

# 台灣股市風險報酬關聯性之探討： D-CAPM 觀點

周建新·陳振宇·潘靜慶\*

(收稿日期：94 年 9 月 13 日；第一次修正：94 年 9 月 29 日；  
第二次修正：95 年 1 月 6 日；接受刊登日期：95 年 2 月 27 日)

## 摘要

本研究在考慮下方風險的情況下，利用 Estrada (2002) 所提出之 D-CAPM 模型，以台灣股票市場為研究對象，同時比較 CAPM 模型與 D-CAPM 模型在不同投資組合下，對平均報酬之解釋能力。實證結果發現：(1)考慮下方風險之 D-CAPM 模型，所估計之系統風險值，較 CAPM 模型為高；(2)在「電子類股」投資組合上，D-CAPM 模型之風險變數 ( $\beta^D$ ) 對於預期報酬率之預測能力，明顯高於 CAPM 模型；(3)在資訊透明度較佳之台灣五十與摩根台指成分股上，傳統 CAPM 模型之風險變數 ( $\sigma$  與  $\beta$ )，則較考慮下方風險下 D-CAPM 模型之風險變數 ( $\Sigma$  與  $\beta^D$ )，對於預期報酬率有較佳之解釋能力。

關鍵詞彙：CAPM 模型，D-CAPM 模型，風險變數

## 壹·前言

在 1960 年代，Sharpe (1964)、Lintner (1965) 與 Mossin (1966) 以 Markowitz (1952) 所提出之投資組合理論為基礎，並依據均異效率 (Mean-Variance efficiency) 建構出資本資產定價模型 (Capital Asset Pricing Model, CAPM)。由於 CAPM 模型具有邏輯上簡潔的優勢與淺顯易懂的特性，因此已被實務界所廣泛運用。然而 CAPM 利用  $\beta$  在衡量資產風險時，係假設投資者為風險規避者，且認為投資者同時考慮上方風險與下方風險。Estrada (2002) 認為投資者在面臨投資決策時，往往僅考慮下方風險，即半標準差 (semi-standard deviation)，Markowitz (1991) 亦認為半標準差較符合一般之投資行為。因此 Estrada (2002) 以 CAPM 模型為研究主體，並以此架構下推導出考慮下方風險之 D-CAPM (the downside CAPM) 模型。Estrada (2002) 基於以下三個理由，認為半標準差為較佳的風險測量模型：(1)投資人厭惡下方之波動，但對於上

---

\* 作者簡介：周建新，國立高雄第一科技大學財管系副教授；陳振宇，國立高雄第一科技大學管研所博士生；潘靜慶，摩根富林明證券投顧公司襄理。

方之波動則抱持相對樂觀的看法；(2)當資產報酬呈現對稱之分配時，對於考慮下方風險之 D-CAPM 模型的半變異數，會與變異數具有相同之解釋能力，反之當資產報酬呈現不對稱之分配時，考慮下方風險之 D-CAPM 模型的半變異數，會較變異數具有更佳之解釋能力；(3)半變異數是一個結合變異數與偏態的測量值，能夠同時提供此兩種統計量的資訊，因此僅利用單一因子即可估計必要之報酬率。Estrada (2002) 在假定投資者呈現均值-半變異數的行為模式下，推導出 D-CAPM 模型，來替代原有之 CAPM 模型，利用新興市場的資料庫作為模型依據並加以驗證，實證結果發現 D-CAPM 模型對預期報酬率之解釋能力較 CAPM 模型佳。

前述 CAPM 模型與 D-CAPM 模型中的風險變數，在國內股票市場上，到底何者能夠對報酬率提出較佳之解釋能力，目前尚未有學者提出相關之實證成果，因此本研究為國內首篇以 CAPM 模型與 D-CAPM 模型，來比較在不同投資組合下，對平均報酬之解釋能力進行比較分析之實證論文。實證結果發現 D-CAPM 對於台灣證券市場之報酬率的預測能力較 CAPM 為佳。此外本研究也發現當股價在資訊不對稱之情況越明顯時，D-CAPM 模型之風險變數對於預期報酬率之預測能力，明顯高於 CAPM 模型；而當股價資訊透明度越佳時，例如以新加坡摩根台指成分股及台灣五十指數成分股作為投資組合時，CAPM 模型之風險變數對於預期報酬率之預測，就明顯高於 D-CAPM 模型。另外本研究亦發現，當股市處於多頭或空頭之行情下，由於投資人害怕市場出現反轉之現象，因此對於必要報酬率之要求，明顯會高於一般行情下的報酬，此時投資人之行為偏重於考量下方風險，因此利用 D-CAPM 模型，來對預期報酬率進行預測，將較 CAPM 模型來的有效。

本研究後續內容為，第二節為文獻回顧，第三節為研究方法，第四節為實證結果，最後一節為結論。

## 貳·文獻回顧

CAPM 模型係假設資本市場為完美市場之情況下所建構的，其中包括無資訊不對稱、無稅、無交易成本、無放空之限制、並認為無投資者能大到足以影響證券的市場價值，且假設投資人對個別證券的預期報酬率和風險存在著同質預期 (Homogeneous Expectation) 等情況下所建立。然而許多假設之前提與實際的市場情況差異頗大，同時 CAPM 為一單因子模型，對於實際複雜的市場價格行為，解釋能力仍然受到限制，因此有部分學者提出其看法。例如 Black

(1972) 指出，投資人能藉由創造與市場投資組合無相關之零  $\beta$  投資組合 (zero-beta portfolio)，以取代 CAPM 中對無風險利率存在之假設，並提出修正之 CAPM，稱之為二因子模型 (two-factor model)；之後 Ross (1977) 提出套利定價理論 (Arbitrage Pricing Theory, APT)，其利用多因子模型來預測資產的期望報酬。對於多因子的 APT，其說明了證券投資風險溢酬的來源，是各種風險因素給予的總和報酬補償，其與 CAPM 不同之處，在於 APT 下的資產報酬由多個風險因素所共同決定，但 CAPM 卻完全由市場投資組合報酬率此一單一因素所決定。此外，亦有部分研究針對 CAPM 模型與 APT 模型進行實證研究，比較兩者之優劣，例如 Chen, Copeland and Mayer (1987) 發現衡量投資組合績效時，APT 模型與 CAPM 模型並無顯著差異；柳文龍 (1988) 曾選定 CAPM 模型與 APT 模型此兩種資本市場均衡模型作為分析之基本模型，除檢定此兩種模型在台灣股市之適用性外，同時也據以評估上市公司的權益資金成本，其實證結果發現 APT 模型比 CAPM 模型，更能解釋橫斷面報酬率之現象。此外，Merton (1973) 則針對 CAPM 中最受批評的兩點：單期模式與均異效率假設，加以修正而提出 ICAPM (Intertemporal CAPM) 模型。在 Merton 提出之 ICAPM 中，投資者不再以當期投資均異效率為投資準則，且針對本期之外的狀況加以考慮，並且假設投資者在選取投資組合時，會同時考慮本期報酬與未來之報酬。而 Breeden (1979) 延續 Merton 之研究，並將 Ito's lemma 導入於其中，將多  $\beta$  的 ICAPM 模型轉換成單一  $\beta$  之跨期 CAPM 模型。因此資產之期望報酬率可藉由單一  $\beta$  而衡量。Fama and French (1992, 1993, 1995, 1996) 在其一系列的文章中指出，CAPM 理論中之系統風險，並不足以解釋資產報酬的橫斷面變化，且明確指出影響資產報酬的因素有三個，分別是市場因素 (market factor)，規模因素 (size factor) 及淨值市價比因素 (book-to-market factor)，此即所謂之 Fama-French 三因子模型，並認為此一模型可以解釋 CAPM 無法解釋之現象。

雖然如此，但 CAPM 模型至今仍較其他預測模型廣受學術界與實務界歡迎，其原因有二：第一是標準化，CAPM 模型在衡量風險與預期報酬之關係時，模型中自變數為無風險利率與市場之預期報酬率，而市場之期望報酬率，可以利用加權股價指數作為代替，若以台灣證券市場為例，則以台灣加權股價指數作為市場期望報酬率之基準；然而 APT 屬多因子模型，因此當欲探討之某一資產並無合適或明確的指數來代替時，利用 APT 模型來對資產做一評價時，勢必會產生一定之誤差。第二是簡單化，CAPM 中的系統風險 ( $\beta$  係數) 可以明確的判斷出個別資產的風險程度。雖然學術界不斷對 CAPM 提出挑戰，

並且認為 CAPM 在資本市場價格行為上解釋能力並非最好，但學術、實務界仍對此一模型情有獨鍾，因此財務學界便將其稱之為「貝他迷思」，故後續學者在面臨類似研究時，仍舊是以 CAPM 為圭臬。

CAPM 利用  $\beta$  係數來衡量資產風險時，係假設投資者為風險規避者，且認為投資者同時考慮上方風險與下方風險。然而 Estrada (2002) 認為投資者在面臨投資決策時，往往僅考慮下方風險，即半標準差 (semi-standard deviation)，Markowitz (1991) 亦認為半標準差較符合一般之投資行為。因此 Estrada (2002) 以 CAPM 模型為研究主體，並以此架構下推導出考慮下方風險之 D-CAPM (the downside CAPM) 模型。由於目前尚未有學者提出 D-CAPM 模型相關之實證成果，因此本研欲以 CAPM 模型與 D-CAPM 模型，對台灣股票市場風險報酬關聯性，進行比較分析。

