

重新檢視 IPO 釋股決策～門檻模型的應用

A Reexamination of IPO Strategy: An Application of the Threshold Model

胡德中，Te-Chung Hu*

實踐大學國際企業系副教授

曾曉萍，Hsiao-Ping Tsen

中山大學財務管理研究博士候選人

崑山科技大學財務金融系講師

馬黛，Tai Ma

中山大學財務管理學系教授

摘 要

本文應用 Hansen(2000)的門檻模型 (threshold model)，檢視胡德中、馬黛 (民 93) IPO 決策模型的幾個重要推論。除了驗證景氣變化與折價及釋股規模間均具有非線性關係外，也進一步確認「擇時發行」是發行公司最為重要的決策關鍵。此外，我們的實證結果發現當中籤率愈低時，折價幅度顯著較大，此現象可做為認購風潮的部分證據。最後，我們也觀察高折價公司長期績效的表現，發現高折價公司未來雖然會有比較好的盈餘表現，但其長期持股報酬率卻不盡理想，隱涵上市初期，市場對於公司評價有過分高估的情形，此點似乎證實折價確實會受到市價偏誤的影響。

* 聯繫作者：胡德中，實踐大學國際企業系，高雄縣 845 內門鄉大學路 200 號。電話：(07) 6678888-4230；E-mail：huder@anet.net.tw。

壹、前言

有關初次公開發行（IPO）折價的相關文獻討論非常多，雖然其對折價的解釋或有不同，但對折價的定義卻都是一致的，即認為 IPO 折價是上市價與承銷價間的差距。在胡德中、馬黛（民 93）的兩期釋股模型中，將傳統 IPO 折價區分為兩個部分：承銷價訂價偏誤與市價偏誤。藉由這樣的區別，可以將文獻中有關景氣與折價間不同觀點的解釋予以合理化。Ibbotson and Jaffe（1975）、Ritter（1984）及 Ibbotson、Sindelar and Ritter（1988）發現市場景氣熱絡時，IPO 股票之初期報酬會較市場景氣不熱絡時來得高。詹文萍（民 84）以台灣股市為樣本，發現市場熱絡時上市股票之承銷價與公司價值呈正向關係。而許馨文（民 93）認為承銷價格與市場景氣間呈反向關係。胡德中、馬黛（民 93）指出承銷價訂價偏誤會隨著景氣熱絡而縮小，與 Rock（1986）、Chemmanur（1993）認為市場景氣熱絡，發行公司可以減少補償逆選擇成本的說法一致。至於市價偏誤與景氣間的非線性關係，則與 Ma（1999）主張折價除了受到承銷價訂價影響外，也受到市價影響的觀點相呼應。此外，胡德中、馬黛（民 93）將 IPO 訂價決策納入了股權結構的考量，得到股權結構與市場景氣間的非線性關係，此結果比 Bolton and Thadden（1998）所得到的線性關係論述，似乎更能符合現實之狀況，也更能與 Welch and Ritter（2002）之論點相契合。胡德中、馬黛（民 93）的重要論述如下：

1. 折價與市場景氣並非單純地線性關係：隨著市場景氣熱絡程度的增加，折價幅度呈現先遞增、再遞減的趨勢，顯示折價除了會受到發行公司本身對於承銷價低估意願的影響外，也同時會受到市場景氣變化對公司評價改變的影響。因此加入未來市價的分析，將有助於吾人對於折價變化具有更完整的瞭解。此外，景氣循環與折價間應存在有領先、落後的關係。換言之，「擇時發

行」應該是發行公司重要的決策問題¹，這樣的結果也合理解釋了IPO折價跨期波動現象²。

2. 釋股時機的選擇：隨著市場景氣熱絡程度的增加，釋股比例呈現先遞減、再遞增的趨勢，因此釋股比例與景氣變化的關係，並非如 Bolton and Thadden (1998) 所預測僅為一單純線性關係。胡德中、馬黛 (民 93) 認為在市場景氣低迷的狀況下，市場景氣的好轉，會使得控制權利益增加的價值，大於現金流量所增加的價值，因此發行公司會選擇減少釋股比例。而隨著市場景氣的持續熱絡，釋股所產生的現金流量價值愈來愈大，當現金流量價值大於控制權利益時，發行公司自然會開始增加釋股比例，以取得最大的總價值。
3. 高、低品質公司的決策行為：在釋股態度上，低品質公司往往會趁著市場景氣熱絡時機，於初次公開發行市場大量釋股；但高品質公司則會出現惜售的現象，減少初次公開發行之釋股規模。在訂價策略方面，高品質公司傾向於訂出較低的承銷價，希望以較大折價幅度做為投資人對於公司品質進行調查之誘因或是成本的補償，符合訊號模型論點³。另一方面，低品質公司承銷價訂價偏誤的幅度則是相對較小。
4. 認購風潮：隨著認購訊號增加，創設股東利益呈現遞增的趨勢，且認購訊號

¹ Ibbotson and Jaffe (1975)、Ibbotson, Sindeler, and Ritter (1988, 1994) 與 Lowry and Schwert (2002) 發現 IPO 的數量與折價出現循環的現象，且有領先、落後的關係。Welch and Ritter (2002) 報導 1980 年至 2001 年美國 IPO 的折價與數量，也同樣出現循環的情形，對此他們提出所謂的半理性 (semi-rational) 理論，即企業主對公司之評價大多源於其所認知之公司基本價值，因此當公開市場開始改變公司交易價值時，並不會立即被企業主所完全接收，使得企業主的評價與市場的評價產生落差，造成企業主往往在公開市場整體評價上升後才開始賣股票。

² Boehmer and Fische (2001) 指出目前探討 IPO 折價與分配的各種理論，尚無法合理解釋 IPO 折價跨期波動現象。事實上，IPO 市場普遍存在 IPO 折價跨期波動的情形，以美國的 IPO 案例來說，1990 年的 IPO 平均折價為 9.5%，但在 2000 年，則高達 57.3%。

³ 訊號模型的學者如 Welch (1989)、Chemmanur (1993)、Allen and Faulhaber (1989) 以及 Grinblatt and Hwang (1989) 等認為發行公司會利用 IPO 折價來向市場宣告其公司之品質，而只有品質好的發行公司才有能力以高額的 IPO 折價作為訊號，因此主張折價可以做為確認公司品質之訊號。

愈多，遞增幅度也愈大。這種現象反映了參與初次公開發行的投資人，對於公司品質正面評價之訊息，會對次級市場投資人產生訊息傳遞效果，造成投資人盲目地以過份高估的價格購入公司股權，形成追價風潮，進而使得創設股東整體利益大幅度地增加。

由於胡德中、馬黛（民 93）所提出的新的觀察與論述，並未以實際資料進行實證之驗證，因此本文希望能針對其實證涵義，進行後續的實證研究分析。有鑑於景氣變數在模型中的關鍵地位，因此我們利用 Hansen(2000)所發展的門檻模型（threshold model），以景氣變數為門檻變數，分別觀察景氣變化與折價、承銷價訂價偏誤與市價偏誤間之非線性關係，同時我們也驗證模型推論中各變數對折價與釋股比例的影響情形。實證結果顯示隨著初級市場反應係數的增加，折價幅度呈現先遞增再遞減的趨勢，與推論中兩者存有有非線性關係的觀點相符。而釋股比例與初級市場反應係數間的非線性關係，也得到實證上的支持。

