研究發展支出增加、股票報酬與經營績效 以及資訊內涵

R&D INCREASES, STOCK RETURNS AND OPERATING PERFORMANCE, AND INFORMATION CONTENT

劉榮芳

嶺東科技大學財政系講師 林益倍*

朝陽科技大學財金系副教授

葉怡伶

朝陽科技大學財金系碩士

Jung-Fang Liu

Lecturer, Department of Public Finance Ling-Tung University

Yih-Bey Lin

Associate Professor, Department of Finance Chaoyang University of Technology

Yi-Ling Yeh

Master, Department of Finance Chaoyang University of Technology

摘要

本文探討「研究發展(R&D)支出增加」對台灣上市公司股票報酬與經營績效的影響,以及股票市場對「R&D支出增加」訊息的反應,藉以了解股票價格的資訊內涵與訊息揭露。為達此目的,我們建構一個資產市場模型,據此發展出待驗證的假說與建立實證模型。並利用「日曆時間法」探討 R&D 支出增加後該公司是否存在

Email: yblin@cyut.edu.tw

^{*}通訊作者,地址:413 台中市霧峰區吉峰東路 168 號,電話:(04)2332-3000 轉 7092

著股票異常報酬與異常經營績效。研究結果顯示,「R&D 支出增加」對股票報酬不存在長期效果,而公司經營績效對「R&D 支出增加」大多呈顯著為負的異常反應。因此,「R&D 支出增加」可能不是一項有利的投資活動。本文亦發現,股票市場能及時吸收「R&D 支出增加」價值的資訊,並反應於股價系統之中。

關鍵字:訊息揭露、R&D 支出增加、股票報酬、經營績效、日曆時間法

ABSTRACT

In order to better understand the informational content of prices and the speed of the information revealed, this paper investigates the stock returns and operating performance of firms following research and development (R&D) increases. We construct an asset market model, pursuant to which the development of hypotheses and the creation of empirical models. We use Calendar-time approach to discuss whether there exist abnormal stock returns and abnormal operating performance. The empirical results suggest that R&D increases might not be a beneficial investment activity, and the value of R&D increases decline reflecting the fact that information is gradually incorporated into stock price system.

Keywords: Information revelation, R&D increases, Stock returns, Operating performance, Calendar-time approach

壹、導論

近年來台灣的研究發展(Research and Development, R&D)支出快速增加,R&D 支出占 GDP 比重由 1990 年的 1.66%提高到 2000 年的 2.05%,至 2008 年,R&D 支出金額達到新台幣 3,514 億元,R&D 支出占 GDP 比重更提高到 2.77%。但由於「R&D 支出增加」的投資活動具有無形資產的特性,即使觀察到某家公司的 R&D 利益,也不能類推到另一家公司的 R&D 價值(Daniel & Titman, 2006)。因此,R&D 投資對未來該公司的經濟效益難以估計。R&D 投資實攸關該公司的未來發展,故本文欲探討「R&D 支出增加」對公司股票報酬和經營績效的影響,以提供公司管理階層與投資人決策的參考。

傳統效率市場假說(Efficient Market Hypothesis,EMH)認為,由於市場會迅速且正確的反應公開資訊,投資人無法藉由此公開資訊而獲利。然而,部份文獻(Lakonishok,Shleifer, & Vishny, 1994;Loughran & Ritter, 1995;Eberhart & Siddique, 2002;Eberhart, Maxwell, & Siddique, 2004)卻發現,股票市場反應「某一公司事件發生」資訊的速度,並不如 EMH 所預測般的迅速。Grossman and Stiglitz(1980)指出:「若資訊的取得需要成本,則價格無法完全反應現有資訊,否則花錢取得資訊者得不到應得的報酬。」即說明了在市場反應資訊不可能有效率的情況下,部分投資人才願意花費成本(取得資訊的成本),以獲取異常報酬。

關於 R&D 支出對公司價值影響的實證文獻, Chan, Martin, and Kensinger (1990))與 Sundaram, John, and John (1996)檢驗上市公司「R&D 支出增加」的股價宣告效 果。而 Hall (1993) 分析投資人對於公司長、短期 R&D 投入的心理反應。Aboody and Lev (2000) 則以資訊不對稱的觀點,研究「R&D 支出增加」是否存在內線交易的資 訊。Eberhart et al. (2004)探討「R&D 支出增加」後該公司是否存在長期的股票異常 報酬。藍宇文、黃子晉與張力(2009)利用實質選擇權理論探討企業進行 R&D 的價 值。林益倍與謝雅宇(2010)則以「自由現金流量假說」解釋企業管理階層是否會利 用 R&D 支出增加來追求其本身的私利,與 R&D 異常支出是否會影響該公司的股票報 酬。另外,Chen, Bin, Puclik, and Hsu(2010)探討台灣股票上市公司 R&D 支出增加 後財務結構對其股票報酬的影響。在上述文獻中,投資人的心理反應、資訊不對稱的 觀點、是否存在內線交易、股價表現以及 R&D 的價值等,可與本文實證結果相連結 與比較,期望讀著可對 R&D 的相關議題有更多的了解。Hall(1993)認為 R&D 支出 被視為公司的長期投資,而投資人相對較為短視近利,因此對 R&D 投入後的績效表 現較為悲觀。然而, Eberhart et al. (2004)卻指出,「R&D支出增加」後該公司會有 顯著為正的股票異常報酬及經營績效,但市場對此投資活動的資訊卻反應緩慢。因此 ,「R&D 支出增加」後對公司的股票報酬和經營績效會產生什麼效果,以及市場對「 R&D 支出增加 | 資訊的反應為何,這些議題在文獻上仍未獲得一致的結論,值得進一 步探討。

本研究主要目的是從股票報酬和公司經營績效的角度,探討「R&D 支出增加」是否為一項能增加公司價值的投資活動,並觀察股票市場對此投資活動的資訊之反應是否有效率。為達此研究目的,我們首先根據 R&D 投資活動具無形資產的特性,在「R&D 支出增加的價值包含兩個隨機來源」的假設下,建構一個資產市場模型,據此發展出待驗證的假說,並建立實證模型。其次,為避免依「事件時間法(Event-time Approach)」所建構之資產組合,會產生橫斷面高度依賴,在檢定時可能產生偏誤的問題,本研究以「日曆時間法(Calendar-time Approach)」所建構的資產組合,來探討 R&D 支出增

加後股票是否存在著異常報酬。再者,我們以「R&D 支出增加」公司的股票報酬率與其配對公司的股票報酬率差異之變異數變動,來檢測股票市場對於「R&D 支出增加」價值的資訊反應(Informativeness)。最後,我們蒐集 1988 年至 2008 年台灣上市公司股票報酬與 R&D 支出的相關資料,篩選出符合「R&D 支出增加」條件的樣本公司,並將其區分為「高科技」與「低科技」公司、「高成長」與「低成長」公司、「完整年度」與「2000 年後」樣本、以及「全體樣本」與「重疊調整樣本」等群組,探討「R&D 支出增加」對股票報酬和公司經營績效的影響,以及股票市場對「R&D 支出增加」訊息的反應。

因為本文研究期間是 1988~2008 年,其間 2000 年除了正值台、美等國總統大選等政治環境轉變外,網路泡沫破滅使得美國採大幅降息,欲藉刺激房市發展抵消其對經濟的衝擊,但卻引發數年後的次級房貸、金融海嘯…,成為國際股市揮之不去的陰影。而台灣股市與國際股市的連結相當密切,因此本文進一步以 2000 年為分隔點,探討「研究發展(R&D)支出增加」對台灣上市公司股票報酬與經營績效的影響時,是否受到上述因素的衝擊。

研究結果顯示,相對於 R&D 支出增加為零的公司,「R&D 支出增加」對該公司股票報酬不存在長期效果,顯示市場能有效吸收「R&D 支出增加」的公開資訊。就公司的經營績效而言,「高科技」、「低科技」、「高成長」與「低成長」公司等群組,皆於 2000 年後大多呈顯著為負的異常效果。因此,「R&D 支出增加」對公司而言可能不是一項有利的投資活動。此實證結果有別於 Eberhart et al.(2004),較接近 Hall(1993)的看法,即台灣股市投資人較關心公司的短期投資,對於不確定性較高的 R&D 投資之績效則較為悲觀(Hall,1993)。或是,一家公司增加其 R&D 支出時,可能引發其競爭廠商亦採取相同的策略,導致在相同產業中競相從事同一類型研發活動,進而影響該研發活動未來的獲利性。在資訊傳遞方面,當「R&D 支出增加」價值的資訊被逐漸揭露時,股票報酬率的波動度變化較為和緩,當「R&D 支出增加」價值的資訊完全被揭露後,股票報酬率波動度的變化會轉趨劇烈。