## 參・研究方法

本研究利用 Estrada (2002) 提出之 D-CAPM 模型，來針對台灣股票市場風險報酬關聯性進行研究，並與 CAPM 模型結果進行比較。D-CAPM 模型與 CAPM 模型最大之差異在於其假設投資人規避的僅為下方風險，故理論上應以半變異與半標準差為衡量投資風險較佳的指標。接下來本文將針對 CAPM 模型與 D-CAPM 模型進行探討。為了同時比較其他類型的 CAPM 模型，在此亦針對 Breeden (1979) 所提出之 CCAPM 模型，作一比較。

### 一、CAPM模型：

在 CAPM 模型架構下，投資者的效用決定於投資組合之平均數與變異數，而個別資產  $i$  之風險將由資產報酬率之標準差所決定，如方程式(1)所示：

$$\sigma_i = \sqrt{E(R_i - \mu_i)^2} \quad (1)$$

其中  $R_i$  代表資產  $i$  之報酬率， $\mu_i$  代表資產  $i$  之平均報酬率， $\sigma_i$  代表資產  $i$  之標準差。而當投資人投資多種資產時，投資人所面臨的總風險會變成資產彼此間共變數的平均值。也就是說，投資人分散其投資標的時，個別資產的風險會變得越來越不重要，而投資人所面臨的總風險會變成資產彼此間共變數；這也就是風險分散的主要目的。然而由於資產  $i$  為分散投資組合中之其中任一

資產，因此風險之衡量乃透過與市場投資組合之共變異數  $\sigma_{iM}$  表示之。而投資組合共變異數之方程式表示如(2)式：

$$\sigma_{iM} = E[(R_i - \mu_i)(R_M - \mu_M)] \quad (2)$$

其中  $\sigma_{iM}$  代表資產  $i$  與市場之共變數， $R_M$  代表市場投資組合之報酬率， $\mu_M$  代表市場投資組合之平均報酬率。共變數在投資組合分析中是一個很重要的概念，因為所謂的多角化投資分散風險的基本原理，便是透過股票與股票間正共變與負共變之間，相互抵銷而達成，不過由於不同股票之間的變異數不同，因此衡量不同股票之間報酬率變化連動性的另一個有用指標，應當是相關係數，其計算公式如下式(3)：

$$\rho_{iM} = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_i \times \sigma_M} = \frac{E[(R_i - \mu_i)(R_M - \mu_M)]}{\sqrt{E(R_i - \mu_i)^2 \cdot E(R_M - \mu_M)^2}} \quad (3)$$

其中  $\rho_{iM}$  代表資產  $i$  與市場之相關係數， $\sigma_M$  代表市場投資組合之標準差。另外亦可利用個別資產  $i$  與市場投資組合共變數，相對於市場投資組合報酬率之變動程度之  $\beta$  值，來衡量資產  $i$  的風險，其方程式如(4)所示：

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2} = \frac{E[(R_i - \mu_i)(R_M - \mu_M)]}{E[(R_M - \mu_M)^2]} \quad (4)$$

因此透過 CAPM 模型，個別資產之預期報酬率即可利用  $\beta$  值求得，其方程式如(5)式所示：

$$\begin{aligned} E(R_i) &= R_f + \beta_i (E(R_M) - R_f) \\ &= R_f + \beta_i \times \text{MRP} \end{aligned} \quad (5)$$

其中  $E(R_i)$  代表是個別資產之預期報酬率， $R_f$  為無風險利率，本文以中央銀行公告之本國一般銀行「存放款加權平均利率」為基準。 $E(R_M)$  指的是預期市場之必要報酬率。 $\text{MRP}$  則代表市場風險溢酬。

## 二、D-CAPM模型

在 D-CAPM 模型中，投資者的效用決定於投資組合之下方報酬率與投資組合之下方報酬變異數  $\Sigma_p^2$  (semivariance)。在此架構下，個別資產之風險，乃

由半標準差  $\Sigma_i$  (semideviation) 決定，其方程式表示如下式(6)：

$$\Sigma_i = \sqrt{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0]^2\}} \quad (6)$$

其中  $R_i$  代表資產  $i$  之報酬率， $\mu_i$  代表資產  $i$  之平均報酬率， $\Sigma_i$  代表資產  $i$  之半標準差。在此架構下，個別資產  $i$  與市場投資組合之半共變異數  $\Sigma_{iM}$  (semi-covariance) 可由下式(7)求算：

$$\Sigma_{iM} = E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot Min[(R_M - \mu_M), 0]\} \quad (7)$$

其中  $\Sigma_{iM}$  為個別資產  $i$  與市場投資組合之半共變異數。然而由於不同股票之間的半變異數不同，因此乃將其標準化。而標準化過程乃是將半共變異數除以個別資產報酬之半標準差，與市場投資組合報酬之半標準差，而獲得另一個有用指標，為資產  $i$  與市場投資組合之下方相關係數，如方程式(8)所示：

$$\theta_{iM} = \frac{\Sigma_{iM}}{\Sigma_i \Sigma_M} = \frac{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot Min[(R_M - \mu_M), 0]\}}{\sqrt{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0]^2\}} \times \sqrt{E\{Min[(R_M - \mu_M), 0]^2\}}} \quad (8)$$

其中  $\theta_{iM}$  代表個別資產  $i$  與市場投資組合之下方相關係數， $\Sigma_M$  代表市場投資組合之半標準差。此外，若將半共變異數除以市場投資組合報酬之半變異數，則可獲得  $i$  資產在考慮下方風險之  $\beta$  係數，如式(9)所示：

$$\beta_i^D = \frac{\Sigma_{iM}}{\Sigma_M^2} = \frac{E\{Min[(R_i - \mu_i), 0] \cdot Min[(R_M - \mu_M), 0]\}}{E[Min[(R_M - \mu_M), 0]^2]} \quad (9)$$

其中  $\beta_i^D$  代表個別資產  $i$  考慮下方風險下之  $\beta$  係數，代表在下方風險架構下，衡量股票系統風險之合適指標。因此可利用  $\beta^D$  值求得個別資產之預期報酬率，即為 D-CAPM 模型，其方程式如(10)式所示：

$$\begin{aligned} E(R_i) &= R_f + \beta_i^D (E(R_M) - R_f) \\ &= R_f + \beta_i^D \times \text{MRP} \end{aligned} \quad (10)$$

其中  $E(R_i)$  代表是個別資產之預期報酬率， $R_f$  為無風險利率， $E(R_M)$  指的是預期市場之必要報酬率，MRP 則代表市場風險溢酬。

### 三、CCAPM模型：

此外 Merton (1973) 針對 CAPM 中最受批評的兩點：單期模式與均異效率假設，加以修正而提出 ICAPM (Intertemporal CAPM) 模型。在 Merton 提出之 ICAPM 中，投資者不再以當期投資均異效率為投資準則，且針對本期之外的狀況加以考慮，並且假設投資者在選取投資組合時，會同時考慮本期報酬與未來之報酬。而 Breeden (1979) 延續 Merton 之研究，並將 Ito's lemma 導入於其中，將多  $\beta$  的 ICAPM 模型轉換成單一  $\beta$  之跨期 CAPM 模型。因此資產之期望報酬率可藉由單一  $\beta$  而衡量。此  $\beta$  為資產報酬與總和消費之共變數，此模型稱之為消費資本資產定價模型，即所謂之 CCAPM 模型。因此 CCAPM 模型之系統風險方程式計算如下：

$$\beta_i = \frac{\sigma_{ic}}{\sigma_c^2} = \frac{E[(R_i - \mu_i)(R_c - \mu_c)]}{E[(R_c - \mu_c)^2]} \quad (11)$$

其中  $R_c$  代表實質消費成長率，其計算方式如下：

$$R_{ct} = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-1}}$$

而  $C_t$  代表第  $t$  期之非耐久財消費額。

## 肆・實證結果

### 一、資料來源與變數估計

本研究以 1990 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日為止，合計 15 年的交易期間，並以國內上市公司個股及加權股價指數之月交易報酬率為樣本資料<sup>1</sup>，為求樣本資料的整體一致性，只要在研究期間內未有完整交易資料，例如減資、下市、打入全額交割股等樣本，便予以刪除，資料來源取自於台灣經濟新報資料庫。另外本研究將台灣證券市場依投資人交易習慣，將股票概略區分成「電子類股」、「金融類股」、與「傳統產業類股」等三種投資組合，共選取 463 家上市公市公司，其中電子類股有 172 家，金融類股為 33 家，其餘歸屬

