

臺灣 50 指數成分股異動對價格與成交量之影響

Effects of the Revision of Component Stocks in Taiwan Index 50 on Prices and Trading Volumes

- ◆ 南華大學財務金融系暨財務管理研究所
- 吳依正 助理教授
- ◆ 南華大學財務金融系暨財務管理研究所
- 廖永熙 助理教授

摘要

本文採用臺灣 50 指數修訂調整的成分股做為研究的資料，搭配控制組，觀察並驗證價格與成交量模型的假設，探討臺灣 50 指數成分股修訂調整（新增或刪除）宣告效果對於價格與成交量之影響，藉此檢驗宣告事件期價格效果與交易量效果的變化，探討價格持續效果以及驗證價量的變化是否與資訊的效果一致。實證結果發現，新增（刪除）股在事件宣告日並不存在顯著的異常報酬，顯示臺灣 50 指數成分股修訂調整透露特殊資訊感到懷疑。且並無證據支持價格壓力假說。此外，本文嘗試以擴張模型做橫段面迴歸檢驗，結果發現大體上本文沒有充分證據支持不完全替代假說與流動成本假說。

關鍵字：臺灣 50 指數、成分股、異常報酬率、交易量

壹、前言

指數編制與修訂一直是財務學者、市場研究員與理性的投資者所關心的問題，研究問題的焦點在探討不同指數、不同時期、不同方法與不同的指數編制的原則下，指數修訂時（新增或剔除），成分股價格與成交量所衍生的不同效果。S & P 500 就是第一個吸引最多目光注視的指數，吸引許多學者競相投入¹。近來有些研究亦延伸到 S & P 500 以外的其他指數²，這些研究顯示兩點重要的含意：1.不同指數編制與修訂對於成分股價格與成交量的影響頗為巨大。2.儘管文獻有不同的理論假說，結論與推論的範圍也非常廣闊。

目前全球有排名前四大著名的指數編制單位³，每一家的指數編制方式都不盡相同，即使是相同的市場，每家指數編制單位所採取的成分股（component stocks）亦不盡相同，計算與編列的方式也相異，形成許多股價指數同時代表單一市場的有趣現象。本文實證的對象為臺灣 50 指數，主要理由在於臺灣 50 指數是第一個專為臺灣市場所設計的指數，並且為各項衍生性金融商品與店頭市場（OTC）發展的源頭，也是觀察臺灣市場重要的指標指數。臺灣 50 指數的特性包含成分股透明、修正的規則公開、流動性高、沒有一般個股內線交易或場外交易的困擾與不會產生資訊不對稱的情況。另外，成分股的調整修訂是每季一次，所有投資人接收的資訊皆為市場公開資訊。並且成分股固定成分遠大於變動成分（代表投資人須付的調整成本較低）。

在臺灣的金融市場，一般投資人熟悉的指數，除了臺灣加權指數以外，就是臺灣 50 指數與摩根臺灣股價指數。這兩者指數雖然來自不同的股價指數公司所編制，最大的相同點在編制的公信力為市場所接受且兩者皆以公眾流通量為重要權

¹ 例如，Dhillon and Johnson,1991；Harris and Gurel,1986；Shleifer,1986；Lamoureux and Wansley,1987；Erwin and Miller,1998）等人。

² 例如 Dow Jones Index（Benesih and Gardner,1995）、加拿大的 TSE300 指數（Chung and Kryzanowski,1998）、義大利的 MIB30 指數（Barontini and Rigamonti,2000）、德國的 DAX100 指數（Deiningner,Kaserer and Roos,2000）等相關指數。

³ 目前全球最著名的四大指數公司分別是英國富時指數公司、摩根史丹利資本國際公司、標準普爾公司與道瓊斯公司。全球所有的有價證券指數幾乎都是由這四家公司所開發而成的。

重的考量標準。其次是這兩者在成分股的變動上，摩根臺灣股價指數的計算方式是以各成分股權重加權後與大盤表現貼近為原則，其成分股並沒有固定的數目，投資組合中的成分變動遠高於固定成分股數。反觀臺灣 50 指數，成分股固定，每季最多變動十檔股票。兩者相較之下，投資摩根臺灣股價指數在賺取臺灣加權股價指數報酬上，投資人需付的調整成本過高。因此，相較於投資臺灣 50 指數，較不適合基金經理進行期貨避險與指數股票的相關套利活動操作。此外，摩根臺灣股價指數為摩根史丹利集團遠東指數的一支，具有一定的知名度與水準，但在編制指數的方式較不透明，成分股的決定常讓市場產生黑箱作業的印象。但反觀臺灣證券交易所與英國富時公司在編製臺灣 50 指數時，採用完全對外公開的方式，避免了不必要的黑箱作業方式。引起本文極大興趣的部份在於國內外許多文獻在探討成分股異動的相關研究，著重的焦點在於宣告日是否具有異常報酬與交易量，卻沒有文獻專門探討成分股異動的規則與透明的程度其實才是影響價格與成交量最大的關鍵因素。

臺灣 50 指數成分股的入選與刪除標準有二，分別是市值排行上升至 40 名以上與新上市總市值排名 20 名以內與市值排行下降至 61 名以下與流動性不足，終止上市，被收購或停止買賣。對指數成分股的選取方式為了避免臺灣 50 指數成分股頻繁更動，未來市值前四十名個股是保證成分股，至於另外十檔個股中，則由市值四十一名至六十名中遴選，並以目前已是臺灣五十指數的成分股優先入選。對於新上市的大型股，若市值在前 20 名內，將採取快速納入原則，成為指數成分股。並藉由召開臺灣 50 指數會議向外公布剔除與增選的成分股。當成分股異動時，以臺灣 50 指數為追蹤對象的 ETF 必須改變其投資組合，另外，經理人在共同基金或投資組合管理中，若以該指數為績效評估之標竿 (benchmark)，指數成分股異動也會使其不得不調整其投資組合。成分股價格與成交量因而產生變化。

基於以上理由，本文研究目的可歸納如下：

1. 臺灣 50 指數編制規則公開，成分股固定且具透明性的指數，其成分股異動時，新增（刪除）股是否具有異常報酬率。
2. 檢驗臺灣 50 指數其成分股異動時，是否具有資訊內涵的效應。
3. 檢驗臺灣 50 指數其成分股異動時，促使股價及交易量變化的幕後的理論假說（包含價格壓力假說、不完全替代假說與流動成本假說）。
4. 檢驗臺灣 50 指數其成分股異動時，價格是否逐漸呈現完全逆轉的效果，這個效果持續多久？

本文的實證研究，採用臺灣 50 指數做為研究的新資料，資料內涵除了標的組外，另搭配一組控制組，對照觀察與實證，並結合當前驗證價格與成交量模型的幾個假設，試圖驗證臺灣 50 指數修訂（新增或刪除）時，宣告事件期的價格效果與交易量效果的變化，探討成分股異動時，價格與成交量變化的資訊內涵效果是一致的。

本文組織架構如下：第壹節為前言，探討吸引本文研究的動機與目的。第貳節探討過去與本文相關研究的背景與理論。第參節為研究方法，定義相關研究變數、資料來源、研究時間、資料選擇與實證模型。第肆節列出本文的實證結果，並加以探討與分析。第伍節為本研究總結，說明實證結果與貢獻，並提供後續研究一些相關性的建議。

貳、文獻探討與研究假說

成分股相關的研究之前集中於被新增（剔除）指數的股票，這些研究有一個共通的結論：被新增指數的股票相對優於市場。成分股調整變動時，通常會使個別成分股股價發生影響，其中新增股股價及交易量皆會上漲，而剔除股其股價及交易量皆會下跌。引起本文對此有興趣的是促使股價及交易量推升的背後原因為何？針對這個現象，國外有些相關各種指數股價成分股調整變動的研究，這些現象的起因與是否隨著時間增長而趨於不變，則有不一致的論點。這裡提出幾個重要的假設來檢驗指數修訂期間價格及交易量的模型。這幾個假設分別為價格壓力假說（The Price Pressure Hypothesis; 簡稱 PPH）、不完全替代假說（The Imperfect Substitutes Hypothesis; 簡稱 ISH）、訊息內涵假說（the information Content Hypothesis; 簡稱 ICH）與流動成本假說（The Liquidity Cost Hypothesis; 簡稱 LCH）。以下本文綜述國際文獻在指數修訂的效果：

