

國立政治大學財務管理研究所

碩士論文

台灣新上市櫃公司特徵對其首次現金增資

時程及績效影響之探討

研究生：張飴芬

指導教授：屠美亞 博士

中華民國一〇一年六月

摘要

本研究主要探討台灣上市櫃公司從事首次現金增資之決策受何種公司特徵所影響，並進一步探討進行其首次現金增資的宣告效果影響因素。

本研究針對 1981 年至 2010 年共 30 年期間於台灣上市上櫃之公司其首次現金增資之情形做為探討對象，採用 Cox-proportional Hazard Regression 檢定影響上市櫃公司進行首次現金增資時程之公司特徵。實證結果顯示，營收成長率越高、規模越大且獲利能力較差的公司會傾向越快進行首次現金增資。同時也針對上市櫃年度其市場情形加以探討，發現於市場處於熱市時上市櫃的公司傾向越快進行首次現金增資，顯示市場時機也會影響公司進行首次現金增資的決策。此外，對其首次現金增資之宣告效果進行迴歸分析同時以 Heckman Two-Stage Model 方法考慮樣本選擇偏誤之修正，結果發現規模越大的公司宣告效果越差而負債比率較大的公司宣告效果越佳。然而上市櫃後進行首次現金增資之時程與其增資宣告效果間則無顯著關係。

關鍵詞:首次現金增資;新上市公司;危險迴歸模型;宣告效果;

Heckman 兩階段估計法

Abstract

This study examines how fast companies conduct their first seasonal equity offerings after their IPOs and further analyzes the announcement effects of first SEOs.

First, we adopt Cox-proportional Hazard Regression Model to see what firm characteristics make IPO firms decide to conduct first SEOs shortly after their IPOs. Using a sample of IPO firms in Taiwan from 1981 to 2010, we find firms that are larger, less profitable and higher growth potential would conduct their first SEOs faster. Also, market timing plays an important role for SEO decisions. Moreover, the announcement effect of their first SEOs shows that elapsed time to conduct first SEOs after IPOs has no influence on the cumulated abnormal returns. By correcting sampling bias, Heckman Two-Stage Model is adopted to reveal better explanation of the results.

Keywords: First SEO; IPO; Hazard Regression; Announcement effect; Heckman Two-Stage Method;

目錄

第一章 緒論	1
第一節 研究動機	1
第二節 研究目的與貢獻.....	3
第三節 研究架構	5
第二章 文獻回顧	7
第一節 選擇 SEO 為融資管道的原因	7
第二節 探討現金增資宣告效果之文獻	12
第三章 研究設計	15
第一節 研究流程	15
第二節 模型設定與變數定義.....	17
第三節 研究假說	22
第四節 樣本選取與資料來源.....	29
第四章 實證結果	33
第一節 資料描述	33
第二節 有無現金增資公司其上市上櫃前後變化	38
第三節 新上市上櫃公司進行首次現金增資時程	41

第四節 上市櫃後首次現金增資宣告效果	46
第五章 結論與建議.....	49
參考文獻	52



圖表目錄

圖 1-1 研究架構圖	6
圖 2-1 研究流程圖	16
表 3-1 1981 至 2010 年各年度 IPO、首次 SEO 及未 SEO 之公司	30
表 3-2 1981 年到 2010 年間上市上櫃公司進行首次現金增資之速度	31
表 3-3 實驗樣本公司產業分配表	31
表 3-4 1991 年到 2010 年之現金增資宣告樣本分布	32
表 4-1 實證變數之敘述性統計量	34
表 4-2 實證變數之敘述性統計量經產業平均調整	34
表 4-3 相關係數矩陣	37
表 4-4 有 SEO 公司、無 SEO 公司之敘述統計量	39
表 4-5 產業調整後有 SEO 公司、無 SEO 公司之敘述統計量	41
表 4-6 新上市櫃首次現金增資時程因素 Hazard 模型結果	44
表 4-7 新上市櫃進行首次現金增資宣告效果首五日異常報酬	48