<sup>1</sup> 本文與 Estrada (2002) 相同，採用月資料樣本，來計算 CAPM 與 D-CAPM 之模型所需估計之風險變數。

傳統產業類股，共有 258 家。本文首先利用 CAPM 與 D-CAPM 之模型，所估計出之  $\sigma$ 、 $\beta$ 、 $\Sigma$  與  $\beta^D$  等風險變數，針對此四個風險變數，探討其與平均報酬率之間的關聯性。本研究另外針對不同投資組合台灣五十指數成分股與摩台指成分股進行探討，並對於上述結果是否受到股市多空行情因素影響，亦一併探討於實證研究之中。由於台灣五十指數成分股與摩台指成分股於經濟新報資料庫中無法涵蓋整個研究期間，因此爲了比較之目的，對於台灣五十指與摩台指之比較上，本研究採用 2000 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日之研究期間資料進行比較。另外在此段研究期間亦針對台灣證券市場投資人交易習慣，將股票概略區分成「電子類股」、「金融類股」、與「傳統產業類股」等三種投資組合，共選取 474 家上市公市公司，其中電子類股有 149 家，金融類股爲 26 家，其餘歸屬傳統產業類股，共有 299 家。

由於 CAPM 模型與 D-CAPM 模型計算之中，分別存在著兩個自變數，其中  $\beta$  與  $\beta^D$  爲衡量風險的主要變數，而另一個自變數爲「市場風險溢酬」之衡量，由於多數之研究都均以證券市場股價指數報酬率作爲替代，因此本研究以台灣加權股價指數爲市場投資組合，計算其市場風險溢酬。此外針對風險溢酬之研究部分，Brealey and Myers (2000) 以美國市場爲研究標的，其研究指出對於美國市場合理的市場風險溢酬在 6% 至 8.5% 之間；Siegel (1998) 以美國股票市場爲研究標的，研究期間從 1926 年至 1998 年，實證結果發現美國股票市場相對於美國中長期政府公債，可獲得約 8.6% 之風險溢酬；Dimson, Marsh, and Staunton (2002) 收集 16 個國家，其中超過 101 年之交易資料，估計出全球之股票風險溢酬約爲 6.2%，調整後的市場風險溢酬約爲 5.1%。而 Brigham and Ehrhardt (2002) 認爲 5% 的風險溢酬是一個合理之風險溢酬，綜合上述學者之看法，可以了解不同學者對於長期市場風險溢酬之評估值有所差異。此外在整體研究期間，國內加權指數之平均月報酬率爲負值 (-0.25%)，因此本研究爲保守起見，在國內風險溢酬之估計上，與 Stulz (1995)、Estrada (2002) 相同，採用長期之市場風險溢酬 5.5%，代替台灣股票市場風險溢酬估計值。

## 二、實證結果分析

### (一)台灣股市不同類股 $\beta$ 值之比較分析

本研究首先利用 CAPM 模型與 D-CAPM 模型，比較兩者模型估計之系統風險值，是否在考慮下方風險之後，兩者有顯著不同。表一中說明 D-CAPM 模型中四個不同投資組合之  $\beta^D$  值分別爲 1.10、1.31、0.98 與 0.98，明顯高於



CAPM 模型之  $\beta$  值 0.91、1.12、0.83 與 0.78。此乃是由於 D-CAPM 之模型設計上僅考慮投資之下方風險；因此當投資人面臨較大之下方風險時，其所要求之預期報酬率將較高。而就其投資行為來看，其對下方風險之關心之程度遠高於整體風險。此外本研究亦檢定在不同類股之投資組合下  $\beta$  與  $\beta^D$  是否有顯著之差異，其結果如表二所示，我們可以發現在不同類股之投資組合下， $\beta$  與  $\beta^D$  存在著顯著之差異。

表一 不同類股 CAPM  $\beta$  值與 D-CAPM  $\beta^D$  值之敘述統計 (1990 年~2004 年)

	全部股票		電子類股		金融類股		傳統類股	
	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$
平均數	0.91	1.10	1.12	1.31	0.83	0.98	0.78	0.98
標準差	0.33	0.33	0.33	0.35	0.25	0.23	0.25	0.26
偏態	0.41	0.69	0.20	0.53	-0.23	0.38	-0.06	0.19
峰態	0.55	1.38	0.53	1.29	0.68	0.85	-0.23	0.17
股票數目	463	463	172	172	33	33	258	258

註：1.以 1990 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日為止，合計 15 年的交易期間，並以國內上市公司個股之月報酬率為樣本資料。

2.本研究將將股票概略區分成「電子類股」、「金融類股」、與「傳統產業類股」等三種投資組合，共選取 463 家上市公司，其中電子類股有 172 家，金融類股為 33 家，其餘歸屬傳統產業類股 258 家。

表二 不同類股 CAPM  $\beta$  值與 D-CAPM  $\beta^D$  值之差異性檢定 (1990 年~2004 年)

	全部股票 $\beta$	電子類股 $\beta$	金融類股 $\beta$	傳統類股 $\beta$
全部股票 $\beta^D$	-8.76***			
電子類股 $\beta^D$		-4.97***		
金融類股 $\beta^D$			-2.46***	
傳統類股 $\beta^D$				-8.89***

註：1.以 1990 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日為止，合計 15 年的交易期間，並以國內上市公司個股及加權股價指數之月交易報酬率為樣本資料。

2.表內數字為 Z 值。顯著水準為 0.01 時，拒絕域： $Z > 2.33, Z < -2.33$ ；顯著水準為 0.05 時，拒絕域： $Z > 1.645, Z < -1.645$ ；顯著水準為 0.1 時，拒絕域： $Z > 1.28, Z < -1.28$ 。  
\*\*\*代表在顯著水準 0.01 下，平均數有顯著差異。\*\*代表在顯著水準 0.05 下，平均數有顯著差異。\*代表在顯著水準 0.1 下，平均數有顯著差異。

## (二) 摩根台指及台灣五十指數成分股 $\beta$ 值之比較分析

國內自 1996 年逐步開放外資投資後，對股市投資人之投資行為有明顯之影響，例如國內機構法人常會以外資的投資資訊作為選股之參考依據，而一般投資人亦會以外資買賣超，作為進出股市之參考依據。由於外資參與國內股市，選股之標的物，主要偏好在國際化程度較深的大型電子股及部份傳統產業類股，因此本研究針對佔台灣股票市場整體市值比重較大的摩根台指成分股，及台灣五十指數成分股進行分析。由表三可以發現其在 CAPM 模型  $\beta$  值，與 D-CAPM 模型  $\beta^D$  值之平均值，相較於附表一之整體市場投資組合為小，而造成此結果之原因在於摩根台指與台灣五十指之成分股，平均市值較大，加上其資訊透明度較佳，在外資法人介入程度較深下，其平均系統風險亦較低。故投資人投資這些標的物，所要求之期望報酬率亦較低。接下來亦對台灣五十指數成分股與新加坡摩台指成分股之  $\beta$  與  $\beta^D$  做差異性檢定，其結果如表四所示，亦發現其存在顯著之差異。

表三 台灣五十指數與摩根台指成分股之系統風險值敘述統計

	台灣五十指數成分股		摩根台指成分股	
	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$
平均數	0.99	1.14	1.01	1.15
標準差	0.32	0.30	0.33	0.31
偏態	-0.11	0.18	-0.23	0.08
峰態	-0.34	0.23	-0.52	-0.18
個數	33	33	73	73

註：1. 台灣證交所在 2003 年和英國富時公司 (FTSE) 合作編製全新的「台灣五十指數」，挑選出包括電子、金融保險、塑膠紡織等產業共 50 檔個股，這 50 檔成分股票並非永久不變，證交所每季都會調整。因研究期間部分金融類股轉為金控股票，故樣本剩為 33 支。  
2. 新加坡國際金融交易所係採用摩根史坦利公司 (Morgan Stanley)，所編製之摩根台股指數，涵括了 77 支於台灣證交所掛牌之上市股票，約佔台灣股票市場總市值 67%。

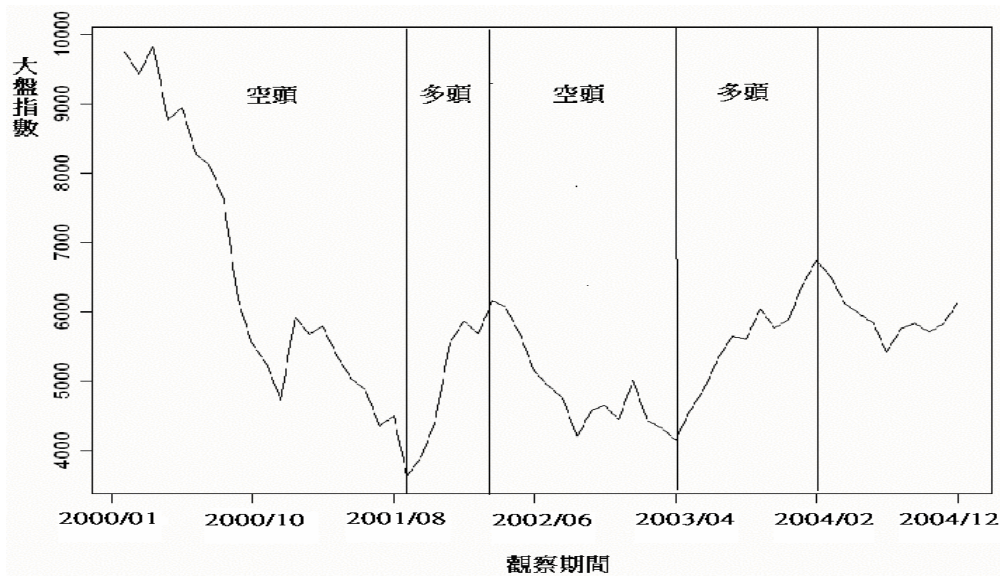
表四 台灣五十與摩根台指成分股之系統風險值差異性檢定

	台灣五十指數 $\beta$	摩根台指 $\beta$
台灣五十指數 $\beta^D$	-2.19187**	
摩根台指 $\beta^D$		-2.58107***