貳、實證研究假說

根據胡德中、馬黛（民 93）模型的分析與推論，我們將其整理成以下幾項實證假說。

一、控制市場景氣狀況

市場景氣熱絡與否，對於 IPO 折價與發行公司的釋股策略具有決定性的影響。胡德中、馬黛（民 93）以模型將折價幅度區分為「承銷價訂價偏誤與市價偏誤」兩部分，並確認 Rock（1986）及 Chemmanur（1993）的看法，亦即隨著市場景氣熱絡程度的增加，發行公司低估承銷價的意願將會降低。至於市價偏誤幅度的變化，並沒有隨著市場景氣熱絡程度的增加而一味地增加。因此他們建議

應該將市場景氣狀況分為好壞兩類，觀察其間折價幅度的變化情形，並預期在景氣較不熱絡的階段，隨著市場景氣好轉，折價幅度也隨之增加；但另一方面，在景氣熱絡階段，隨著市場熱度持續增加，折價幅度反而開始下降。

如果控制市場對折價反應係數這項變數，胡德中、馬黛（民 93）也發現折價與釋股規模並非單純地線性關係，事實上，在 Booth & Chua（1996）與 Giudici and Paleari（1999）、馬黛、胡德中（民 92）實證研究中所出現的「折價與釋股規模具有同方向變化關係」，應該屬於景氣較為熱絡情況下的結果。因此，他們同樣建議後續實證研究一個比較穩健的作法是，先區隔市場景氣狀況，再來檢視不同環境下折價與股權分散程度的方向。

二、認購風潮與產業特性

初級市場投資者藉由認購訊號，將其訊息內涵傳遞給次級市場投資者，而認購訊號愈多，對於創設股東整體利益的單位貢獻度也愈大。由於公開申購配售的對象為一般非訊息投資者，較有可能出現非理性行為，因此如果要驗證此種訊息傳遞效果，建議可以觀察當市場景氣達到高峰時，公開申購配售的中籤率是否也同步達到最低？

胡德中、馬黛（民 93）的模型也指出不同技術與產業特性會對折價與釋股產生影響。傳統產業或是技術進入門檻不高的產業，承銷價會訂得相對較高，創設股東保留的剩餘股權也會較少。陳軒基、葉秀娟、陳右超（民 92）與馬黛、胡德中（民 92）針對台灣 IPO 實證的研究，均得到電子產業折價幅度較高的結論。至於產業別對創設股東保留股權比例的影響，則有待進一步調查與研究。一般而言，投資人傾向於關心公司未來價值，而非過去的歷史成本，因此對於具有較高保留價值的傳統產業而言，釋股募資將相對不利；至於具有未來性的新興產業，由於可提供投資人追價題材，IPO 釋股將是募資的最佳手段。在台灣，高科技電子產業於 90 年代蓬勃發展，因此可以檢視此時期電子與其他產業的 IPO 案，是否出現顯著差異？

三、長期績效的特徵

如果我們比較胡德中、馬黛（民 93）的〔圖 1〕與〔圖 2〕，不難發現 IPO 熱潮會伴隨在高折價時期之後才出現，此論點與 Lowry and Schwert（2002）的實證結果相呼應。根據胡德中、馬黛（民 93）的解釋，認為當 IPO 處於市場景氣相對熱絡的環境下，若發行公司屬於高品質公司，而外界也給予公司品質正面評價時，發行公司往往會採取減少公開發行釋股之策略。隱涵參與 IPO 熱潮的發行公司中，屬於高品質公司的比例將相對較少，使得投資人陷於「逆選擇」的機率偏高。此種「逆選擇」的情形，說明了 Baker and Wurgler (1999)所觀察到的實證現象，即在 IPO 熱潮之後，繼之而來的是普遍績效不彰的股價表現。這種「逆選擇」的情況也出現在該文總釋股比例的變化上，因此胡德中、馬黛（民 93）的推論是：只有好公司的創設股東，才會儘可能保留較多的剩餘股權，以維持公司之控制權。因此我們將觀察創設股東股權比例與公司長期績效的關聯性，並預期兩者為正相關的關係。

參、實證研究

實證研究分成三個部分：第一部分是控制市場景氣狀況，觀察景氣變化與折價間之非線性關係，以及在不同景氣環境下，驗證模型推論中各影響變數對折價與股權分散的情形。第二部分是檢視認購風潮現象與產業特性的影響。第三部分則是檢視有關發行公司長期績效的特徵。

一、控制市場景氣狀況

（一）樣本來源

樣本資料來自台灣證券交易所、證券商業同業公會、公開資訊觀測站、台灣經濟新報資料庫與時報資訊等。取樣時間為民國 85 年 1 月至 91 年 12 月間，

共 403 家公開申購案件。〔表 1〕至〔表 7〕為相關資料統計。

〔表 1〕 上市、上櫃公司折價率統計表

	家數	平均數	中位數	變異數	T 值
上市公司	125	0.2588	0.1020	0.3275	-0.3012
上櫃公司	278	0.2745	0.1038	0.1933	

〔表 2〕 上市、上櫃公司中籤率統計表

	家數	平均數	中位數	變異數	T 值
上市公司	125	0.2423	0.0356	0.1387	-0.8883
上櫃公司	278	0.2797	0.0365	0.1590	

〔表 3〕 上市、上櫃公司董監持股比例統計表

	家數	平均數	中位數	變異數	T 值
上市公司	125	0.2828	0.2460	0.0211	-0.4207
上櫃公司	278	0.2890	0.2698	0.0172	

〔表 4〕 上市、上櫃公司資本額統計表

	家數	平均數	中位數	變異數	T 值
上市公司	125	3751	1200	9.68223E+19	4.3501
上櫃公司	278	1021	487	5.79968E+18	

單位：百萬元

〔表 5〕 上市、上櫃公司釋股規模統計表

	家數	平均數	中位數	變異數	T 值
上市公司	125	707	407	1.40856E+18	7.8919
上櫃公司	278	138	99	1.83847E+16	

單位：百萬元

〔表 6〕 上市、上櫃公司 D/E 比統計表

	家數	平均數	中位數	變異數	T 值
上市公司	125	0.4084	0.4232	0.0307	-0.6412
上櫃公司	278	0.6020	0.3951	11.3653	

〔表 7〕 上市、上櫃公司 EPS 統計表

	家數	平均數	中位數	變異數	T 值
上市公司	125	3.1573	2.28	9.4585	2.5060
上櫃公司	278	2.4424	2.081	5.9248	

(二) 實證方法：

因為我們想要控制市場景氣狀況，觀察景氣變化與折價的關係，以及不同景氣環境下，折價與股權分散的情形，因此我們藉由 Hansen(2000)所發展的門檻模型做為實證方法，以市場景氣狀況做為門檻變數，驗證我們模型的推論。