本研究貢獻有以下三點:(i)根據 Kyle(1985),本文發展出一個資產市場模型,以做為探討「R&D 支出增加」的價值與訊息傳遞之理論基礎。不同於 Kyle(1985)的模型,本文假設「R&D 支出增加」的價值包含兩個隨機部分,並導出「R&D 支出增加」價值的訊息,其波動會收斂到某一分配函數,且得到一些深具實證意涵的均衡性質 ¹;(ii)有別於先前相關的文獻,本文發現「R&D 支出增加」可能不是一項對公司價值有利的投資。由於使用台灣資料與美國資料不同,造成結果上的差異,實證結果差異原因可能如上一段所言:「台灣股市投資人較關心公司的短期投資,對於不確定

性較高的 R&D 投資之績效則較為悲觀。或是,一家公司增加其 R&D 支出時,可能引發其競爭廠商亦採取相同的策略,導致在相同產業中競相從事同一類型研發活動,進而影響該研發活動未來的獲利性。」;(iii)不同於 Eberhart et al. (2004),本文發現,即使在「R&D 支出增加」後股票出現長期顯著的異常報酬,市場仍可能具有效率 2 。

本文架構如下,第壹節說明研究背景、動機、目的、方法與研究結果。第貳節建立理論模型,藉以發展出待驗證假說。第參節根據本文所建立的理論架構,設定實證模型。第肆節分析樣本資料,並針對待驗證假說進行檢定。第伍節提出本研究之結論。

貳、理論模型

本節首先建構一個資產市場模型,以做為後續探討的理論基礎。類似於 Kyle(1985)的設定,本模型假設市場參與者包含少數內部關係人與眾多小型外部交易者。而「R&D 支出增加」的價值包含兩個隨機部份:一是具訊息優勢的內部關係人確實掌握R&D 支出增加的真實價值,但不具訊息優勢的外部交易者僅僅知道其期望值的部份;另一為即使具訊息優勢的內部關係人也無法獲知,但隨時間的經過會逐漸顯現的部份。亦即,我們將「R&D 支出增加」的價值(\tilde{v})設定為:

$$\tilde{\mathbf{v}} = \tilde{\boldsymbol{\theta}} + \tilde{\boldsymbol{\epsilon}} \tag{1}$$

其中, $\tilde{\theta}$ 服從期望值為 θ_0 ,變異數為 σ_θ^2 的常態分配; $\tilde{\epsilon}$ 亦服從常態分配,其期望值與變異數分別為 0 與 σ_ϵ^2 。因此「R&D 支出增加」的價值 $\tilde{\nu}$ 服從期望值為 θ_0 ,變異數為 σ_v^2 的常態分配,其中 $\sigma_v^2 = \sigma_\theta^2 + \sigma_\epsilon^2$ 。模型中有兩群人,一為少數具訊息優勢的「內部關係人」,他們知道 $\tilde{\theta} = \theta$,其股票交易數量為 \tilde{x} ,價格為 \tilde{p} ;另一為眾多不具訊息優勢的「外部交易者」,他們只知道 $\tilde{\theta}$ 的期望值(θ_0),其股票交易數量為 \tilde{u} , $\tilde{u} \sim N(0, \sigma_u^2)$ 。我們假設 \tilde{u} 與 $\tilde{\nu}$ 獨立,因此 $Cov(\tilde{u}, \tilde{\nu}) = 0$ 。

假設股票交易在某一段時間內連續發生,交易發生的始點為 t_0 ,終點為 t_N 。該段時間內有 N 次交易發生,第 n 次 (n = 1, 2, ..., N) 交易的發生時間為 t_n ,0 = $t_0 < t_1 < ...$ $< t_N$ 。其次,我們設定 $\tilde{u}(t)$ 為一布朗運動隨機過程(Brownian Motion Process),其瞬時變異數為 σ_u^2 ,並設定 $\tilde{u}_n = \tilde{u}(t_n)$, $\Delta \tilde{u}_n = \tilde{u}_n - \tilde{u}_{n-1}$ 以及 $\Delta t_n = t_n - t_{n-1}$ 。因此 $\Delta \tilde{u}_n \sim N(0, \sigma_u^2 \Delta t_n)$ 。另外,我們設定 $\Delta \tilde{x}_n = \tilde{x}_n - \tilde{x}_{n-1}$ 以及 \tilde{p}_n 表示第 n 次交易時的市場結清價格,則第 n 次股票交易的交易量函數 (\tilde{x}_n) 與價格函數 (\tilde{p}_n) 分別為:

$$\tilde{\mathbf{x}}_{n} = \mathbf{X}_{n} \left(\tilde{\mathbf{p}}_{1}, \dots, \tilde{\mathbf{p}}_{n-1}, \boldsymbol{\theta} \right) \tag{2}$$

$$\tilde{\mathbf{p}}_{\mathbf{n}} = \mathbf{P}_{\mathbf{n}} \left(\tilde{\mathbf{x}}_{1} + \tilde{\mathbf{u}}_{1}, \cdots, \tilde{\mathbf{x}}_{n} + \tilde{\mathbf{u}}_{n} \right) \tag{3}$$

n = 1, 2, ..., N.

上述表示內部關係人第 n 次的股票交易數量為 $\tilde{\mathbf{x}}_n$,由他們所觀察到的「R&D 支出增加」價值(θ),與過去各期市場結清價格($p_1,...,p_{n-1}$)共同決定,而市場價格 \tilde{p}_n 則由過去各期市場的交易量($\tilde{\mathbf{x}}_1+\tilde{\mathbf{u}}_1,...,\tilde{\mathbf{x}}_n+\tilde{\mathbf{u}}_n$)決定。我們以向量函數表示如下:

$$X = (\tilde{x}_1, \tilde{x}_2, \dots, \tilde{x}_N) \tag{4}$$

$$P = (\tilde{p}_1, \tilde{p}_2, \dots, \tilde{p}_N) \tag{5}$$

其中,X 是內部關係人的交易策略組合,P 是市場價格函數。而內部關係人第 n 次的交易利潤($\tilde{\pi}_n$)為:

$$\tilde{\pi}_{n} = \sum_{k=n}^{N} (\tilde{v} - \tilde{p}_{k}) \tilde{x}_{k} \tag{6}$$

一、均衡

本研究所設定的股票市場連續交易模型的均衡,為一具訊息優勢的內部關係人的 股票交易策略與市場定價法則之組合(X,P),此均衡須滿足以下兩個條件:

$$E\left[\tilde{\pi}(X,P)\middle|\tilde{p}_{1},\cdots,\tilde{p}_{n-1},\tilde{\theta}\right] \geq E\left[\tilde{\pi}(X',P)\middle|\tilde{p}_{1},\cdots,\tilde{p}_{n-1},\tilde{\theta}\right] \tag{7}$$

$$\tilde{p}_n = E\left[\tilde{v}\middle|\tilde{x}_1 + \tilde{u}_1, \dots, \tilde{x}_n + \tilde{u}_n\right] \tag{8}$$

若此時存在一個遞迴線性均衡(Recursive Linear Equilibrium),它會滿足下列性質:

$$\Delta \tilde{\mathbf{x}}_{n} = \beta_{n} \left(\tilde{\boldsymbol{\theta}} - \tilde{\mathbf{p}}_{n-1} \right) \Delta \mathbf{t}_{n} \tag{9}$$

$$\Delta \tilde{p}_{n} = \lambda_{n} \left(\Delta \tilde{x}_{n} + \Delta \tilde{u}_{n} \right) \tag{10}$$

$$E\left[\tilde{\pi}_{n}\middle|\tilde{p}_{1},\cdots,\tilde{p}_{n-1},\theta\right] = \alpha_{n-1}\left(\theta-\tilde{p}_{n-1}\right)^{2} + \delta_{n-1} \tag{11}$$

其中

$$\alpha_{\scriptscriptstyle n\text{-}1} = \frac{1}{4\alpha_{\scriptscriptstyle n} \left(1\text{-}\;\alpha_{\scriptscriptstyle n}\lambda_{\scriptscriptstyle n}\right)}\;\; ,\;\; \delta_{\scriptscriptstyle n\text{-}1} = \delta_{\scriptscriptstyle n} + \,\alpha_{\scriptscriptstyle n}\;\lambda_{\scriptscriptstyle n}^2\;\sigma_{\scriptscriptstyle u}^{\;2}\Delta t_{\scriptscriptstyle n}\;\; ,\;\;\; \beta_{\scriptscriptstyle n}\Delta t_{\scriptscriptstyle n} = \frac{1\,\text{-}\;2\;\alpha_{\scriptscriptstyle n}\;\lambda_{\scriptscriptstyle n}}{2\;\lambda_{\scriptscriptstyle n} \left(1\text{-}\;\alpha_{\scriptscriptstyle n}\;\lambda_{\scriptscriptstyle n}\right)}\;, \label{eq:alpha_n_n_n}$$

$$\lambda_n = \frac{\beta_n \sigma_n^2}{\sigma_n^2}$$
,以及 $\sigma_{\theta}^2(n) = (1 - \beta_n \lambda_n \Delta t_n) \sigma_{\theta}^2(n-1)$ 。(均衡的證明請參閱附錄)

