

台灣地區創業投資公司投資行為之研究—— 以「聲譽模式」為分析架構

許培基* 陳隆麒** 謝劍平***

*輔仁大學企業管理學系

**政治大學企業管理學系

***政治大學財務管理學系

(收稿日期：87 年 7 月 30 日；第一次修正：87 年 12 月 4 日；

接受刊登日期：87 年 12 月 14 日)

摘要

本研究以聲譽模式為理論分析架構，研究台灣地區的創業投資公司在資金籌募與追逐聲譽的壓力下所呈現躁進的投資行為。模型的建構以聲譽模型為基礎，在假設創投後期籌募金額大小為聲譽的線性函數下，聲譽不明確的創投為追逐短期聲譽績效而傾向提前將被投資公司輔導上市，以爭取短期的聲譽績效；然提前上市的公司會因為市場資訊不對稱而提高股價被低估的機率，因此，創投在權衡短期聲譽績效與股價被低估成本的雙重考量下，決定其投資行為的模式。本研究蒐集從民國 81 年至 85 年創投投資的明細資料，並以創投經理人年資與創投年資作為聲譽的代理變數，在控制市場、產業、與公司相關變數下，觀察創投聲譽對其投、融資行為的影響。本研究以創投第一次投資到上市（櫃）的時間間距、被投資公司的年齡、創投出脫持股的幅度、上市到籌措下一次基金的時間間距、以及下一次籌措基金的金額等作為創投投、融資行為的代理變數。實證的結果發現，創投的年資顯著與第一次投資到上市（櫃）的時間間距以及被投資公司的年齡正相關，而與創投出脫持股的幅度負相關；創投經理人的年資與被投資公司上市（櫃）後到下一次資金籌募的時間間距顯著正相關，因此，創投為追逐聲譽躁進投資的假說得到驗證。

關鍵詞彙：創業投資，聲譽模式

壹 緒論

高科技產業的發展為我國工業升級的原動力，政府除了修法以鼓勵企業之研究發展外，並參照美國高科技的發展經驗，於民國 72 年引進創業投資公司（以下簡稱創投）的概念。相較於剛起步階段時只有宏大、台灣、亞洲、中華四家創投比起來，截至民國 87 年 3 月止已有 92 家，實收累積資本額達新台幣 580 億元，其發展歷史逐步邁入成熟的階段。

創投在本質上可以視為介於外部投資人與被投資公司間的橋樑。從代理關係而言，創投一方面扮演代理人的角色，代理有限責任股東選擇投資標的公司，另一面扮演主理人的角色，負責監督被投資公司的營運。傳統的代理關係只針對主理人與代理人兩造的關係進行探討，忽略不同代理關係間互動的影

響。本研究擬以聲譽追逐的觀點，探討創投扮演代理人時所面臨追逐聲譽的壓力對其扮演主理人在投資行為的影響。

貳 文獻探討

聲譽模式則是企業面臨逆選擇的問題時，利用可行的策略行為發射出表明其型態的訊號。Hirshleifer (1993) 指出，聲譽模式比訊號發射假說所涵蓋的範圍更為廣泛。他指出，訊號發射模式的訊號行為是外顯的，而聲譽模式的行為則可以是隱藏的。

由文獻上發現，管理者可以透過各種不同外顯性的動作，發射公司體質或是管理者本身能力的訊號，以獲取聲譽的效果。管理者可以採取的外顯性動作，大體而言，可分為融資政策與投資政策的調整。融資部份的訊號宣告包括股利政策的變動 (Bhattacharya, 1979 ; John & William, 1985 ; Millier & Rock, 1985 ; Brennan & Copeland, 1988 ; Vermaelen, 1984 ; Yoo, 1987)，資本結構的調整 (Ross, 1977 ; Spence, 1973 ; Arzac, 1992)、以及經理人的持股等；投資行為最為外顯的部份則為投資專案年限的選擇。

Gibbon & Murphy (1992)，Hirshleifer & Thakor (1992)，以及 Narayanan (1985) 指出，經理人重視聲譽的考量會直接影響其管理決策。當資訊對稱時，管理者不會作短期利潤取向的決策；但是當資訊不對稱時，管理者會犧牲公司長期的利益，採取短期利潤取向的決策。Stein (1989) 指出，市場的投資者會以公司現有的盈餘推估未來的盈餘。因此，管理者在市場的壓力下，很容易發生短視的投資行為，而放棄長期有利的投資專案。Hirshleifer & Chordia (1991) 修正上述 Stein (1989) 一次投資決策的偏差，研究中指出，創投經理人的選擇權除了上市時點的選擇之外，還可以選擇退出、加碼買入、或是與其他公司合併等。不論管理者的能力高或低，在追求個人聲譽的前提下，管理者可以控制專案進度。在評估聲譽效益與成本兩相權衡下，管理者會選擇最適的專案長度。根據該文的推論，能力高的管理者傾向提前專案進度；能力低的管理者則對於提前或延後進度沒有顯著的偏好。Hirshleifer & Chordia (1991) 的研究指出，經理人希望透過投資行為的選擇，以建立個人或公司的聲譽。而 Hirshleifer (1993) 則認為這些行為的動機來自於有形的偏差 (Visibility Bias)、解決的偏好 (Resolution Preference)、模仿與避免 (Mimicry and Avoidance)。經理人之所以可以操縱資訊以建立個人聲譽，是基於三個假設：(1) 投資人對聲譽評估調整的不對稱性；(2) 經理人與公司間的關係可能隨時中斷；(3) 投資人與公司的關係可以隨時中斷。

從上述的分析，聲譽效果似乎是造成公司無謂損失 (Dead Weight Loss) 的成本，但是也不盡然如此。聲譽的壓力對經理人有著強力的規範效果，特別是資淺的經理人會因為對聲譽的追逐，而投入更多的承諾與努力 (Gibbons & Murphy, 1992)，這些都是聲譽的正面效果。

Meggison & Weiss (1991) 以保證假說 (Certification Hypothesis) 說明，創投使用其聲譽的資產以促使被投資公司提前上市。從聲譽的觀點，如果創投保證的角色扮演成功，則承銷商對於被創投輔導公司上市的股價就可以定得較高；另一方面，投資者如果信任創投保證，則該股票的市場流通性必不成問題，因此買賣價差自然減小；另外，在創投的保證效果下，接受輔導上市公司的平均年齡應小於沒有接受創投輔導的公司。

Gompers (1996) 觀察到年輕的創投有急於求表現的投資行為。資淺的創投因為尚未建立聲譽，也無法獲取有限合夥人的信賴而供應足夠的資金，因此會極力於短期建立聲譽，而反映在投資行為上會偏好投資於年輕的標的公司，並於公司未成熟之際就輔導上市。

Gompers 的研究描述了部份創投躁進的投資行為與其行為背後的動機，可以提供本研究觀念性的參考架構。但是，台灣地區創投的產業結構與美國有許多差異之處。例如，美國的創投多為合夥型態，機構投資人通常扮演有限合夥人，基本上不得涉入創投的經營。就創投組織而言，外部的有限合夥人與內部的無限合夥人間存在高度資訊不對稱的情形，因此，資淺的創投經理人在下一波籌資的壓力下，自然會有短視的投資行為；台灣地區的創投組織多為公司型態，在永續經營的假設下，創投經理人感受到的籌資壓力較小，且創投的資金來源多為業界本身，資訊不對稱的情形也相對較不嚴重。基於上述結構性的差異，台灣地區創投躁進的投資行為所帶來的聲譽效益較小，因此創投的投資行為是否會有所謂的聲譽效果，需要進一步驗證。

參 模式建構

假設時間分為三期，在 $t=0$ 時，風險中立的創投籌措 \$1 投資於創業公司，如果投資績效良好，於 $t=2$ 時回收 $\tilde{M} > 0$ ，當然創投經理人也可以選擇於 $t=1$ 時提早讓被投資公司上市，但是必須支付固定成本 C 。假設 δ 為單期的折現因子，且 $\delta M > M - C$ ， $\forall M$ ，即提前上市的成本大到足以確認在 $t=2$ 結束投資案才是最適決策。假設 $t=1$ 時創投經理人必須籌措 Q^1 作為下一個專案的投資。

本模式假設在 $t=1$ 時，創投經理人認知投資案的價值，但是外部投資人尚未得知該項資訊。假設創投經理人分為高能力 (H) 及低能力 (L) 兩種類

型，但是外部投資人卻無法辨認。外部投資人事前認知創投經理人 i 投資在好專案的機率為 π^i ，且外部投資人認定能力高經理人投資於好專案的機率高於能力低的經理人，表示為 $\pi^H > \pi^L > 0$ 。