門檻迴歸模型對於需要以某一分類標準進行迴歸樣本分割 (sample splitting) 時，係根據一連續變數 (即門檻變數) 做為分割標準，再從門檻變數觀察值中估計出合適的分割點 (門檻值)，如此可避免以主觀、恣意的方式決定分割點，將是一個較為客觀的作法。然而以往推論門檻值所需的大樣本理論，其門檻估計式之分配會受到許多未知擾攘參數的影響，使得實務上並不適合做為統計推論的基礎。Hansen(2000)採用不同的近似方法，提出可檢定特定門檻值的「概似比」統計量，並導出大樣本分配。由於此分配在同質變異數假設下，不受任何擾攘參數影響，因此可做為推論模型參數的基礎。

Hansen(2000)發展的門檻模型，可從門檻變數中估計出適當的分割值 (或稱門檻值)，將樣本做適當分類，避免恣意的分割樣本。其門檻迴歸模型設定如下：

$$Y_i = \theta_1' X_i + \varepsilon_i, \quad q_i \leq \gamma \quad (1)$$

$$Y_i = \theta_2' X_i + \varepsilon_i, \quad q_i > \gamma \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

其中 Y_i 為因變數， X_i 為自變數， ε_i 為迴歸誤差， q_i 為可觀察的門檻變數，門檻變數可為 X_i 中的變數，且假設具有連續分配。 γ 為待估計 (未知) 的門檻值。由上式可知，當門檻變數小於或等於 γ 時， Y_i 與 X_i 的關係為 θ_1' ，反之，當門檻變數大於 γ 時，兩變數的關係為 θ_2' 。因此，此模型為一非線性模型。

(三) 折價分析

為比較線性與非線性模型的實證差異，在進行門檻估計之前，我們先以普通最小平方法（OLS）進行迴歸分析，

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \beta_3 X_{3,i} + \beta_4 X_{4,i} + \beta_5 X_{5,i} + \beta_6 X_{6,i} + \beta_7 X_{7,i} + \beta_8 X_{8,i} + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中因變數 Y_i 為折價幅度，折價幅度 = (次級市場價格 - 承銷價) / 承銷價，並以股票上市後漲停打開日之收盤價，做為次級市場價格。自變數 X_i 為各個影響折價幅度的因素， X_1 為公司標準化的資本額，做為公司保留價值的代理變數，標準化的處理則是根據所有發行公司資本額的平均數與標準差為基礎。 X_2 為中籤率，為認購訊號的代理變數。 X_3 為董監持股比例， X_4 為發行規模，此變數同樣也經過標準化的處理。 X_5 是發行公司上市前績效表現，以公司前三年平均每股盈餘為代理變數。 X_6 為發行公司風險程度之測度，以負債比率做為公司風險程度的代理變數。 X_7 為次級市場反應係數（即市場對承銷認購的反應係數），以上市前三個月市場股價指數變化率為其代理變數。 X_8 為初級市場反應係數（即市場對初次公開發行折價的反應係數），以公司上市前 10 家發行公司平均折價率為其代理變數⁴。

〔表 8〕係在沒有門檻估計時，用普通最小平方法所得的估計結果。其中資本額對折價的影響顯著為負，代表發行公司保留價值愈大，折價幅度愈小，符合傳統產業或是技術進入門檻不高的產業，承銷價會訂得相對較高的預期。中籤率的係數顯著為負，與胡德中、馬黛（民 93）推論 8 之預期一致。董監事持股比例係數顯著為負，代表公司董監事持股比例愈高，折價幅度愈小。負債比例係數顯著為正，代表公司風險程度愈高，折價幅度愈大。次級市場反應係數顯著為正，

⁴ 我們利用VIF值及Tolerance值來檢驗各變數間的共線性問題，結果發現 $X_1 \sim X_8$ 的Tolerance值與VIF值均趨近於 1，換言之各變數間並無共線性的問題存在。

則是符合該文推論次級市場投資人會根據認購結果修正其對公司價值之預期，且確認折價會隨著市場對承銷認購反應係數的增加而擴大。初級市場反應係數顯著為正，代表初級市場景氣愈好時，折價幅度愈大。至於發行規模係數為負，以及上市前績效表現係數為正等，則都不具有顯著性。

〔表 8〕 IPO 折價 OLS 迴歸模型實證結果

我們以普通最小平方方法 (OLS) 進行迴歸分析，檢視 IPO 折價幅度與其影響因素之間的線性關係。 $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \beta_3 X_{3,i} + \beta_4 X_{4,i} + \beta_5 X_{5,i} + \beta_6 X_{6,i} + \beta_7 X_{7,i} + \beta_8 X_{8,i} + \varepsilon_i$ ，其中因變數 Y_i 為折價幅度，折價幅度 = (次級市場價格 - 承銷價) / 承銷價，並以股票上市後漲停打開日之收盤價，做為次級市場價格。自變數 X_i 為各個影響折價幅度的因素， X_1 為公司標準化的資本額，做為公司保留價值的代理變數，標準化的處理則是根據所有發行公司資本額的平均數與標準差為基礎。 X_2 為中籤率，為認購訊號的代理變數。 X_3 為董監持股比例， X_4 為發行規模，此變數同樣也經過標準化的處理。 X_5 是發行公司上市前績效表現，以公司前三年平均每股盈餘為代理變數。 X_6 為發行公司風險程度之測度，以負債比率做為公司風險程度的代理變數。 X_7 為次級市場反應係數 (即市場對承銷認購的反應係數)，以上市前三個月市場股價指數變化率為其代理變數。 X_8 為初級市場反應係數 (即市場對初次公開發行折價的反應係數)，以公司上市前 10 家發行公司平均折價率為其代理變數。

變數	估計係數	標準誤	t-value
截距項	0.0992	0.0363	2.7354*
資本額	-0.0280	0.0110	-2.5488*
中籤率	-0.0256	0.0129	-1.9839*
董監事持股比例	-0.0028	0.0011	-2.4959*
承銷金額	-0.0006	0.0078	-0.0731
上市前績效	0.0133	0.0069	1.9223
負債比例	0.0763	0.0287	2.6613*
次級市場反應	0.3675	0.1270	2.8937*
初級市場反應	0.4938	0.1016	4.8594*
樣本數	393		

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

接下來我們進行門檻迴歸模型的估計，以初級市場反應係數做為門檻變數，得到門檻估計值為 0.854329。〔表 9〕的狀態一為門檻估計結果的第一部分，係在門檻變數小於 0.854329 下的估計結果。〔表 9〕的狀態二則為門檻估計結果的第二部分，是門檻變數大於 0.854329 下的估計結果。