二、均衡的性質

根據上述股票市場連續交易模型的均衡,可推得以下兩個具實證意涵的均衡性 質:

性質 1.衡量價格資訊性(Informativeness)的參數(σ_n^2)呈遞減趨勢,顯示「R&D 支出增加」價值的訊息會逐漸融入市場價格系統,亦即,具訊息優勢的內部關係人所掌握的訊息會逐漸在市場上被揭露。

【證明】:

$$\begin{split} \sigma_n^{\ 2} &= \sigma_\theta^{\ 2}(n) + \sigma_\epsilon^{\ 2} \\ &= (1 \text{-} \beta_n \ \lambda_n \ \Delta t_n) \ \sigma_\theta^{\ 2} \ (n \text{-} 1) + \sigma_\epsilon^{\ 2} \\ &= \sigma_\theta^{\ 2}(n \text{-} 1) \text{-} \ \beta_n \ \lambda_n \ \Delta t_n \sigma_\theta^{\ 2} \ (n \text{-} 1) + \sigma_\epsilon^{\ 2} \\ &= \sigma_{n \text{-} 1}^{\ 2} \text{-} \ \beta_n \ \lambda_n \ \Delta t_n \ \sigma_\theta^{\ 2} \ (n \text{-} 1) \ \ (\ \because \sigma_\theta^{\ 2}(n \text{-} 1) + \sigma_\epsilon^{\ 2} = \sigma_{n \text{-} 1}^{\ 2}) \\ &\therefore \ \beta_n \ \lambda_n \ \Delta t_n \ \sigma_\theta^{\ 2} \ (n \text{-} 1) > 0 \\ &\therefore \ \sigma_n^{\ 2} < \sigma_{n \text{-} 1}^{\ 2} \end{split}$$

性質 2.由於「R&D 支出增加」價值的資訊逐漸被揭露於價格系統中,市場對「R&D 支出增加」資訊的反應速度呈遞減趨勢。因此,當「R&D 支出增加」對公司 而言是一項有利的投資時,「R&D 支出增加」會增加該公司的價值,此時,即 使其股票出現長期為正的異常報酬,市場仍然具有效率。

【證明】:

假設
$$\tilde{\theta} > \tilde{p}_{n-1}$$
,則 $\Delta \tilde{x}_n > 0$ (訊息逐漸被揭露於市場)
$$\Rightarrow \Delta \tilde{p}_n > 0 \; (存在顯著為正的股票異常報酬)$$

然而,在「R&D 支出增加」的情況下,雖然存在顯著為正的股票異常報酬,但依 照本模型的第二均衡條件(即式(8)),效率市場假說仍然成立。

由以上兩個均衡性質得知,當「R&D支出增加」為對公司有利的一項投資(能增加公司價值)時,其部份訊息會隨著股票交易次數的增加而逐漸被揭露於市場,此時,即使「R&D支出增加」的公司其長期股票異常報酬為正,市場仍可能具有效率,亦即,EMH 仍然無法被拒絕。本研究即以此均衡性質為基礎,建構後續的待驗證假說,並進行相關的實證分析。

參、實證方法

一、待驗證假說

根據前一節理論模型的均衡性質,我們建立以下三個待驗證假說:

假說 1:「R&D 支出增加」是一項能增加公司價值的投資,即「R&D 支出增加」 後該公司具有長期為正的股票異常報酬。

假說 2:「R&D 支出增加」是一項對公司經營績效有利的投資,即「R&D 支出增加」後該公司具有長期為正的異常經營績效。

假說 3:「R&D 支出增加」價值的訊息,可有效(及時)被揭露於股票市場中。 因此,即使「R&D 支出增加」的公司具有長期為正的股票異常報酬, 股票市場仍然具有效率,即 EMH 仍無法被拒絕。

本文透過對此三假說的驗證,來探討「R&D支出增加」對該公司是否為一項有利的投資,以及股票市場對「R&D支出增加」訊息的反應是否及時。

二、實證模型的建立

(一)檢測「R&D 支出增加」後公司的股票異常報酬

文獻上常以「事件時間法 (Event-time Approach)」或「日曆時間法 (Calendar-time Approach)」建構資產組合,來探討股票「買進持有」的異常報酬。然而,Fama (1998) 認為「事件時間法」並未考慮股票異常報酬間橫斷面高度相關的問題,若以「事件時間法」建構的資產組合,來檢測其股票是否具有異常報酬,將導致 t 統計量被高估,因而提高犯型 I 誤差的機率。因此,本文以「日曆時間法」建構資產組合,並應用

Fama-French 三因子模型,來探討台灣上市公司「R&D 支出增加」後,股票是否存在著長期異常報酬。以下先介紹「日曆時間資產組合」的建構方式,然後建立 Fama-French 三因子模型。

1.日曆時間資產組合

在本研究期間內第 n 年 t 月的「日曆時間資產組合」,是由過去 5 年內「R&D 支出增加」的樣本公司所組成,再依序每個月重新形成一組新的資產組合,直到納入本研究期間最後一個月的樣本為止。例如,在第 n 年 4 月時選取第 (n-5) 年 4 月到第 n 年 3 月期間「R&D 支出增加」的樣本公司,組成一資產組合,到下個月(即第 n 年 5 月)時選取第 (n-5) 年 5 月至第 n 年 4 月期間的樣本公司,形成另一新的資產組合,依此類推。

2.Fama-French 三因子模型

Fama and French(1993)認為,個別股票(或投資組合)期望報酬不僅受到市場因子的影響,同時也受到規模(Size)及淨值市價比(B/M)因子的影響。另外,我們觀察本研究期間台灣股市的加權股價指數平均月報酬率為-0.003%,同期間無風險利率(台灣銀行一年期定存利率)為 0.48%,即該期間市場資產組合的月平均風險溢酬(R_m-R_f)約為-0.483% ³。因此,考慮本文研究期間內台灣股市低迷對研究結果造成的影響,且根據 Fama-French 三因子模型,我們建構兩組衡量「R&D 支出增加」後公司股票異常報酬的實證模型如下:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \alpha + \beta (R_{m,t} - R_{f,t}) + s SMB_t + h HML_t + \varepsilon_{p,t}$$

$$(12)$$

$$R_{p,t} - NOR_{p,t} = \alpha + \beta (R_{m,t} - R_{f,t}) + s SMB_t + h HML_t + \varepsilon_{p,t}$$
(13)

式(12)、式(13)分別簡稱為 FF3 模型與 NOR 模型。其中, $R_{p,t}$ 為「R&D 支出增加」資產組合 t 月的報酬率,NOR $_{p,t}$ 是「R&D 支出為零」資產組合 t 月的報酬率; $R_{f,t}$ 與 $R_{m,t}$ 分別為無風險利率與市場資產組合的報酬率,($R_{m,t}$ - $R_{f,t}$)、SMB 與 HML 分別表示市場因子、規模因子與 B / M 因子, $\epsilon_{p,t}$ 為誤差項;截距項(α)為衡量資產組合的異常報酬。而 β 、 β 與 β 的 分別為衡量市場因子、規模因子與 B / M 因子的敏感度。

在本研究期間內每年 4 月底,我們以樣本公司的市值(即以該公司股價乘上流通在外股數)由大至小進行排序 4 ,市值前 50%的樣本公司形成「大公司資產組合(B)」、後 50%的樣本公司形成「小公司資產組合(S)」,而 SMB 即為「小公司資產組合(S)」的報酬率減去「大公司資產組合(B)」的報酬率。另外,我們以樣本公司前一年年底

的淨值市價比(B/M)由大至小進行排序,前 30%的樣本公司形成「高淨值市價比資產組合(H)」、後 30%的樣本公司形成「低淨值市價比資產組合(L)」,HML 即為「高淨值市價比資產組合(H)」的報酬率減去「低淨值市價比資產組合(L)」的報酬率。

(二)檢測 R&D 支出增加後公司的異常經營績效

依循 Eberhart et al. (2004)的研究,我們以「異常盈餘銷貨比例(Abnormal Profit Margin, APM)」,做為衡量公司經營績效的指標,來檢測「R&D 支出增加」後公司是否存在異常經營績效。其中,「盈餘銷貨比例(Profit Margin, PM)」,是指公司的「稅前、息前盈餘」與該公司銷貨金額的比例。據此,我們定義以下兩項 APM 指標.