市場事前評估創投經理人為高能力的機率為 P^0 ，如果創投經理人在 $t=1$ 時將被投資公司輔導上市，市場的投資人以貝氏法則評估事後創投經理人為高能力的機率為 P^1 ，

$$P^1(H|IPO) = \frac{P(IPO|H)P^0}{P(IPO|H)P^0 + P(IPO|L)(1-P^0)} \quad (1)$$

其中 IPO 代表公開上市 (櫃) (Initial Public Offering)。令 $t=1$ 所籌措的資金 Q^1 為 P^1 的函數，我們可以將 P^1 視為市場對創投經理人能力的評估指標，經理人被評估為高能力的機率越高時，投資人願意繼續提供下一個投資專案的資金越多。為簡化起見，假設籌措的資金與聲譽指標為線性函數的關係，即

$$Q^1 = \lambda f(P^1), \lambda > 0 \quad (2)$$

同樣假設 $t=1$ 的投資案在兩期後到期，令 R^t 為在第 t 期投資的報酬，則在兩期的模式下，創投的目標函數為

$$\max R^0 + E(R^1) \quad (3)$$

在創投投資於好投資專案的前提下，會出現兩個混和式的均衡及一個分離式的均衡。第一個混和式的均衡為，能力高與能力低的經理人都提前於 $t=1$ 時將被投資公司輔導上市；第二個混和式的均衡為，能力高與能力低的經理人都沒有將被投資公司提前輔導上市；而分離式的均衡為能力高的經理人提前輔導上市，而能力低的則沒有。

對於 (3) 式有兩種可能的組合：在 $t=1$ 時上市 (4 式)，或 $t=2$ 時上市 (5 式)

$$(M_0 - C) + \delta^2 \Pi^i \bar{M} \lambda f(P^1(H|IPO)) \quad (4)$$

$$\delta M_0 + \delta^2 \Pi^i \bar{M} \lambda f(P^1(H|no-IPO)) \quad (5)$$

其中 \bar{M} 為好投資專案的平均報酬率，IPO 與 no-IPO 分別代表提前上市

(櫃) 與沒有提前上市 (櫃)。(4) 式前一項 $(M_0 - C)$ 代表創投躁進將公司提前上市 (櫃) 所導致報酬的損失, 後一項代表創投將被投資公司提前上市所創造聲譽對後續籌資的效益。(5) 式同樣分為兩項, 分別代表沒有提前上市的利得與延遲聲譽對後續籌資的損失。為分析在 $t=1$ 或 $t=2$ 時將被投資公司輔導上市較為有利, 將 (4) 與 (5) 式取其差額

$$(1 - \delta)M_0 - C + \delta^2 \Pi^i \bar{M} \lambda [f(P^1(H|IPO)) - f(P^1(no - IPO))] \quad (6)$$

(6) 式的前兩項 $(1 - \delta)M_0 - C < 0$, 代表市場對於創投將被投資公司提前上市的懲罰, 在不考慮提前上市的聲譽效益前, 創投的經理人不會貿然將未臻成熟的公司提前上市; 後一項為提前上市的聲譽評估效益 $\delta^2 \Pi^i \bar{M} \lambda [f(P^1(H|IPO)) - f(P^1(no - IPO))] > 0$, 代表提前上市的聲譽績效, 可以協助創投順利籌措到更多的資金。總而言之, 當 (6) 式大於 0 時, 則創投經理人提前上市的訊號宣告是有利的, 反之則否。將 (1) 式代入 (6) 式得

$$(1 - \delta)M_0 - C + \delta^2 \Pi^i \bar{M} \lambda \left[\frac{\Pi^H f(P^0)}{\Pi^H f(P^0) + \Pi^L (1 - f(P^0))} - \frac{(1 - \Pi^H) f(P^0)}{(1 - \Pi^H) f(P^0) + (1 - \Pi^L) (1 - f(P^0))} \right] \quad (7)$$

當 $i=H, L$ 時, (7) 式皆為正, 可以得到第一個混和式均衡, 代表不論能力高或能力低的管理者皆會選擇於 $t=1$ 時提前將被投資公司輔導上市, 因為提前上市的聲譽效益遠大於提前上市股價低估的成本; 當 $i=H, L$ 時, (7) 式皆為負時, 產生第二個混和式均衡: 不論經理人能力高低, 皆不會選擇提前上市。這項均衡代表提前上市股價被低估的成本支配提前上市所帶來的聲譽效果; 當 $i=H$ 時, (7) 式為正, $i=L$ 時為負, 則產生分離式均衡; 第二種分離式均衡 (即當 $i=H$ 時 (7) 式為負, 但 $i=L$ 時為正) 是不存在的。

茲將上述模式推導之結論整理如下:

- (1) 如果投資人重視創投經理人績效與聲譽的程度提高時 (提高), 則較有可能產生第一種混和式均衡 (能力高或低的管理者皆選擇提前上市)。
- (2)
- (2) 當投資人事前認知能力高與能力低的經理人, 投資於好專案的機率差距夠大時 ($H - L$), 則可能產生分離式均衡。換言之, 被認定為能力高的經理人從提前上市所獲得的聲譽效果遠大於能力低的經理人, 因此能

力高的經理人較有動機與能力承受因提前上市造成股價被低估的成本，因此能力高的經理人選擇提前上市，而能力低的經理人選擇不提前上市。

- (3)對於已經建立明確聲譽的創投經理人而言，提前上市的動機便會降低。由 (7) 式中得知，提前將所投資公司輔導上市的效果呈現在該式後兩項 $\left(\left[\frac{\Pi^H P^0}{\Pi^H P^0 + \Pi^L (1 - P^0)} - \frac{(1 - \Pi^H) P^0}{(1 - \Pi^H) P^0 + (1 - \Pi^L)(1 - P^0)} \right] \right)$ ，假設極端的例子當 $P^0 = 1$ (或 0) 時，上式趨近於零，代表提前上市的聲譽效果消失。亦即當經理人的期初聲譽明確時，提前上市對其聲譽的影響不大，因此動機因而減弱，此時就越有可能產生第二個混和式均衡。
- (4)當初級市場資訊不對稱程度下降，或因雜訊交易者的參與，造成初級市場的流通性提高時，初次上市公司股價被低估的可能性隨之下降 (C 下降)，因此比較可能產生第一個混和式均衡 (能力高或低的管理者皆選擇提前上市)。這與 Shleifer 與 Vishny (1992) 所提出資產出售的交易價格與市場的流通性成正比的結果相吻合。
- (5)當雜訊交易者的交易情緒提高時，股價被低估的可能性下降，因而較可能產生第一個混和式均衡。Lee, Shleifer, 與 Thaler (1991) 指出，雜訊交易者的情緒會同時影響封閉型基金的折價與初級市場的強度。如果上述說法成立，則初級市場熱絡時，初次上市公司的平均年齡會小於其他時期初次上市公司的年齡。

從模式的推理得知，創投追逐聲譽的動機來自聲譽所帶來的效益，而聲譽的效益則反映在模式中創投爾後籌措資金的能力 (δ)、外部投資人事前對經理人聲譽評估的差異 ($\Pi^H - \Pi^L$)、以及事後對經理人聲譽的評估的差異 $\left(\left[\frac{\Pi^H P^0}{\Pi^H P^0 + \Pi^L (1 - P^0)} - \frac{(1 - \Pi^H) P^0}{(1 - \Pi^H) P^0 + (1 - \Pi^L)(1 - P^0)} \right] \right)$ 。換言之，外部投資人對聲譽的重視程度以及資訊不對稱的程度會影響創投的行為模式，如果聲譽的效益顯著，則理論上應可以發現創投偏向短期追逐聲譽的決策。這一部份的推理整理於上述 1-3 點說明。

模式中假設創投追逐聲譽的成本反應於上市 (櫃) 股價被低估的程度，被投資公司越早輔導上市，資訊不對稱的機率越高，因此股價被低估的比率也越高。從模式的設定中可知，提早上市的公司股價會受到市場的懲罰 ($(1 - \delta)M_0 - C < 0$)，但是股價被低估的程度決定於初級市場股票的流通性、雜訊交易者的數量、以及雜訊交易者的情緒。當初級市場越流通，資訊不對稱的程度越小，因此股價被低估的比例越低。雜訊交易者的多寡與股市的流通性