根據〔表 9〕的狀態一顯示，在初級市場處於較不熱絡的情況下，中籤率具有負的顯著性，顯示當認購訊號愈多，折價幅度也愈大。但資本額對折價之影響，

為負的不顯著。董監事持股比例依然具有負的顯著性。發行規模對折價的負影響，仍是不具有顯著性。至於公司上市前的績效表現顯著為正，代表在初級市場較不熱絡的情況下，投資人似乎會比較關心公司盈餘績效的表現，當上市前平均每股盈餘愈大時，折價幅度也愈大。負債比例係數為負，但不具有顯著性。次級市場反應係數顯著為正，仍然顯示次級市場投資人具有訊息調整的能力。最後，初級市場反應係數對折價的影響則是顯著為正。

〔表 9〕的狀態二顯示，當新股上市前，初級市場景氣狀況較熱絡時，釋股規模對折價的影響為正，且具有顯著性，代表公司釋股規模愈大時，折價幅度也愈大。對照〔表 9〕的狀態一，釋股規模為負的不顯著，證實 Booth & Chua (1996) 與 Giudici and Paleari (1999) 的折價與釋股規模具有同方向變化關係，應該是出現在景氣相對熱絡的環境下。負債比例顯著為正，暗示投資人在初級市場景氣相對熱絡的情況下，會對風險較高的公司，要求較高的折價補償。相對於景氣較差時，中籤率、董監事持股比例、上市前公司績效等均未達顯著水準，隱涵投資人在市場熱絡的情況下，似乎比較不關心中籤率高低，公司董監事持股狀況，以及公司上市前績效表現好壞等問題。

在我們門檻模型的實證分析中可以發現，在初級市場景氣相對不熱絡的情況下，初級市場反應係數對折價的影響顯著為正，雖然在初級市場景氣相對熱絡的情況下，初級市場反應係數對折價的負影響並不顯著，但觀察兩者間的關係，仍然可以得到隨著初級市場反應係數的增加，折價幅度呈現先遞增再遞減的趨勢，此關係與胡德中、馬黛（民 93）在其〔圖 1〕指出兩者間存有非線性關係之觀點相符。為了加強實證結果之直覺，我們也以實證資料描繪出折價與初級市場反應係數的關係圖〔圖 1〕，由〔圖 1〕可看出折價大致會隨著初級市場反應係數的增加，呈現先遞增再遞減的趨勢。

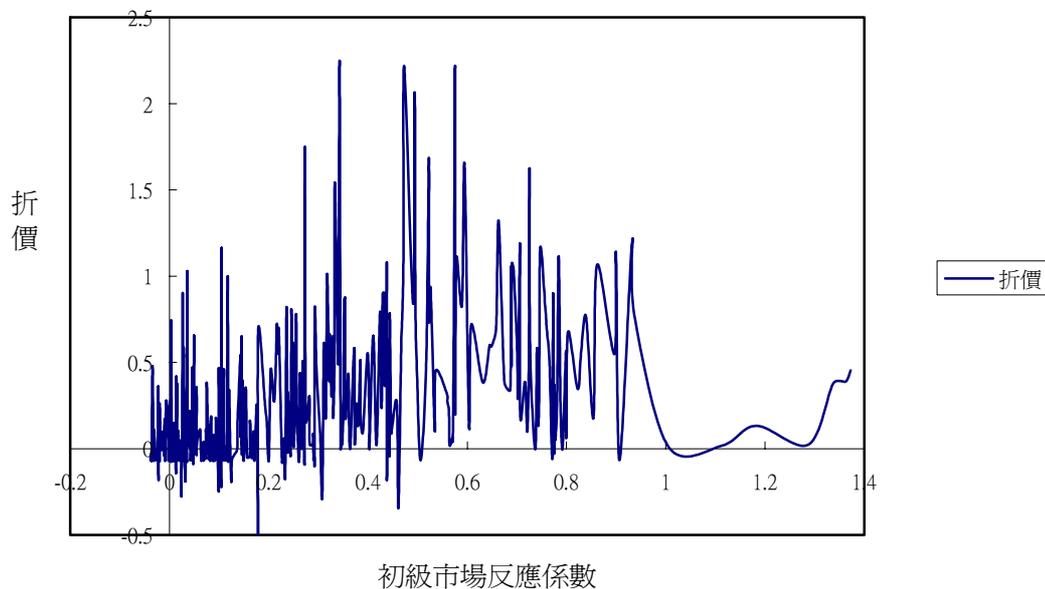
〔表 9〕 IPO 折價門檻迴歸模型實證結果

我們以門檻迴歸模型，檢視 IPO 折價幅度與其影響因素之間的非線性關係。模型各變數與〔表 8〕相同，門檻變數設定為初級市場反應係數，門檻估計值為 0.854329。狀態一為初級市場反應係數 ≤ 0.854329 的門檻估計結果。我們以門檻迴歸模型，檢視 IPO 折價幅度與其影響因素之間的非線性關係。狀態二為初級市場反應係數 > 0.854329 的門檻估計結果。

變數	狀態一：門檻值 ≤ 0.854329			狀態二：門檻值 > 0.854329		
	估計係數	標準誤	t-value	估計係數	標準誤	t-value
截距項	0.1529	0.0586	2.6093*	3.4009	1.8169	1.8719
資本額	-0.0048	0.0073	-0.6610	0.0349	0.2069	0.1686
中籤率	-0.0356	0.0136	-2.6083*	-0.0062	0.0159	-0.3902
董監持股比例	-0.3113	0.1475	-2.1104*	0.0023	0.0015	1.4638
承銷金額	-0.0020	0.0073	-0.2753	0.0426	0.0149	2.8567*
上市前績效	0.0154	0.0072	2.1329*	-0.0052	0.0606	-0.0861
負債比例	-0.0150	0.0205	-0.7331	0.2534	0.1020	2.4840*
次級市場反應	0.2495	0.1179	2.1158*	3.0749	1.7680	1.7393
初級市場反應	0.7076	0.0876	8.0759*	-2.5517	1.5618	-1.6338
樣本數	352			41		

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

〔圖 1〕 折價與初級市場反應係數關係圖



為了進一步分析承銷價訂價偏誤與市價偏誤受到各個解釋變數的影響情形，因此我們必須先對發行公司的真實價值進行估計。我們是以發行公司上市後一年間，股價變異最小月份之平均股價做為發行公司價值的代理變數，承銷價訂

價偏誤幅度 = (真實價值 - 承銷價) / 承銷價，而市價偏誤幅度 = (次級市場價格 - 真實價值) / 真實價值。根據胡德中、馬黛 (民 93) 模型的比較靜態分析可知，承銷價訂價偏誤幅度與各影響變數間仍為線性關係，因此我們以普通最小平方方法估計，而市價偏誤幅度則是與市場景氣狀況呈現非線性關係，因此我們應用門檻迴歸模型估計。

〔表 10〕是以承銷價訂價偏誤幅度為因變數的線性迴歸估計結果，所有自變數與〔表 8〕相同。其中資本額對承銷價訂價偏誤的影響顯著為負，代表發行公司保留價值愈大，承銷價訂價偏誤幅度愈小，同樣符合傳統產業或是技術進入門檻不高的產業，承銷價會訂得相對較高的預期。董監事持股比例係數顯著為負，代表公司董監事持股比例愈高，承銷價訂價偏誤幅度愈小。初級市場反應係數顯著為負，代表發行公司承銷價訂價偏誤的意願，會隨著初級市場景氣熱度的增加而降低，符合折價與市場景氣相關的推論。至於其他各變數，則都呈現不顯著的情形。