第一章 緒論

第一節 研究動機

企業在成長過程中，為了因應許多不同的資金需求例如：成長投資需要、改善財務結構、多角化經營投資需要等，會積極藉由各種資金來源管道募集資金。根據 Myers and Majluf(1984)提出的融資順位理論(Pecking Order Theory)，企業融資的決策會考慮訊號發射、融資成本以及控制權的保護等因素衡量由內部融資、外部舉債或是權益融資等各種融資管道之間的選擇，依序為內部保留盈餘、銀行借款、混合證券最後才是發行權益證券。除此之外，由於公司內部管理人與股東之間存在資訊不對稱，訊號發射理論(Signaling Theory)指出，公司進行股權融資會釋出公司當前股價高估的訊息，將被視為負面訊號。即使如此，許多公司仍然選擇在初次公開發行後隨即進行股權融資，尤其在新上市櫃公司的樣本中可觀察到許多公司選擇權益融資為主要使用的融資管道。

針對新上市櫃公司進行首次現金增資的行為，過去有許多文獻探討將這兩種募資的行為視為非互相獨立之企業融資活動，有研究發現新上市公司低估承銷價並使首次現金增資價格提高的這一連串動作是為連續非獨立行為。Ibbotson(1975)首先發現新上市公司的承銷價有大幅低估的現

象，後來陸續Welch(1989)、Jegadeesh, Weinstein and Welch (1993)有研究顯示，這個現象的造成原因來自於市場上擁有充分資訊的投資者不會買進被高估的新上市公司，產生未持有充分資訊的投資者為贏家的詛咒一方，而高品質公司為避免其產生逆選擇，於是將會低估自身承銷價。然而這些行為使得原本進入資本市場籌資的公司未能於上市時一次籌足資金，因此必須在掛牌之後尋找適當時機再以增資的方式彌補首次上市時不足的資金，促使新上市的公司產生隨後即以現金增資方式募足資金的動機。

投資人在進行投資標的的選擇時，當公司進行現金增資的行為可能隱含公司的潛在成長機會存在或是股價高估訊號的發射。然而 Loughran and Ritter(1995)提出，進行初次公開發行以及現金增資的公司，在增資後五年間的平均表現比未進行公開募集的公司不佳且有顯著之差異。Asquith & Mullins (1986)也有實證研究指出，公開發行公司於在現金增資活動前的兩年股價平均報酬高於市場 33%，然而在進行現金增資後兩年，再度觀察其股價水準，卻發現這些公司的股價報酬平均低於市場 6%。這些現象也不禁讓人好奇究竟公司進行首次現金增資的行為是好是壞，以及其上市後進行此行為的快慢對投資人來說應該如何辨認及解讀。

第二節 研究目的與貢獻

本研究主要目的即在於觀察公司在決定融資管道的過程中，從公司特徵以及新上市櫃後發行首次現金增資的快慢速度中試圖站在投資人的角度來看，擁有哪些公司特徵的企業會傾向從事公開發行後續辦理現金增資的一連串籌資行為，並且進一步觀察這些企業的首次現金增資短期內股價報酬的表現，進而帶給投資人財富何種影響。

與先前相關文獻比較，之前相關研究使用的方法只採用有發行現金增資的公司為樣本，對其樣本進行上市後到首次現金增資發生之間隔天數與公司特性的 Logit 迴歸；而本文採用的 Hazard Regression 方法則是同時採納於觀察期間內有現金增資和無現金增資的公司兩者都納入樣本，以公司上市櫃到首次現金增資之間所間隔年數代表事件發生時公司年齡，並計算出個別公司短期內會進行現金增資的可能性高低，對於公司特性影響公司事件發生可能性的程度，提出更貼切的解釋。先前研究與本文的差異即在於前者的 Logit 模型由於未發生事件的樣本無觀察值，因此無法將未發生事件的樣本納入，而本文採用的 Cox-proportional Hazard Regression 則可以將未發生觀察事件的樣本以設限資料(censored data)的方式取樣，一起列為模型的樣本，避免樣本選擇偏誤。在現金增資時程的研究雖有不少相關文獻，然而卻尚未有研究採用 Hazard Regression 之

方法。另外，首次現金增資宣告效果的部分，本研究利用 Inverse Mill's Ratio 的方法修正樣本選擇的偏誤，利用兩階段模型的過程，使得整體宣告效果的結果有更高的解釋能力。