以及市場價格發現的功能成正相關，也因此股價被低估的比例也越小。以上推論整理於上述的 4-5 點。

肆 研究命題與假說

根據上述模型分析，創投投資是否會呈現躁進的投資行為，決定逾期對於追逐聲譽的效益與聲譽成本的權衡。從模型探討中得知，影響聲譽效益的變數包括投資人對聲譽重視的程度（反應在創投後續籌措資金的金額）、投資人對創投（經理人）能力的認知、創投（經理人）聲譽明確的程度；而影響聲譽成本的因素包括初級市場流通性以及雜訊交易者的參與。當聲譽效益明顯大於聲譽成本時，創投會偏向選擇短期聲譽的行為；反之，如果聲譽效益明顯小於聲譽成本時，則創投會偏向長期的決策行為。由以上推論，創投的行為模式受創投對聲譽效益與聲譽成本權衡的影響，如果將聲譽效益扣除聲譽成本的淨效益稱為聲譽效果，則命題為：

命題：創投的聲譽效果會影響創投的投、融資行為

由上述命題得知，創投經理人的籌資壓力會對其投、融資行為產生影響。具體而言，創投經理人是否將其現有的投資公司提前輔導上市，決定於提前上市的聲譽效益及股價被低估的成本，在二者間取得權衡。根據上述提出本研究假說。

假說：越資淺的創投追逐聲譽的動機越強，因此偏好選擇短期回收的投資專案。

從實證的觀點而言，創投的聲譽指標一方面可以從創投成立的年齡觀察，另一方面可以以創投經理人專業年齡作為替代變數。選擇以創投經理人專業年齡作為觀察聲譽效果的替代變數，一方面補足以創投驗證所可能產生機構性因素的偏頗，另一方面可以更直接觀察個人追逐聲譽的動機。Hirshleifer (1993) 指出，投資人對聲譽評估調整的不對稱性以及經理人與公司間短期的關係，可能加強經理人追逐聲譽的動機。基於此，本研究以創投的年齡與創投經理人的專業年齡兩項指標作為創投追逐聲譽的替代變數。

假說說明資淺創投的投資行為會偏向短期的取向，而短期的投資行為會反映在幾個層面：首先，資淺的創投會偏向選擇短期回收的專案。在實證上由於創投資金的投注分階段進行，且被投資公司上市後出脫持股的資料不易取得，因此計算回收期間有實質的困難。本研究擬以創投第一次投資到上市（櫃）的時間間距作為投資專案回收期間的替代變數，因此，如果聲譽模式成立，創

投（經理人）的年資應與創投第一次投資被投資公司到上市（櫃）的時間間距正相關。

其次，資淺的創投因為聲譽尚未建立，籌資的能力有限，因此經營規模偏小。依實務訪談的經驗得知，經營規模會影響投資標的的選擇，小規模的創投基於風險分散與投資規模的考量，會偏好選擇資淺的創業公司投資。因此，實證上創投追逐聲譽行為的第二個可以觀察變數為上市公司的年齡，根據上述，創投（經理人）的年資應與被投資公司的年資正相關。

從模式中的假設得知，創投追逐聲譽的主要目標在於籌措下一個資金來源，且籌措資金的來源與其績效表現正相關，因此，急需創造聲譽來取信於股東的創投會迫不及待將手中持股出脫以求獲利了結。基於此，資淺的創投出脫持股的時間會早於資深的創投，且出脫的幅度也會大於資深的創投。因此，實證上觀察的第三個變數為創投持股的變動。由於創投確切出脫持股的資訊無法取得，本研究結合出脫持股幅度與時間的概念，定義創投於被投資公司上市（櫃）當年度（或之前）是否出脫一半以上持股，以類別指示變數處理，創投於上市（櫃）當年度（或之前）出脫一半持股的資料為 1，其餘為 0。如果聲譽效益支配聲譽成本而導致創投出現躁進的行為模型，本研究預期創投（經理人）的年資應與短其內出脫被投資公司股票的概率負相關。

創投之所以於短期內力求績效顯現，主要的原因在於未來資金的籌措。創投的營收來源與其所管理資金規模的大小息息相關，對經理人而言，其關係更為密切。如果短期急躁的行為會危及股東長期的效益，則創投就更有動機希望於長期負面效果尚未顯現之際即籌措下一波資金。因此，理論上應可以觀察出創投於被投資公司上市後，短期間內即籌措下一波資金。實證上對於此點可以觀察的對應變數為上市（櫃）到籌措下一波資金的時間間距，此為第四個實證對應變數，依此推論，創投（經理人）的年資與被投資公司上市（櫃）後到籌措下一筆基金的時間間距預期為正相關。

從實證的觀點，驗證創投追逐聲譽的投資行為尚需控制相關的變數，以釐清研究變數關係。控制變數大體分為三類：市場條件、產業別、以及公司狀況。就市場條件的控制變數而言，在上一節模型推導中發現，雜訊交易者的參與和創投追逐聲譽的成本負相關，亦即當市場雜訊交易者數量增多時，提前上市（櫃）公司股票折價的幅度會因而降低。Lee, Shleifer, & Thaler (1991) 指出，封閉型基金的折價可以做為個人投資者交易情緒變動的代理變數。從實證上也發現，封閉型基金的折價與大型股的報酬成正比，而與小型股的報酬成反比。以小型股為例，當封閉型基金折價越少時，代表個別投資者（或雜訊交易

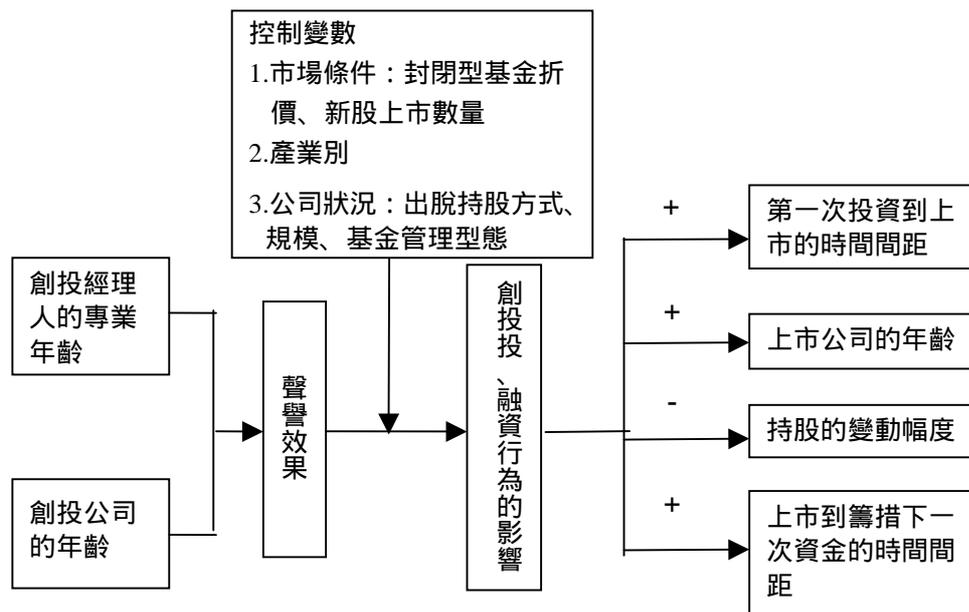
者) 對小型股抱持樂觀的態度, 依此推論, 新上市小股價折價幅度就會因而較小。因此本研究加入封閉型基金折價作為雜訊交易者干擾的替代變數, 並置於市場條件的控制變數。

Asquith & Mullins (1986) 指出, 大幅度的股票拋售會產生短期間缺乏需求彈性的現象, 而造成股價下跌, 稱之為價壓 (Price Pressure)。因此新股上市的数量, 基於價壓效果, 也列入市場條件的控制變數。

Mundlak (1961, 1978) 指出, 新上市的股票會受到產業效果的影響, 本研究也將其列入產業的控制變數。

Lin & Smith (1995) 指出, 創投於公開市場出脫持股時, 會顧及到外部投資人的負面反應, 因此出售被低估價格的股票; 而 Gompers & Lerner (1996) 則提及分配持股給股東時, 創投會挑選被高估的股票分配, 以建立自己的聲譽。因此, 創投對於盈餘處理方式 (現金股利或股票分配) 的差異, 對所觀察的變數會有不同的影響, 本研究列入公司狀況的控制變數。

此外, 尚可將創投的規模、創投基金管理的型態 (自管型或託管型) 列入公司的控制變數, 茲將本研究的構念圖整理如下, “+”表示正相關“-”表示負相關。



圖一 聲譽對創投投資行為影響的架構

伍 實證模型與變數定義

一、實證模型

本研究實證採用複迴歸分析，模型如下

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}X_{i,t} + \beta_{2,i}Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