1. 價格壓力假說

價格壓力假說，股票被納入指數後容易成為眾多投資者注意焦點，所以成交量會因此擴大，進而促使股價上升；逆轉的價格模型同樣適用於剔除指數的股票。股價與交易量的上升屬於暫時的現象，隨後價格和交易量又回到原來的基準。大的指數基金買單的流入將股票的價格推到均衡價格以上，被動的賣家會被需求增加所導致價格增加的現象所吸引。當價格撤退到完全的資訊水準，流動性的被動供應商被他們的流動性服務所補償。交易者提供流動性給市場賺取如同報償一般

的流動性溢酬。Harris and Gurel (1986) 的研究在 1973-1983 年間，對 228 個 S&P 成分股變動樣本做分析，發覺新增股在宣告日當天有 3.13% 的異常報酬，伴隨著在超過 29 天後，累積超額報酬達 -2.49%。Harris and Gurel 無法拒絕事件期間異常報酬的完全反轉。但由於價格壓力假說的假設與效率市場假說 (The Efficient Market Hypothesis; 簡稱 EMH) 一樣，假設長期的需求曲線為水平線，即為完全富有彈性 (perfect elastic)，故在短期資訊衝擊下導致股價上升，長期均衡的股價終會回復原來均衡價格。除了 Harris and Gurel 之外，Lamoureux and Wansley (1987) 和 Erwin and Miller(1998) 等學者研究亦得到相同結論⁴。

2. 不完全替代假說

Harris and Gurel 認為兩種證券彼此之間沒有完全的替代，長期需求小於完全彈性。不完全替代假說，亦稱為負斜率的需求曲線。由 Shleifer(1986) 的研究而正式化。兩個相似的股票，其中有一個股票一加入指數編制中，這兩個股票就不是相互的完全替代。如同需求曲線斜率為負的假設，當需求曲線移去補償，均衡價格將上升。因此，股票需求線不再是水平線，而是一般的負斜率線 (negative slope curve)。所以當股票被納入指數時，該成分的需求增加，股價就會上漲。Shleifer 採取不同的方法和檢驗加入 S&P500 編制成分股的價格衝擊，採用事件研究法，對 331 個 S&P500 成分股變動作分析研究，樣本期間在 1976-1983 年，假如成分股加入指數編制沒有完美的替代 (股票需求曲線為負斜率)，這些股票右移的需求將導致新增股股價上升，價格效果會持續的存在。Shleifer 並且描述在宣告日的異常交易量與價格效果存在正向的關係，這與不完全替代假說是一致的。

3. 訊息內涵假說

訊息內涵假說支持指數修訂 (新增或剔除) 的資訊是有關於公司未來績效的臆測，涵蓋在價格上永久的增加，當中需排除壞消息導致在過去價格陷阱。亦為股票被新增或剔除指數後所存在的異常報酬，可歸因於指數成分股變動的訊息內涵，亦即指數編制者對於選股擁有非公開資訊，並據以決定指數成分股變動。Dhillon and Johnson(1991) 結論指出修訂 S&P 500 成分股的股票、選擇權及債券的宣告效果皆與訊息內涵假說一致。

4. 流動成本假說

流動成本假說，指出指數修訂後的股票會影響流動性。被新增 (剔除) 指數

⁴ Lamoureux and Wansley (1987) 和 Erwin and Miller(1998) 等學者研究 S&P500 成分股時皆發現新增股的交易量的上升會持續存在，而價格的上升則是短暫性的存在，即價格呈現逆轉。

的股票會導致股票流動性的增加（減少），可能導致股票價格上升（下降），主要是因為交易成本（transaction cost）之降低（增加）與交易量相對流動性增加（降低）所導致。Woolridge and Ghosh(1986) 檢視 S&P500 成分股股價及交易量，並解釋為指數基金經理人（Index fund managers）為調整其轄下基金指數權重，所進行的買賣行為。發現新增股（剔除股）的股價異常報酬為正（負），而新增股交易量相對流動性於事件日當月是增加的，但是次月的相對流動性卻是下降。Shleifer 指出分析師與投資者嚴密監督的公司或大型投資機構有興趣的股票，會因此伴隨公共資訊的增加，結果將使交易更寬廣，因為增加了流動性，股票的買賣價差降低，降低股票的報酬需求率並導致在加入後價格立即的增加。流動性觀點同時也隱含較少知名的股票納入指數將導致較高的報酬率。

前文提及臺灣 50 指數成分股編制的特性（包含成分股透明、修正的規則公開、成分股固定成分遠大於變動成分、所有投資人接收的資訊均為市場公開資訊、流動性高，等相關特性。）是否直接或間接影響價格與交易量模型。本文回顧這些文獻，引領本文對於不同的假說推論實證的結果。接下來針對本文的研究目的，大膽的提出四項研究假說：

假說一：臺灣 50 指數成分股編制修訂的事件宣告後，存在顯著的累積異常報酬但並不具資訊內涵。

假說二：臺灣 50 指數成分股編制修訂的事件宣告後，不支持價格壓力假說。

假說三：臺灣 50 指數成分股編制修訂的事件宣告後，支持不完全替代假說。

假說四：臺灣 50 指數成分股編制修訂的事件宣告後，支持流動成本假說。

參、資料與研究方法：

一、資料來源與樣本描述

本文所使用資料來源為臺灣經濟新報資料庫（Taiwan Economic Journal TEJ），取其上市公司（包含臺灣 50 指數成分股）之市值、每日股價、交易量等資料。臺灣 50 指數於 2002 年 10 月 29 日開始正式披露於市場。臺灣首檔 ETF「寶來臺灣卓越 50 基金」於 2003 年 6 月 30 日正式掛牌上市。臺灣 50 指數成分股在每年一月、四月、七月和十月皆會定期進行審查，審查會議將在一月、四月、七月和十

月的第一個星期五之後的星期四舉行，使用三月、六月、九月和十二月最後交易日的收盤資料對成分股進行審核，成分股變動係在審核當月第三個星期五之後的下一個交易日執行。本文研究期間由 2002 年 7 月 1 日至 2005 年 3 月 11 日止。在此期間有八次修正成分股。增加與剔除的股票共有 26 支。詳細整理如下表 1 所示。

表 1 臺灣證券交易所指數委員會公布臺灣 50 指數成分股變動樣本公告

網站公布日	正式實施日期	增加股	剔除股
2003/01/09	2003/01/17	長榮 (2603)	精英 (2331)
2003/04/10	2003/04/18	中華電信 (2412)、奇美 (3009)、建華金控 (2890)、正新 (2105)	銖德 (2349)、矽統 (2363)、大同 (2371)、技嘉 (2376)
2003/07/10	2003/07/18	銖德 (2349)	旺宏 (2337)
2003/10/09	2003/10/17	陽明 (2609)	微星科技 (2377)
2003/12/26	2004/01/05	台塑 (6505)	瑞昱 (2379)
2004/04/08	2004/04/16	廣輝 (3012)、新光 (2888)、華新麗華 (1605)	銖德 (2349)、正新 (2105)、英業達 (2356)
2004/07/08	2004/07/19	大同 (2371)	威盛 (2388)
2005/01/13	2005/01/24	玉山 (2884)	統一超商 (2912)

表 1 為本文整理出臺灣證券交易所網站，每一季指數委員會公布臺灣 50 指數成分股變動的樣本公告。值得注意的是在新增股的樣本資料蒐集時，因考量上市前於興櫃的資料基準點不同外，同時考量避免受到極端值的影響，捨去了台塑石化 (6505)。最後選取的樣本中，新增股共有 12 個樣本，剔除股有 13 個樣本。