APM 1:「R&D支出增加」公司的PM減去「R&D支出未顯著增加」的配對公司的PM。該配對公司係指:{與「R&D支出增加」公司在同一產業、其R&D支出未顯著增加、且其PM值最接近「R&D支出增加」公司之PM值}的公司。

APM 2:「R&D支出增加」公司的PM減去「R&D支出為零」的配對公司的PM。該配對公司係指:{與「R&D支出增加」公司在同一產業、其R&D支出為零、且其PM值最接近「R&D支出增加」公司之PM值}的公司。

我們將資料期間區分為二群組:1988 年至 2008 年(即本文研究期間的完整年度 樣本)及 2000 年至 2008 年(即 2000 後樣本),藉以探討 R&D 支出增加對公司經營 績效的影響。

(三)檢測 R&D 支出增加後市場的資訊傳遞

不同於 Kyle (1985),根據本文理論模型,隨著內部關係人與外部交易者之間資訊差異之減少,股票報酬率波動度會逐漸變小,但不會收斂到零 5 。本小節分別計算「R&D 支出增加」資產組合的第 t 月的報酬率($R_{p,t}$),與「R&D 支出為零」的資產組合的 t 月的報酬率($NOR_{p,t}$),並求算 $R_{p,t}$ 與 $NOR_{p,t}$ 的差異之變異數(σ_t^2)變動,來衡量股票市場對於「R&D 支出增加」價值的資訊反應 6 。茲將 σ_t^2 的計算公式設定如下:

$$\sigma_{t}^{2} = \text{Var} \left(R_{p,t} - \text{NOR}_{p,t} \right) \tag{14}$$

我們利用 $\Delta V_1 = (\sigma_t - \sigma_1) / \sigma_1$ 與 $\Delta V_2 = (\sigma_t - \sigma_{t-1}) / \sigma_{t-1}$ 兩項指標檢測市場對「R&D 支出增加」訊息的反應。

三、資料來源

本文研究期間為 1988 年至 2008 年,我們從台灣經濟新報(Taiwan Economic Journal)資料庫,蒐集「R&D 支出增加」與「R&D 支出為零」的上市公司,其股票報酬與公司經營績效等資料(本文所取的經營績效資料的時間是 1988~2008,R&D 支出資料的時間是 1987~2007,因為我們在前一年決定「R&D 支出增加」的樣本組合,再觀察其後 5 年的股價與經營績效的表現。故 R&D 支出資料的時間比所取的經營績效資料的時間早一年)。由於金融業具高槓桿、低流動性與高管制等特性,與其他產業明顯不同,故將此樣本剔除。所謂「R&D 支出增加」須同時滿足下列兩條件:

- 1.當年度 R&D 支出增加超過該公司前一年 R&D 支出的 5% (即 R&D 支出年增率超過 5%)。
- 2.當年度 R&D 支出超過該公司當年度銷貨金額的 3% 7(即研發密度超過 3%)。

R&D 支出增加公司的初始樣本為 2,423 個,經篩選後最終樣本為 1,197 個(來自 464 家公司),其中,2000 年以後有 963 個樣本(來自 359 家公司),顯示大多數樣本集中在 2000 年以後,這代表近年來台灣股票上市公司的 R&D 支出呈大幅成長趨勢。

又本研究依「研發密度」(即 R&D 支出與銷貨金額比例)的高低,將樣本區分為:前 75%為高科技公司,後 25%為低科技公司;依「市價淨值比」{(普通股市值+負債帳面價值)/資產帳面價值}的高低,將樣本區分為:前 75%為高成長公司,後 25%為低成長公司。其次,為避免資料重疊性的問題,我們建構以下二群組:

- 1.全體樣本:在同一年度內樣本公司出現重疊的情況時,僅保留一筆樣本資料; (例如:台積電在 1990 年及 1992 年皆增加 R&D 支出,則對應的樣本期間分別為 1991-1995 年以及 1993-1997 年,其中 1993-1995 的樣本資料會重疊出現二次,而「全體樣本」僅保留其中的一次,故其樣本資料期間為 1991-1997 年)
- 2.重疊調整樣本:在五年內樣本公司重疊出現時,則完全刪除出現時間較晚的樣本。 (例如:台積電在 1990 年及 1992 年皆增加 R&D 支出,則對應之樣本期間分別為 1991-1995 年以及 1993-1997 年,其中 1993-1995 的樣本會重疊出現二次,而「重疊 調整樣本」則完全刪除 1992 年增加 R&D 支出的所對應的樣本資料,故其樣本資料 期間為 1991-1995 年)

最後,本文比較「R&D 支出增加為零的公司(簡稱為 NO-R&D 公司)」與「R&D 支出顯著增加的公司(簡稱為 R&D 公司)」的股票報酬與經營績效的差異 8 。

肆、實證結果

一、敘述性統計

表 1 為 1988 年至 2008 年「R&D 公司」的敘述性統計,R&D 公司平均總資產約為新台幣 116 億元,平均年銷貨總額為 64 億元,普通股的平均市值約為 214 億元,平均市價淨值比(MB)約為 1.5,R&D 支出的平均年增率約 39.59% 9。值得注意的是,不論是扣除「無風險利率」或「NO-R&D 公司」的股票報酬率,R&D 公司調整後的月平均股票報酬率皆為負(-0.61%、-0.29%)。而高科技、低科技、高成長和低成長公司等四個群組的平均異常盈餘銷貨比例(APM)介於-0.27%與-0.15%之間。因為國內相關文獻顯示,R&D 支出增加對台灣上市公司的股票報酬與經營績效大多呈現顯著為正的影響。但根據本文表 1,無論從 R&D 支出增加樣本公司的「月平均股票報酬率」或「異常盈餘銷貨比例」,不論是全體樣本公司、高低科技公司或高低成長公司,其平均數皆為負,即使輔以統計檢定,也不會得到顯著為正的結果。由此可知,不同於國內其他文獻,本文發現,R&D 支出增加對台灣上市公司的股票報酬與經營績效並不一定存在正面的效果,此結果有別於國內其他相關文獻 10。

二、R&D支出增加的股票異常報酬分析

由表 2 Panel A(全體樣本)得知,在 FF3 模型中,其截距項(α)的估計值皆為 負,但不顯著,而 NOR 模型截距項(α)的估計值大多為正,亦不顯著。因此無法證 明「R&D 支出增加」後,該公司股票存在著長期異常報酬,也無證據顯示「R&D 公司」之平均報酬率不同於「NO-R&D 公司」。此結果不符合假說 1(「R&D 支出增加」是一項能增加公司價值的投資活動,即「R&D 支出增加」後該公司具有長期為正的股票異常報酬),其可能原因為,台灣股票市場散戶眾多,投資人平均投資期間較短,致使投資人較為短視近利,而 R&D 效益需長時間才得以顯現,因此,投資人對 R&D 支出增加的訊息採取觀望的態度所致。

另外,由 FF3 模型中各係數的估計值得知,市場因子係數(β)的估計值皆顯著且接近 1,顯示「R&D 支出增加」的公司與市場組合的系統風險相當接近。而規模因子係數(s)的估計值大多顯著為正,顯示 R&D 支出增加的投資活動存在「小公司效應」。淨值市價比(B/M)因子係數(h)的估計值顯著為負,即相對於低成長公司,R&D 支出增加使得高成長公司擁有較高的股票報酬率。(當公司淨值市價比(B/M)因子高時,其市價淨值比(MB)低,表示該公司屬於低成長公司)

表1 樣本公司的敘述性統計 (共1,197個樣本數,來自464家公司,其中,2000年以後有963個樣本,來自359家公司)

	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差
銷售額 (單位:新台幣千元)	6,360,227	1,656,595	321,767,083	507	17,440,000
總資產 (單位:新台幣千元)	11,569,346	2,313,298	573,584,904	69,072	37,737,685
市場資本化總額 (單位:新台幣千元)	21,363,362	3,030,000	1,641,915,909	60,705	101,771,395
R&D 支出金額	404,774	95,956	19,835,176	863	122,463
市價與帳面價值比 (MB)	1.50	1.17	7.14	0.02	1.17
R&D 強度衡量(%)					
研發密度	9.53	5.53	567	3	50.79
R&D 支出與資產比例	5.39	4.25	64	0.23	3.91
R&D 支出的年增率	39.59	28.01	12,435	5	42.59
月平均股票報酬率(%)					
減無風險利率 (R_f)	-0.61	-0.73			11.09
減 No-R&D 公司股票 報酬率	-0.29	-0.39			7.06
異常盈餘銷貨比例 (APM)(%)					
全體樣本公司	-0.25	0.08			135.94
高科技公司	-0.27	0.09			24.11
低科技公司	-0.15	0.09			39.41
高成長公司	-0.24	0.1			38.08
低成長公司	-0.16	0.06			8.71