註：表內數字為 Z 值。顯著水準為 0.01 時，拒絕域： $Z > 2.33, Z < -2.33$ ；顯著水準為 0.05 時，拒絕域： $Z > 1.645, Z < -1.645$ ；顯著水準為 0.1 時，拒絕域： $Z > 1.28, Z < -1.28$ 。\*\*\* 代表在顯著水準 0.01 下，平均數有顯著差異。\*\* 代表在顯著水準 0.05 下，平均數有顯著差異。\* 代表在顯著水準 0.1 下，平均數有顯著差異。

### (三)空頭市場與多頭市場 $\beta$ 值之比較分析

另外本研究亦將台灣股市區分成空頭市場與多頭市場，來探討其在空頭市場與多頭市場時，以全部股票所估計的  $\beta$  與  $\beta^D$  平均值，是否會有不同的結果。在空頭市場與多頭行情之定義上，本研究係參考 Fabozzi and Francis (1979) 之定義，以當月月終股價指數與未來 3 至 6 個月之大盤指數來判定其行情，若為上升趨勢則定義該月為多頭行情，若為下降趨勢則定義該月為空頭行情。而本研究期間之大盤加權股價指數按其趨勢劃分如圖一所示。因此本研究取其中兩段較明顯走勢的期間，亦即利用 2000 年 1 月至 2001 年 8 月為空頭行情期間，與 2003 年 4 月至 2004 年 2 月為多頭行情期間，在不同行情市場間下，進行 CAPM  $\beta$  值與 D-CAPM  $\beta^D$  值之估計。



註：1.以 2000 年 1 月至 2004 年 12 月為止，合計 5 年的交易期間，並以國內發行量加權股價指數為樣本資料。

2.2000 年 1 月至 2001 年 8 月、2002 年 3 月至 2003 年 4 月，為明顯空頭市場期間；2001 年 8 月至 2002 年 3 月、2003 年 4 月至 2004 年 2 月為多頭市場期間。

圖一 多頭行情與空頭行情趨勢劃分圖

由表五與表六可以發現不管在多頭或空頭市場時，各類股投資組合之 D-CAPM 之  $\beta^D$  值，明顯高於 CAPM 之  $\beta$  值，可能之原因為市場呈現明顯多頭或空頭之走勢時，投資人由於害怕市場出現反轉之現象，因此對於必要報酬率之要求，明顯會高於一般行情下的報酬，反應在股市的是其系統風險會走高。本研究亦分別針對多頭市場與空頭市場之  $\beta$  與  $\beta^D$  是否有顯著不同進行差

異性檢定，其結果如表七與表八所示，其中可以發現除金融類股投資組合外，均有顯著之差異。

表五 多頭市場之不同類股 CAPM  $\beta$  值與 D-CAPM  $\beta^D$  值之敘述統計

多頭行情	全部股票		電子類股		金融類股		傳統類股	
	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$
平均數	1.11	1.32	0.80	0.98	1.20	1.39	1.27	1.48
標準差	0.80	0.71	0.70	0.58	0.48	0.49	0.84	0.74
偏態	0.08	0.89	0.20	1.22	-0.46	-0.21	-0.06	0.81
峰態	2.02	1.57	1.50	1.97	-0.49	-1.12	2.48	1.65
股票數目	474	474	149	149	26	26	299	299

註：多頭市場期間係以 2003 年 4 月至 2004 年 2 月為研究期間。

表六 空頭市場之不同類股 CAPM  $\beta$  值與 D-CAPM  $\beta^D$  值之敘述統計

空頭行情	全部股票		電子類股		金融類股		傳統類股	
	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$
平均數	1.12	1.29	1.49	1.73	1.33	1.28	0.93	1.08
標準差	0.56	0.54	0.53	0.54	0.36	0.35	0.50	0.43
偏態	0.27	0.51	-0.12	-0.01	-0.10	-1.07	0.50	0.48
峰態	-0.26	-0.11	0.11	-0.42	0.31	2.06	0.24	0.01
股票數目	474	474	149	149	26	26	299	299

註：空頭市場期間係以 2000 年 1 月至 2001 年 8 月為研究期間。

表七 多頭市場之不同類股 CAPM  $\beta$  值與 D-CAPM  $\beta^D$  值之差異性檢定

多頭行情	全部股票 $\beta$	電子類股 $\beta$	金融類股 $\beta$	傳統類股 $\beta$
全部股票 $\beta^D$	-4.03***			
電子類股 $\beta^D$		-2.35***		
金融類股 $\beta^D$			-1.03	
傳統類股 $\beta^D$				-3.36***

註：1.多頭市場期間係以 2003 年 4 月至 2004 年 2 月為研究期間。

2.表內數字為 Z 值。顯著水準為 0.01 時，拒絕域： $Z > 2.33, Z < -2.33$ ；顯著水準為 0.05 時，拒絕域： $Z > 1.645, Z < -1.645$ ；顯著水準為 0.1 時，拒絕域： $Z > 1.28, Z < -1.28$ 。  
\*\*\*代表在顯著水準 0.01 下，平均數有顯著差異。\*\*代表在顯著水準 0.05 下，平均數有顯著差異。\*代表在顯著水準 0.1 下，平均數有顯著差異。

表八 空頭市場之不同類股 CAPM  $\beta$  值與 D-CAPM  $\beta^D$  值之差異性檢定

空頭行情	全部股票 $\beta$	電子類股 $\beta$	金融類股 $\beta$	傳統類股 $\beta$
全部股票 $\beta^D$	-4.61***			
電子類股 $\beta^D$		-3.87***		
金融類股 $\beta^D$			0.38	
傳統類股 $\beta^D$				-3.77***

註：1.空頭市場期間係以 2000 年 1 月至 2001 年 8 月為研究期間。

2.表內數字為 Z 值。顯著水準為 0.01 時，拒絕域： $Z > 2.33, Z < -2.33$ ；顯著水準為 0.05 時，拒絕域： $Z > 1.645, Z < -1.645$ ；顯著水準為 0.1 時，拒絕域： $Z > 1.28, Z < -1.28$ 。  
\*\*\*代表在顯著水準 0.01 下，平均數有顯著差異。\*\*代表在顯著水準 0.05 下，平均數有顯著差異。\*代表在顯著水準 0.1 下，平均數有顯著差異。

#### (四)CAPM模型與D-CAPM模型之預期報酬率比較

以必要報酬率來看，表九中指出 D-CAPM 模型所計算之必要報酬率，均較 CAPM 模型高，此乃是由於投資者在面臨投資決策時，往往僅考慮下方風險，因此所要求之必要報酬率會較同時考量上方風險與下方風險之 CAPM 模型為高。由表九中可以發現，電子類股與金融類股之 CAPM 與 D-CAPM 之預期報酬率差異為最小，可能原因是此二種投資組成分股，其平均市值較大，財務結構穩定，致使外資法人介入相對較深，故投資人不管是否考慮下方風險，所要求之報酬率差異不會太大。然而對於傳統類股投資組合，投資人相對缺乏外資法人資訊支撐其投資行為，故投資人在僅考慮下方風險下，所要求之報酬率會與 CAPM 之預期報酬率差異變大。另外當股票市場處於明顯多頭行情或空頭行情時，由於投資人害怕市場出現反轉之現象，考慮下方風險之股票系統風險會大幅增加，導致其所要求之報酬率，會遠高於不考慮下方風險所要求之報酬率。對於 CCAPM 模型方面，由其經濟意義可知，對於報酬與消費成長成負相關的資產，因其有平穩消費的功用，投資人願意犧牲一些報酬以得到此資產。因此對於 2000 年至 2004 年這段研究期間，由於加權股價指數大多呈現空頭走勢，股市投資人面對此一波段的震撼，對往後股票投資顯得較為保守。其次，消費習慣不易迅速調整，對非耐久財的消費支出，無法跟上股價下跌的速度，因此由表九中可發現  $\beta^c$  除多頭行情外，都為負值。

表九 CAPM 模型與 D-CAPM 模型之預期報酬率比較

不同類股	$\beta$	$\beta^D$	$\beta^c$	CAPM	D-CAPM	CAPM 與 D-CAPM 之差異
全部股票	1.04	1.20	-0.56	8.49%	9.28%	0.79%
電子類股	1.22	1.33	-1.31	9.49%	10.08%	0.59%
金融類股	1.16	1.26	-0.02	9.18%	9.60%	0.42%
傳統類股	0.94	1.12	-0.24	7.94%	8.91%	0.97%
台灣五十	0.99	1.14	-0.73	8.22%	9.01%	0.79%
摩根台指	1.01	1.15	-0.52	8.32%	9.12%	0.80%
空頭行情	1.12	1.29	-1.23	8.94%	9.86%	0.92%
多頭行情	1.11	1.32	1.16	8.89%	10.00%	1.11%