本文採用控制組樣本作為基準，對應新增 (刪除) 組樣本。所採行的理由乃參考 Barber and Lyon(1997)的實證。該文採用 reference portfolios 做為基準，發現採用長期的事件研究法，在計算累積異常報酬率時，會產生檢定統計量的錯誤說明 (實證的拒絕率超過理論的拒絕率)。結果會產生三種偏誤 (bias)，包含新列入偏誤 (new listing bias)、重新平衡偏誤 (rebalanceing bias) 與偏態偏誤 (skewness bias)。相對於如果使用控制組樣本作為基準，可以消除上述三種偏誤」。同時，該文以三種方法鑑別控制組樣本，包含找規模大小接近的控制組樣本做為樣本的匹配對象、找淨值市價比最相似的控制組樣本做為樣本的匹配對象和找淨值市價比與規模最相似的控制組樣本做為樣本的匹配對象。

二、實證模型

為了探討臺灣 50 指數成分股事件的宣告效果，本文以事件研究法 (Event Study) 觀察事件宣告前後，藉以瞭解該事件對於公司累積異常報酬率的變化造成的影響。因臺灣 50 指數成分股變動事件並非個別事件的發生，其成分股的變動多為群體變動的現象 (即同一事件有 50 支成分股調整變動)，故可能隱含總體經濟變動的因素存在。其次，臺灣 50 指數的權重計算主要以流通在外股本為基礎，故個別成分股會因公司政策而有所變化，例如：買回庫藏股、股票增資、發放股票股利等。臺灣 50 指數的計算方式與 MSCI 的自由流通股數近似，使用的標準為 FTSE 的公眾流通量⁵ (free Float) 方法調整權重，已確保指數內的權重能正確反應市場可投資之額度。本文對此成分股權重並未列入考慮。

模型採用一般常用的市場模式 (Market Model)，以最小平方方法估計 AAR、CAR，依各種研究目的做不同的設計，比較各個期間股價的異常報酬率。在日報酬率資料建立估計模式上，以目前文獻資料所顯示，估計期間通常設定為 100 天至 300 天，本文選取估計期間採用 (-150,-31)，事件期為宣告日 (t=0) 前 30 天至後 30 天來計算累積異常報酬率和平均異常報酬率。

1. 異常報酬率之衡量

利用估計期各成分股日報酬率與市場投資組合 (交易所指數 Y9999) 的日報酬率資料，以最小平方方法估計市場模式參數 $(\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i)$ ，公式如 (1) 所示。其中， R_{it} 為 i 事件公司在第 t 日之實際日報酬率，第 i 個成分股樣本公司， $i=1,2,3,\dots,n$ 。樣本估計期為 120 日 (t=120)。 $R_{m_{it}}$ 為市場投資組合 (Y9999 交易所指數報酬率) 在 i 事件公司第 t 日之實際日報酬率。 $\hat{\alpha}_i$ 為第 i 事件公司迴歸模型之截距項估計值。 $\hat{\beta}_i$ 為第 i 事件公司迴歸模型之斜率估計值。 ε_{it} 為第 i 事件公司在第 t 日之殘差項，且必須符合 ε_{it} 在 $N(0, \sigma^2)$ 為獨立隨機變數與 ε_{it} 、 $R_{m_{it}}$ 兩者彼此獨立的兩點假設。

$$R_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

⁵公眾流通量實際的計算方是就是將「臺灣證券交易所臺灣 50 指數」成分股公司的全部股權資本皆包括在總市值的計算之內。

本文以累積平均異常報酬率 CAR (Cumulative Abnormal Return) 來檢定異常報酬。首先以最小平方法求各事件樣本簡單迴歸模型，估計各樣本公司在事件期之異常報酬率，進而求出全體樣本之各期平均異常報酬率及累積平均異常報酬率。接著利用事件期的成分股實際日報酬率減去預期報酬率，即可得出異常報酬率 AR_{it} 。其中， \hat{R}_{it} 為第 i 事件公司第 t 日之預期報酬率， AR_{it} ：第 i 事件公司在事件期 t 日所估計出之異常報酬率。計算方式如下：

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it} \quad (2)$$

2. 報酬率統計檢定

本文採用標準化殘差法 (standard residual cross-sectional method) 或簡稱 SRM 及普通橫剖面法 (ordinary cross-sectional method) 或簡稱 OCSM，採各自的優點加以混和，即將個別證券的異常報酬率加以標準化，再將所有樣本的累積異常報酬率予以加總平均，計算事件期某一期 t，N 為各組所選的樣本數。即可得出各期平均異常報酬 ($SAAR_t$)，計算方式如下：

$$SAAR_t = \frac{\sum_{i=1}^N SAR_{it}}{N} \quad (3)$$

將宣告事件期由 t_1 累積至 t_2 日，即可得出標準化累積平均異常報酬率 (Standardized Cumulative Abnormal Return; 簡稱 SCAR)。計算方式如下：

$$SCAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} SAAR_t \quad (4)$$

檢驗標準化平均異常報酬率及標準化累積平均異常報酬率的統計顯著性，其中， $S(SAAR)$ 為標準化平均異常報酬之標準差。本文採用 t 統計量檢定之，如下所述：

$$t(SAAR_t) = \frac{SAAR_t}{S(SAAR)} \quad (5)$$

$$S(SAAR) = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (SAAR_{i,t} - \frac{\sum_{i=1}^N SAAR_{i,t}}{N})^2}$$

$$t(SCAR) = \frac{SCAR(t_1, t_2)}{S(SCAR(t_1, t_2))} \quad (6)$$

$$S(SCAR) = \sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (SCAR_i(t_1, t_2) - \frac{\sum_{i=1}^N SCAR_i(t_1, t_2)}{N})^2}$$

3. 異常交易量之衡量

異常交易量常隱含著市場流動性 (liquidity) 程度高低以及短期間交易的頻繁程度。本文採用 Harris and Gurel 之異常交易量率 (volume ratio) 的方法，來觀察異常交易量。首先，定義正常交易量率與事件期交易量率。本文採用宣告前 (-120,-31) 為估計期，利用各成分股交易量與市場投資組合 (交易所指數 Y9999 交易量) 日交易量資料，計算正常交易量率 NV_i (7) 式。 V_i : 估計期 (-120,-31) 之平均成分股交易量。 V_m : 估計期 (-120,-31) 之平均市場投資組合交易量。其次，將事件期的各成分股日交易量與市場投資組合 (交易所指數 Y9999 交易量) 日交易量相除，即可得出事件期交易量率 EV_{it} (8) 式。其中， V_{it} 為第 i 成分股在第 t 日之實際交易量。 V_{mt} 為市場投資組合在第 i 成分股第 t 日之實際交易量。

$$NV_i = \frac{V_i}{V_m} \quad (7)$$

$$EV_{it} = \frac{V_{it}}{V_{mt}} \quad (8)$$

接下來本文計算異常交易量率，將事件期交易量率 (EV_{it}) 除以正常交易量率 (NV_i) 再減去 1，可得出異常交易量率 VR_{it} (10) 式。若 $VR_{it} > 0$ ，表示事件期之交易量增加。 $VR_{it} = 0$ ，表示事件期之交易量不變。 $VR_{it} < 0$ ，表示事件期之交易量減少。平均異常交易量率 AVR_t (11) 式自然可以求出。其中， AVR_t 為選取之所有樣本在事件期第 t 日之平均異常交易量率。同樣的，累積平均異常交易量率 $CAVR_t$ (12) 式也可求出。

$$VR_{it} = \frac{EV_{it}}{NV_i} - 1 \quad (9)$$

$$AVR_t = \frac{\sum_{i=1}^N VR_{it}}{N} \quad (10)$$

$$CAVR(t_1, t_2) = \frac{\sum_{t_1}^{t_2} AVR_t}{N} \quad (11)$$

最後，檢驗平均異常交易量率（ AVR_t ）及累積平均異常交易量率（ $CAVR$ ）的統計顯著性。本文採 t 統計量檢定， $S(AVR)$ 為樣本標準差。 Q 為事件期由 t_1 日累加至 t_2 日的交易天數，如下所示：