其中 Y_{it} 為第 i 個變數第 t 期的應變數，由研究假說中，應變數包括第一次投資到上市的時間間距，上市公司的年齡，上市到籌措下一次資金的时间間距； $X_{i,t}$ 為本研究的自變數，包括創投（經理人）的專業年齡，創投的年齡； $Z_{i,t}$ 為本研究的控制變數，包括封閉型基金折價的幅度，新上市股票的供給量，產業別，盈餘處理的方式，基金規模，管理型態等，相關的迴歸係數分別為 $\beta_{1,i}, \beta_{2,i}$ 。根據模型推導與上述推論，本研究預期創投（經理人）的專業年齡與第一次投資到上市的時間間距以及上市公司的年齡正相關；而與上市到籌措下一次資金的时间間距負相關。

本研究第三個研究假說的應變數為創投持變動幅度，因為資料取得的問題，將變數簡化為二元變數，定義創投於被投資公司上市（櫃）當年出脫一半以上持股為 1，其餘為 0，因為傳統 OLS 估計會產生誤差向異質變異的問題，因此本研究改以 Logistic 迴歸，表示為

$$\ln\left(\frac{\hat{P}(x_i)}{1 - \hat{P}(x_i)}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad (i = 1, 2, \dots, s)$$

其中 $\hat{P}(x_i) = \frac{r_i}{n_i} \quad (i = 1, 2, \dots, s)$

對於模式的整體檢定與個別係數檢定多採用 Wald's 。

令 $L(\hat{P}) = \prod_{i=1}^n (y_i)^{y_i} (1 - y_i)^{(1-y_i)}$ 為完全配適 (Perfect Fit) 模式的概似估計

值，而 $L(\hat{\beta}) = \frac{\prod_{i=1}^{n_1} (e^{x_i' \beta})}{\prod_{i=1}^n (1 + e^{x_i' \beta})}$ 為前述的最大概似值，定義 Wald's 為

$$\lambda(\beta) = -2 \ln \left[\frac{L(\hat{\beta})}{L(\hat{P})} \right]$$

當 $L(\hat{\beta})/L(\hat{P})$ 接近 1 時，代表以 配置的的模式概似值與完全配置模式概似值相距不遠，因此沒有明顯配置不當的問題。 () 的分配趨近於 χ^2 分配，整體模式與各別係數的檢定皆以此為判定標準。根據上述分析，創投（經理人）年資與短期內出脫持股的機率負相關。

二、變數定義

本研究以民國 85 年以前公開發行的創投為研究的範圍，由公司公開說明書的長期投資明細，作為選樣的基準。公開說明書可以提供被投資公司名稱、投資金額、持股股數、持股比例等次級資料；被投資公司成立的日期、上市（櫃）的日期、資本形成的日期與金額等資料來自台灣經濟新報社；創投第一次投資的日期、專業經理人到任日期與相關實務經驗，透過問卷取得。茲就各變數資料說明如下：

1. 創投經理人的專業年齡

- (1) 創投經理人的專業年齡 = 事件日期 - 經理人到任日期
- (2) 創投經理人的專業年齡 = (事件日期 - 經理人到任日期) + 創投相關工作經驗

本研究以問卷調查專業經理人到任日期與相關業務經驗，再計算從經理人到任日到事件日時間間距作為聲譽的替代變數。經理人的聲譽指標除了在創投本業的年資外，本研究擬加入經理人在其他相關業務經驗（如銀行、證券業）的年資，分別作為替代變數。

2. 創投的年齡

創投公司年齡 = 事件日期 - 創投公司成立日期

事件日期定義同前述，創投公司成立日期由其公開的財報資料取得，再計算公司成立到事件日的時間間距以衡量創投的年齡。

3. 第一次投資到上市的時間間距

- (1) 第一次投資到上市（櫃）的時間間距 = 被投資公司上市（櫃）日期 - 創投第一次投資的日期
 - (2) 第一次投資到上市（櫃）的時間間距 = 被投資公司申請上市（櫃）日期 - 創投第一次投資的日期
- 資料以問卷方式蒐集。

4. 被投資公司的年齡

被投資公司公司的年齡 = 事件日期 - 上市 (櫃) 公司成立日期

被投資公司成立日期的資料由台灣新報社取得，以事件日與被投資公司成立日期的時間間距衡量被投資公司的年齡。

5. 持股變動的幅度

持股變動幅度 = 1，如果創投於被投資公司成立當年度 (或之前) 出脫一半以上持股；
= 0，其他。

資料由創投公開財務報表中長期投資明細一項取得。

6. 上市到籌措下一次資金的時間間距

上市到籌措下一次資金的時間間距 =
被投資公司上市 (櫃) 後籌措下一次資金的日期 -
被投資公司上市 (櫃) 的日期

時間與金額的資料由“創投 V.C.” (85 年，股訊快報，許福財) 與公司簡介的資料取得。

7. 封閉型基金折價的幅度

本研究從台灣新報社取得封閉型基金報酬率的資料，而基金報酬率定義

$$\text{為 } R_{i,t} = \frac{P_{i,t} + D_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}$$

資料由經濟新報社資料庫取得。

8. 市場新上市的交易量

$$\text{新上市交易量} = \sum_{t=-7}^7 (\text{新上市股票交易量} + \text{已上市 (櫃) 公司現金增資})$$

新上市交易量包括新上市 (櫃) 公司首次發行的交易量，以及已上市 (櫃) 公司現金增資的交易量，本研究設定事件日 (被投資公司上市 (櫃) 日期) 前後七日交易量的總和作為價壓效果的替代變數，資料由經濟新報社取得。

9. 產業別

產業的分類標準以台灣經濟新報社分為 19 類為準。進行實證時，將資訊電子業視為高科技產業的代表，其餘產業則作為對照組，驗證高科技產業的屬性與其他產業有否差異。變數以分類的指示變數處理。

10. 盈餘處理的方式

盈餘處理的方式 = 1, 發放現金股利;
= 0, 其他。

Lin 與 Smith (1995) 以現金股利為樣本的研究, 與 Gompers 與 Lerner (1996) 以分配持股為樣本的研究, 所得的結果剛好相反, 因此創投盈餘處理的方式會影響上市公司股價的反應, 本研究列為公司因素的控制變數, 該資料擬以問卷的方式取得。

11. 規模

根據訪談的發現, 規模越大的創投在投資標的與時點的選擇越有彈性, 本研究將創投基金的規模列入研究的控制變數, 以驗證規模的效果。資料由公開說明書取得。

12. 基金管理型態

基金管理型態 = 1, 託管型;
= 0, 自管型。

創投基金管理的型態簡單的分類方式可分為自管型與託管型, 而管理的型態隱含不同的代理成本, 本研究將其列為代理成本的控制變數, 實證時以指示變數方式處理, 資料由創投公會取得。

陸 實證結果分析

截至民國 85 年止, 公開發行的創投管理公司總計有 18 家, 所管理的創投基金計有 22 個基金。國內創投基金皆以公司的名義申請登記, 本研究從其公開的財務報表中長期投資明細部份蒐集投資標的公司的資料, 並以其為資料分析的單位。

根據理論模式的推論, 以創投經理人專業年資以及創投年資衡量創投聲譽的變數應與第一次投資到上市時間間距、上市公司的年齡、上市到籌措下一次資金的時間間距等正相關, 而與上市後持股變動幅度負相關。本節依照四個反應變數分別對年資自變數以及相關控制變數迴歸, 其結果列示如下。

一、聲譽效果對第一次投資到上市時間間距的影響

表一 A 欄以上市時間為衡量時間間距的基準, 以第一次投資到上市的時間間距對聲譽代理變數 (經理人的年資以及創投的年資) 迴歸的結果發現, 創

投的年資顯著與第一次投資到上市的時間間距正相關，顯示在上市（櫃）的樣本中，年資越久且聲譽越卓著的創投挑選距離上市（櫃）越遠的標的公司投資。這個結果支持研究假說一中聲譽對被投資公司第一次投資到上市時間間距正相關的推論。

經理人年資的聲譽變數在 A 欄的實證結果沒有得到支持，但是當衡量日期的基準調整為公司上市（櫃）申請的時間，則發現創投經理人的聲譽效果對間距有顯著影響（B 欄第三迴歸式）。上市的時間不僅僅受創投、被投資公司、以及承銷商的影響，更直接受證管會審核及市場景氣因素的干擾，在盡可能排除外在因素干擾而改採申請時間做為衡量的標準後，經理人的年資對間距的影響得到支持。檢查 190 筆上市（櫃）的有效樣本中發現，申請上市（櫃）時間與實質上市（櫃）時間的間距最長的為正義食品公司的個案，兩個時點相差超過 3 年，且將近 40% 的個案上市與申請的時間間距相差 200 天以上。投資個案最多的普訊與和通集團中，申請距離上市（櫃）的時間間距大部份超過 200 天，這可以解釋 A 欄與 B 欄實證結果的差異。