第三節 研究架構

本文研究流程與架構如圖 1-1 所示，首先說明本論文之研究動機、目的與貢獻，其次進行相關文獻的回顧，整合過去研究結果之後針對本論文的議題提出敘述，蒐集 1981 至 2010 年之間台灣新上市櫃公司的財務數據資料，首先從掛牌前兩年到後四年的公司特徵觀察這段期間的變化以及對現金增資決策的影響。接著進行上市櫃後到首次現金增資的時程以及公司特性之間的關聯利用統計方法進行實證研究，最後針對上市櫃後首次現金增資的首五日異常報酬做迴歸分析，目的在於解釋各個公司特性可能影響其超額報酬的因素與超額報酬之間的關係，並且進一步預測新上市櫃公司其股票超額報酬。欲同時達到此兩個目的，應該同時納入上市櫃後有現金增資以及無現金增資的公司。本研究之實證模型採用之樣本僅包含上市櫃後有現金增資的公司，於是在實證模型後採用 Heckman(1976)提出之二階段模型(Two Step Model)以訂正樣本選擇偏誤之問題。最後於文末提出本研究之結論與建議。

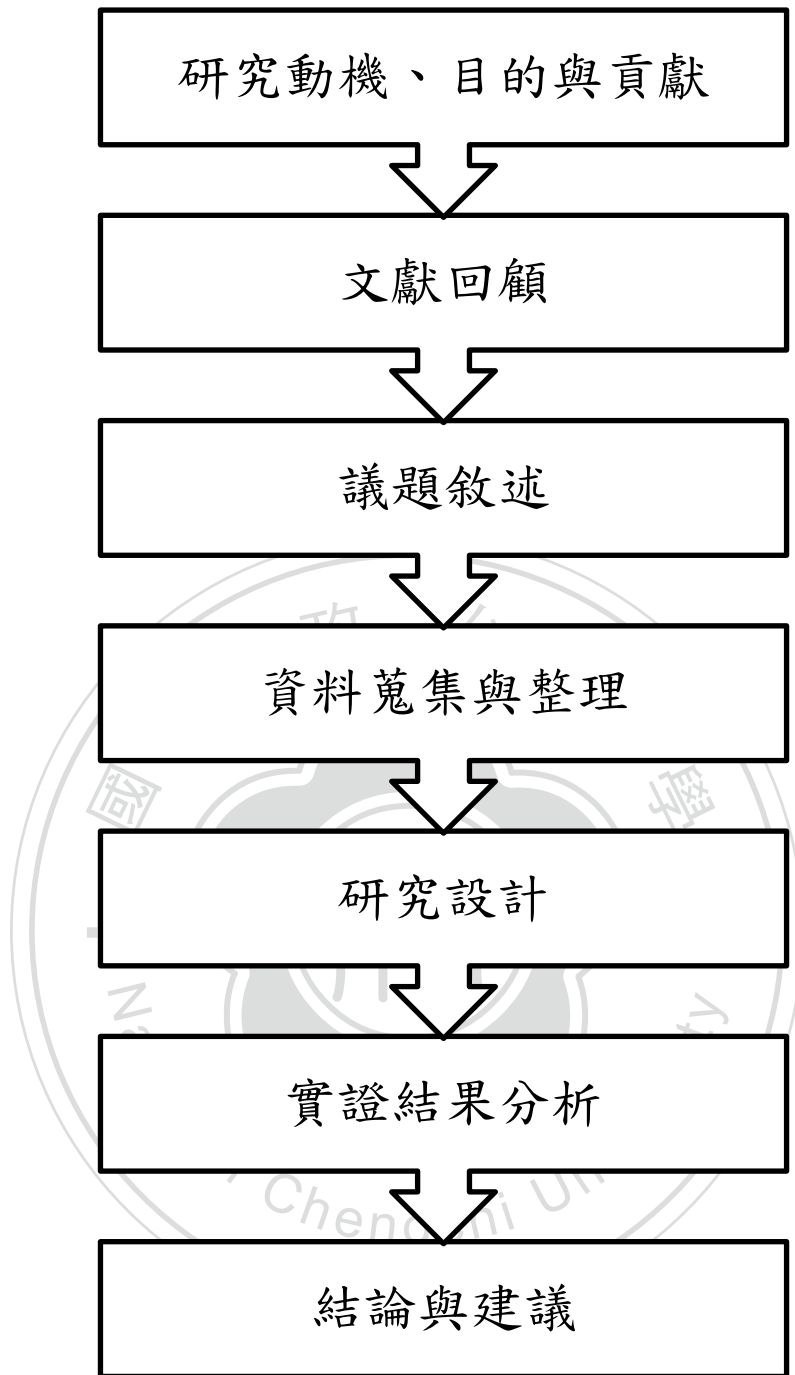


圖 1-1 研究架構圖

第二章 文獻回顧

權益融資一直是國內外公司進行籌資的主要工具之一，而過去有許多研究也圍繞在此主題上。結合本研究的主要目的，此部分文獻回顧首先會以為何選擇現金增資為公司融資管道的原因進行深入探討，其次探討關於現金增資宣告效果的相關文獻。

第一節 選擇 SEO 為融資管道的原因

1.1 機會之窗(Window of Opportunity)

公司在初次公開發行後，市場投資人普遍認為市場開啟一段期間使得新上市公司的後續募資動作能夠以較優惠的條件取得資金，稱為「機會之窗」(Window of Opportunity)。Myer(1984)嘗試對此說法進行解釋，他發現造成企業會遵循融資順位理論的背後主因是資訊不對稱所帶來的資訊成本，也就是說，當資訊成本發生變化的時候，企業選擇融資管道的決策也會隨之改變。且Myer and Majluf(1984)提出企業會利用資訊成本較低的階段進行現金增資，而市場為新上市公司提供機會之窗的時候，創造了資訊成本較低的時期。關於機會之窗說法的相關實證研究，Bayless and Chaplinsky(1996)的研究結果發現，就股權發行宣告的價格反映來看，