〔表 10〕 承銷價訂價偏誤幅度 OLS 迴歸模型實證結果

我們以普通最小平方方法 (OLS) 進行迴歸分析，檢視承銷價訂價偏誤幅度與其影響因素之間的線性關係。 $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \beta_3 X_{3,i} + \beta_4 X_{4,i} + \beta_5 X_{5,i} + \beta_6 X_{6,i} + \beta_7 X_{7,i} + \beta_8 X_{8,i} + \varepsilon_i$ ，其中因變數 Y_i 為承銷價訂價偏誤幅度，承銷價訂價偏誤幅度 = (真實價值 - 承銷價) / 承銷價，以發行公司上市後一年間，股價變異最小月份平均股價做為發行公司價值。自變數與〔表 8〕相同。

變數	估計係數	標準誤	t-value
截距項	-0.1419	0.0413	-3.4351*
資本額	-0.0289	0.0091	-3.1657*
中籤率	-0.0070	0.0131	-0.5302
董監事持股比例	-0.0025	0.0012	-2.1613*
承銷金額	0.0034	0.0096	0.3505
上市前績效	0.0191	0.0111	1.7121
負債比例	0.0267	0.0153	1.7533
次級市場反應	-0.0793	0.1070	-0.7411
初級市場反應	-0.2037	0.0796	-2.5576*
樣本數	393		

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

〔表 11〕是以市價偏誤幅度為因變數的門檻迴歸估計結果，所有自變數與〔表 8〕相同，同樣是以初級市場反應係數做為門檻變數，得到門檻估計值為 0.982968。其中資本額在兩種狀態下皆顯著為正，與我們的預期相反。中籤率在兩種狀態下皆顯著為負，則是呼應認購訊號確實會對次級市場價格產生正面影響的預期。董監事持股比例在狀態二時顯著為負，顯示在市場熱絡的環境下，董監事持股比例愈高的公司，市價偏誤的幅度會減少。負債比例在兩種狀態下都是顯著為負，顯示不論是在何種景氣狀態下，市場對風險程度高的公司，給予的評價都會降低。次級市場反應係數在狀態二時顯著為正，代表在次級市場熱絡的環境下，市價偏誤的幅度會變大。至於初級市場反應係數，則是呈現先增後減的情形，雖然與預期一致，但卻不具有顯著性。

〔表11〕 市價偏誤幅度門檻迴歸模型實證結果

我們以門檻迴歸模型，檢視市價偏誤幅度與其影響因素之間的非線性關係。其中因變數為市價偏誤幅度，市價偏誤幅度 = (次級市場價格 - 真實價值) / 真實價值，以股票上市後漲停打開日之收盤價，做為次級市場價格，以發行公司上市後一年間，股價變異最小月份平均股價做為發行公司價值。自變數與〔表 8〕相同，門檻變數設定為初級市場反應係數，門檻估計值為 0.982968。狀態一為初級市場反應係數 ≤ 0.982968 的門檻估計結果，狀態二為初級市場反應係數 > 0.982968 的門檻估計結果。

變數	狀態一：門檻值 ≤ 0.982968			狀態二：門檻值 > 0.982968		
	估計係數	標準誤	t-value	估計係數	標準誤	t-value
截距項	0.5746	0.1180	4.8714*	0.8597	0.1484	5.7917*
資本額	0.0571	0.0255	2.2425*	0.0713	0.0231	3.0933*
中籤率	-0.0651	0.0214	-3.0392*	-0.0684	0.0273	-2.5007*
董監持股比例	-0.3347	0.2734	-1.2239	-0.9683	0.3881	-2.4953*
承銷金額	-0.0162	0.0171	-0.9506	-0.0356	0.0179	-1.9864
上市前績效	0.0288	0.0175	1.6460	0.0069	0.0180	0.3839
負債比例	-0.1446	0.0370	-3.9021*	-0.1067	0.0475	-2.2455*
次級市場反應	0.0495	0.3368	0.1471	0.6792	0.3088	2.1999*
初級市場反應	0.3184	0.3000	1.0613	-0.4971	0.2628	-1.8911
樣本數	374			19		

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

(四) 釋股規模分析

同樣地在進行門檻估計之前，我們仍先以普通最小平方法（OLS）進行迴歸分析，

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \beta_3 X_{3,i} + \beta_4 X_{4,i} + \beta_5 X_{5,i} + \beta_6 X_{6,i} + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中因變數 Y_i 為經過標準化處理的釋股規模。自變數 X_i 為各影響釋股規模因素， X_1 為標準化的公司資本額，做為公司保留價值的代理變數，此變數經過標準化處理，標準化是根據所有發行公司資本額的平均數與標準差為基礎。 X_2 為中籤率，為認購訊號的代理變數。 X_3 為發行公司上市前績效表現，以公司前三年平均每股盈餘為代理變數。 X_4 為發行公司風險程度之測度，以負債比率做為公司風險程度的代理變數。 X_5 是次級市場反應係數（即市場對承銷認購的反應係數），以上市前三個月市場股價指數變化率為其代理變數。 X_6 為初級市場反應係數（即市場對初次公開發行折價的反應係數），以公司上市前 10 家發行公司平均折價率為其代理變數。

〔表 12〕係在沒有門檻估計時，用普通最小平方法所得的估計結果。其中中籤率顯著為正，顯示當發行公司預期會出現較多認購訊號時，會減少釋股規模。公司上市前績效表現對釋股規模的影響為正，且具有顯著性，顯示上市前績效愈好的公司，釋股規模愈大。負債比例顯著為負，顯示舉債程度愈高的公司，其釋股規模愈小。事實上由〔表 8〕的結果可知，負債比例對折價的影響為正，這似乎顯示負債比例愈高的公司，因為必須以較大折價幅度來吸引投資人認購，因此並不利於釋股的進行。次級市場反應係數顯著為負，符合推論預期釋股規模會隨著市場對承銷認購反應係數的增加而減少。

〔表12〕 釋股規模OLS迴歸模型實證結果

我們以普通最小平方方法（OLS）進行迴歸分析，檢視釋股規模與其影響因素之間的線性關係。 $Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \beta_3 X_{3,i} + \beta_4 X_{4,i} + \beta_5 X_{5,i} + \beta_6 X_{6,i} + \varepsilon_i$ ，其中因變數 Y_i 為釋股規模。自變數 X_i 為各影響釋股規模因素， X_1 為標準化的公司資本額，做為公司保留價值的代理變數，此變數經過標準化處理，標準化是根據所有發行公司資本額的平均數與標準差為基礎。 X_2 為中籤率，為認購訊號的代理變數。 X_3 為發行公司上市前績效表現，以公司前三年平均每股盈餘為代理變數。 X_4 為發行公司風險程度之測度，以負債比率做為公司風險程度的代理變數。 X_5 是次級市場反應係數（即市場對承銷認購的反應係數），以上市前三個月市場股價指數變化率為其代理變數。 X_6 為初級市場反應係數（即市場對初次公開發行折價的反應係數），以公司上市前 10 家發行公司平均折價率為其代理變數。