其他控制變數方面，產業別在 A 欄與 C 欄對被投資公司第一次接受創投投資到上市（櫃）時間間距的影響顯著為正，基於樣本分佈集中於資訊電子業的投資個案，本研究中產業別以分類的指示變數處理，資訊電子業為 1，其餘產業則為 0。產業別係數顯著大於 0，代表以上市時間點為衡量標竿時，創投投資於資訊電子業的時間顯著早於其他產業投入的時間點，如果資訊電子業可以作為高科技產業的指標，則實證結果發現，創投投資於高科技類股的時間顯著地早於對其他產業的投資（如果將機電類股也列入高科技股，則迴歸的結果差異不顯著）。

創投的管理型態分為自管型、管理顧問公司代管型、以及自管兼代管型，本研究將後二者視為專業代管型，以類別變數處理，其值為 1，若為自管型，其值為 0。在 A 欄中管理型態對時間間距的影響為負（10% 顯著水準）；而在 C 欄中的係數則顯著為正（5% 顯著水準）。為求進一步驗證，將三個管理型態分為兩個類別指示變數處理，結果只有 A 欄以上市為衡量標準的資料中，自管兼託管型的係數顯著為負，其 t 值為 -1.67，P 值為 0.097，因此管理類型對投資標的時點的選擇沒有顯著的影響。

表一 第一次投資到被投資公司上市的時間間距

A 欄	以上市日為基準 (有效樣本 190 筆)		
	1	2	3
截距	150.54 (0.56)	102.86 (0.38)	264.00 (0.88)
經理人年資 (到任 - 上市)	-0.10 (-1.5)		0.09 (1.29)
創投年資 (成立 - 上市)	0.52 (6.56)***	0.47 (6.52)***	
封閉型基金折價幅度	0.35 (0.05)	2.53 (0.39)	-5.51 (-0.74)
市場新上市的交易量 (前後 7 天)	2.32 (1.96)*	2.22 (1.86)*	3.27 (2.50)**
產業別	207.68 (2.13)**	203.38 (2.08)**	307.50 (2.88)***
盈餘處理的方式 (現金=1, 股票=0)	-194.18 (-1.49)	-143.20 (-1.13)	16.58 (0.12)
規模 (基金, 億元)	-18.32 (-1.18)	-22.01 (-1.43)	-24.23 (-1.4)
管理型態 (自管=0, 其他=1)	-222.11 (-1.67)*	-242.24 (-1.82)*	121.77 (0.90)
F 值	10.42	11.50	4.68
顯著水準	(0.00)	(0.00)	(0.00)
調整的 R 平方	0.28	0.28	0.12

說明：時間間距的衡量以上市 (櫃) 的時間為基準，第一迴歸式包括創投經理人的年資以及創投的年資，第二及第三迴歸式則分別針對創投年資以及經理人的年資迴歸的結果。空格中上列數值為迴歸係數，() 內為 t 值，***表示顯著水準為 1%，**表示顯著水準為 5%，*表示顯著水準為 10%。

表一 第一次投資到被投資公司上市的時間間距

B 欄	以申請日為基準 (有效樣本 190 筆)		
	1	2	3
截距	-676.64 (-2.26)**	-661.44 (-2.21)**	34.14 (0.11)
創投經理人專業年資 (到任-申請上市)	-0.064 (-0.98)		0.21 (3.60)***
創投年資 (成立-申請上市)	0.54 (7.19)***	0.05 (8.20)***	
封閉型基金折價	7.84 (1.16)	8.79 (1.31)	4.40 (0.57)
市場新上市的交易量 (前後 7 天)	-1.10 (-0.89)	-1.2 (-0.99)	-0.7 (-0.50)
產業別	-43.33 (-0.41)	-33.86 (-0.32)	-206.09 (-1.75)*
盈餘處理的方式 (現金=1, 股票=0)	271.07 (2.07)**	259.89 (**2.00)	268.09 (1.81)*
規模 (基金, 億元)	4.98 (0.31)	4.40 (0.27)	3.77 (0.21)*
管理型態 (自管=0, 其他=1)	231.66 (1.88)*	213.62 (1.75)	241.63 (1.73)
F 值	11.30	12.78	4.33
顯著水準	(0.00)	(0.00)	(0.00)
調整的 R 平方	0.30	0.30	0.11

表一 第一次投資到被投資公司上市的時間間距

C 欄	(加上專業經理人相關工作經驗)		
	1	2	3
截距	-765.72 (-2.21)**	-772.11 (-2.23)**	-299.23 (-0.84)**
經理人年資(相關工作經驗-申請上市)	-0.01 -0.38		0.0084 0.29
創投年資 (成立-申請上市)	0.32 (4.90)**	0.32 (4.91)**	
封閉型基金折價	-5.85 (-0.73)	-5.49 (-0.69)	-14.1 (-1.70)*
市場新上市的交易量 (前後 7 天)	-1.4 (-1.03)	-1.5 (-1.084)	-1.1 (-0.74)
產業別	396.06 (3.44)**	397.84 (3.47)**	463.50 (3.82)**
盈餘處理的方式 (現金=1, 股票=0)	120.86 (0.94)	94.10 (0.88)	87.17 (0.64)
規模 (基金, 億元)	-22.78 (-1.26)	-23.27 (-1.3)	-23.66 (-1.24)
管理型態 (自管=0, 其他=1)	560.40 (2.03)**	558.46 (2.03)**	590.53 (2.02)**
F 值	6.37	7.30	3.42
顯著水準	(0.00)	(0.00)	(0.00)
調整的 R 平方	0.31	0.25	0.18

二、聲譽效果對上市公司年齡的影響

表二以上市(櫃)被投資公司的年齡做為衡量變數。根據聲譽模式推論,資淺的創投會挑選資淺的公司投資。A 欄以第一次投資時間做為衡量的基準,探討在被投資公司第一次被投資時,創投年資以及經理人年資與被投資公司年齡的關係。以整體樣本 434 筆迴歸的結果發現,創投年資的係數顯著為正,但是經理人的年資則不顯著。B 欄以上市(櫃)公司 190 筆樣本為主,並以申請日為衡量的基準,迴歸的結果顯示,以被投資公司年資對經理人年資與創投年資的迴歸係數都顯著為正(B 欄第二及第三迴歸式)。C 欄以上市為衡量基準,其迴歸結果不顯著。

實證結果顯示,衡量創投聲譽的公司年資及經理年資對其挑選被投資公司年資有顯著的影響。正向的係數說明越資深的創投會挑選相對資深的公司作為投資標的。

相關控制變數部份,產業別分類指示變數的係數顯著為負,說明創投對於資訊電子業的投資偏向於早期,這個結論與表二產業別係數顯著為正的結論一致:對於創投而言,投資於資訊電子業的投資案偏向早期,因此第一次投資到上市(櫃)的時間間距偏長(表一),而以第一次投資時點計算時,創投選擇

這類公司成立不久後即投入 (表二)。

由於各產業的生命週期有顯著的差異,如果以公司上市 (櫃) 視為步入成熟期的象徵,資料顯示,對於已上市 (櫃) 的類股其成立到上市的平均時間間距以電子類股最短,因此上述對產業控制變數的結論可能產生偏差。為防止因產業間從成立到上市 (櫃) 間距差異效果的影響,進一步以比值的概念重新定義應變數:以第一次投資到上市 (櫃) 的時間間距除以成立到上市的時間間距,重新執行迴歸的結果後發現,產業別控制變數的係數仍顯著為正 (係數為 0.16, t 值為 4.41)。因此,上述對產業別現象的描述仍適用。

表二 被投資公司的年齡

A 欄	整體樣本 以第一次投資日期為基準 (有效樣本 434 筆)		
	1	2	3
截距	14335.59 (5.88) ^{***}	1495.63 (5.82) ^{***}	15032.25 (6.18) ^{***}
經理人年資 (到任-第一次投資)	-0.96 (-1.25)		0.33 (0.64)
創投年資 (成立-第一次投資)	2.12 (2.30) ^{**}	1.27 (2.03) ^{**}	
產業別	-4367.47 (-3.78) ^{***}	-4320.31 (-3.73) ^{***}	-4372.27 (2.88) ^{***}
盈餘處理的方式 (現金=1, 股票=0)	-304.74 (-0.25)	241.29 (0.21)	-165.36 (-0.13)
規模 (基金, 億元)	-127.88 (-0.68)	-154.24 (-0.82)	-125.23 (-0.66)
管理型態 (自管=0, 其他=1)	-4472.43 (-2.13) ^{**}	-4477.18 (-2.13) ^{**}	-3438.35 (-1.67) [*]
F 值	3.87	4.32	3.55
顯著水準	(0.00)	(0.00)	(0.00)
調整的 R 平方	0.04	0.04	0.03