高權益發行量階段期間的價格反應比低權益發行量階段低了約2%，也證實了某種程度上資訊不對稱的減小顯現了產生機會之窗的存在。

Myers and Majluf(1984)提出的融資順位理論(Pecking Order Theory)假設公司在存在有價值的投資機會時，以發行普通股為募集資金進行投資專案的管道，然而發行股價被低估的新股對原股東不利的影響可能超過投資計畫的淨現值，因此即使有正的投資機會，公司也會考慮對原股東的影響而選擇放棄正的投資機會。基於以上理由，當公司內部決定發行新股時，投資人對公司股價產生負面反應，而此負面反應也會回頭影響公司內部管理者的融資決策，所以最後公司內部還是堅持發行新股的情況即表示將冒著股價下跌的風險進行融資。其背後隱含公司不存在淨現值為負的新投資機會，且只要公司以權益融資即視為公司價值被高估。後續研究陸續針對此論點提出更多不同的解釋。

1.2 市場回饋假說(Market feedback hypothesis)

Cooney and Kalay(1993)提出市場上投資人對公司所提出的權益融資機會背後隱含的投資專案具有決定性能力，亦即投資人可自行評估其新的投資專案是否為淨現值為正的投資機會，而加以反映在新發行權益的價值上。此論點彌補了市場上投資人可對公司現金增資進行預期的行為，而不再單是公司在融資管道選擇上所產生的訊號發射效果。此說法與

Jegadeesh, Weinstein & Welch(1993)用來解釋上市後短期內增資行為的市場回饋假說(Market feedback hypothesis)相符，市場回饋假說主要論足點是新上市公司一般會低估承銷價，然而市場上投資人仍有自行辨別公司水準高低的能力，當新股上市後有投資人給予高異常報酬時，顯示市場認為其公司的價值高過價格，此時發行公司便會加快腳步進行首次現金增資。