註:市場資本化總額為普通股的市場價值,市價與帳面價值比為(普通股的市場價值+負債的帳面價值)/資產的帳面價值;研發密度為 R&D 支出與銷貨金額的比例;無風險利率(R_f) 為台灣銀行一年期定存月平均利率; No-R&D 公司是指 R&D 支出為零的公司。

另由 NOR 模型各係數的估計值得知,相對於 FF3 模型,NOR 模型中市場因子係數(β)的估計值較不顯著,可能原因為,R&D 公司與 NO-R&D 公司兩者的股票報酬率都能被市場因子所解釋,兩者抵銷後使得市場因子的解釋力下降。而規模因子係數(s)與淨值市價比因子係數(h)皆顯著為負(在顯著水準為 1%下),顯示 R&D 公司與 NO-R&D 公司的平均報酬差異與大型股、成長股的平均報酬呈高度正相關。Panel

		FF3		NOR 模型				
	α	β	S	h	α	β	S	h
				Panel A:	全體樣本			
1年	0.038	0.940***	0.122	-0.152**	0.200	-0.064	-0.690***	-0.402***
	(0.925)	(0.000)	(0.171)	(0.014)	(0.637)	(0.135)	(0.000)	(0.000)
2年	-0.060	0.939***	0.170*	-0.143**	0.102	-0.066	-0.642***	-0.393***
	(0.879)	(0.000)	(0.054)	(0.019)	(0.804)	(0.114)	(0.000)	(0.000)
3年	-0.074	0.956***	0.172*	-0.126**	0.088	-0.049	-0.640***	-0.376***
	(0.854)	(0.000)	(0.054)	(0.041)	(0.832)	(0.247)	(0.000)	(0.000)
4年	-0.065	0.951***	0.173**	-0.118*	0.097	-0.053	-0.639***	-0.368***
	(0.868)	(0.000)	(0.048)	(0.052)	(0.813)	(0.200)	(0.000)	(0.000)
5年	-0.142	0.953***	0.147*	-0.100*	0.260	0.998**	0.769***	0.256***
	(0.714)	(0.000)	(0.088)	(0.092)	(0.371)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	Panel B:重疊調整樣本							
2 年	-0.087	0.951***	0.172*	-0.155**	0.075	-0.054	-0.641***	-0.405***
	(0.831)	(0.000)	(0.059)	(0.013)	(0.859)	(0.213)	(0.000)	(0.000)
3年	-0.065	0.955***	0.168*	-0.132**	0.097	-0.049	-0.645***	-0.382***
	(0.870)	(0.000)	(0.060)	(0.032)	(0.816)	(0.241)	(0.000)	(0.000)
4年	-0.095	0.945***	0.190**	-0.132**	0.067	-0.060	-0.622***	-0.382***
	(0.813)	(0.000)	(0.033)	(0.032)	(0.872)	(0.158)	(0.000)	(0.000)
5年	-0.064	0.953***	0.141	-0.112*	0.144	-0.047	-0.623***	-0.371***
	(0.871)	(0.000)	(0.109)	(0.066)	(0.728)	(0.265)	(0.000)	(0.000)

表 2 R&D 支出增加後之股票異常報酬的迴歸估計結果(1988年至2008年)

說明:本文設定Fama-French三因子模型的公式為:

$$\begin{split} R_{p,t} - R_{f,t} &= \alpha + \beta \ (R_{m,t} - R_{f,t}) + s \ SMB_t + h \ HML_t + \epsilon_{p,t} \\ R_{p,t} - NOR_{p,t} &= \alpha + \beta \ (R_{m,t} - R_{f,t}) + s \ SMB_t + h \ HML_t + \epsilon_{p,t} \end{split} \tag{FF3 模型 }$$

其中, $R_{p,t}$ 是 R&D 支出增加之樣本公司的月平均報酬率, $R_{f,t}$ 是無風險利率(台灣銀行一年期定存月平均利率), $NOR_{p,t}$ 是 R&D 支出為零之公司樣本的月平均報酬率, $R_{m,t}$ 為台灣集中市場加權指數月報酬率,SMB 為小型股票投資組合的報酬率減大型股票投資組合的報酬率,HML 是高 B / M 比的股票投資組合的報酬率減低 B / M 比的股票投資組合的報酬率, α , β , β , δ 及 h 相對應的係數。此外,全體樣本包含 R&D 支出增加所有不重疊樣本。重疊調整樣本則刪除樣本期間內重疊的樣本。括號內數值為 p 值,"*","**"及 "***"分別表示 10%,5%及 1%之顯著水準下顯著。

B(重疊調整樣本)的估計結果與 Panel A 類似,其截距項(α)的估計值亦皆不顯著,顯示 R&D 支出增加對其股票報酬仍不存在長期效果。

為了解 2000 年國內外政治經濟環境的改變以後,R&D 支出增加對股票報酬的影響是否存在結構性變動,我們測試 2000 年至 2008 年 R&D 支出增加的股票報酬效果,並將結果列於表 3。由表 3 Panel A 與 Panel B 可知,2000 年以後截距項 (α) 的估計值大多為正且不顯著,仍然得到 R&D 支出顯著增加對其股票報酬的影響不存在長期效果的結論。由表 3 NOR 模型的估計結果我們也發現,市場因子、規模因子與淨值市值比因子的係數估計值大多顯著(在顯著水準 1%之下)。其中,因為規模因子係數(s)的估計值顯著為正,表示 R&D 公司與 NO-R&D 公司平均報酬的差異與公司規模呈高度負相關。這與表 2 NOR 模型的情形截然不同。因此我們推論,2000 年後的R&D 支出增加的小公司效應大於 NO-R&D 公司的小公司效應。

三、R&D支出增加的公司異常經營績效分析

為探討 R&D 支出增加對於公司經營績效的影響,本文採取 APM1 與 APM2 二項指標,來檢測 R&D 支出增加後公司是否具長期經營績效。由表 4 得知,不論是全體樣本或重疊調整樣本,1988-2008 年或 2000-2008 年,APM1 或 APM2 大多顯著為負,表示 R&D 支出增加對公司的經營績效有負面的效果,此與假說 2 (「R&D 支出增加」是一項對公司經營績效有利的投資活動,即「R&D 支出增加」後該公司具有長期為正的異常經營績效。)不吻合。其中,又以 2000-2008 年以後更為明顯。其可能原因為:若一家公司增加其 R&D 支出,可能引發其競爭廠商亦採取相同的策略,導致在相同產業中競相從事同一類型的研發活動,進而影響該研發活動未來的獲利性。以及,由於台灣在 2000 年以後國內政經局勢改變甚鉅,可能對公司經營環境造成明顯衝擊,進而影響 R&D 公司的經營績效。

為進一步探討 R&D 增加後對公司經營績效的影響是否與公司類型有關,我們將全體樣本區分為高、低科技公司和高、低成長公司等群組,再進行比較。由表 5 得知,在全體樣本下,APM1 在 1988-2008 年與 2000-2008 年之低成長公司顯著為負(顯著水準為 10%),而 APM2 在高科技、低科技、高成長、低成長公司於 2000-2008 年皆顯著為負值,尤其是低成長公司更為顯著(在顯著水準 1%下)。顯示 R&D 支出增加對低成長公司經營績效產生較明顯的負面影響。

FF3 模型					NOR 模型				
	α	β	s	h	α	β	S	h	
			Pa	anel A:全體	農 樣本				
1年	0.132	1.221***	0.398***	-0.364***	-0.002	0.300***	0.354***	-0.926***	
	(0.779)	(0.000)	(0.007)	(0.000)	(0.997)	(0.000)	(0.002)	(0.000)	
2年	0.155	1.241***	0.429***	-0.343***	0.021	0.320***	0.385***	-0.905***	
	(0.751)	(0.000)	(0.005)	(0.000)	(0.952)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	
3年	0.094	1.265***	0.450***	-0.330***	0.418	0.924***	0.052	0.559***	
	(0.846)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	(0.230)	(0.000)	(0.625)	(0.000)	
4年	0.109	1.224***	0.424***	-0.303***	-0.025	0.303***	0.380***	-0.866***	
	(0.817)	(0.000)	(0.005)	(0.000)	(0.942)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
5年	0.121	1.227***	0.441***	-0.295***	0.001	0.310***	0.421***	-0.864***	
	(0.799)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	(0.997)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
	Panel B: 重疊調整樣本								
2年	0.027	1.226***	0.399**	-0.347***	-0.175	0.299***	0.347***	-0.906***	
	(0.958)	(0.000)	(0.011)	(0.000)	(0.610)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	
3年	-0.018	0.328***	0.392***	-0.896***	-0.018	0.328***	0.392***	-0.896***	
	(0.958)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.958)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
4年	0.078	1.244***	0.459***	-0.329***	-0.056	0.322***	0.415***	-0.891***	
	(0.872)	(0.000)	(0.003)	(0.000)	(0.874)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
5年	0.055	1.232***	0.435***	-0.306***	-0.147	0.304***	0.383***	-0.866***	
	(0.910)	(0.000)	(0.004)	(0.000)	(0.644)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	