說明:時間間距的衡量以上市 (櫃) 的時間為基準,共計 434 筆樣本。第一迴歸式包括創投經理人的年資以及創投的年資,第二及第三迴歸式則分別針對創投年資以及經理人的年資迴歸的結果。空格中上列數值為迴歸係數,() 內為 t 值。

表二 被投資公司的年齡

B 欄	上市 (櫃) 公司樣本 以申請日為基準 (有效樣本 190 筆)		
	1	2	3
截距	5760.84 (4.65) ^{***}	5791.72 (4.67) ^{***}	5944.81 (4.81) ^{***}
創投經理人專業年資(到任-第一次投資)	0.35 (1.32)		0.63 (3.07) ^{***}
創投年資 (成立-申請上市)	0.54 (1.53)	0.84 (3.18) ^{***}	
產業別	-3787.76 (-9.22) ^{***}	-3826.23 (-9.32) ^{***}	-3792.89 (-9.20) ^{***}
盈餘處理的方式 (現金=1, 股票=0)	529.34 (1.23)	353.01 (0.86)	567.05 (1.32)
規模 (基金, 億元)	110.11 (1.63)	123.53 (1.85) [*]	106.80 (1.57)
管理型態 (自管=0,其他=1)	-1284.76 (-1.09)	-1253.57 (-1.07)	-980.55 (-0.85)
F 值	19.35	22.78	22.58
顯著水準	(0.00)	(0.00)	(0.00)
調整的 R 平方	0.37	0.37	0.36

表二 被投資公司的年齡

C 欄	上市 (櫃) 公司樣本 以上市 (櫃) 日為基準 (有效樣本 190 筆)		
	1	2	3
截距	7015.79 (5.73) ^{***}	7066.37 (5.76) ^{***}	7104.30 (4.81) ^{***}
創投經理人專業年資 (到任-第一次投資)	-0.07 (-0.26)		-0.07 (-0.31)
創投年資 (成立-申請上市)	-0.002 (-0.00)	-0.04 (-0.17)	
產業別	-3556.12 (-8.92) ^{***}	-3556.79 (-8.94) ^{***}	-3556.49 (-9.02) ^{***}
盈餘處理的方式 (現金=1, 股票=0)	-131.24 (-0.30)	-84.37 (-0.21)	-131.21 (-0.30)
規模 (基金, 億元)	123.39 (1.90) [*]	120.86 (1.89) [*]	123.42 (1.91) [*]
管理型態 (自管=0, 其他=1)	53.43 (0.05)	-16.41 (-0.01)	-51.81 (-0.04)
F 值	15.16	18.27	18.29
顯著水準	(0.00)	(0.00)	(0.00)
調整的 R 平方	0.31	0.31	0.31

三、持股變動幅度

從理論模式推導中得知，躁進的創投會在被投資公司上市 (櫃) 後迅速出脫其持股以求取績效表現。因此以年資長短象徵創投聲譽代理變數的推理中可以得到，年資越長且聲譽越顯著的創投透過短期績效的呈現來提高聲譽的動機越低，因此由理論上推知，創投年資與其經理人的年資與上市後持股變動幅度

成反比。

表三第一迴歸式將相關變數依序入選，第二迴歸式則採用 Wald Forward 方式篩選變數。迴歸的結果顯示，創投的年資與創投於被投資公司上市（櫃）後處份持股的幅度成反比，此與模式的推論一致。資料顯示，創投的年資每增加一天，對於創投大幅度出脫持股（一半以上）的優勝率（Odds）變動百分比的影響為 -0.9% ($100 (\exp (-0.009) - 1)$)，亦即越資深的創投在被投資公司上市（櫃）後比較不會急於出脫手上的持股。

控制變數部份，以盈餘處理的方式對創投是否會大幅度出脫持股的影響最為顯著，當創投採取發放現金股利給股東時，會偏向於被投資公司上市（櫃）的當年度出脫大量持股。

表三 持股的變動幅度

	1	2
截距	1.36 (1.04)	1.03 (2.29)
經理人年資 (成立-上市 (櫃))	0.003 (1.51)	
創投年資 (成立-上市 (櫃))	-0.009 (8.90)**	-0.006 (7.62)***
封閉型基金折價	-0.407 (2.55)	
市場新上市交易量	0.0016 (1.1)	
產業別	0.13 (0.12)	
盈餘處理方式	1.41 (11.23)***	1.07 (9.59)***
規模	0.01 (0.04)***	
管理型態	-1.32 (0.96)	
卡方值 顯著水準	29.00 (0.00)	23.69 (0.00)
調整的 R 平方 (Agresti, 1990)	0.11	0.09

說明：反應變數為分類指示變數，設定創投於被投資公司上市（櫃）當年度（或之前）出脫一半持股以上為 1，其餘為 0。第一個 Logistic 迴歸式將相關變數依序代入，第二個迴歸模式以 Wald Forward 方式篩選變數。空格中上列為係數，下列為 Wald 統計量。R 平方統計量的計算採用 Agresti (1990) 的定義。***表示顯著水準達 1%。

四、上市到籌措下一次基金的間距與金額

創投躁進的投資行為主要的目的在於建立自己短期的聲譽，而聲譽效果則反映在公司籌措未來基金的能力。從模式推導中可看出，創投聲譽的指標來自股東對其經營能力認定，而提前上市（櫃）提昇的聲譽指標又會直接反映在

其未來籌措資金的金額，因此，亟需力求表現的創投會傾向於被投資公司上市後短期內即籌措下一波資金，而籌措的金額也會反應其經營能力。

表四以上市（櫃）公司且籌措下一波資金的創投為樣本，驗證創投或經理人年資所象徵的聲譽指標對其籌措資金間距與金額的影響。在剔除沒有籌措下一次資金的樣本後，有效樣本剩 118 筆。

從表四中可知，以經理人年資作為聲譽的替代變數與創投籌措下一次資金的時間間距成正比，亦即資淺的創投在被投資公司上市（櫃）後，在短期內籌措下一波基金，以擴充其管理規模

控制變數部份以封閉型基金折價幅度以及盈餘處理方式與籌措下一次資金時間間距顯著正相關；而規模與間距則顯著負相關。封閉型基金折價與籌措基金間距正相關的結論似乎與本研究的推論不符合。本研究的模式隱含，當封閉型基金折價幅度減小時，代表雜訊交易增多，這有利於小型股交易的報酬，因此新上市小型股交易報酬會因而增加，對持有其股份的創投而言，應是一項利多的消息，也因此其良好的績效表現會促使新一波資金的湧入，籌措資金的時間間距也會因而縮短。

另一個實證的結果顯示，當創投發放現金股利時，與籌措下一次資金間距正相關。這意味著當創投有閒餘的資金發放現金股利時，資金的需求較不迫切，因此拉長了與籌措下一波資金的時間間距。如果從創投可支配現金流量 (Free Cash Flow) 的角度切入，則結合盈餘處理方式的變數後，上述封閉型基金折價的實證上的矛盾就可以得到合理的解釋。以創投資金循環使用的觀點而言，當封閉型基金折價幅度變大，創投交易所持有股票的報酬就會因而降低，既然無法從出脫持股中獲得足額的現金，創投就會盡可能於短期內籌措財源，因而縮短籌措下一波資金的時間間距。封閉型基金折價與籌措基金時間間距的正向關係可以得到合理的解釋。

B 欄報導對聲譽對下一波資金金額的影響。從表中可以看出，聲譽相關變數沒有顯著的影響。

表四 上市到籌措下一次基金的時間間距與金額

A 欄	上市 (櫃) 到籌措下一次基金的時間間距 以下一次基金成立日為基準 (有效樣本 118 筆)		
	1	2	3
截距	555.87 (1.76)	802.21 (2.55)**	639.66 (2.04)**
經理人年資 (到任-第一次投資)	0.11 (2.82)***		0.12 (2.94)***
創投年資 (成立-第一次投資)	0.02 (1.54)	0.02 (1.72)*	
封閉型基金折價	10.99 (2.62)**	8.53 (2.01)**	11.13 (2.63)***
市場新上市交易量	-1.30 (-1.56)	-1.30 (-1.51)	-1.30 (-1.59)
產業別	29.71 (0.42)	59.86 (0.83)	-36.11 (-0.64)
盈餘處理的方式 (現金=1, 股票=0)	359.44 (6.43)***	296.78 (5.60)***	363.83 (6.47)***
規模 (基金, 億元)	-20.47 (-2.32)**	-18.34 (-2.02)**	-19.49 (-2.20)**
管理型態 (自管=0, 其他=1)	-460.29 (-1.75)	-444.43 (-1.64)	-433.74 (-1.65)
F 值	8.12	7.65	8.83
顯著水準	(0.00)	(0.00)	(0.00)
調整的 R 平方	0.33	0.29	0.32