變數	估計係數	標準誤	t-value
截距項	2.0514	0.3282	6.2494*
資本額	0.0445	0.0791	0.5629
中籤率	0.1591	0.0769	2.0672*
上市前績效	0.2443	0.0775	3.1539*
負債比例	-0.4950	0.1937	-2.5560*
次級市場反應	-1.3940	0.5426	-2.5691*
初級市場反應	-0.6421	0.7555	-0.8500
樣本數	393		

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

接下來我們進行門檻迴歸模型的估計，同樣也以初級市場反應係數做為門檻變數，得到門檻估計值為 0.89931。〔表 13〕的狀態一為門檻估計結果的第一部分，係在門檻變數小於 0.89931 下的估計結果。〔表 13〕的狀態二則為門檻估計結果的第二部分，是門檻變數大於 0.89931 下的估計結果。

〔表 13〕的狀態一顯示初級市場較不熱絡的情況。我們發現公司上市前績效係數依然顯著為正，顯示即使在初級市場較不熱絡的情況下，上市前績效愈好的公司，釋股規模愈大。負債比例同樣還是顯著為負，相對於初級市場熱絡時負的不顯著，暗示在初級市場不熱絡的情況下，舉債愈高的公司，釋股似乎更為不利。初級市場反應係數則是顯著為負，代表此階段釋股規模會隨著市場對折價反應係數的增加而減少。

由〔表 13〕的狀態二可知，在初級市場相對熱絡的環境下，資本額對折價的影響顯著為正，代表發行公司保留價值愈大，釋股規模也愈大，符合胡德中、

馬黛（民 93）推論 13 的預期，但這樣的現象僅出現在初級市場相對熱絡的情況下。公司上市前績效係數仍然顯著為正。其他係數則呈現不顯著的情形。

由我們對釋股規模所做的門檻實證分析中可以發現，在初級市場相對不熱絡的情況下，初級市場反應係數對釋股規模的影響為顯著的負，雖然在初級市場相對熱絡的情況下，初級市場反應係數為不顯著的正，但觀察兩者關係，仍然可以得到隨著初級市場反應係數的增加，釋股規模呈現先遞減再遞增的趨勢，符合胡德中、馬黛（民 93）文中〔圖 2〕所描述的非線性關係。同樣地我們也以實證資料描繪出釋股比例與初級市場反應係數的關係圖〔圖 2〕，由〔圖 2〕可看出釋股比例大致會隨著初級市場反應係數的增加，呈現先遞減再遞增的趨勢。

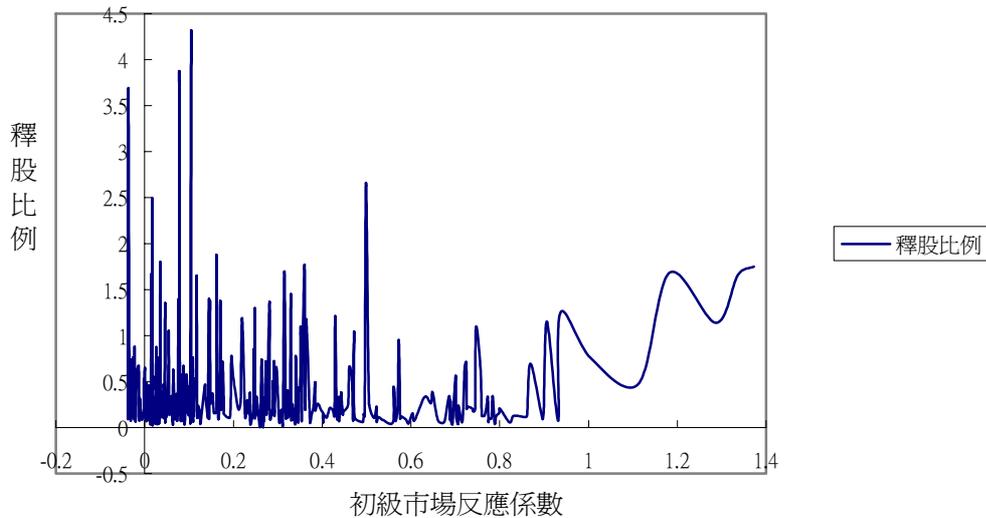
〔表13〕 釋股規模門檻迴歸模型實證結果

我們以門檻迴歸模型，檢視釋股規模與其影響因素之間的非線性關係。模型各變數與〔表 12〕相同，門檻變數設定為初級市場反應係數，門檻估計值為 0.89931。狀態一為初級市場反應係數 ≤ 0.89931 的門檻估計結果。狀態二為初級市場反應係數 > 0.89931 的門檻估計結果。

變數	狀態一：門檻值 ≤ 0.89931			狀態二：門檻值 > 0.89931		
	估計係數	標準誤	t-value	估計係數	標準誤	t-value
截距項	2.3627	0.2720	8.6861*	6.9034	9.6571	0.7149
資本額	0.5861	0.5811	1.0087	0.0542	0.0204	2.6619*
中籤率	0.0967	0.1039	0.9309	-0.1914	0.1840	-1.0401
上市前績效	0.2409	0.0734	3.2831*	1.3712	0.5203	2.6354*
負債比例	-0.6396	0.2202	-2.9045*	-0.2089	0.5325	-0.3923
次級市場反應	-0.9781	0.5520	-1.7720	5.3350	9.8374	0.5423
初級市場反應	-2.0586	0.5111	-4.0278*	4.8943	9.6852	0.5053
樣本數	356			37		

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

〔圖2〕初級市場反應係數與釋股比例關係圖



(五) 強韌性 (robustness) 分析

爲了檢視以上之實證模型是否具有強韌性，我們將樣本時間長度由 91 年 12 月延伸至 93 年 12 月，新增 192 筆資料。首先我們分別根據折價、市價偏誤與釋股規模之門檻值（初級市場反應係數），將新增資料進行分類，各門檻值分別爲 0.854329、0.982968 與 0.89931，但新增資料中並無大於各門檻值之樣本，因此所有新增樣本均歸屬於小於門檻值之子集合。

我們是以 Chow Test 進行強韌性檢定，虛無假設爲舊資料與新增資料之迴歸係數相等，檢定結果如〔表 14〕。在 IPO 折價門檻迴歸模型的部分（小於門檻值與新增樣本），Chow Test 的 F 統計量與最大概似比分別爲 0.5634 與 137.3051，均無法拒絕虛無假設。在承銷價訂價偏誤迴歸模型中，Chow Test 的 F 統計量與最大概似比分別爲 0.5428 與 131.6327，也是無法拒絕虛無假設。至於市價偏誤與釋股比例的門檻模型，也是得到相同的結果。由以上各檢定結果，可證實本文各實證分析具有強韌性。