註：1.表中數字為平均數，無風險利率為 2.74%。

2.在 2000 年 1 月至 2004 年 12 月為止之研究期間中，國內大盤指數之平均月報酬率為負值 (-0.53%)，故本文與 Stulz (1995)、Estrada (2002) 相同，採用長期之市場風險溢酬 5.5%，代替台灣股票市場風險溢酬估計值。

就台灣證券市場之投資人交易習慣，將股票概略區分成「電子類股」、「金融類股」、與「傳統產業類股」之投資組合，和利用摩根台指與台灣五十指數之成分股投資組合，與在多頭或空頭行情時之市場投資組合，大致可發現三點現象：(1)  $\beta^D$  值較  $\beta$  值大。此乃是由於 D-CAPM 之模型設計上僅考慮投資之下方風險；因此當投資人面臨較大之下方風險時，其所要求之預期報酬率將較高。而就其投資行為來看，其對下方風險之關心之程度遠高於整體風險。(2)當投資組合平均市值較大，資訊透明度較佳，且外資法人介入程度較深下，其平均系統風險較低。(3)當害怕投資組合出現反轉之現象時，考慮下方風險之股票系統風險會增加，導致其所要求之報酬率，會遠高於不考慮下方風險所要求之報酬率。

### (五)橫斷面分析-單一因子模型

爲了更精確探討 CAPM 模型風險變數 ( $\sigma$ 、 $\beta$ ) 與 D-CAPM 模型風險變數 ( $\Sigma$  與  $\beta^D$ ) 對平均報酬率之解釋能力，本研究將利用橫斷面之迴歸分析，來研究平均報酬率與個別風險變數間的相關程度。其迴歸式如下列方程式 (12)所示：

$$MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

其中  $MR_i$  為平均報酬率， $RV_i$  為 CAPM 模型與 D-CAPM 模型之風險變數 ( $\sigma$ 、 $\beta$ 、 $\Sigma$  與  $\beta^D$ )， $\alpha_0$  與  $\alpha_1$  為欲估計之參數， $\varepsilon_i$  為殘差項。而其估計結果如表十所示。

表十 不同投資組合風險變數對報酬率之橫斷面分析

風險變數	$\alpha_0$	t-test	$\alpha_1$	t-test	Adjusted $R^2$
<b>A. 全部股票</b>					
$\sigma$	1.74	8.14	-0.13	-9.97	0.17
$\beta$	0.81	5.04	-1.24	-7.49	0.11
$\Sigma$	1.02	6.08	-0.16	-8.45	0.15
$\beta^D$	1.36	7.46	-1.52	-9.66	0.17
<b>B. 電子類股</b>					
$\sigma$	2.84	5.21	-0.18	-5.97	0.17
$\beta$	1.72	4.15	-1.82	-5.18	0.13
$\Sigma$	1.13	2.66	-0.19	-3.61	0.11
$\beta^D$	2.62	6.25	-2.25	-7.32	0.24
<b>C. 金融類股</b>					
$\sigma$	1.52	4.21	-0.12	-4.68	0.41
$\beta$	0.95	3.40	-1.30	-4.05	0.34
$\Sigma$	1.09	4.64	-0.17	-5.47	0.49
$\beta^D$	1.26	3.57	-1.42	-4.06	0.35
<b>D. 傳統類股</b>					
$\sigma$	1.72	8.06	-0.14	-9.90	0.27
$\beta$	0.77	4.36	-1.41	-6.56	0.14
$\Sigma$	1.01	6.53	-0.16	-9.20	0.27
$\beta^D$	1.11	5.23	-1.47	-7.02	0.16

註：1.本研究利用橫斷面之迴歸分析，以  $MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_i + \varepsilon_i$ ，來計算 CAPM 模型之風險變數 ( $\sigma$ 、 $\beta$ ) 與 D-CAPM 模型之風險變數 ( $\Sigma$  與  $\beta^D$ ) 對平均報酬率  $MR_i$  的解釋能力，其中  $\alpha_0$  與  $\alpha_1$  為欲估計之參數， $\varepsilon_i$  為殘差項。此處本文以普通最小迴歸模型 (OLS) 求解參數。

2.研究期間為 1990 年 1 月至 2004 年 12 月為止，共選取 463 家上市公司，其中電子類股有 172 家，金融類股為 33 家，其餘歸屬傳統產業類股，共有 258 家。

### 1.不同類股投資組合比較

由全部股票來看，D-CAPM 之風險變數  $\Sigma$  與  $\beta^D$ ，對於平均報酬率  $MR_i$  之解釋能力分別為 15% 與 17%，而 CAPM 之風險變數  $\sigma$  與  $\beta$  對於平均報酬率  $MR_i$  之解釋能力分別為 17% 與 11%，因此 D-CAPM 中之系統風險變數，對於台灣證券市場之報酬率的預測能力應較 CAPM 為佳。此外在電子類股中，D-CAPM 模型之系統風險變數對於報酬率之解釋能力，明顯的高於 CAPM 模型之解釋能力，顯示對於波動性較大之電子類股，D-CAPM 中之系統風險變數，會有較佳之解釋能力。至於其他金融類股與傳統類股之投資組合來看，也發現以 D-CAPM 模型系統風險變數，來解釋台灣股票市場之報酬率，會較 CAPM 模型準確。

### 2.摩根台指與台灣五十指數之成分股投資組合比較

表十一 台灣五十指數與摩根台指風險變數對報酬率之橫斷面分析

風險變數	$\alpha_0$	t-test	$\alpha_1$	t-test	$R^2$
<b>A. 台灣五十指數</b>					
$\sigma$	2.48	2.31	-0.21	-2.74	0.20
$\beta$	1.60	2.62	-2.01	-3.46	0.28
$\Sigma$	2.39	2.16	-0.29	-2.57	0.18
$\beta^D$	1.20	1.49	-1.41	-2.07	0.12
<b>B. 摩根台指</b>					
$\sigma$	2.90	4.46	-0.24	-5.45	0.30
$\beta$	1.83	4.36	-2.35	-6.01	0.34
$\Sigma$	2.98	4.33	-0.36	-5.26	0.28
$\beta^D$	1.78	3.27	-2.03	-4.46	0.22

註：1.本研究利用橫斷面之迴歸分析，以  $MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_i + \varepsilon_i$ ，來計算 CAPM 模型之風險變數 ( $\sigma$ 、 $\beta$ ) 與 D-CAPM 模型之風險變數 ( $\Sigma$  與  $\beta^D$ ) 對平均報酬率  $MR_i$  的解釋能力，其中  $\alpha_0$  與  $\alpha_1$  為欲估計之參數， $\varepsilon_i$  為殘差項。此處本文以普通最小迴歸模型 (OLS) 求解參數。

2.研究期間為 2000 年 1 月至 2004 年 12 月為止，其中台灣五十指數成份股 33 家，摩根台指成份股為 73 家。

接下來我們將以摩根台指與台灣五十指數之成分股投資組合，進行風險變數對報酬率之橫斷面分析，實證結果如表十一所示。由表中可發現摩根台指之  $\beta$  值為 34%，而台指五十之  $\beta$  值為 28%，約接近 3 成之水準，這符合一般學術界認為 CAPM 對於預期報酬率之解釋能力約有 3 成之結論。然而對於摩



台指與台灣五十指數之成分股投資組合來說，考慮下方風險下 D-CAPM 模型之風險變數 ( $\Sigma$  與  $\beta^D$ )，對於預期報酬率之解釋能力，明顯不如 CAPM 模型之風險變數 ( $\sigma$  與  $\beta$ )。可能之原因是摩根台指與台灣五十指數之成分股，平均市值較大，加上其資訊透明度較佳，在外資法人介入程度較深下，CAPM 模型之風險變數對於預期報酬率之預測，有較佳之解釋能力；相反的，當股價資訊不對稱之情況越明顯時，D-CAPM 模型之風險變數，對於預期報酬率之預測就明顯高於 CAPM 模型<sup>2</sup>。

### 3.空頭市場與多頭市場下之比較

表十二 空頭市場與多頭市場下風險變數對報酬率之橫斷面分析

風險變數	$\alpha_0$	t-test	$\alpha_1$	t-test	$R^2$
<b>A. 空頭市場</b>					
$\sigma$	0.67	-1.77	-0.12	-6.09	0.07
$\beta$	-1.55	-5.81	-1.15	-5.41	0.05
$\Sigma$	-0.24	-0.64	-0.22	-7.07	0.10
$\beta^D$	-1.38	-4.49	-1.13	-5.17	0.05
<b>B. 多頭市場</b>					
$\sigma$	2.64	8.37	0.13	5.84	0.06
$\beta$	3.79	16.10	0.45	2.65	0.01
$\Sigma$	3.39	10.84	0.11	3.24	0.02
$\beta^D$	3.12	11.01	0.89	4.74	0.05