表 3 R&D 支出增加後之股票異常報酬的迴歸估計結果(2000年至2008年)

註:本文設定Fama-French三因子模型的公式為:

$$\begin{split} R_{p,t} - R_{f,t} &= \alpha + \beta \ (R_{m,t} - R_{f,t}) + s \ SMB_t + h \ HML_t + \epsilon_{p,t} \\ R_{p,t} - NOR_{p,t} &= \alpha + \beta \ (R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_t + h \ HML_t + \epsilon_{p,t} \end{split} \tag{FF3模型)$$

其中, $R_{p,t}$ 是 R&D 支出增加之樣本公司的月平均報酬率, $R_{f,t}$ 是無風險利率(台灣銀行一年期定存月平均利率), $NOR_{p,t}$ 是 R&D 支出為零之公司樣本的月平均報酬率, $R_{m,t}$ 為台灣集中市場加權指數月報酬率,SMB 為小型股票投資組合的報酬率減大型股票投資組合的報酬率,HML 是高 B / M 比的股票投資組合的報酬率減低 B / M 比的股票投資組合的報酬率, α , β , β , δ 及 h 相對應的係數。此外,全體樣本包含 R&D 支出增加所有不重疊樣本。重疊調整樣本則刪除樣本期間內重覆的樣本。括號內數值為 p 值,"*","**"及"***"分別表示 10%,5%及 1%之顯著水準下顯著。

樣本期間	全體	樣本	重疊調整樣本		
_	APM1	APM2	APM1	APM2	
1988-2008	-0.02788*	-0.0226**	-0.02981**	-0.02224**	
	(0.058564)	(0.025262)	(0.049612)	(0.033516)	
2000-2008	-0.03317*	-0.04183***	-0.03548*	-0.04157***	
	(0.077564)	(0.0007)	(0.068759)	(0.00111)	

表 4 公司異常經營績效檢測表

註:APM 1是指R&D公司的盈餘銷貨比(PM)減未顯著增加R&D之配對公司的PM,其配對公司是指在相同產業中,未發生R&D支出顯著增加之公司中PM最為接近樣本公司者; APM 2是指R&D公司的PM減NO-R&D公司的PM,其配對公司是指在相同產業中,R&D =0且最接近樣本公司之PM者。全體樣本包含R&D支出增加所有不重疊樣本。重疊調整 樣本則刪除樣本期間內重疊的樣本。括號內數值為p值,"*","**"及"***"分別表示10% ,5%及1%之顯著水準下顯著。

	衣り 作品	五	與双燃/则化	
樣本期間	高科技公司	低科技公司	高成長公司	低成長公司
		Panel A: APM1		
1988-2008	-0.03015 (0.147059)	-0.02217 (0.238)	-0.01723 (0.262714)	-0.06985* (0.096914)
2000-2008	-0.03761 (0.136224)	-0.02278 (0.38649)	-0.01965 (0.337559)	-0.0734* (0.096914)
		Panel B: APM2		
1988-2008	-0.01954 (0.131043)	-0.02766* (0.089131)	-0.00494 (0.596112)	-0.11213*** (0.004511)
2000-2008	-0.03687** (0.013587)	-0.04902** (0.021448)	-0.02192** (0.048838)	-0.11635*** (0.004954)

表 5 不同公司類型的異常績效檢測表

- 註:1.APM 1是指R&D公司的盈餘銷貨比(PM)減未顯著增加R&D之配對公司的PM,其配對公司是指在相同產業中,未發生R&D支出顯著增加之公司中PM最為接近樣本公司者; APM 2是指R&D公司的PM減NO-R&D公司的PM,其配對公司是指在相同產業中,R&D=0且最接近樣本公司之PM者。全體樣本包含R&D支出增加所有不重疊樣本。
 - 2.樣本依研發密度(即R&D支出與銷貨金額的比例)由高到低排列,前75%為高科技公司,後25%為低科技公司。依「市價淨值比」{(普通股市值+負債帳面價值)/資產帳面價值}由高到低排列,前75%為高成長公司,後25%為低成長公司。括號內的數值為p值,"*","**"及"***"分別表示10%,5%及1%之顯著水準下顯著。

在重疊調整樣本群組,我們亦發現,相對於其他類型的樣本公司,低成長公司有 更顯著為負的異常經營績效(2000-2008年及1988-2008年皆呈現顯著為負),但限於 篇幅而未列表說明。

由上可知,2000年以後 R&D 公司在經營績效方面有負的異常反應,其中又以低成長公司經營績效的表現最差。

四、R&D支出增加的資訊傳遞分析

本小節探討「R&D 支出增加」價值的資訊傳遞內涵。我們利用 $\Delta V_1 = (\sigma_t - \sigma_1)/\sigma_1$ 與 $\Delta V_2 = (\sigma_t - \sigma_{t-1})/\sigma_{t-1}$ 兩項指標檢測市場對「R&D 支出增加」訊息的反應。由圖 1 對「R&D 支出增加」價值的資訊性的衡量得知, σt^2 相對於第一期的變動率(ΔV_1)呈 遞減的趨勢,表示公司的「R&D 支出增加」價值的訊息,會逐漸被揭露於市場之中, 其波動度(σ_t^2)逐漸降低,顯示相對於第一期而言,市場上的不確定訊息會愈來愈少,因此假說 3 〔即「R&D 支出增加」價值的資訊,可有效(及時)被揭露於股票市場中〕獲得本文實證上的支持。

又由圖 2 得知, σ_t^2 相對於前一期的變動率(ΔV_2)的變化,在公司「R&D 支出增加」後的前 30 個月較弱,顯示此期間市場正逐漸釋放訊息;而其股票報酬率波動度的變動率之變化在後 30 個月增強,可能原因為,「R&D 支出增加」的訊息在 30 個月左右即已釋放完成,類似回到沒有「R&D 支出增加」訊息的市場狀態,故此期間 R&D 公司股票報酬率波動度(σ_t^2)的變動率之變化較為劇烈。此結果與 Kyle (1985) 觀點不同,Kyle (1985) 認為資訊釋放和前一期做比較,開始時股票報酬率波動度的變動較大,其後漸趨平緩。

伍、結論

本研究探討「R&D 支出增加」後,該公司是否存在著股票異常報酬和異常經營績效的現象,以及「R&D 支出增加」後所產生的資訊傳遞內涵。綜合前述,本研究結果 彙總如下:

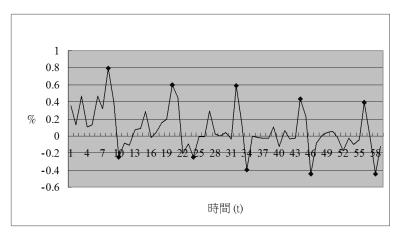


圖 1 股價訊息波動度的變動($\Delta V_l = \frac{\sigma_t - \sigma_l}{\sigma_l}$)

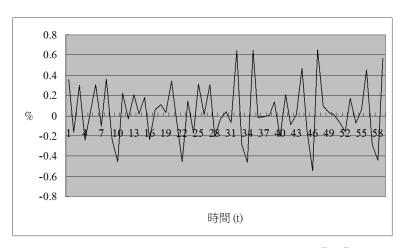


圖 2 股票報酬率波動度的變動率 $(\Delta V_2 = \frac{\sigma_t - \sigma_{t-1}}{\sigma_{t-1}})$

一、在股票報酬方面

首先,「R&D 支出增加」對公司股票報酬並不存在長期效果,可能因為台灣股票市場散戶眾多,投資人平均投資期間較短,致使投資人較為短視近利,而 R&D 效益需長時間才得以顯現,因此投資人對 R&D 支出增加的訊息採取觀望的態度所致。其次,R&D 公司的股票報酬可被 Fama-French 三因子模型所解釋,其中,R&D 公司資產組合與市場組合的系統風險相當接近,以及「R&D 支出增加」對股票報酬存在規模效應。