$$t(AVR_t) = \frac{AVR_t}{S(AVR)} \quad (12)$$

$$t(CAVR) = \frac{CAVR}{S(AVR) \times \sqrt{Q}} \quad (13)$$

肆、實證結果：

透過臺灣新報資料庫的樣本資料，並藉由系統性的統計分析，對本文前段所發展的模式進行驗證。

表 2 臺灣 50 指數新增股宣告日之標準平均異常報酬率

Event Day	SAR	STD	t-value	SR	PERCENT>0
-10	0.319	0.683	1.618	1.378	58
-9	-0.142	0.879	-0.561	0.353	50
-8	0.134	1.244	0.374	0.275	42
-7	0.560	0.936	2.071*	1.843*	67
-6	-0.228	0.346	-2.278**	2.000**	33
-5	0.080	1.493	0.186	0.039	50
-4	0.194	0.972	0.69	0.510	58
-3	-0.486	0.955	-1.764	1.687	25
-2	-0.407	0.919	-1.533	1.294	33
-1	0.261	0.730	1.238	1.295	67
0	-0.017	1.112	-0.052	0.745	67
1	0.312	1.809	0.597	0.824	67
2	0.140	0.943	0.513	0.353	50
3	-0.068	0.813	-0.288	0.510	42
4	0.251	1.136	0.766	0.275	50
5	-0.478	1.015	-1.632	1.608	25
6	0.313	1.366	0.793	0.588	58
7	-0.233	1.411	-0.571	0.667	33
8	-0.263	0.924	-0.984	0.431	50
9	-0.053	1.364	-0.135	0.039	50
10	-0.436	1.381	-1.094	0.745	50
11	-0.517	0.775	-2.309**	1.843**	17
12	-0.144	1.347	-0.371	0.275	67
13	-0.464	0.932	-1.724	1.530	33
14	0.138	1.136	0.421	0.275	58
15	0.194	1.008	0.667	0.745	58
16	-0.518	0.861	-2.082*	1.530	42
17	-0.403	0.976	-1.432	1.294	25
18	-0.094	0.859	-0.379	0.431	42
19	0.088	0.620	0.493	0.431	58
20	-0.037	1.249	-0.104	0.588	58
21	0.098	0.825	0.411	0.353	58
22	0.163	0.724	0.781	0.510	58
23	-0.142	1.139	-0.431	0.196	50
24	-0.010	1.012	-0.034	-0.039	50
25	-0.158	0.813	-0.672	0.353	50
26	0.297	1.057	0.972	0.824	58
27	0.010	0.862	0.042	0.118	50
28	0.156	1.030	0.525	-0.039	50
29	-0.483	0.772	-2.170*	1.922*	17
30	0.280	0.619	1.569	1.294	75

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。SR 代表 Wilcoxon signed rank 統計量。

表 3 臺灣 50 指數剔除股宣告日之標準平均異常報酬率

Event Day	SAR	STD	t-value	SR	PERCENT>0
-10	0.112	0.529	0.7626	0.909	67
-9	-0.0255	0.637	-0.1444	0.140	67
-8	0.0983	1.01	0.351	0.349	58
-7	0.3273	0.68	1.7353	1.677	75
-6	0.1794	0.61	1.0595	0.489	50
-5	0.1524	0.961	0.5719	0.140	50
-4	0.4063	0.566	2.5887**	2.097**	75
-3	-0.3902	0.813	-1.7305	1.538	33
-2	-0.3957	0.778	-1.8344*	1.677*	25
-1	0.5314	1.053	1.82*	1.737*	75
0	0.0259	0.883	0.1059	0.120	50
1	-0.036	0.922	-0.1408	0.349	50
2	0.914	1.196	2.7548**	2.516**	92
3	0.094	0.731	0.464	0.280	58
4	0.1503	1.42	0.3817	0.559	67
5	-0.0027	0.78	-0.0126	-0.242	67
6	-0.76	1.24	-2.2101**	1.957**	25
7	-0.0592	1.362	-0.1566	0.280	50
8	0.5141	0.999	1.855*	1.677*	67
9	0.2715	1.35	0.725	0.140	42
10	0.258	1.359	0.6843	0.909	58
11	-0.3342	0.962	-1.2526	0.909	50
12	-0.4331	0.972	-1.6059	1.677	42
13	-0.5197	1.248	-1.5018	1.188	42
14	-0.1108	1.427	-0.28	0.280	58
15	-0.5482	1.504	-1.3138	1.258	33
16	-0.1957	1.002	-0.7044	0.839	42
17	-0.4539	0.951	-1.7209	1.328	50
18	0.0569	0.806	0.2545	0.489	33
19	-0.0813	1.282	-0.2285	0.280	50
20	0.4891	1.874	0.9408	0.210	42
21	-0.0502	1.481	-0.1222	0.629	42
22	-0.0943	0.959	-0.3546	0.489	67
23	0.3325	1.057	1.1347	1.328	83
24	0.0593	0.86	0.2488	0.027	50
25	-0.1647	0.627	-0.9473	1.258	33
26	-0.4777	0.603	-2.8562**	2.236**	25
27	0.0738	1.045	0.2546	0.280	67
28	0.2001	0.988	0.7304	0.769	75
29	0.2932	1.237	0.8549	0.699	75
30	-0.1693	1.05	-0.5815	0.419	42

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。SR 代表 Wilcoxon signed rank 統計量。

一、價格效果

表 2 與表 3 分別顯示臺灣 50 指數新增股與剔除股宣告日之標準平均異常報酬率。本文假定異常報酬率為常態分配，因此以有母數 t 統計量檢定作為理論基礎，但為了兼顧結論的穩健性，本文亦以無母數 Wilcoxon 符號等級檢定法來驗證，結果顯示兩者並無顯著不同。在宣告日當天，新增股與剔除股的異常報酬檢定分別為 -0.017 與 0.0259 且皆不顯著 ($t=-0.052$; $t=0.1059$)。圖 1 描繪新增股與剔除股樣本在事件期 ($-30\sim 30$) 日的累積異常報酬率。從圖中可以發現新增股與剔除股的樣本宣告幾乎皆為正的累積異常報酬率。

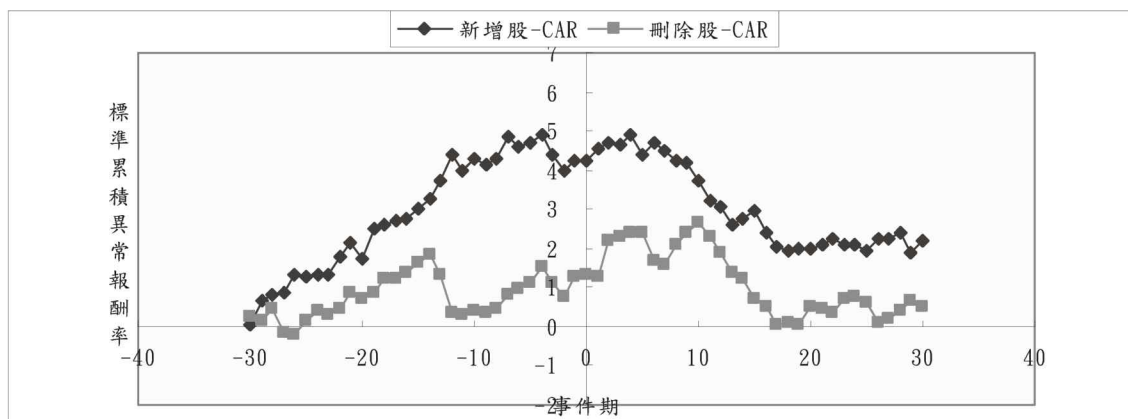


圖 1 事件期累積異常報酬率

Harris and Gurel、Dhillon and Johnson 等研究結果皆顯示不同期間之宣告效果會有所不同，顯示受大盤指數的趨勢影響頗大，受限於本文樣本期間不大，在不易分割的限制下，本文難以用期間來劃分比較，於是本文採用與目標樣本相匹配的兩組對照控制組（分別為新增控制組與剔除控制組）來做觀察與比較。控制組公司的選取順序主要依序以下列三點做為考量：1.相同產業。2.以上市公司為主。3.以宣告日當天市值差距在百分之二十以下者⁶。合乎三者標準者，以市值差距最小者優先考量。同時，控制組公司選取標準以市值小於新增（刪除）股公司為主，應可避免臺灣 50 之權值股入選因而產生偏誤的問題。