註：1.多頭市場期間係以 2003 年 4 月至 2004 年 2 月為研究期間；空頭市場期間係以 2000 年 1 月至 2001 年 8 月為研究期間。

2.本研究利用橫斷面之迴歸分析，以  $MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_i + \varepsilon_i$ ，來計算 CAPM 模型之風險變數 ( $\sigma$ 、 $\beta$ ) 與 D-CAPM 模型之風險變數 ( $\Sigma$  與  $\beta^D$ ) 對平均報酬率  $MR_i$  的解釋能力，其中  $\alpha_0$  與  $\alpha_1$  為欲估計之參數， $\varepsilon_i$  為殘差項。此處本文以普通最小迴歸模型 (OLS) 求解參數。

此外本文再針對市場之多頭行情與空頭行情下，進行風險變數對報酬率橫斷面分析，實證結果如表十二所示。結果發現當市場處於空頭行情時，

<sup>2</sup> 目前文獻大多指出，當資訊不對稱之情形存在時，資訊交易者由於擁有較其他交易者更多的資訊，因此可藉由分析資訊後，判別市場價格高估或低估，進而獲利，有許多文獻支持資訊交易者可獲得超額報酬之看法，例如 Fowler and Rorke (1984)。另外資訊不對稱與報酬波動性關聯性之研究上，Copeland and Galai (1983) 認為當資訊不對稱越嚴重時，股票報酬波動性會越大；Foster and Viswanathan (1994) 認為資訊不對稱越嚴重時，則股市的波動性越大。至於考慮資訊不對稱情況下，在資訊透明度較佳之股票投資組合上，何種風險變數對報酬率之橫斷面分析，可以提供較佳解釋能力，就作者所知，目前文獻尚無相關之實證成果。

D-CAPM 之  $\Sigma$  風險變數解釋能力較 CAPM 之  $\sigma$  要來的高，這顯示投資人在空頭市場時，會更加注重下方風險。另外 D-CAPM 之  $\beta^D$  係數，在空頭行情時，對於預期報酬率之解釋能力，會等於 CAPM 模型之  $\beta$  係數；另外在多頭市場時，D-CAPM 之  $\beta^D$  係數，對於預期報酬率之解釋能力，會優於 CAPM 模型之  $\beta$  係數。因此可以論證考慮下方風險後的  $\beta^D$  係數值，應較原來 CAPM 模型之  $\beta$  係數，可以提供投資人更佳之股票報酬解釋能力<sup>3</sup>。

#### 4. CCAPM 模型在不同類股之進行 $\beta^c$ 對報酬率橫斷面分析

接下來針對  $\beta^c$  與報酬率進行迴歸分析，由表十三可以發現，其解釋能力除台指五十外，其餘皆較 CAPM 為差。而楊晶雯 (1991) 以 CAPM 模型與 CCAPM 模型針對台灣之五種產業針對台灣市場做實證研究亦發現 CAPM 之  $\beta > 0$ ，而 CCAPM 之  $\beta < 0$ ，且 CAPM 模型對報酬之解釋能力上優於 CCAPM 模型，與本研究結果類似。

表十三 CCAPM 模型在不同類股之進行  $\beta^c$  對報酬率橫斷面分析

	$\alpha_0$	t-test	$\alpha_1$	t-test	Adjusted $R^2$
全部股票	0.01	0.09	0.54	7.03	0.09
電子類股	-1.13	-4.98	0.02	0.15	0
金融類股	0.56	2.84	-0.03	-0.13	0
傳統類股	0.15	1.82	0.42	3.38	0.04
台灣五十	0.23	0.92	0.87	3.74	0.31
摩根台指	-0.19	-1.10	0.71	3.92	0.17
空頭行情	-2.71	-19.85	0.11	2.38	0.01
多頭行情	4.37	30.29	-0.05	-1.58	0.01

註：1. CCAPM 模型之系統風險方程式計算如下：
$$\beta_i = \frac{\sigma_{ic}}{\sigma_c^2} = \frac{E[(R_i - \mu_i)(R_c - \mu_c)]}{E[(R_c - \mu_c)^2]}$$
，其中  $R_c$

代表實質消費成長率。

2. 研究期間為 2000 年 1 月至 2004 年 12 月為止。

#### (六) 橫斷面分析—多因子模型

最後，本研究分別利用風險變數對報酬率之橫斷面複迴歸與多元迴歸的統計方法，來檢視四個風險變數和投資預期報酬率間的關聯性，迴歸式分別如

<sup>3</sup> 除了 OLS 估計外，本文亦曾考慮異質變異數的設定，而其估計結果與 OLS 並無太大差異。

(13)、(14)式所示：

$$MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \varepsilon_i \quad (13)$$

$$MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \alpha_3 RV_{3i} + \alpha_4 RV_{4i} + \varepsilon_i \quad (14)$$

其中 $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$ 與 $\alpha_4$ 為欲估計之係數， $RV_{1i}$ 、 $RV_{2i}$ 、 $RV_{3i}$ 與 $RV_{4i}$ 為風險變數。在風險變數的選擇上，本研究利用 Estrada (2002) 之方法，在複迴歸之自變數上，分別以兩組不同模型所估計出之 $\sigma$ 、 $\Sigma$ 與 $\beta$ 、 $\beta^D$ 為依據，並利用橫斷面分析方法，比較標準差或系統風險係數對於平均報酬之解釋能力。而在多元迴歸方面，則將4個自變數加以連結，並針對不同投資組合情況進行分析。

表十四 風險變數對報酬率之複迴歸分析

$MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \varepsilon_i$								
	$RV_{1i} / RV_{2i}$	$\alpha_0$	t-test	$\alpha_1$	t-test	$\alpha_2$	t-test	adjusted $R^2$
全部股票	$\sigma / \Sigma$	2.14	10.29	0.18	3.53	-0.51	-6.27	0.26
	$\beta / \beta^D$	1.36	6.11	-1.01	-2.19	-0.50	-1.03	0.14
電子類股	$\sigma / \Sigma$	1.76	2.96	0.19	2.28	-0.54	-4.25	0.18
	$\beta / \beta^D$	1.08	2.05	-0.08	-0.08	-1.61	-1.73	0.10
金融類股	$\sigma / \Sigma$	0.84	1.17	0.68	2.66	-1.05	-2.93	0.09
	$\beta / \beta^D$	1.30	1.84	1.91	1.15	-2.34	-1.49	0
傳統類股	$\sigma / \Sigma$	2.17	10.41	0.16	2.53	-0.44	-4.52	0.29
	$\beta / \beta^D$	1.24	5.06	-0.76	-1.41	-0.41	-0.73	0.11
摩根台指	$\sigma / \Sigma$	2.93	4.26	-0.22	-1.20	-0.03	-0.13	0.28
	$\beta / \beta^D$	1.09	2.13	-4.79	-4.36	2.78	2.36	0.38
台灣五十	$\sigma / \Sigma$	2.40	2.16	-0.36	-0.93	0.22	0.39	0.15
	$\beta / \beta^D$	0.46	0.67	-5.77	-4.03	4.29	2.82	0.41
空頭市場	$\sigma / \Sigma$	-0.25	-0.65	0.15	2.20	-0.45	-4.13	0.11
	$\beta / \beta^D$	-1.41	-4.58	-0.79	-1.82	-0.42	-0.95	0.06
多頭市場	$\sigma / \Sigma$	2.72	9.12	0.64	9.02	-0.75	-7.46	0.17
	$\beta / \beta^D$	2.96	10.31	-0.98	-2.91	1.85	4.89	0.06

註：1.本研究利用橫斷面之複迴歸分析，以 $MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \varepsilon_i$ ，來計算兩種總風險變數（ $\sigma$ 、 $\Sigma$ ）與兩種系統風險變數（ $\beta$ 與 $\beta^D$ ）對平均報酬率 $MR_i$ 的解釋能力，其中 $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 與 $\alpha_2$ 為欲估計之參數， $\varepsilon_i$ 為殘差項。

2.研究期間為2000年1月至2004年12月為止。

由表十四之複迴歸分析來看，在全部股票、電子類股、金融類股與傳統

類股上，利用 Beta 值對於平均報酬率的解釋能力，顯然低於利用標準差的解釋能力。另外在台灣五十指數與摩根台指上，利用系統風險值來解釋平均報酬率的能力，遠高於其它不同之投資組合，且解釋能力反而高於標準差的解釋能力。此外，在股市具有明顯的多頭市場或空頭市場的趨勢時，利用標準差或系統風險係數對於平均報酬之解釋能力則大幅下降，此時投資人更應重視其它影響股票報酬的因素。

而由表十五之多元迴歸統計分析，可以發現台灣五十指數與摩根台指可以提供較高之預測能力，分別達到 48%與 44%；各種類股組合以四個風險變數來解釋股市報酬，約在 2~3 成之間。另外，當市場處於多空頭行情時，解釋股市報酬能力偏低，約在 2 成，因此可以發現，不論是 CAPM 模型或是 D-CAPM 模型，除了一些特別之標的物外，要作為預期報酬率之預測值仍有一定之難度。

