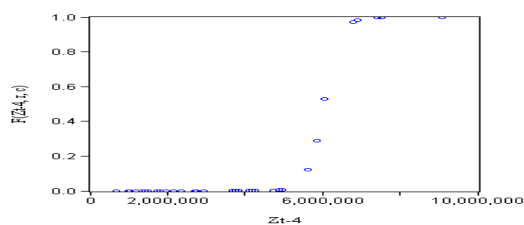
仁寶 (2324)



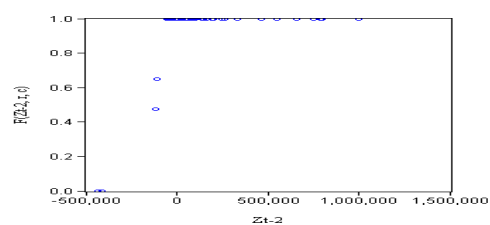
宏碁 (2353)



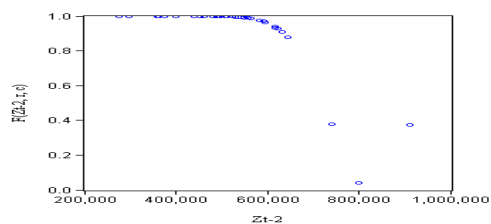
華碩 (2357)



鴻海 (2317)



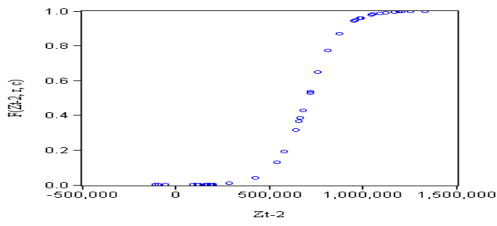
鴻準 (2354)



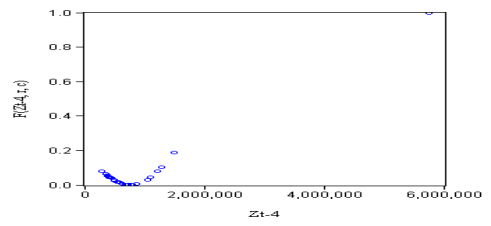
統一超 (2912)

說明： d 為最適落後期； Z_d 為轉換變數； $F(Z_d, \gamma, c)$ 為轉換函數；樣本內期間為1996年第4季至2006年第3季。

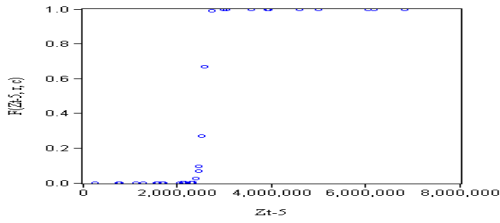
附圖 1 LSTAR/ESTAR 模型之轉換變數所對應的轉換函數值 (續)



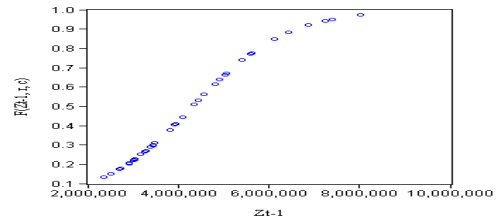
亞泥 (1102)



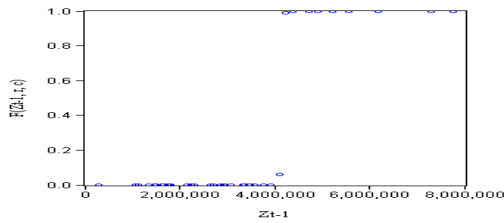
統一 (1216)



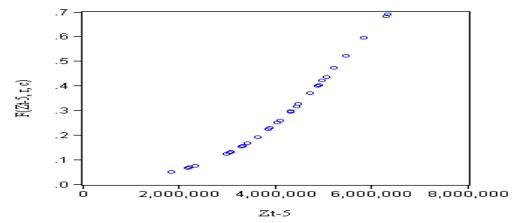
台塑 (1301)