為了更深入探討，本文計算 12 個事件窗口的累積異常報酬率，進行 t 檢定，以瞭解各事件窗口的異常報酬率是否大於零。表 4 為標的股與控制股在事件日窗口之累積異常報酬率，在新增股的部分，事件期窗口 $(0,2)$ 、 $(0,4)$ 的累積報酬率

⁶ 對照控制組公司的選取標準乃參考 Barber and Lyon(1997)所制訂。其中建大、聲寶、遠百與聯電因限於上市的條件與龍頭產業市值相距稍大，為樣本選取上的限制。

為 0.423 與 0.618 顯著大於零 ($t=1.53$; $t=1.68$)，相對控制股在這兩個窗口呈現負的異常報酬率，但結果並不顯著。新增股在窗口 (3,12)、(3,22)、(8,12) 相對於控制股有顯著負的累積異常報酬率分別為 -1.62、-2.46、-1.41 ($t=-1.80$; $t=-1.99$; $t=-3.26$)。其他窗口雖多為正的累積報酬率，但都不顯著。

在剔除股的部分，在事件期窗口(12,22) 為顯著小於零的累積報酬率 -1.941 ($t=-1.916$)，相較於控制股，有顯著負的異常報酬。事件窗口(0,1)出現負的異常報酬 -0.01 ($t=-0.163$)，並不顯著。對照控制股同樣在(0,1)的事件窗口，出現正的顯著性累積異常報酬率 0.645 ($t=5.75$)，顯示剔除股在事件窗口(0,1)相對於市場有偏低的異常報酬。其他窗口剔除股與控制股並未有較明顯的比對。在事件宣告前的效果，大部分皆不明顯，只有新增股相對的控制股在事件期窗口(-1,0)有顯著為負的累積異常報酬率 -0.343 ($t=-3.16$)。對照新增股在事件期窗口(-1,0)有正的累積異常報酬率 0.244 雖不顯著 ($t=0.88$)，但相對於控制股仍有不錯的表現。

對於訊息內涵假說的檢驗，本文採用標的股與控制股在事件日 (-30~30) 超常報酬率的均數檢定，在 0.05 的顯著水準，P-value 分別為 0.92 與 0.105，沒有任何證據證實標的股與控制股有所差異。整體看來雖然沒有意味拒絕資訊假設，但結果對於臺灣 50 指數吐露特殊資訊感到懷疑。

表 4 標的股與控制股在事件日窗口之累積異常報酬率

事件日	新增股 N=12		控制股 N=12		刪除股 N=13		控制股 N=13	
	SCAR	t-value	SCAR	t-value	SCAR	t-value	SCAR	t-value
(-22,-3)	3.105	1.934**	1.067	0.616	0.854	0.567	-1.587	-1.181
(-12,-2)	0.266	0.203	1.327	0.906	-0.563	-0.433	-1.351	-1.375*
(-2,0)	-0.162	-0.280	-0.045	-0.094	0.162	0.201	0.111	0.215
(-2,2)	0.289	0.447	0.102	0.200	1.040	0.903	0.203	0.288
(-1,0)	0.244	0.880	-0.343	-3.16***	0.557	1.102	-0.033	-0.058
(0,1)	0.295	0.898	0.002	0.005	-0.010	-0.163	0.645	5.75***
(0,2)	0.434	1.528*	-0.078	-0.194	0.904	0.982	0.359	0.582
(0,4)	0.618	1.681*	-0.440	-0.919	1.148	1.320	0.329	0.561
(3,12)	-1.627	-1.803**	-0.549	-0.957	-0.301	-0.250	-1.816	-1.939**
(3,22)	-2.462	-1.992**	-0.062	-0.061	-1.809	-1.178	-2.566	-1.746*
(8,12)	-1.413	-3.26***	-0.085	-0.196	0.276	0.298	-1.457	-1.643*
(12,22)	-0.979	-1.124	0.434	0.516	-1.941	-1.916**	-1.584	-1.149

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

為了進一步觀察標的股與控制股在事件日窗口宣告效果的預測力，本文以宣告日前後兩天 (day -2 to +2) 的累積異常報酬率 CAR (-2,+2) 來衡量成分股變動的宣告效果與檢測不同區間的累積異常報酬率。本文以迴歸方法嘗試透過宣告期間 (5 天) 的累積異常報酬率，來預測宣告後 (10 天、20 天) 的股價表現。

$$CAR(+3,t)_i = \gamma_0 + \gamma_1 CAR(-2,+2)_i + \varepsilon_i \quad (17)$$

CAR(+3,t)_i: 第 i 事件在 t 時間內的累積異常報酬率，t=10 or t=20

表 5 在新增-控制股部分，宣告後十天的 CAR (3,12) 在新增股或控制股皆與 CAR (-2,2) 呈現顯著的負相關-0.472 與-0.599 (t=-1.567; t=-1.379)，顯示 CAR (-2,2) 越低，宣告後十天的股價報酬率也越不理想，兩者趨勢一致，顯示受到大盤影響因素頗重。宣告後二十天的 CAR (3,22) 與 CAR (-2,2)，無論在新增股或控制股都呈現不顯著的結果。顯示新增股與控制股在宣告時累積異常報酬率並不足以預測宣告後的累積異常報酬率，兩者並無顯著的相關性 (R²=0.016; R²=0.033)。

表 5 新增股與控制股宣告效果預測力分析

	新增股 (N=12)		控制股 (N=12)	
	CAR(3,12)	CAR(3,22)	CAR(3,12)	CAR(3,22)
γ ₀	-1.491	-2.337	-0.487	0.236
t-value	-2.397**	-2.306**	-0.645	0.222
γ ₁	-0.472	-0.198	-0.599	0.359
t-value	-1.567*	-0.404	-1.379*	0.588
R ²	0.197	0.016	0.160	0.033
F	2.457	0.163	1.901	0.345

*、**與*** 分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

表 6 在剔除股與控制股部分，宣告後十天的 CAR (3,12) 無論在新增股或控制股並無顯著的相關性 (R²=0.0001; R²=0.044)。在 CAR (3,22) 與 CAR (-2,2) 宣告效果的預測力分析只有在控制組呈現顯著的正相關 1.462 (t=1.639)，相對於剔除股，雖然在 CAR (3,12) 與 CAR (3,22) 皆呈現負值，但結果皆不顯著。綜合表 5 與表 6 的結果顯示除了新增股在 CAR (3,12) 能被宣告日窗口 CAR (-2,2) 所預期外，其他包含剔除股宣告時的效果皆不影響宣告後股價的效果。

表 6 剔除股與控制股宣告效果預測力分析

	剔除股 (N=13)		控制股 (N=13)	
	CAR(3,12)	CAR(3,22)	CAR(3,12)	CAR(3,22)
γ_0	-0.293	-1.662	-1.802	-2.512
t-value	-0.449	-1.929**	-1.792**	-1.588*
γ_1	-0.008	-0.232	0.385	1.462
t-value	-0.034	-0.781	0.678	1.639*
R^2	0.0001	0.053	0.044	0.212
F	0.001	0.610	0.460	2.688