表十五 風險變數對報酬率之多元迴歸分析

$MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \alpha_3 RV_{3i} + \alpha_4 RV_{4i} + \varepsilon_i$												
	$RV_{1i} / RV_{2i} /$ $RV_{3i} / RV_{4i}$	$\alpha_0$	t-test	$\alpha_1$	t-test	$\alpha_2$	t-test	$\alpha_3$	t-test	$\alpha_4$	t-test	adjusted $R^2$
全部股票	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	1.83	8.65	0.29	5.19	-0.71	-8.19	-2.48	-5.46	2.85	5.20	0.30
電子類股	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	1.80	3.05	0.35	3.35	-0.69	-4.45	-2.42	-2.25	1.46	1.33	0.21
金融類股	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	0.84	1.13	0.69	2.25	-1.07	-2.54	-0.20	-0.11	0.35	0.14	0.20
傳統類股	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	1.71	8.03	0.18	2.74	-0.63	-6.20	-1.86	-3.81	3.36	5.66	0.36
摩根台指	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	2.09	3.22	0.34	1.65	-0.81	-2.59	-5.99	-4.64	5.70	3.89	0.44
台灣五十	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	1.79	1.75	0.31	0.86	-0.82	-1.53	-6.43	-4.12	6.90	3.56	0.48
空頭市場	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	-0.48	-1.19	0.28	3.23	-0.62	-4.84	-1.36	-2.55	1.09	2.14	0.12
多頭市場	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	2.53	8.43	0.64	9.33	-0.98	-9.25	-1.35	-3.60	2.74	5.08	0.22

註：1.本研究利用橫斷面之複迴歸分析， $MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \alpha_3 RV_{3i} + \alpha_4 RV_{4i} + \varepsilon_i$ ，來計算四種風險變數（ $\sigma$ 、 $\Sigma$ 、 $\beta$ 與 $\beta^D$ ）對平均報酬率 $MR_i$ 的解釋能力，其中 $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$ 與 $\alpha_4$ 為欲估計之參數， $\varepsilon_i$ 為殘差項。  
2.研究期間為 2000 年 1 月至 2004 年 12 月為止。

綜合上述分析，在外資及法人投資比重較高的個股上，CAPM 模型或是 D-CAPM 模型，對於平均報酬具有較佳之解釋能力；至於對其它個股之解釋能力偏低之理由，可能在於台灣股市投資人散戶比重較高，其具有投資期間短、熱衷追逐熱門股之投資習性，因此投資決策較不可預測。相反的，法人及外資的投資決策較為嚴謹與長線佈局，因此其主要投資之標的物為台灣五十指數與摩根台指成分股，因此利用 CAPM 模型或是 D-CAPM 模型，對於預期報酬率之預測，會有較佳之解釋能力。

## 伍·結論

本研究為國內首篇在僅考慮下方風險的情況下，利用 Estrada (2002) 提出之 D-CAPM 模型，針對台灣股票市場進行風險報酬關聯性研究，同時比較 CAPM 模型與 D-CAPM 模型，解釋平均報酬能力之實證論文。經由檢驗國內 463 家上市公市公司股價資料，並依投資人交易習慣分成「電子類股」、「金融類股」、與「傳統產業類股」等三種投資組合後發現，CAPM 對於市場風險與報酬的解釋能力，整體而言仍然偏弱，而考慮下方風險之 D-CAPM，除在本質上，風險變數之選擇上較符合投資人之投資行為外，實證結果亦發現 D-CAPM 對於台灣證券市場之報酬率的預測能力應較 CAPM 為佳。此外本研究發現當股價在資訊不對稱之情況越明顯時，D-CAPM 模型之風險變數對於預期報酬率之預測能力，明顯高於 CAPM 模型；而當股價資訊透明度越佳時，例如以新加坡摩根台指成分股及台灣五十指數成分股作為投資組合時，CAPM 模型之風險變數對於預期報酬率之預測，就明顯高於 D-CAPM 模型。由於摩根台指成分股及台灣五十指數成分股之標的企業，為具有國際間高知名度，加上其財務透明度亦高之情況下，投資人會呈現理性的投資行為，較符合 CAPM 模型中風險中立之假設，因此以 D-CAPM 模型進行研究時所產生之預測能力效果，則較不顯著。另一方面，當股市處於多頭或空頭之行情下，由於投資人害怕市場出現反轉之現象，因此對於必要報酬率之要求，明顯會高於一般行情下的報酬，此時投資人之行為偏重於考量下方風險，因此利用 D-CAPM 模型，來對預期報酬率進行預測，將較 CAPM 模型來的有效。

本文之研究成果，可提供投資人選股或基金經理人於進行投資組合決策時之參考，另外在加入考慮下方風險之風險變數後，則更能有效評估投資組合管理人之績效。

## 參考文獻

- 柳文龍，「台灣股市上市公司股權成本之估計—CAPM 與 APT 模型之比較與應用」，國立中興大學經濟研究所碩士論文，1988 年。
- 楊晶雯，「考慮不確定因素下，消費基礎的資產定價模式—台灣地區時間數列之實證分析」，國立政治大學經濟研究所碩士論文，1991 年。
- Black, F., "Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing", *Journal of Business*, (45), 1972, pp.444-445.
- Brealey, R. and S. Myers, "Principles of Corporate Finance", 6<sup>nd</sup> ed., New York: McGraw-Hill, 2000.
- Breedem, D.T., "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities", *Journal of Financial Economics*, 7, 1979, pp.265-296.
- Brigham, E. F., and M. C. Ehrhardt, "Financial Magement: Theory and Practice", 6<sup>nd</sup> ed. ,Mason, OH: South-Western, 2002.
- Chen, N. F., T. E. Copeland, and D. Mayers, "A Comparison of Single and Multifactor Portfolio Performance Methodologies", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.22(4), 1987, pp. 401-417.
- Copeland, T., and D. Galai, "Information Effect on the Bid-Ask Spread", *Journal of Finance*, (38), 1983, pp.1457-1469.
- Dimson, E., P. R. Marsh and M. Staunton, "Triumph of the Optimist", Princeton University Press, 2002.
- Estrada, J., "Systematic Risk in Emerging Market: The D-CAPM", *Emerging Market Review*, (4), 2002, pp.365-379.
- Fabozzi, F.J and J.C. Francis, "Mutual Fund Systematic Risk for Bull and Bear Market: An Empirical Examination", *The Journal of Finance*, (34), 1979, pp.1243-1250. \
- Fama, E. F., and K. R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, (47), 1992, pp.427-465.
- Fama, E. F., and K. R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, (33), 1993, pp.3-56.
- Fama, E.F., and K.R. French, "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns", *Journal of Finance*, (50), 1995, pp.131-155.
- Fama, E.F., and K.R. French, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *Journal of Finance*, (51), 1996, pp.55-84.
- Foster, F. and S. Viswanathan, "Strategic Trading with Asymmetrically Informed Trader and Long Lived Information", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (29), 1994, pp.499-518.
- Fowler, D. J., and C. H. Rorke, "Insider Trading Profits in the Canadian Equity Market", Working Paper, York University, Canadian, 1984.

- Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, (47), 1965, pp.13-37.
- Markowitz, H., "Foundation of Portfolio Theory", *Journal of Finance*, (46), 1991, pp.469-477
- Markowitz, H., "Portfolio Selection", *Journal of Finance*, (7), 1952, pp.77-91
- Merton, R. C., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, (41), 1973, pp.867-887.
- Mossin, J., "Equilibrium in a Capital Asset Market", *Econometrica*, (10), 1966, pp.768-783
- Ross, S.A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing", *Journal of Economic Theory*, (13), 1976, pp. 341-360.
- Sharpe, W., "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, (19), 1964, pp.425-442.
- Siegel, J.J., "Stocks for the Long Run", 2<sup>nd</sup> ed., New York : McGraw-Hill,1998.
- Stulz, R., "Globalization of Capital Markets and the Cost of Capital : The Cost of Nestle", *Journal of Applied Corporate Finance*, Fall, 1995, pp. 30-38.

## 附錄

附表一 不同類股CAPM  $\beta$  值與D-CAPM  $\beta^D$  值之敘述統計 (2000年~2004年)

	全部股票		電子類股		金融類股		傳統類股	
	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$	$\beta$	$\beta^D$
平均數	1.04	1.20	1.22	1.33	1.16	1.26	0.94	1.12
標準差	0.40	0.38	0.29	0.29	0.34	0.36	0.42	0.40
偏態	0.12	0.20	-0.17	0.10	0.14	0.09	0.52	0.48
峰態	-0.39	-0.03	0.66	0.36	0.10	1.62	-0.15	0.05
股票數目	474	474	149	149	26	26	299	299

註：1.以 2000 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日為止，合計五年的交易期間，並以國內上市公司個股之月報酬率為樣本資料。

2.本研究將將股票概略區分成「電子類股」、「金融類股」、與「傳統產業類股」等三種投資組合，共選取 474 家上市公司，其中電子類股有 149 家，金融類股為 26 家，其餘歸屬傳統產業類股 299 家。

由於國內電子類股在 2000 年網路泡沫化之前，市場追價意願強烈，股價大幅走高，然而隨著網路泡沫化產生後，科技類股面臨下修之壓力導致投資風險增加，因此本研究亦一併將 2000 年 1 月至 2004 年 12 月之期間結果列於附