〔表14〕 模型強韌性檢定

我們分別針對 IPO 折價、承銷價訂價偏誤、市價偏誤與釋股比例實證模型進行強韌性檢定，虛無假設為舊資料與新增資料之迴歸係數相等。

Chow Test	IPO 折價 (小於門檻值)	承銷價 訂價偏誤	市價偏誤 (小於門檻值)	釋股比例 (小於門檻值)
F-statistic	0.5634(1.0000)	0.5428(1.0000)	0.1029(1.0000)	0.8606(0.8747)
Log likelihood ratio	137.3051(0.9943)	131.6327(0.9981)	27.5285(1.0000)	196.8389(0.2141)
觀察值 個數	352+192	393+192	374+192	356+192

註：括弧內為機率值

二、認購風潮與產業特性

(一) 樣本來源

樣本資料與前節實證資料來源相同，也是以民國 85 年 1 月至 91 年 12 月間，共 403 家公開申購案件為研究樣本。

(二) 認購風潮

在胡德中、馬黛（民 93）推論 8 與 17 指出，當認購訊號達到高峰時，折價幅度會大幅度增加，使得市場出現非理性的追價風潮。為了檢視市場是否會出現認購風潮，因此，我們觀察中籤率低的公司，其折價幅度是否也會顯著較大？

我們將所有 403 筆樣本資料，以中籤率四分之一位數（0.01425）為分界，分為高、低兩組，觀察不同兩組公司之折價幅度是否出現顯著差異？〔表 15〕為兩組公司折價幅度均差檢定的結果。我們發現中籤率較低組的平均折價幅度為 0.5750，顯著高於中籤率較高組的平均折價幅度 0.1675。此結果顯示台灣 IPO 市場確實有認購風潮的現象。

〔表15〕 認購風潮特徵，折價幅度與中籤率

我們以中籤率四分之一位數（0.01425）為分界，將 403 家公司分為兩組，對折價幅度做均差檢定。

折價幅度均差檢定	中籤率小於 0.01425	中籤率大、等於 0.01425
平均數	0.5750	0.1675
變異數	0.4716	0.1145
觀察值個數	101	302
t 值	7.8589*	
P value (雙尾)	3.6031E-14	

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

（三）產業特性

胡德中、馬黛（民 93）認為傳統產業與高科技產業，對於承銷價的訂價策略與釋股決策並不相同，因此我們想要根據實證資料來檢視這樣的特性是否明顯。

我們將電子與生物科技產業歸屬於高科技產業，其他公司則歸屬於傳統產業，分別對折價幅度與董監持股比例做均差檢定，〔表 16〕為均差檢定結果。樣本中屬於電子、生物科技產業的家數為 289 家，平均折價幅度為 0.2912，屬於非電子、生物科技產業的公司有 114 家，平均折價幅度為 0.1701，兩者平均數差異達到 0.01 的顯著水準，顯示非電子與生物科技產業平均的折價幅度較小。此外，電子、生物科技產業平均董監事持股比例為 0.2751，而非電子、生物科技產業平均董監事持股比例則為 0.3190，兩者平均數差異也達到 0.01 的顯著水準，顯示非電子與生物科技產業平均的董監事持股比例反而較高。此結果與他們的推論相反，我們猜測可能原因有二：一是非電子與生物科技類的公司，是否就應歸屬於傳統產業或是技術進入門檻不高的產業，可能仍須進一步地探究。二是可能有相對較多體質不佳公司，隱藏在較能吸引投資人關注的熱門產業分類中，使得平均董監持股比例降低。

〔表16〕 產業特性，折價幅度與董監持股比例

我們將電子與生物科技產業歸屬於高科技產業，其他公司則歸屬於傳統產業，對折價幅度與董監持股比例做均差檢定。

產業類別	折價幅度均差檢定		董監持股比例均差檢定	
	高科技產業	傳統產業	高科技產業	傳統產業
平均數	0.2912	0.1701	0.2751	0.3190
變異數	0.1897	0.1199	0.0147	0.0268
觀察值個數	289	114	289	114
t 值	2.9246*		-2.5900*	
P value(雙尾)	0.0038		0.0104	

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

三、長期績效分析

(一) 樣本描述

我們以民國 85 年 1 月至 87 年 12 月間，共 132 家初次上市、上櫃公司為研究樣本，追蹤其三年與四年以後長期績效的表現情形。長期績效的測度是以發行公司股價表現與每股盈餘為衡量標準，其中股價表現是以上市、上櫃漲停被打開日開始，分別計算上市後三年與四年繼續持有之股價報酬率。〔表 17〕為長期績效的統計結果。

〔表 17〕顯示在樣本資料中，平均折價幅度為 0.1160，代表參與初級市場的投資人，短期之內平均可獲得一成左右的報酬率。然而公司長期績效的表現似乎並不理想，以上市後三年或四年，發行公司每股盈餘的表現來看，平均大約下滑一半左右的幅度，而且四年後的平均每股盈餘，也比三年後平均每股盈餘的表現來得差，似乎有每況愈下的現象。如果以上市、上櫃漲停被打開日投資人繼續持有三年或四年的持股報酬率來看，平均損失均超過三成，同樣的持股時間愈久，平均損失也愈大。

〔表17〕 長期績效統計結果

長期績效的測度是以發行公司股價表現與每股盈餘為衡量標準，其中股價表現是以上市、上櫃漲停被打開日開始，分別計算上市後三年與四年繼續持有之股價報酬率。

	個數	最小值	最大值	平均數	標準差
折價	132	-49	1.64	0.1160	0.2989
當年度 EPS	132	0.01	13.58	1.3039	1.5053
3 年後 EPS	132	-3.94	7.95	0.6964	1.5606
4 年後 EPS	132	-15.08	6.21	0.6275	1.9598
3 年後股價表現	132	-97	2.85	-0.3424	0.5925
4 年後股價表現	132	-97	7.75	-0.3892	0.8951

(二) 董監持股比例與長期績效的關係

我們以 Pearson 相關係數檢視董監持股比例與長期績效指標間關係，結果列於〔表 18〕。我們發現董監事持股比例與各項長期績效指標間之關係，一如預期呈現正向相關的關係，其中除了與四年後持股報酬率未達到 5% 的顯著水準外，董監持股比例與三年後每股盈餘、股價表現等，具有 1% 的顯著性，而與四年後每股盈餘則是達到 5% 的顯著水準。此結果證實了長期績效與董監事持股比例間具有正向相關的關係。

〔表18〕 董監持股比例與長期績效

我們以 Pearson 相關係數檢視董監持股比例與長期績效指標間關係。長期績效的測度是以發行公司股價表現與每股盈餘為衡量標準，其中股價表現是以上市、上櫃漲停被打開日開始，分別計算上市後三年與四年繼續持有之股價報酬率。

Pearson 相關係數	董監事持股比例	顯著性
3 年後 EPS	0.277**	0.001
4 年後 EPS	0.216*	0.013
3 年後股價表現	0.272**	0.002
4 年後股價表現	0.146	0.095