說明：時間間距的衡量以被投資公司上市 (櫃) 後到創投成立下一次基金的時間為基準，剔除為上市 (櫃) 及未籌措下一次基金的樣本，有效樣本共計 118 筆。第一迴歸式包括創投經理人的年資以及創投的年資，第二及第三迴歸式則分別針對創投年資以及經理人的年資迴歸的結果。空格中上列數值為迴歸係數，() 內為 t 值。

表四 上市到籌措下一次基金的時間間距與金額

B 欄	下一次基金的金額 以下一次基金成立的時間為基準 (有效樣本 118 筆)		
	1	2	3
截距	-4.82 (-0.90)	-2.71 (-0.53)	-4.66 (-0.89)
經理人年資 (到任-第一次投資)	0.00098 (1.43)		0.00099 (1.45)
創投年資 (成立-第一次投資)	0.00003 (0.16)	0.00005 (0.28)	
封閉型基金折價幅度	-0.16 (-2.27)**	-0.18 (-2.61)**	-0.16 (-2.28)**
市場新上市交易量	0.02 (1.63)	0.02 (1.63)	0.02 (1.63)
產業別	1.53 (1.29)	1.79 (1.51)	1.41 (1.50)
盈餘處理的方式 (現金=1, 股票=0)	-0.92 (-0.97)	-1.45 (-1.67)	-0.91 (-0.97)
規模 (基金, 億元)	-0.01 (-0.07)	0.01 (0.05)	-0.01 (-0.06)
管理型態 (自管=0, 其他=1)	6.55 (1.48)	6.68 (1.50)	6.59 (1.50)
F 值	3.31	3.46	3.82
顯著水準	(0.00)	(0.00)	(0.00)
調整的 R 平方	0.14	0.13	0.20

說明：剔除未上市 (櫃) 及未籌措下一次基金的樣本，有效樣本共計 118 筆。第一迴歸式包括創投經理人的年資以及創投的年資，第二及第三迴歸式則分別針對創投年資以及經理人的年資迴歸的結果。空格中上列數值為迴歸係數，() 內為 t 值。

根據聲譽模式的推論，創投以年齡的聲譽指標應與應變數中相關的時間間距正相關，而與出脫持股的現象負相關。上述實證的結果整理成表五。

實證的結果大體得到支持，本研究以創投年資替代聲譽效果的變數對第一次投資到 (申請) 上市 (櫃) 的時間間距以及被投資公司年齡的關係得到顯著正向相關，而與出脫持股的幅度顯著負相關。以經理人年資替代聲譽效果的變數與下一次融資間距得到顯著正相關的結果。

表五 創投聲譽指標對其投、融資行為影響彙總

	第一次投資到 (申請)上市(櫃) 的時間間距		被投資公司的 年齡		出脫持股的幅 度		上市到籌措下 一次基金的時間 間距		下一次基金的 金額	
	預期	實證	預期	實證	預期	實證	預期	實證	預期	實證
經理人的年資	+	+					+	+		
創投的年資	+	+	+	+	-					
封閉型基金的折價							-	+	+	-
市場新上市交易量										
產業別		+		-						
盈餘處理方式		+				+		+		
基金規模								-		
管理型態		+		-						

研究結果說明，年資所替代的聲譽效果可以區隔創投投、融資時點與投資標的公司的選擇。創投年資效果對被投資公司上市(櫃)前相關變數的影響顯著，如第一次投資時點與被投資公司年齡的選擇；而經理人年資則對被投資公司上市(櫃)後融資時點的選擇有顯著影響。以投資與融資行為來區隔，研究發現，創投年資對投資行為產生區隔的效果，資淺的創投偏好選擇鄰近上市(櫃)且資淺的公司投資，且於被投資公司上市(櫃)後急於出脫持股；經理人的年資則對創投的融資行為產生區隔的效果，越資淺的創投在將公司上市(櫃)後，偏向於短期內籌措下一波資金。

至於控制變數部份，產業別變數對第一次到上市(櫃)投資間距有顯著正向影響，而對被投資公司年齡則有顯著負向影響，這個現象說明，創投對於資訊電子等高科技產業投入的時點早於對其他產業的投入，但因為資訊電子業從成立到上市(櫃)的平均時間間距小於其他產業，因此對被投資公司年齡變數有負向影響。為防止產業成立到上市(櫃)平均時間間距差異的干擾，變數改以比值的方式處理，其結果仍證明上述的結論。

封閉型基金折價對創投籌措下一次基金時間間距正向影響的結果，符合可支配現金流量假說。當封閉型基金折價幅度減小，新上市股價交易報酬越好，創投在出脫持股後可支配的現金流量增多，因此延後籌措下一次基金的時點。同理，當創投可以宣佈發放現金股利，代表有較多的可支配現金流量，因此籌措下一次基金的時間間距也會拉長。

柒 實證結果與其他理論之比較

國外對創投投資行為的實證文獻除了聲譽的影響外，還有包括保證假說 (Megginson 與 Weiss, 1991) 以及資金循環使用假說。保證假說主張，創投因為扮演內部投資人的角色 (Admati 與 Pfleiderer, 1994) 且憑藉其專業能力，因此創投投資輔導的公司績效較好，這些被創投投資的公司相當於領有創投的背書保證，因此稱為保證假說。在保證假說的前提下，創投輔導的公司上市的時間會早於未被輔導的公司，也因為創投的保證效果，聲譽越佳的創投保證效果越強。如果以年資作為聲譽的替代變數，則保證假說主張年資應與被投資公司的上市年齡負相關 (這與本文主張的正相關恰好相反)。

從實證結果得知，以創投與專業經理人年資的聲譽指標與第一次投資到上市 (櫃) 的時間間距正相關，且創投年資也與被投資公司的年齡正相關。這項結論支持本研究主張的聲譽效果的假說，而保證假說則不獲得支持。

有關創投另一個實證文獻為資金循環使用假說。該假說主張創投的資金來源有限，因此創投會偏好提早將被投資公司輔導上市，並儘速出脫其持股，以加強資金循環的使用效率。在這個假說下，創投聲譽效果對其投資標的的選擇與上市後出脫持股甚至後續的基金籌募沒有顯著的區別，反倒是主張實證上應可以發現創投會努力縮短從投資到資金回收的循環。

在上市到籌措下一波資金間距的實證中發現，從聲譽的觀點，控制變數中封閉型基金折價應與籌措下一次資金間距負相關，亦即封閉型基金折價越少時，創投的績效指標應該越好，因此籌措下一次基金時間間距應縮短。但是實證得到正向的結果恰好與預期相反；當這個結果與盈餘處理方式所得到正相關的結果相互比照，就可以側面佐證資金循環假說的成立：當封閉型基金折價少時，創投在獲利了結後擁有較多可支配的現金流量 (Free Cash Flow) 因此延後下一次資金籌措的時間；同樣的，當創投能發放現金股利，代表其可支配的現金流量較多，因此也會延後下一次基金籌措的時間。較多可支配的現金流量，象徵資金循環使用的壓力降低。因此，從控制變數的結論可以間接證明資金循環假說。

總結實證結果發現，創投在被投資公司上市 (櫃) 前的投資行為符合本研究的聲譽假說，以年資的代理變數與時間間距以及被投資公司年齡正相關；對於被投資公司上市 (櫃) 後到籌措下一次基金的時間間距，雖然經理人年資的變數仍然支持聲譽假說，但是控制變數 (封閉型基金折價與盈餘處理方式) 的實證結果也間接證明資金循環使用假說。茲將本研究與其他研究成果的比較整

理如表六。

表六 實證結果與各理論比較

變數	聲譽的訊號發射假說		保證假說		資金循環假說	
	預期	實證結果	預期	實證結果	預期	實證結果
第一次投資到上市間距	+	+	-			
被投資公司年資	+	+	-			
上市到籌措下一個基金間距	+	+				
封閉型基金折價	-	+			+	+
盈餘處理方式					+	+

捌 結論與建議

從創投的投資行為而言，以年資作為聲譽的替代變數的確可以區隔創投的投資行為，越是資淺的創投其投資行為越顯得躁進；從融資行為而言，躁進的聲譽效果對融資時點與金額的影響並沒有如預期顯著，但是實證結果卻間接印證資金再循環使用的假說。本研究認為，政府未開放勞退基金挹注創投，進而導致創投重複循環使用有限的基金，因此創投在被投資公司上市（櫃）後的融資行為符合資金循環使用的假說。