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

在 Harris and Gurel 的實證驗證了最初價格的系統逆轉與解釋的資訊效果並不一致，本文採用價格壓力假說預測逆轉 (reversal) 的假設，檢定兩個樣本，第一個樣本是從第 2 日到 T 日的累積平均報酬與負的第 1 日的平均超額報酬兩者的 t 檢定，採用 Bayesian approach 和計算 Posterior odds ratio 區別以下兩個不同的假設的模型：

$$ER_{i1} = \mu_i + \varepsilon$$

$$CER_{iT} = \varphi_i + \eta_i$$

ER_{i1} 為第 i 支成分股在第 1 日平均異常報酬。

CER_{iT} 為第 i 支成分股在第 2 日到第 T 日的累積超常報酬。

$$\text{其中 } \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) ; \quad \eta_i \sim N(0, (T-1)\sigma^2) \quad (15)$$

$$H_0: \varphi_i = 0 \quad \text{對於所有的 } i \quad (\text{沒有逆轉})$$

$$H_1: \varphi_i = -u_i \quad \text{對於所有的 } i \quad (\text{完全逆轉}) \quad (16)$$

綜合表 7 與表 8 的結果，並沒有證據支持完全逆轉的假設，表 7 在 2 to T 日的累積超常報酬從第 7 日起開始為負，在 5%的顯著性水準，t 檢定拒絕完全逆轉的假設。其次，Posterior odds ratio 高達 7.23×10^2 ，持續到宣告後第 30 日。高的 Posterior odds ratio 並不支持完全逆轉的假設。表 8 在 2-T 日的累積超常報酬從第 13 日起開始為負，只有 2-2、2-3、2-9 日達 5%的顯著性水準，其他 2-T 日拒絕完全逆轉的假設。Posterior odds ratio 同樣並不支持完全逆轉的假設。間接並無證據支持價格壓力假說的假設。

二、累積異常交易量率 (CAVR)

表 9 與表 10 彙整包含新增股與剔除股的全體樣本在事件期 (t=-10~30) 各日的平均異常交易量等統計量。在新增股部分，宣告日的前 1 日與宣告後 1-6 日皆有顯著的異常交易量率，且平均百分比大於 50%，在正式實施日 t=10、11、12、14 等日也有顯著的異常交易量率。在剔除股部分，宣告後 4-6 日有顯著正的異常交易量率，在正式實施日 t=10、11、15 等日也有顯著正的異常交易量率。且百分比皆大於 50%。圖 2 描繪新增股與剔除股樣本在事件期的累積異常交易量率，本文可以從圖中發現新增股的量高於剔除股，且兩者的樣本宣告幾乎皆為正的累積異常交易量率。

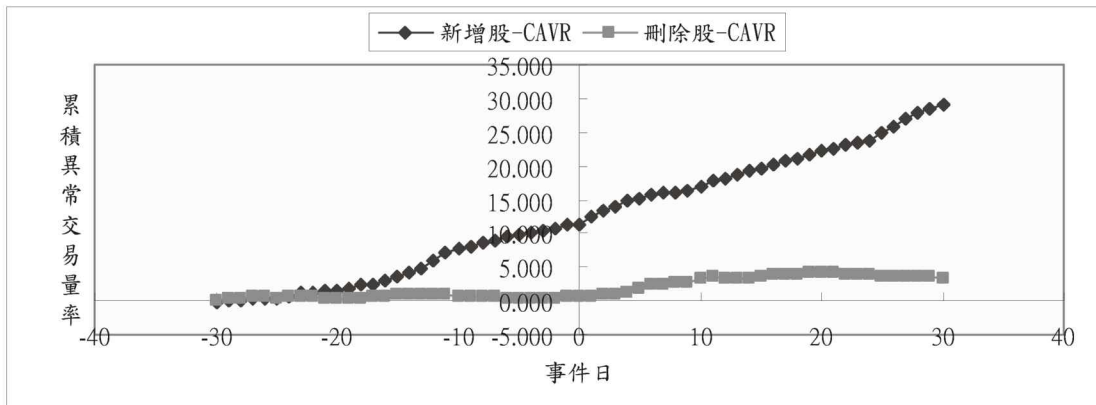


圖 2 事件期累積異常交易量率

表 7 臺灣 50 指數新增股事件日 (2 日到 T 日) 平均累積超常報酬率暨
第 1 日的平均報酬與負的累積平均報酬之檢定

2 to T	SCAR	STD	t	Posterior Odds Ratio	PERCENT>0
2	0.140	0.943	0.762	5.83×10^{26}	50
3	0.072	1.194	0.611	1.37×10^{24}	42
4	0.323	1.896	0.839	1.21×10^{23}	50
5	-0.155	1.906	0.206	2.47×10^{22}	50
6	0.158	2.307	0.554	4.73×10^{22}	50
7	-0.075	3.463	0.209	6.28×10^{21}	42
8	-0.338	2.797	0.027	5.53×10^{21}	42
9	-0.391	3.202	0.074	4.31×10^{20}	42
10	-0.827	2.688	0.550	1.38×10^{19}	50
11	-1.344	2.942	1.030	7.81×10^{18}	42
12	-1.488	2.874	1.194	2.03×10^{17}	25
13	-1.952	3.236	1.517	3.91×10^{15}	33
14	-1.814	3.685	1.254	8.77×10^{14}	42
15	-1.619	3.964	1.029	3.94×10^{11}	42
16	-2.137	3.808	1.479	5.01×10^{11}	42
17	-2.541	3.365	1.988*	2.43×10^9	33
18	-2.634	3.815	1.868*	1.20×10^9	25
19	-2.546	4.112	1.690	6.32×10^7	25
20	-2.584	5.075	1.431	8.02×10^7	25
21	-2.486	4.388	1.556	9.43×10^6	17
22	-2.323	4.306	1.466	4.22×10^6	25
23	-2.464	3.795	1.742*	7.04×10^5	17
24	-2.474	3.835	1.735	6.18×10^5	17
25	-2.632	4.344	1.672	4.25×10^4	25
26	-2.335	4.389	1.451	8.89×10^4	33
27	-2.325	4.922	1.306	4.63×10^3	33
28	-2.169	4.938	1.204	2.13×10^3	33
29	-2.652	4.577	1.612	4.31×10^3	25
30	-2.372	4.728	1.384	7.23×10^2	25

1.*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

2.STD 代表累積超常報酬的樣本標準差。

3.Posterior odds ratio 計算是資料在 H_0 與 H_1 的樣本概度比檢定，採用 diffuse prior 方法積分得到。

表 8 臺灣 50 指數剔除股事件日 (2 日到 T 日) 平均累積超常報酬率暨第 1 日的平均報酬與負的累積平均報酬之檢定

2 to T	SCAR	STD	t	Posterior Odds Ratio	PERCENT>0
2	0.951	1.242	2.152**	2.06×10^{31}	83
3	1.043	1.234	2.366**	7.49×10^{30}	83
4	1.136	2.011	1.772*	5.53×10^{39}	83
5	1.178	1.812	1.997*	6.71×10^{29}	83
6	0.389	2.068	0.621	6.18×10^{25}	67
7	0.293	2.489	0.406	6.68×10^{24}	75
8	0.796	2.121	1.205	8.95×10^{22}	75
9	1.103	1.552	2.120**	6.10×10^{22}	67
10	1.327	2.034	2.035*	0.63×10^{19}	83
11	1.078	2.079	1.638	8.78×10^{19}	75
12	0.535	2.058	0.844	5.78×10^{18}	58
13	-0.038	2.988	0.018	1.83×10^{17}	50
14	-0.203	3.291	0.182	5.10×10^{14}	58
15	-0.797	3.962	0.651	8.81×10^{11}	33
16	-0.988	3.897	0.823	3.36×10^{10}	33
17	-1.481	3.203	1.477	8.71×10^{10}	25
18	-1.366	2.811	1.535	2.87×10^9	33
19	-1.482	3.200	1.480	8.41×10^9	25
20	-0.996	2.748	1.144	4.28×10^9	33
21	-1.098	2.669	1.294	1.75×10^7	33
22	-1.217	2.947	1.312	9.76×10^7	33
23	-0.960	3.771	0.824	9.12×10^5	42
24	-0.848	3.578	0.764	5.84×10^4	42
25	-1.005	3.398	0.952	3.61×10^4	42
26	-1.552	3.657	1.370	9.21×10^3	33
27	-1.478	4.347	1.111	6.46×10^3	33
28	-1.273	4.430	0.941	4.65×10^2	42
29	-1.064	4.138	0.838	7.37×10	42
30	-1.314	4.040	1.059	2.53	42