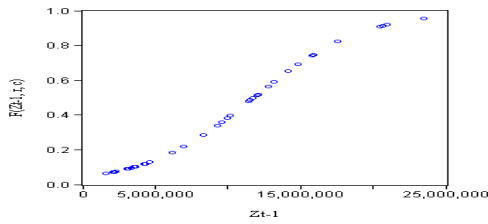
南亞 (1303)



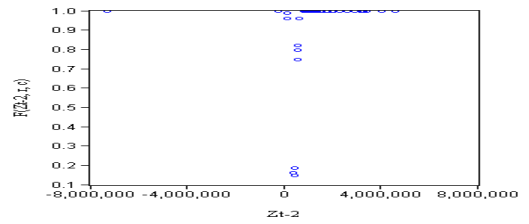
台化 (1326)



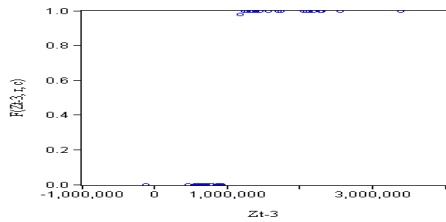
中鋼 (2002)



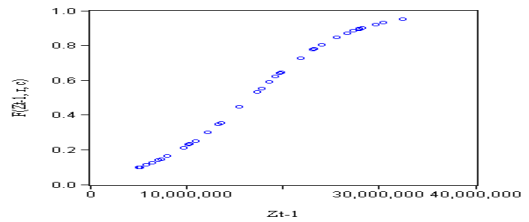
聯電 (2303)



日月光 (2311)



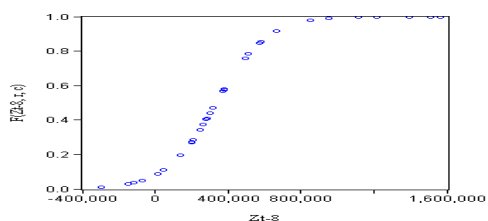
矽品 (2325)



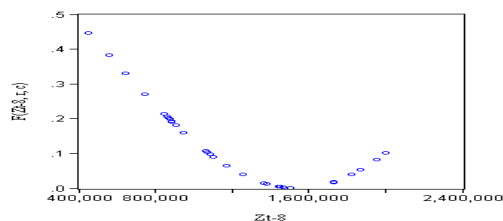
台積電 (2330)

說明： d 為最適落後期； Z_d 為轉換變數； $F(Z_d, \gamma, c)$ 為轉換函數；樣本內期間為 1996 年第 4 季至 2006 年第 3 季。

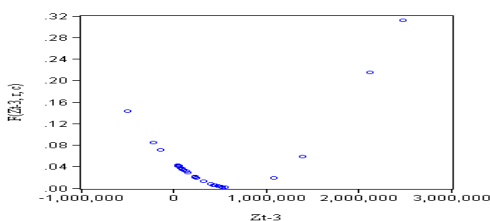
附圖 2 LSTARX/ESTARX 模型之轉換變數所對應的轉換函數值



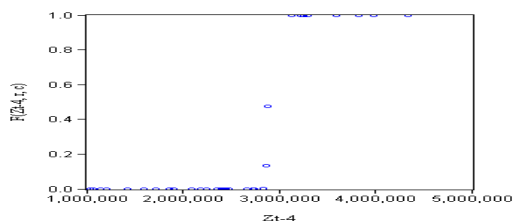
光寶科 (2301)



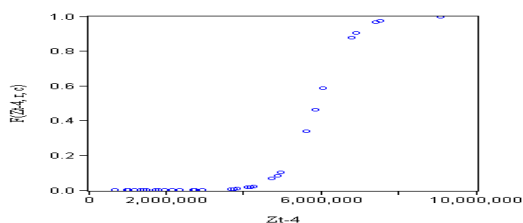
仁寶 (2324)