針對後續研究本研究提出以下幾點建議。

一、創投對外的投資在模式與實證考慮加入可贖回、可轉換、可賣回證券的概念

根據樣本顯示，創投對國內的投資案很少應用可轉換、可贖回、或可賣回等保障投資法則，而這類工具在國外文獻與實務上使用的情形十分普遍，從創投對外投資的案例中，也十分明顯使用這類工具。本研究僅就國內的投資案進行實證，未來的研究可以進一步考量創投對國外的投資案，探討國內創投對外的投資行為與國外創投有無顯著的差異，並可以深入瞭解為何國外行之多年的投資保障法則為何未能有效地引進國內？

二、尋找適當的代理變數並改善實證技巧

本研究以創投年資與創投經理人的年資說明其聲譽效果，雖然可以呼應模型中創投對時間點選擇的精神，但是後續研究當克服資料取得的困難或是累積更多的實證資料時，可以考慮其他代理變數。另外，同樣受限於資料取得的困難以及資料量不足的限制，因此在實證的橫斷面迴歸中未列入可能影響模型解釋力的其他重要變數，導致調整的 R 平方值偏低。建議後續研究在克服實證資料的障礙後，可以進一步改善實證的技巧。

三、研究創投輔導公司上市後與創投合作或競爭的關係

創投輔導的被投資公司在上市（櫃）後可以在公開市場募集資金，在科技專業上又遠比創投精熟，因此很可能挾其籌資能力與產業專業回投與創投競爭。除此之外，上市（櫃）的被投資公司也可能回頭投資原先輔導的創投，或投資其他創投，或是自行成立創投。伴隨著公司策略與成長的需求，被輔導的公司與創投間的合作與競爭模式，值得後續研究進一步釐清。

四、從創投的股權結構與投資行為研究創投的代理問題

國內創投的資金主要來自產業本身，此點有異於國外創投其資金多來自退休基金。退休基金投資於創投的目的主要為獲利的動機，而產業投資於創投的目的則較為分歧。從訪談個案中發現，高科技公司投資於創投的目的偏重於技術資源與策略聯盟伙伴的尋找；而傳統產業公司則希望藉由創投的網路關係拓展企業多角化的可能性；對於個人投資者而言，則偏重投資理財與追求獲利的動機。如果投資人的偏好包括金錢性（Pecuniary）與非金錢性（Nonpecuniary）的動機，或者投資人的偏好無法完全轉化為報酬的動機，且 Fisher 分離不成立的情形下，創投如何平衡股東的需求，並反映在其投資行為上？是否存在代理問題？以及如何衡量代理問題？在學理上與實證上都值得後續研究探討。

五、從代理成本與影響成本 (Influence Cost) 的觀點分析創投介入被投資公司經營的優劣

國內創投對於被投資公司的態度約可分為兩類，第一類為積極涉入被投資公司的經營，例如和通集團，第二類則為單純出資的股東，不涉入被投資公

司經營。對於創投涉入經營的優劣可以從代理成本與影響成本的角度分析，創投積極涉入經營可以有效監控被投資公司，因此降低代理成本；但是過度涉入經營會影響被投資公司資源使用的效率，稱之為影響成本。Admati 與 Pfleiderer (1994) 的研究說明，創投扮演內部股東的角色與其固定持股的設計，可以降低其定價錯誤的動機，而外部投資人的權益也會因此得到保障。他們的模式主要精神仍在於如何透過機制的設計以降低代理問題，但是卻忽略創投積極的涉入帶來的影響成本。建議後續研究探討創投涉入經營如何在代理成本與影響成本間取得的均衡，並研究創投股權投入與涉入程度間的關係。

參考文獻

- Admati, A. R. and P. Pfleiderer, "Robust Financial Contracting and The Role of Venture Capitalists", *The Journal of Finance*, 1994, pp.371-402.
- Asquith, P. and D. Mullins, "Equity Issues and Offering Dilution", *Journal of Financial Economics* 15, 1986, pp.61-89.
- Bhattacharya, Studdipto, "Imperfection Information, Dividend Policy and the Bird in the Hand Fallacy", *The Bell Journal of Economics*, 1979, pp.259-270.
- Brennan, M.J. and T. E. Copeland, "Stock Splits, Stock Prices, and Transaction Costs", *Journal of Financial Economics* 22, 1988, pp.83-101.
- Gibbons, R. and K.J. Murphy, "Optimal Incentive Contracts in the Presence of Career Concerns: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, June, 1992, pp.468-505.
- Gompers, P. and J. Lerner, "The Use of Covenants: An Empirical Analysis of Venture Partnership Agreements", *Journal of Law and Economics*, Vol.39, 1996, pp.463-498.
- Gompers, P., "Optimal Investment, Monitoring, and Staging of Venture Capital", *Journal of Finance*, December, 1995, pp.1461-1489.
- Gompers, P., "Grandstanding in the Venture Capital Industry", *Journal of Financial Economics* 42, 1996, pp.133-156.
- Hirshleifer, D., "Managerial Reputation and Corporate Investment Decisions", *Financial Management* Summer, 1993, pp.145-160.
- Hirshleifer, D. and A.V. Thankor, "Managerial Conservatism, Project Choice and Debt". *Review of Financial Studies*, Vol.5, No.3, 1992, pp.437-470.
- Hirshleifer, D. and Y. Suh, "Risk, Managerial Effort, and Project Choice", *Journal of Financial Intermediation* 2, September, 1992, pp.308-345.
- Hirshleifer, D., and T. Chordia, "Resolution Preference and Project Choice", Working Paper #21-90, Anderson Graduate School of Management, University of California, October, 1991.
- Lee, M.C., Shleifer, and Thaler, "Investor Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle", *Journal of Finance* 46, 1991, pp.75-109.

- Meggison, W, and K. A. Weiss, "Venture Capitalist Certification in Initial Public Offerings", *Journal of Finance*, Vol.46, No. 3, July, 1991, pp.879-903.
- Miller, M.H. and K. Rock, "Dividend Policy under Asymmetric Information", *Journal of Finance*, September, 1985, pp.1031-1051
- Mundlak, Y., "On The Pulling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica* 46, 1978, pp.69-85
- Narayanan, M.P., "Managerial Incentives for Short-Term Results", *Journal of Finance*, December, 1985, pp.1469-1484
- Roberts, K. and M. Weitzman, "Funding Criteria for Research, Development, and Exploration Projects", *Econometrica* 49, 1981, pp.1261-1288
- Ross, S.A., "The Determination of Financial Structure: The Incentive Signaling Approach", *Bell Journal of Economics*, Spring, 1977, pp.23-40
- Shleifer and Vishny, "Liquidation Values and Debt Capacity : A Market Equilibrium Approach", *Journal of Finance*, Vol.47, Iss 4, 1992, pp.1343-1366
- Spence, M., "Job Market Signaling", *Quarterly Journal of Economics*, August, 1973, pp.355-379
- Stein, J. C., "Efficient Capital Markets, Inefficient Firms: A Model of Myopia of Myopic Corporate Behavior", *Quarterly Journal of Economics*, November, 1989, pp.655-669
- Vermaelen, T., "Repurchase Tender Offers, Signalling, and Managerial Incentives", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, 1984, pp.163-181
- Yoo, D, "Signalling Through Share Repurchase", Ph.D. Dissertation, University of California, Berkeley, 1987.

The Investment Behavior of Taiwan's Venture Capitalists - Based on Reputation Model

PEI-GI SHU*, LONG-CHIE CHEN** AND JOSEPH.C.P. SHIEH***

** Department of Business Administration, Fu Jen Catholic University*

*** Department of Business Administration, National Cheng-Chie University*

**** Department of Finance, National Cheng-Chie University*

ABSTRACT

We use reputation model to depict the grandstanding behavior of Taiwan's venture capitalist under the pressure of funding and reputational concerns. Model was under the building block to assume that the size of next funding of venture capitalist was proportional to the reputation presented in the current period. For those venture capitalists with blurred reputation are prone to bring premature start-up companies to IPO to pursue the short performance, while the grandstanding behavior would enhance the probability of underpricing the newly issued stocks since the asymmetry in information between investors and start-up companies. The venture capitalists will trade off the benefit and cost in reputation sought behavior. We collect the data of long-term investment of those public venture capital companies from 1992-1996 for empirical test. The age of venture capital company as well as the age of manager were served as the proxy variables for reputation. We observe the reputation effect on four proxy variables for investment and funding behaviors. They are the time from first investment to IPO, the age of start-up company, selling the shares of IPO company, and the time from IPO to next funding. The empirical result shows that the age of venture capital company is positively related to the time from first investment to IPO and the age of start-up company; while the age of manager of venture capital company is positively related to the time from IPO to next funding. The result verifies the reputation hypothesis.

Keywords: venture capital, reputation model.