1. *、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

2. t 代表兩樣本的均數檢定，一個是新增股 (剔除股) 在第 1 日的超常報酬和負的 2 日到 T 日累積平均報酬之 t 檢定，此檢定假設兩個樣本有不同的變異數，這些不同的 t 統計量是不獨立的。

表 9 臺灣 50 指數新增股宣告日之異常交易量率

Event Day	SAR	STD	t-value	PERCENT>0
-10	0.406	1.710	1.568*	67
-9	0.441	1.386	1.393*	58
-8	0.382	0.941	1.206	50
-7	0.462	1.204	1.459*	58
-6	0.541	1.210	1.711*	50
-5	0.173	1.083	0.548	33
-4	0.293	0.919	0.928	50
-3	0.320	1.055	1.010	42
-2	0.400	1.154	1.263	42
-1	0.497	1.320	1.571*	42
0	0.057	0.823	0.181	33
1	1.327	2.131	4.194***	67
2	0.865	1.603	2.735***	50
3	0.626	1.403	1.979**	58
4	0.635	1.405	2.008**	50
5	0.475	1.424	1.503*	42
6	0.433	1.092	1.369*	58
7	0.315	0.843	0.996	50
8	0.112	0.675	0.353	42
9	0.322	0.824	1.017	58
10	0.588	0.930	1.860**	75
11	0.857	1.519	2.708***	67
12	0.439	1.294	1.388*	42
13	0.340	0.778	1.074	67
14	0.731	1.339	2.311**	67
15	0.374	0.778	1.184	58
16	0.470	0.953	1.485*	58
17	0.496	1.154	1.567*	50
18	0.324	1.024	1.026	42
19	0.588	1.422	1.858	42
20	0.635	1.265	2.007**	50
21	0.378	0.997	1.194	50
22	0.553	1.709	1.748*	58
23	0.324	1.012	1.024	50
24	0.425	1.342	1.343	50
25	0.924	2.372	2.919***	42
26	0.908	2.206	2.871***	50
27	1.145	3.301	3.621***	50
28	1.133	3.115	3.581***	42
29	0.538	1.261	1.700**	75
30	0.647	1.266	2.046**	58

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

表 10 臺灣 50 指數剔除股宣告日之異常交易量率

Event Day	SAR	STD	t-value	PERCENT>0
-10	-0.126	0.517	-0.722	42
-9	-0.035	0.548	-0.201	42
-8	0.037	0.599	0.211	50
-7	-0.178	0.364	-1.022	25
-6	-0.257	0.422	-1.471*	33
-5	0.053	0.735	0.303	50
-4	0.102	0.512	0.583	50
-3	0.039	0.739	0.222	42
-2	-0.159	0.481	-0.914	33
-1	0.295	1.387	1.694*	42
0	0.029	1.030	0.167	33
1	0.118	1.088	0.678	33
2	0.157	1.027	0.900	42
3	0.124	0.898	0.712	42
4	0.344	0.813	1.974**	67
5	0.342	1.045	1.961**	50
6	0.660	1.513	3.786***	67
7	0.150	0.827	0.859	50
8	0.171	1.087	0.983	42
9	0.112	1.121	0.642	25
10	0.377	1.335	2.163**	50
11	0.277	0.897	1.588*	67
12	-0.107	0.561	-0.615	42
13	-0.048	0.535	-0.273	50
14	0.033	0.660	0.192	42
15	0.382	1.279	2.193**	67
16	0.063	0.871	0.361	42
17	0.176	0.929	1.008	33
18	0.030	0.681	0.172	50
19	0.201	1.634	1.150	42
20	-0.040	0.780	-0.230	33
21	-0.029	0.725	-0.167	33
22	-0.145	0.552	-0.833	42
23	-0.024	0.693	-0.140	50
24	-0.166	0.663	-0.950	33
25	-0.090	0.965	-0.516	25
26	-0.095	0.694	-0.544	25
27	0.022	0.786	0.125	42
28	-0.079	0.789	-0.455	33
29	0.086	0.693	0.494	33
30	-0.209	0.449	-1.200	17

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

為了更深入探討，本文分別計算如同表 3 等 12 個事件窗口的累積異常交易量率，進行 t 檢定，以瞭解各事件窗口的異常交易量率是否大於零。並將其結果彙整於表 11。

表 11 顯示在新增股部份，事件日窗口 (0,1) 累積異常交易量率為 1.384，並不顯著 (t=1.09)，事件日窗口 (-2,2)、(0,2)、(0,4)、(3,12)、(3,22)、(8,12)、(12,22) 之平均累積異常交易量率顯著，顯示事件宣告後，交易活動熱絡。同時本文發現事件期窗口在交易前兩天(-2,0)與事件期窗口(-12,-2)、(-22,-3)也都呈現顯著為正的平均累積異常交易量率 5.971 與 9.147 (t=5.056 與 6.37)。顯示宣告前 20 天仍有熱絡的交易活動。在剔除股部份，宣告前的事件日窗口並不顯著。在事件日窗口(0,2)、(0,4)、(3,12)、(3,22)、(8,12) 之平均累積異常交易量率顯著大於零，顯示事件宣告後，交易活動熱絡。

表 11 新增股與剔除股之累積異常交易量分析

事件日	新增股 (N=12)		刪除股 (N=13)	
	CAVR	t-value	CAVR	t-value
(-22,-3)	9.147	6.370***	-0.079	-0.135
(-12,-2)	5.971	5.056***	-0.556	-1.242
(-2,0)	0.954	2.384**	0.165	0.417
(-2,2)	3.146	2.903*	0.440	1.170
(-1,0)	0.554	1.260	0.325	1.219
(0,1)	1.384	1.090	0.148	1.655
(0,2)	2.249	2.021*	0.304	2.684**
(0,4)	3.511	3.42***	0.773	2.977**
(3,12)	4.802	7.287***	2.451	3.767***
(3,22)	9.691	12.618***	3.074	3.441***
(8,12)	2.317	3.695***	0.830	2.025**
(12,22)	5.327	12.273***	0.516	1.012

*、**與***分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

接著，本文檢定宣告日的異常報酬率與異常交易量率之間的關係，檢驗不完全替代假說。定義 RETURN 為宣告日的異常報酬率；ABADAVR 為宣告日的異常交易量率；USAVR 為大盤交易量率。嘗試以 Shleifer (1986) 的擴展張模型做橫截面迴歸檢驗。

$$\text{RETURN(新增股)} = 0.0756(0.219) + 0.2412(0.4374) \text{ABADAVR} - 0.8334(-1.043) \text{USAVR} \quad (18)$$

$$R^2 = 0.1158 \quad N = 12$$

$$\text{RETURN(剔除股)} = -0.045(-0.2203) + 0.4376(2.133) \text{ABADAVR} + 0.734(1.982) \text{USAVR} \quad (19)$$

$$R^2 = 0.433647 \quad N = 13$$

(18) 式顯示新增股 ABADAVR 的係數為正值 0.2412 卻不顯著 ($t=0.4374$)，USAVR 的係數為負值也同樣不顯著 ($t=-1.043$)。顯示 RETURNR 與 ABADAVR 呈正相關，與 USAVR 呈負相關卻都不顯著。(19) 式剔除股 ABADAVR 的係數為正值 0.4376，在 90% 的信賴區間顯著 ($t=2.133$)，USAVR 的係數為正值 0.734，在 90% 的信賴區間顯著 ($t=1.982$)。顯示一般交易量率也同時與報酬正相關。這兩個結果與上述的分析是一致的，在此，大體上本文沒有充分證據支持不完全替代假說。