二、在公司經營績效方面

本研究以「異常盈餘銷貨比例」做為衡量公司經營績效的指標,並據此檢測 R&D 支出增加對該公司長期經營績效的影響。實證顯示,「R&D 支出增加」對該公司的長期經營績效有負面的影響。其可能原因為:若一家公司增加其 R&D 支出時,可能引發其競爭廠商亦採取相同的策略,導致在相同產業中競相從事同一類型研發活動,進而影響該研發活動未來的獲利性。

三、在資訊傳遞方面

本研究以「R&D 支出增加」公司的股票報酬率與其配對公司的股票報酬率差異之變異數變動,來衡量股票市場對於「R&D 支出增加」價值的資訊反應。結果顯示,「R&D 支出增加」價值的訊息會逐漸在市場上被揭露。另外,R&D 公司「股票報酬率波動度的變動率」之變化,在「R&D 支出增加」後的前 30 個月較弱,顯示此期間市場正逐漸釋放訊息;而「股票報酬率波動度的變動率」之變化在後 30 個月增強,可能原因為,「R&D 支出增加」價值的訊息在 30 個月即大致釋放完成,類似回到沒有「R&D 支出增加」訊息的市場狀態,故此期間 R&D 公司股票報酬率波動度之變化轉為劇烈。

註釋

1. Kyle (1985)的模型假設風險性資產的「事後清算價值」只有一個隨機來源,此隨機來源僅內部人可觀察到,但外部人僅知道它的期望值,如此會導出其價格的誤差變異數(Error Variance)會收斂到零,以致實證分析難以進行。

- 2. Eberhart et al. (2004) 認為「市場對 R&D 支出增加的反應緩慢,使得效率市場假說 (EMH)可能不存在」,這段論述只是 Eberhart et al. (2004)的推論,該文並未對 此進一步探究;而本研究以台灣資料做實證時發現,即使在「R&D 支出增加」後股票出現長期顯著的異常報酬,市場仍可能具有效率」。
- 3. 本文研究期間為 1988 年至 2008 年。該期間台灣股市加權股價指數月平均報酬為 -0.003%, 而同時期台灣銀行一年期定存利率由 9.25%降至 2.29%, 月平均利率為 0.48%。故此期間市場月平均風險溢酬約為-0.483%。
- 4.在計算 SMB 及 HML 時,考慮台灣上市公司的財務報表公佈日期,本文樣本資料以每年 4 月底為計算基準。
- 5. Kyle (1985)模型假設風險性資產的事後清算價值僅包含一個隨機部份,此部分內部人可觀察,但外部人僅知道期望值,如此將導出其價格的誤差變異數(Error Variance)會收斂到零。
- 6. 本文以「R&D 支出增加」資產組合的報酬率(R_p)與「R&D 支出為零」的資產組合的報酬率(NOR_p)的差異之變異數(即股票報酬率波動度),來衡量 {「R&D 支出增加」價值的資訊性}。當愈多的「R&D 支出增加」價值的訊息釋放於市場時, $R_{p,t}$ 與 $NOR_{p,t}$ 的差異之變異數(σt^2)的變動會愈平緩。
- 7. Eberhart et al. (2004)設定「經濟上顯著增加」R&D支出須滿足「R&D支出增加 占前一年 R&D支出金額達 5%以上」,以及「R&D支出至少占總資產的或當年總銷 貨的 5%以上」等兩條件。本文研究對象為台灣股票上市公司,鑒於台灣股市中, 公司 R&D 支出的規模與樣本公司數目均明顯小於美國股市,故放寬樣本公司的第 二個篩選條件。
- 8.「R&D 公司」需滿足「研發密度達 3%以上」、與「R&D 支出年增率達 5%以上」兩條件。
- 9. 此數字是 R&D 支出年增率 5%以上之樣本公司的平均值。
- 10.國內有關 R&D 支出增加的文獻,大多顯示 R&D 支出增加有利於該公司的股票報酬與經營績效(劉正田,1997;歐進士,1998;洪偉峰,2005;許政宏,2006)。

參考文獻

一、中文部分

- 1.林益倍、謝雅宇(2010),研究發展支出增加與股票報酬:自由現金流量假說之驗證, 金融危機後全球經濟與金融市場之新趨勢研討會,高雄:國立高雄應用科技大學金 融系暨金融資訊研究所主辦。
- 2.洪偉峰(2005),研究發展與股票報酬,東華大學國際經濟研究所未出版碩士論文。
- 3.許政宏(2006), 研究發展、財務指標與經營績效之關連性研究-以台灣上市上櫃 IC 設計產業為例,中原大學國際貿易研究所未出版碩士論文。
- 4.劉正田(1997),研究發展支出之效益及其資本化會計資訊對股票評價攸關性之研究, 政治大學會計學研究所未出版博士論文。
- 5.歐進士(1998),我國企業研究發展與經營績效關連之實證研究,<u>中山管理評論,6(2)</u>, 357-386。
- 6.藍宇文、黃子晉與張力(2009),從實質研發選擇權觀點探討研發投資價值,<u>商管科</u> 技季刊,10(4),735-759。

二、英文部分

- 1. Aboody, D., & Lev, B. (2000). Information asymmetry, R&D, and insider gains. <u>Journal of Finance</u>, 55(6), 2747-2766.
- 2. Chan, S. H., Martin, J., & Kensinger, J. (1990). Corporate research and development expenditures and share value. Journal of Financial Economics ,26(2), 255-276.
- 3. Chen, D. H., Bin, F. S., Puclik, M. S., & Hsu, Y. L. (2010). R&D Increases, Capital structure and long-term stock performance: Evidence from Taiwan. <u>International Research Journal of Finance and Economics</u>, 59, 166-175.
- 4. Daniel, K., & Titman, S. (2006). Market reactions to tangible and intangible information. <u>Journal of Finance</u>, 61(4), 1605-1643.
- 5. Eberhart, A. C., & Siddique, A. R. (2002). The long-term performance of corporate bonds (and stocks) following seasoned equity offerings. Review of Financial Studies, 15(5), 1385-1406.

- 6. Eberhart, A. C., Maxwell, W. F., & Siddique, A. R. (2004). An examination of long-term abnormal stock returns and operating performance following R&D increases. <u>Journal of Finance</u>, 59(2), 623-650.
- 7. Fama, E. F. (1998). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. <u>Journal of Financial Economics</u>, 49(3), 283-306.
- 8. Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of Financial Economics, 33(1), 3-56.
- 9. Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. American Economic Review, 70(3), 393-408.
- 10. Hall, B. H. (1993). The stock market's valuation of R&D investment during the 1980's. American Economic Review, 83(2), 259-264.
- 11. Kyle, A. S. (1985). Continuous auctions and insider trading. <u>Econometrica</u>, 53(6), 1315-1335.
- 12. Lakonishok, J., Shleifer, A., & Vishny, R. (1994). Contrarian investment, extrapolation, and risk. <u>Journal of Finance</u>, 49(5), 1541-1578.
- 13. Loughran, T., & Ritter, J. (1995). The new issues puzzle. <u>Journal of Finance</u>, 50(1), 23-51.
- 14. Sundaram, A. K., John, T. A., & John, K. (1996). An empirical analysis of strategic competition and firm values: The case of R&D competition. <u>Journal of Financial</u> Economics, 40(3), 459-486.