註：**表示在顯著水準0.01下顯著

*表示在顯著水準 0.05 下顯著

(三) 高折價案件與長期績效的關係

我們將所有 132 筆樣本資料，以折價幅度四分之一位數與四分之三位數為分割點，分成低折價組與高折價兩組資料，檢視兩組長期績效是否有顯著的差

異。〔表 19.1〕與〔表 19.2〕為長期績效與高、低折價案件均差檢定的結果。以每股盈餘來看，不論是三年後或是四年後的每股盈餘，高折價組的表現都優於低折價組的表現，且三年後每股盈餘兩組的差距具有顯著性。如果以持股報酬率來看，高折價組三年後的持股報酬率平均損失較小，但並不具有顯著性。至於高折價組四年後的持股報酬率則出現平均損失較大的現象，且與低折價組的持股損失具有顯著的差異性。

〔表19.1〕 高、低折價案件與長期績效（每股盈餘）

我們將所有 132 筆樣本資料，以折價幅度四分之一位數與四分之三位數為分割點，分成低折價組與高折價兩組資料，長期績效測度以每股盈餘為衡量標準。

長期績效 均差檢定	三年後每股盈餘		四年後每股盈餘	
	高折價	低折價	高折價	低折價
平均數	1.3136	0.4934	1.0294	0.1915
變異數	3.3560	1.6777	3.5047	8.4697
觀察值個數	33	33	33	33
t 值	2.1266*		1.4101	
P value (雙尾)	0.0413		0.1682	

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

〔表19.2〕 高、低折價案件與長期績效（持股報酬率）

我們將所有 132 筆樣本資料，以折價幅度四分之一位數與四分之三位數為分割點，分成低折價組與高折價兩組資料，長期績效測度以發行公司上市、上櫃漲停被打開日開始，繼續持有三年與四年之股價報酬率為衡量標準。

長期績效 均差檢定	三年後持股報酬率		四年後持股報酬率	
	高折價	低折價	高折價	低折價
平均數	-0.1812	-0.2433	-0.5359	-0.2189
變異數	0.4849	0.3630	0.1607	0.5082
觀察值個數	33	33	33	33
t 值	0.4224		-2.2941*	
P value (雙尾)	0.6756		0.0285	

註：*表示在顯著水準 0.05 下顯著

肆、結論

我們利用 Hansen(2000)所發展的門檻模型 (threshold model)，檢視胡德中、馬黛 (民 93) 的模型推論，證實景氣變化與折價間之非線性關係，以及景氣變化與釋股規模間之非線性關係，確認「擇時發行」是發行公司最為重要的決策關鍵。同時我們也驗證模型推論中各變數對折價與釋股比例的影響情形。此外，我們發現當中籤率愈低時，折價幅度顯著較大，此現象可做為認購風潮的證據。最後，我們也觀察高折價公司長期績效的表現，發現高折價公司未來雖然會有比較好的盈餘表現，但其長期持股報酬率卻不盡理想，隱涵上市初期，市場對於公司評價有過分高估的情形，此點似乎證實折價會受到市價偏誤的影響。

參考文獻

1. 胡德中、馬黛（2004），由承銷價低估、市價高估與股權結構觀點分析最適釋股策略與 IPO 折價，經濟論文，民國九十三年一月，第三十二卷第一期，pp.227-272。
2. 馬黛、胡德中（2003），承銷配售機制之決定及其對 IPO 折價之影響：競價拍賣、詢價圈購與公開申購，財務金融學刊，民國九十二年四月，第十一卷第一期，pp.1-40。
3. 許馨文（2004），公司治理外部監督與市場景氣對上市(櫃)公司承銷價格影響之探討，淡江大學會計學研究所碩士論文。
4. 陳軒基、葉秀娟、陳右超（2003），承銷制度與折價幅度：台灣初次上市櫃股票之實證分析（1980~2000），證券市場發展季刊，民國九十二年一月，第十四卷第四期，pp.175-198。
5. 詹文萍（1995），公司訊息、上市時機與台灣新上市公司價值之研究，文化大學國際企業管理研究所碩士論文。
6. Allen, R. and G. Faulhaber（1989），“Signalling by Underpricing in the IPO Market,” *Journal of Financial Economics*, 23, 303-324.
7. Baker, M. P. and J. A. Wurgler (1999), “The Equity Share in New Issue and Aggregate Stock Returns,” Unpublished manuscript.
8. Boehmer, E. and R. P. H. Fishe（2001），“Equilibrium Rationing in Initial Public Offerings of Equity,” Unpublished manuscript.
9. Bolton, P. and E. V. Thadden(1998), “Blocks, Liquidity, and Corporate Control,” *The Journal of Finance*, 53, 1-25.
10. Booth, J. R. and L. Chua(1996), “Ownership dispersion, costly information, and IPO underpricing,” *Journal of Financial Economics*, 41, 291-310.
11. Chemmanur, T. J.（1993），“The Pricing of Initial Public Offerings: A Dynamic Model with Information Production,” *The Journal of Finance*, 48, 285-305.
12. Giudici, G. and S. Paleari (1999), “Underpricing, price stabilization and long run performance in initial public offerings: A study on the Italian stock market between 1985 and 1998,” Unpublished manuscript.

13. Grinblatt, M. and C. Hwang (1989) , “Signalling and The Pricing Of New Issues,” *The Journal of Finance*, 44, 393-421.
14. Hansen, B. E.(2000) , “Sample splitting and threshold estimation," *Econometrica*, 68, 575-603.
15. Ibbotson, R. G. and J. F. Jaffe (1975) , “Hot issue’ markets,” *The Journal of Finance*, 30, 1027-1042.
16. Ibbotson, R. G., J. L. Sindelar, and J. R. Ritter (1988) , “Initial public offerings,” *Journal of Applied Corporate Finance*, 1, 37-45.
17. Ibbotson, R. G., J. L. Sindelar, and J. R. Ritter (1994) , “The market's problems with the pricing of initial public offerings,” *Journal of Applied Corporate Finance*, 7, 66-74.
18. Lowry, M. and G. W. Schwert (2002) , “IPO Market Cycles: Bubbles or Sequential Learning?” *The Journal of Finance*, 57, 1171-1200.
19. Ma, T.(1999) , “On the Determination of IPO Returns for State-owned Firms and A Comparison of State versus Non-state IPOs: International Evidence,” Unpublished manuscript.
20. Ritter, Jay R. (1984) , “Signaling and the Valuation of Unseasoned New Issue: Acomment.” *Journal of Finance*, 39, 1231-1237.
21. Rock, K. (1986) , “Why New Issues Are Underpriced?” *Journal of Financial Economics*, 15, 187-212.
22. Welch, I. (1989) , “Seasoned Offerings, Imitation Costs, and the Underpricing of Initial Public Offerings,” *Journal of Finance*, 44, 421-449.
23. Welch, I. and J. R. Ritter (2002) , “A Review of IPO Activity, Pricing and Allocations,” *Journal of Finance*, 57, 1-36.