伍、結論

指數股票型基金 (Exchange Traded Fund, ETF) 正式名稱為「指數股票型證券投資信託基金」，是一種追蹤標的指數之變化且在證券交易所上市交易之基金，兼具股票、開放式指數基金及封閉式指數基金之特色。在全球的金融市場，除了美國之外，ETF 目前也以極快的速度在全球其他地區發展開來，包括加拿大、香港、德國、荷蘭、瑞士、義大利、英國、日本、新加坡、韓國、澳洲與臺灣等國都有買賣 ETF 商品。臺灣 50 指數 ETF 成為目前最新、最有潛力的金融工具，涵蓋有效的投資與避險功能，並作為基金投資績效之評量標準，不僅可供開發 ETF、指數基金及各種店頭市場的指數連動金融商品，可提供臺灣期貨交易所開發指數期貨、指數選擇權等相關商品。

近年來有許多研究者對研究股票指數修訂所造成的影響感到有興趣，從 S&P 500 指數、道瓊指數 (Dow Jones Index)、加拿大的 TSE300、義大利的 MIB30、德國的 DAX100 等。然而，這些不同指數的實證結果往往具有相當大的差異。但

這些研究有一個共通的結論：被編入指數的股票相對優於市場。本文將焦點放在臺灣 50 指數成分股編制的特性下，成分股編制修訂的事件宣告後，是否存在顯著的異常報酬與異常交易量，其宣告效果是否符合本文預設的研究假說。

實證結果顯示，如表 2 與表 3 所示，在宣告日當天的平均異常報酬率無論是新增股或是刪除股都不顯著，表 4 在事件日窗口 (0, 1) 的累積異常報酬率無論是新增股或是刪除股也都顯示不顯著，新增股在窗口 (-22, -3) 的累積異常報酬率呈現顯著性，刪除股在宣告日之前的各個窗口則都呈現不顯著。本文於前言曾詳細說明臺灣 50 指數成分股調整之規則，換句話說，有心的投資人或投資機構可以經由市值排名與新上市總市值排名預知成分股調整內容。從這個角度來看，其影響是有先期反映的現象，這種先期反映的現象，也間接透露出臺灣 50 指數成分股調整並無顯示特殊訊息內涵，此種特性與臺灣 50 指數成分股調整規則公開且透明化的特性不謀而合。

在前面的章節裡，本文採用標的股與控制股兩者的均數檢定，驗證指數修訂後（新增或剔除），標的股與控制股的超常報酬率是否有所差異，實證結果是沒有任何證據證實標的股與控制股有所差異。整體看來雖然沒有拒絕資訊假設，但結果對於臺灣 50 指數吐露特殊資訊感到懷疑。另外，無論在新增股或刪除股部分實證結果間接並無證據支持價格壓力假說的假設。

在模型異常交易量率的檢定，實證顯示，新增股在事件宣告後六週仍具有顯著正的異常交易量率，且平均百分比大於 50%，顯示新增股在宣告日後持續有正的累積異常交易量率（圖 2 所示）。在剔除股部分，宣告日後 4-6 日有顯著正的異常交易量率，在宣告日後兩週內仍有顯著正的異常交易量率，三週後開始有負的累積異常交易量率。顯示成交量率有萎縮的跡象（圖 2 亦可觀察出）。在新增股宣告後交易的第一天，交易量就大幅的增加，顯示需求的移動，同時，價格呈現較不顯著的增加。本文嘗試以 Shleifer 的擴展張模型做橫段面迴歸檢驗。結果發現新增股的 RETURNR 與 ABADAV 呈正相關，與 USAVR 呈負相關（雖然符合本文假設的關係），卻皆不顯著。剔除股的 RETURNR 與 ABADAV、USAVR 呈正相關，在 90% 的信賴區間顯著，顯示一般交易量率也同時與報酬正相關。這兩個結果與上述的分析是一致的，在此，大體上本文沒有充分證據支持不完全替代假說的假設（股票需求曲線斜率為負的假設）。

在檢驗兩者的異常報酬率是否有所差異的同時，結論亦顯示並沒有充分證據支持流動成本 LCH 假說。從另一個觀點來看，由於臺灣 50 指數的成分股納入是以其市值大小為主要依據，因此，納入指數的公司幾乎都是具高知名度的大公司，絕非未具知名度的小公司。

解讀本研究之發現與成果應立基於以下事實之限制。雖然本研究在研究過程中已力求周延，但仍受限於每季臺灣 50 成分股遴選的規則，以致成分股異動較少，導致宣告事件之樣本較少，建議後續的研究者若能拉長研究期間，使樣本數增加，統計結果將更具說服力。

本文主要架構以臺灣 50 指數為例，並根據臺灣 50 指數編制有別於其他指數特性（包含成分股透明、固定與修正規則公開）的角度，對臺灣 50 指數新增（刪除）成分股的宣告效果進行一系列的實證分析，與過去文獻相較，呈現出最大不同的訊息在於並非所有指數成分股異動時，都具有資訊內涵效果。本文實證結果顯示檢測各種假說皆無證據支持，更支持本文的論點，這是本文最大的貢獻。

最後，本文相信未來將有更多臺灣 50 指數 ETF 周邊相關的衍生性金融商品出現，這些股價與成交量所衍生模型所產生的不同效果，勢必將影響投資人所持有的投資組合與相對應的投資策略，本文期待可以提供政府主管機關與相關部門在制訂投資政策與發展金融商品的參考依據。期待對上市公司、交易所、證券商與投資人而言均帶來各種商機與利益，最終能協助擴大投資市場規模和促進經濟成長。未來的研究應可針對不同國家相同編制原則與方法的指數修訂進行比較性的綜合分析，這是本文關心與期待後續發展的方向。

參考文獻

- Lynch, Anthony W. and Mendenhall, Richard R. (1997), "New Evidence on Stock Price Effect Associated with Changes in the S&P 500 Index." *The Journal of Business*, 70, 3, 351-383.
- Shleifer, Andrei (1986), "Do Demand Curves for Stocks Slope Down." *The Journal of Finance*, Xli, 3, 579-590.
- Barber, Bard M. and John D. Lyon (1997), "Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics." *Journal of Financial Economics*, 43, 341-372.
- Barontini, R. and Rigamonti, S. (2000), "Stock Index Futures and the Effect on Cash Market in Italy: Evidence from Change in INdex." Composition, working paper.
- Beneish, M. D. and Gardner, J. C. (1995), "Information costs and liquidity effects from change in the Dow Jones Industrial Average list." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30, 1, 135-157.
- Chung, R. and Kryzanowski, L. (1998), "Are the market effects associated with revisions to the TSE300 index robust?" *Multinational Finance Journal*, 2, 1, 1-36.
- Deiningner, C., Kaserer, C., and Roos, S. (2000), "Stock price effects associated with index replacement in Germany." working paper.
- Dianek, Denis; Mcconnell, John J.; Ovtchinnikov, Alexei V.; and Yun Yu (2003), "S&P 500 Index Additions and Earnings Expectation." *The Journal of Finance*, 3, 5, 1821-1840.
- Dhillon, U. and Johnson, H. (1991), "Changes in the Standard and Poor's 500 lists." *Journal of Business*, 64, 75-85.
- Erwin, G. R. and Miller, J.M. (1998), "The Liquidity Effect Associated with Addition of a stock to the S&P500 Index: Evidence from Bid/ask Spreads." *The Financial Review*, 33, 131-146.
- Harris, L. and Gurel, E. (1986), "Price and Volume Effects associated with Changes in the S&P 500 list: new Evidence for the Existence of Price Pressures." *Journal of Finance*, 41, 815-829.
- Lamoureux; Christopher, G.; and Wansley, James W. (1987), "Market Affects of Changes in the Standard & Poor's 500 Index." *Financial Review*, 22, 1, 53-69.
- Khelifa Mazouz (2004), "The effect of CBOE option listing on the volatility of NYSE trade stock: A time-varying variance approach." *Journal of Empirical Finance*, 11, 695-708.
- Shleifer, A. (1986), "Do Demand Curves for Stocks Slope Down?" *Journal of Finance*, 41, 579-590.
- Woolridge, J. Randall and Ghosh Chinmoy (1986), "Institutional Trading and Security Prices: The Case of Changes in the Composition of the S&P 500 Index" *Journal of Financial Research*, 9, 1, 13-24.