2012年02月22日收稿 2012年02月29日初審 2012年06月21日複審 2012年09月26日接受

附錄

資產市場模型均衡之證明

股票市場連續交易模型之均衡,為一組公司內部關係人的交易策略與市場定價法則(X,P),此均衡須滿足以下兩個條件:

$$E\Big\lceil \tilde{\pi}\big(X,P\big)\Big| \tilde{p}_{_{1}},\cdots,\tilde{p}_{_{n-1}},\,\tilde{\theta}\,\Big\rceil \, \geq \, E\Big\lceil \tilde{\pi}\big(X',\!P\big)\Big| \tilde{p}_{_{1}},\cdots,\tilde{p}_{_{n-1}},\,\tilde{\theta}\,\Big\rceil \tag{A1}$$

$$\tilde{p}_{n}=E\Big\lceil \tilde{v}\Big|\tilde{x}_{1}+\tilde{u}_{1},\cdots,\tilde{x}_{n}+\tilde{u}_{n}\Big\rceil \tag{A2}$$

此時存在一個遞迴線性均衡(Recursive Linear Equilibrium),它滿足下列性質:

$$\Delta \tilde{\mathbf{x}}_{n} = \beta_{n} (\tilde{\boldsymbol{\theta}} - \tilde{\mathbf{p}}_{n-1}) \Delta \mathbf{t}_{n} \tag{A3}$$

$$\Delta \tilde{p}_{n} = \lambda_{n} \left(\Delta \tilde{x}_{n} + \Delta \tilde{u}_{n} \right) \tag{A4}$$

$$\sigma_{n}^{2} = Var(\tilde{v}|\Delta \tilde{x}_{1} + \Delta \tilde{u}_{1}, \dots, \Delta \tilde{x}_{n} + \Delta \tilde{u}_{n})$$
(A5)

$$E\left\lceil \tilde{\pi}_{n} \middle| p_{1}, \cdots, p_{n-1}, \theta \right\rceil = \alpha_{n-1} \left(\theta - p_{n-1}\right)^{2} + \delta_{n-1} \tag{A6}$$

其中,

$$\alpha_{n-1} = \frac{1}{4\alpha_n \left(1 - \alpha_n \lambda_n\right)} \tag{A7}$$

$$\delta_{n-1} = \delta_n + \alpha_n \, \lambda_n^2 \, \sigma_u^2 \, \Delta t_n \tag{A8}$$

$$\beta_{n} \Delta t_{n} = \frac{1 - 2\alpha_{n} \lambda_{n}}{2\lambda_{n} \left(1 - \alpha_{n} \lambda_{n}\right)} \tag{A9}$$

$$\lambda_n = \frac{\beta_n \sigma_n^2}{\sigma_u^2} \tag{A10}$$

$$\sigma_{\theta}^{2}(n) = (1 - \beta_{n} \lambda_{n} \Delta t_{n}) \sigma_{\theta}^{2}(n-1), \sigma_{n}^{2} = \sigma_{n-1}^{2} - \beta_{n} \lambda_{n} \Delta t_{n} \sigma_{\theta}^{2}(n-1)$$
(A11)

$$\lambda_n(1-\alpha_n\lambda_n) > 0$$
,(二階條件), $n=1,\dots,N$ (A12)

【證明】:

應用 Backward Induction 的方法,先設定 $\alpha_N = \delta_N = 0$,因所有的交易都完成後未揭露的私人訊息便不再有資訊價值,因此

$$E\left[\tilde{\pi}_{n+1}(X, P)\middle|p_{1}, \dots, p_{n}, \theta\right] = \alpha_{n}\left(\theta - p_{n}\right)^{2} + \delta_{n}, \tag{A13}$$

由 $\tilde{\pi}_{n}$ = $(\tilde{v} - \tilde{p}_{n})\Delta \tilde{x}_{n} + \tilde{\pi}_{n+1}$ 可得:

$$E \big[\tilde{\pi}_{_{n}} \big| p_{_{1}}, \cdot \cdot \cdot, p_{_{n\text{-}1}}, \theta \big]$$

$$= max \ E \left[\left(\tilde{v} - p_n \right) \Delta x + \alpha_n \left(\tilde{\theta} - p_n \right)^2 + \delta_n \middle| p_1, \cdots, p_{n-1}, \theta \right]$$
 (A14)

假設均衡是線性的,則前後期價格的線性關係如下:

$$p_n = p_{n-1} + \lambda_n \left(\Delta x_n + \Delta u_n \right) \tag{A15}$$

將式(A15)代入式(A14),可得:

$$E[\tilde{\pi}_n | p_1, \dots, p_{n-1}, \theta]$$

$$= \max \left[(\theta - p_{n-1} - \lambda_n \Delta x) \Delta x + \alpha_n (\theta - p_{n-1} - \lambda_n \Delta x)^2 + \alpha_n \lambda_n^2 \sigma_u^2 \Delta t_n + \delta_n \right]$$
 (A16)

由一階條件可導出:

$$\theta$$
 - p_{n-1} - $2\lambda_n \Delta x + 2\alpha_n (\theta - p_{n-1} - \lambda_n \Delta x)(-\lambda_n) = 0$

$$\Rightarrow \Delta x = \frac{\left(\theta - p_{n-1}\right)\left(1 - 2\alpha_{n}\lambda_{n}\right)}{2\lambda_{n}\left(1 - \alpha_{n}\lambda_{n}\right)} = \beta_{n}\left(\tilde{\theta} - \tilde{p}_{n-1}\right)\Delta t_{n} \ (\text{ BI A1})$$

$$\Rightarrow \beta_{n} \Delta t_{n} = \frac{1 - 2\alpha_{n} \lambda_{n}}{2\lambda_{n} \left(1 - \alpha_{n} \lambda_{n}\right)} \quad (\text{ BT A9})$$

⇒二階條件: $\lambda_n(1 - \alpha_n \lambda_n) > 0$ (即 A12)

由式(A3)、式(A5)以及式(A16),我們得到式(A7)、式(A8)與式(A9)。因

為 $\tilde{\mathbf{v}}$ - $\tilde{\mathbf{p}}_{\mathbf{n}-1}$ 與 $\Delta \tilde{\mathbf{x}}_1 + \Delta \tilde{\mathbf{u}}_1, \cdots, \Delta \tilde{\mathbf{x}}_{\mathbf{n}-1} + \Delta \tilde{\mathbf{u}}_{\mathbf{n}-1}$ 相互獨立,可得:

$$\tilde{p}_{n} - \tilde{p}_{n-1} = E \left[\tilde{v} - \tilde{p}_{n-1} \middle| \Delta \tilde{x}_{n} + \Delta \tilde{u}_{n} \right]$$
(A17)

應用投射定理(Projection Theorem),在常態分配的假設下,可導出:

$$\begin{split} \lambda_{n} &= \frac{\beta_{n} \sigma_{\theta}^{2}(n\text{-}1)}{\beta_{n}^{2} \sigma_{J}^{2}(n\text{-}1) \Delta t_{n} + \sigma_{u}^{2}}, \quad \sigma_{n}^{2} = \frac{\sigma_{u}^{2} \sigma_{\theta}^{2}(n\text{-}1)}{\beta_{n}^{2} \sigma_{\theta}^{2}(n\text{-}1) \Delta t_{n} + \sigma_{u}^{2}} \\ & \div \frac{Cov(x,y)}{Var(x)} = \frac{\beta_{n} \sigma_{\theta}^{2}(n\text{-}1) \Delta t_{n}}{\beta_{n}^{2} \sigma_{\theta}^{2}(n) (\Delta t_{n})^{2} + \sigma_{u}^{2} \Delta t_{n}} = \frac{\beta_{n} \sigma_{\theta}^{2}(n\text{-}1)}{\beta_{n}^{2} \sigma_{\theta}^{2}(n) (\Delta t_{n}) + \sigma_{u}^{2}} \\ & Var(x^{*}|y^{*} = y) = Var(x^{*}) - \frac{[cov(x^{*},y^{*}=y)]^{2}}{Var(y^{*})} \\ & \sigma_{n}^{2} = Var(\tilde{v}|\Delta \tilde{x}_{1} + \Delta \tilde{u}_{1}, \cdots,) \equiv \sigma_{v}^{2}(n) = \sigma_{\theta}^{2}(n) + \sigma_{\varepsilon}^{2} \\ & = \sigma_{\theta}^{2}(n-1) - \frac{\left(\beta_{n} \sigma_{\theta}^{2}(n-1) \Delta t_{n}\right)^{2}}{\beta_{n}^{2} \sigma_{\theta}^{2}(n-1) \left(\Delta t_{n}\right)^{2} + \sigma_{u}^{2}\left(\Delta t_{n}\right)} + \sigma_{\varepsilon}^{2} \\ & = \frac{\sigma_{\theta}^{2}(n-1) \sigma_{u}^{2}}{\beta_{n}^{2} \sigma_{\sigma}^{2}(n-1) \Delta t_{n} + \sigma^{2}} + \sigma_{\varepsilon}^{2} \end{split} \tag{A19}$$

(A19)

再由式(A18)

$$\begin{split} \lambda_n &= \frac{\beta_n \sigma_\theta^2(n\text{-}1)}{\beta_n^2 \sigma_J^2(n\text{-}1) \Delta t_n + \sigma_u^2}, \quad \beta_n^2 \sigma_\theta^2(n\text{-}1) \Delta t_n + \sigma_u^2 = \frac{\sigma_u^2 \sigma_\theta^2(n\text{-}1)}{\sigma_\theta^2(n)} \\ \Rightarrow \lambda_n &= \frac{\beta_n \sigma_\theta^2(n\text{-}1)}{\sigma_u^2 \sigma_\theta^2(n\text{-}1) / \sigma_\theta^2(n)} = \frac{\beta_n \sigma_\theta^2(n)}{\sigma_u^2} \end{split}$$