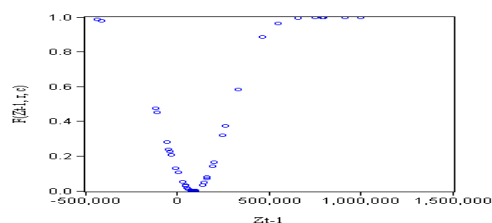
宏碁 (2353)



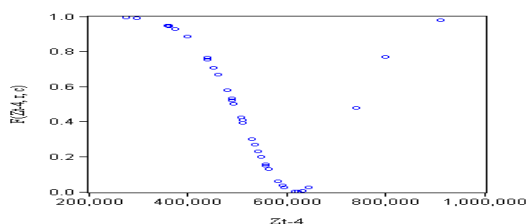
華碩 (2357)



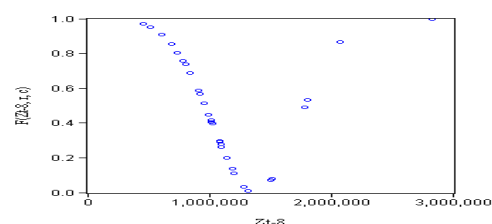
鴻海 (2317)



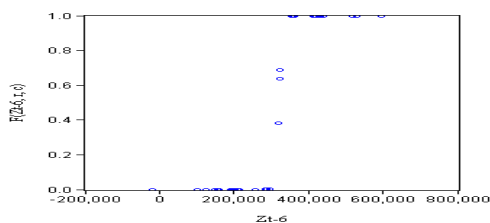
鴻準 (2354)



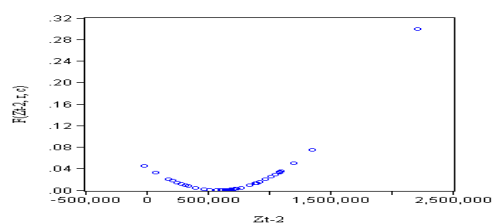
統一超 (2912)



遠紡 (1402)



聯強 (2347)



寶成 (9904)

說明： d 為最適落後期； Z_d 為轉換變數； $F(Z_{t,d}, \gamma, c)$ 為轉換函數；樣本內期間為1996年第4季至2006年第3季。

附圖2 LSTARX/ESTARX 模型之轉換變數所對應的轉換函數值 (續)

參考文獻

- 岑宜潔，「現金流量風險值之研究」，朝陽科技大學財務金融研究所碩士未出版碩士論文，民國 95 年。
- 吳博欽、申志偉、潘聖潔，「匯率的非線性調整、套利與經濟價值可預測性」，人文及社會科學集刊，第二十一卷第一期，民國 98 年，101-142 頁。
- 許弘杰，「企業評價模式與財務危機公司之投資風險預警」，中山大學財務管理學系研究所未出版碩士論文，民國 93 年。
- 陳宏裕，「估計現金流量風險值之比較模型－台灣資料實證」，成功大學財務金融研究所未出版碩士論文，民國 94 年。
- 黃珮純，「總體因素與現金流量風險值－台灣半導體產業之實證分析」，中原大學國際貿易研究所未出版碩士論文，民國 96 年。
- Andrén, N., Jankensgård, H., and Oxelheim, L., "Exposure-based Cash-Flow-at-Risk: An Alternative to VaR for Industrial Companies," *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 17, No. 3, 2005, pp. 76-86.
- Brooks, C., "Testing for Non-linearity in Daily Sterling Exchange Rates," *Applied Financial Economics*, Vol. 6, No. 4, 1996, pp. 307-317.
- Brooks, C., "Linear and Nonlinear Forecastability of High-Frequency Exchange Rates," *Journal of Forecasting*, Vol. 16, No. 2, 1997, pp. 125-145.
- Chen, S. L. and Wu, J. L., "A Re-examination of Purchasing Power Parity in Japan and Taiwan," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 22, No. 2, 2000, pp. 271-284.
- Chow, G. C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica*, Vol. 28, No. 3, 1960, pp. 591-605.
- Dacco, R. and Satchell, S., "Why do Regime Switching Models Forecast so Badly?" *Journal of Forecasting*, Vol. 18, No. 1, 1999, pp. 1-16.
- Engle, C. and Hamilton, J. D., "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Markets Know It?" *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 4, 1990, pp. 689-713.
- Hayt, G. and Song, S., *Handle with Sensitivity, VAR: Understanding and Applying Value-at-Risk*, Risk Publications, London, 1997.
- Jensen, M. C., "Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, 1986, pp. 323-329.
- Jorion, P., *Value at Risk*, 2nd., McGraw-Hill Book Co., New York, 2001.