表一，除了能與摩根台指成分股，及台灣五十指數成分股進行分析比較外，亦可同時比較是否隨著時間經過，CAPM 模型與 D-CAPM 模型所估計之系統風險值，是否仍然一致。實證結果發現在各類股投資組合中仍以電子類股之  $\beta$  與  $\beta^D$  之平均值為最大，傳統類股為最小，與表一呈現類似之結果。此乃是由於電子類股之波動性大，系統風險均較其它類股為高，當投資人欲以電子類股作為投資標的時，所要求之必要報酬率相對的高於其他類股。此外本研究亦檢定在不同類股之投資組合下  $\beta$  與  $\beta^D$  是否有顯著之差異，其結果如附表二所示，我們可以發現在不同類股之投資組合下， $\beta$  與  $\beta^D$  存在著顯著之差異。

附表二 不同類股 CAPM  $\beta$  值與 D-CAPM  $\beta^D$  值之差異性檢定

	全部股票 $\beta$	電子類股 $\beta$	金融類股 $\beta$	傳統類股 $\beta$
全部股票 $\beta^D$	-6.02***			
電子類股 $\beta^D$		-3.05***		
金融類股 $\beta^D$			-1.69**	
傳統類股 $\beta^D$				-5.22***

註：表內數字為 Z 值。顯著水準為 0.01 時，拒絕域： $Z > 2.33, Z < -2.33$ ；顯著水準為 0.05 時，拒絕域： $Z > 1.645, Z < -1.645$ ；顯著水準為 0.1 時，拒絕域： $Z > 1.28, Z < -1.28$ 。\*\*\*代表在顯著水準 0.01 下，平均數有顯著差異。\*\*代表在顯著水準 0.05 下，平均數有顯著差異。\*代表在顯著水準 0.1 下，平均數有顯著差異。

此外，為了使研究之期間有一致性，並且能與表九之 CAPM 模型與 D-CAPM 模型之預期報酬率比較進行比較，因此本研究將各類股之不同投資組合於 1990 年 1 月至 2004 年 12 月之研究期間結果列於附表三之中，來進行比較。由附表三中亦可發現電子類股與金融類股之 CAPM 與 D-CAPM 之預期報酬率差異為最小，此結果與表九相似。

附表三 CAPM 模型與 D-CAPM 模型之預期報酬率比較

不同類股	$\beta$	$\beta^D$	$\beta^c$	CAPM	D-CAPM	CAPM 與 D-CAPM 之差異
全部股票	0.91	1.10	-0.75	7.75%	8.79%	1.04%
電子類股	1.12	1.31	-1.61	8.90%	9.95%	1.05%
金融類股	0.83	0.98	0.04	7.31%	8.14%	0.83%
傳統類股	0.78	0.98	-0.27	7.05%	8.17%	1.11%

註：1.表中數字為平均數，無風險利率為 2.74%。

2.在 1990 年 1 月至 2004 年 12 月為止之研究期間中，國內大盤指數之平均月報酬率為負值 (-0.25%)，且為了與 2000 年 1 月至 2004 年 12 月之研究期間進行比較，故本文與



Stulz (1995)、Estrada (2002) 相同，採用長期之市場風險溢酬 5.5%，代替台灣股票市場風險溢酬估計值。

除此之外，本研究亦針對研究期間 1990 年 1 月至 2004 年 12 月之研究期間下 CCAPM 模型在不同類股之進行  $\beta^c$  對報酬率橫斷面分析、風險變數對報酬率之複迴歸分析，與風險變數對報酬率之多元迴歸分析進行實證研究，其結果分別列於附表四至附表六之中。

附表四 CCAPM 模型在不同類股之進行  $\beta^c$  對報酬率橫斷面分析

	$\alpha_0$	t-test	$\alpha_1$	t-test	Adjusted $R^2$
全部股票	-0.20	-3.10	0.16	3.92	0.03
電子類股	-0.06	-0.34	0.17	2.37	0.03
金融類股	-0.18	-1.07	-0.11	-0.47	0
傳統類股	-0.24	-4.05	0.31	4.57	0.07

註：1. CCAPM 模型之系統風險方程式計算如下：
$$\beta_i = \frac{\sigma_{ic}}{\sigma_c^2} = \frac{E[(R_i - \mu_i)(R_c - \mu_c)]}{E[(R_c - \mu_c)^2]}$$
，其中

$R_i$  代表實質消費成長率。

2. 研究期間為 1990 年 1 月至 2004 年 12 月為止。

附表五 風險變數對報酬率之複迴歸分析

$MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \varepsilon_i$								
	$RV_{1i} / RV_{2i}$	$\alpha_0$	t-test	$\alpha_1$	t-test	$\alpha_2$	t-test	adjusted $R^2$
全部股票	$\sigma / \Sigma$	1.86	8.67	-0.10	-5.97	-0.08	-3.29	0.20
	$\beta / \beta^D$	1.46	7.92	1.18	2.90	-2.58	-6.49	0.18
電子類股	$\sigma / \Sigma$	2.90	5.22	-0.17	-4.61	-0.03	-0.57	0.17
	$\beta / \beta^D$	2.57	6.21	1.78	2.41	-3.75	-5.43	0.26
金融類股	$\sigma / \Sigma$	2.28	3.38	-0.16	-1.78	-0.04	-0.36	0.32
	$\beta / \beta^D$	2.30	4.03	0.17	0.19	-2.68	-2.69	0.36
傳統類股	$\sigma / \Sigma$	1.61	7.39	-0.10	-3.80	-0.06	-2.07	0.28
	$\beta / \beta^D$	1.08	4.97	-0.32	-0.64	-1.18	-2.39	0.16

註：1. 本研究利用橫斷面之複迴歸分析，以  $MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \varepsilon_i$ ，來計算兩種

總風險變數 ( $\sigma$ 、 $\Sigma$ ) 與兩種系統風險變數 ( $\beta$  與  $\beta^D$ ) 對平均報酬率  $MR_i$  的解釋能力，其中  $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$  與  $\alpha_2$  為欲估計之參數， $\varepsilon_i$  為殘差項。

2. 研究期間為 1990 年 1 月至 2004 年 12 月為止。

附表六 風險變數對報酬率之多元迴歸分析

$MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \alpha_3 RV_{3i} + \alpha_4 RV_{4i} + \varepsilon_i$												
	$RV_{1i} / RV_{2i} /$ $RV_{3i} / RV_{4i}$	$\alpha_0$	t-test	$\alpha_1$	t-test	$\alpha_2$	t-test	$\alpha_3$	t-test	$\alpha_4$	t-test	adjusted $R^2$
全部股票	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	2.06	9.46	-0.07	-2.90	-0.07	-3.03	1.45	3.62	-1.83	-4.39	0.22
電子類股	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	3.18	6.09	-0.11	-2.48	0.08	1.27	2.55	3.23	-3.77	-5.12	0.28
金融類股	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	2.21	3.38	0.09	0.60	-0.18	-1.26	1.09	0.95	-3.29	-1.95	0.36
傳統類股	$\sigma / \Sigma /$ $\beta / \beta^D$	1.51	6.64	-0.12	-3.92	-0.09	-2.54	0.27	0.52	0.40	0.77	0.29

註：1.本研究利用橫斷面之複迴歸分析， $MR_i = \alpha_0 + \alpha_1 RV_{1i} + \alpha_2 RV_{2i} + \alpha_3 RV_{3i} + \alpha_4 RV_{4i} + \varepsilon_i$ ，來計算四種風險變數（ $\sigma$ 、 $\Sigma$ 、 $\beta$ 與 $\beta^D$ ）對平均報酬率 $MR_i$ 的解釋能力，其中 $\alpha_0$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\alpha_3$ 與 $\alpha_4$ 為欲估計之參數， $\varepsilon_i$ 為殘差項。

2.研究期間為 1990 年 1 月至 2004 年 12 月為止。

# An Investigation on the Risk-Return Relationship in Taiwan Stock Market : The D-CAPM Approach

JIAN-HSIN CHOU, ZHEN-YU CHEN, JING-CHING PAN \*

## ABSTRACT

This paper takes the downside risk into account in the D-CAPM model proposed by Estrada (2002) to investigate the risk-return relationship in Taiwan stock market. In addition, we compare the explanatory power of several stock portfolios by using the betas from CAPM and downside betas from D-CAPM model. The empirical results show that: First, the systematic risk estimated from D-CAPM model is larger than the risk obtained from CAPM model. Second, in Electronic Sector stock portfolio, the risk variables ( $\beta^D$ ) based on D-CAPM model clearly have greater explanatory power than those based on CAPM model. Third, in the constituent stocks for Taiwan 50 index and MSCI Taiwan index usually considered to have better information transparency, we find that the risk variables ( $\sigma$  and  $\beta$ ) based on CAPM model have better capabilities of explaining the average returns than the risk variables ( $\sum$  and  $\beta^D$ ) based on D-CAPM model.

Keywords: CAPM, D-CAPM, risk variables

---

\* Jian-Hsin CHOU, Associate Professor, Department of Finance, National Kaohsiung First University of Science and Technology. Zhen-Yu CHEN, Doctoral Student, Institute of Management, National Kaohsiung First University of Science and Technology. Jing-Ching PAN, Assistant Manager, JPMorgan Fleming Asset Management.