- Ku, A. "Value at risk: Variations on a Theme," *Global Energy Business*, May/June, 2001, pp. 12-19.
- Largay, A. and Stickney, P., "Pitfalls in Calculating Cash Flow from Operations," *The Accounting Review*, Vol. 60, No. 2, 1985, pp. 314-328.
- Lecocq, D., "Cash Flow at Risk Models: Principle, Application and a Case Study," *The Institute of Actuaries in Australia Biennial Convention*, 2003.
- Lehn, K. and Poulsen, A., "Free Cash Flow and Stockholder Gains in Going Private Transactions," *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 3, 1989, pp. 771-787.
- Lin, C. F. and Teräsvirta, T., "Testing the Constancy of Regression Parameters against Continuous Structural Change," *Journal of Econometrics*, Vol. 62, No. 2, 1994, pp. 211-228.
- Linsmeier, T. J. and Pearson, N. D., "Value at Risk," *Financial Analysis Journal*, Vol. 56, No. 2, 2000, pp. 47-67.
- McMillan, D. G., "Nonlinear Predictability of Stock Market Returns: Evidence form Nonparametric and Threshold Models," *International Reviews of Economics and Finance*, Vol. 10, 2001, pp. 353-368.
- Meese, R. and Rogoff, K., "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics*, Vol. 14, No. 1-2, 1983, pp. 3-24.
- Michael, P., Nobay, A. R., and Peel, D. A., "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rate: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 4, 1997, pp. 862-879.
- Morgan, J. P., *RiskMetrics-Technical Document*, New York : J. P. Morgan Bank, 1994.
- Morgan, J. P., *CorporateMetrics Technical Document*, New York: Risk Metrics Group, 1999.
- Öcal, N. and Osborn, D. R., "Business Cycles Non-linearities in UK Consumption and Production," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 15, No. 1, 2000, pp. 27-43.
- Sarantis, N., "Modeling Non-linearities in Real Effective Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 18, No. 1, 1999, pp. 27-45.
- Sarno, L., Taylor, M. P., and Peel, D. A., "Nonlinear Equilibrium Correction in U.S. Real Money Balances, 1869-1997," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 35, No. 5, 2003, pp. 787-799.
- Shimko, D. "Cash before Value," *Risk*, Vol. 11, No. 7, 1998, pp.45.
- Skalin, J. and Teräsvirta, T., "Another Look at Swedish Business Cycles, 1861-1988," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 4, 1999, pp. 359-378.
- Stein, J. C., Usher, S. E., LaGattuta, D., and Youngen, J. "A Comparables Approach to Measuring Cash Flow at Risk for Non-financial Firms," *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 13, No. 4, 2001,

pp.100-109.

Stulz, R. M., "Rethinking Risk Management," *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 9, No. 3, 1996, pp. 8-24.

Teräsvirta, T., "Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Auto-regressive Models," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, No. 425, 1994, pp. 208-218.

Teräsvirta, T. and Anderson, H. M., "Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, No. S, 1992, pp. 119-136.

Teräsvirta, T., van Dijk, D., and Medeiros, M. C., "Linear Models, Smooth Transition Autoregressions, and Neural Networks for Forecasting Macroeconomic Time Series: A Re-examination," *International Journal of Forecasting*, Vol. 21, No. 4, 2005, pp. 755-774.

Turner, C., "VaR as an Industrial Tool," *Risk*, Vol. 9, No. 3, 1996, pp. 38-40.