1.3 不選擇舉債的原因

現今公司實際考量融資管道的優先順序也與融資順位理論相異其趣。Jung, Kim, and Stulz (1996)即探討公司為何在有資訊不對稱的情況下仍然選擇發行股權而非舉債，他們發現公司會發行股權的原因不是擁有具價值的投資機會就是雖然沒有投資機會但具有舉債能力。後者顯示公司在仍可舉債的情況下選擇股權融資證明了公司內部人與投資人之間的資訊不對稱存在。並且也發現，公司在進行股權融資的決策上，公司的潛在投資機會扮演關鍵的角色。最重要的是，公司選擇權益融資而不舉債的好處有：無固定償債成本問題、無到期還本壓力等。對新上市櫃公司其未來不確定性之投資機會較多而言，較具有資金彈性的權益融資相對是較佳的選擇。

1.4 融資決策考量之因素

過去有許多文獻探討企業進行融資決策時考量的因素。Denis(1994)和Loughran and Ritter(1995)研究指出，資訊不對稱使得企業會利用市場高估企業價值時，藉機辦理現金增資。其他相關文獻則陸續提出了不同的觀點。DeAngelo, DeAngelo, and Stulz (2009)針對美國市場於1973年至2001年間上市櫃公司之現金增資行為之因素探討，發現市場時機以及公司生命週期兩個因素對公司決策有顯著的影響。關於企業生命週期的論點，Bender and Ward(2002)結合生命週期的觀點探討公司不同階段所傾向使用的融資管道發現，初創企業由於規模較小、市占率相對較低且公司內部的管理制度尚未健全等，較難吸引一般投資人參與投資，且由於初期營運風險較大，也不容易向銀行取得融資。因此企業初期在整體公司總風險的控管上應盡量避免財務風險，而將重點著重於營運風險的部分，於是也解釋了初創企業運用權益融資的普遍性。其中公司生命週期的概念從Haire(1959)提出後，許多研究紛紛採納此看法將其列入影響公司決策因素之一，內容主要類似於生物學之「生命週期」的觀點，認為公司的發展與相關的決策方向會依照生命週期而演變，處在不同生命階段將會有不同的特性與面臨的挑戰，因此發展此概念至企業生命週期上將有助於公司了解自身處於不同的生命階段，而適當調整策略。Harjoto and

Garen(2003)發現具有高度潛在成長機會的IPO公司將有更高的可能性於上市後四年內進行首次現金增資，並且其未預期的成長及衝擊和現金增資的金額大小兩者之間有正向的關聯。盧雅馨(2010)檢驗了1994年至2006年間台灣上市櫃公司發生之現金增資，以羅吉斯迴歸檢定企業生命週期與市場時機的替代變數，實證結果發現兩者皆對台灣上市櫃公司增資意願之影響為顯著，其中企業生命週期對增資的影響比市場時機的影響更大。

Harjoto and Garen(2003)研究針對 1992 年到 1997 年美國上市後四年內進行首次現金增資的公司發現，具有未預期成長的新上市公司傾向有較高的大股東稀釋情形，也就是說，未預期的成長使得這些公司辦理現金增資的機率上升，同時現金增資的規模也跟著擴大，也顯示公司的成長機會對於現金增資的決策也有顯著的影響。

國內也有研究討論公司掛牌後進行現金增資的原因，王方伶(2004)以台灣 1994 年到 2000 年間在 IPO 後一年內現金增資的公司做實證研究，發現公司規模、設立年限以及負債比率等因素與進行現金增資決策有統計上關聯性。

第二節 探討現金增資宣告效果之文獻

2.1 現金增資宣告效果

過去理論模式與實證結果皆指出台灣股市現金增資其公司股價有正面的宣告效果，然而美國現金增資的宣告效果卻通常為負，Korwar and Masulis(1986)、Mann and Sichernan(1991)研究結果均表示，平均而言美國公司進行現金增資平均而言股價反應為負。而台灣部分，高貴美(2003)以 1998 年到 2002 年間台灣上市公司的現金增資事件為樣本，發現上市公司現金增資訊息由董事會正式宣告後，在宣告日當天平均股價報酬有正向反應。吳進登(1996)曾提出造成兩者差異的主要原因是 IPO 制度以及現金增資的資訊內涵不同所致：台灣現金增資係採原股東認股為主，而國外則以現金發行為主，且台灣的現金增資通常隱含公司成長機會的資訊內涵(陳安琳、黎萬琳和陳振遠(2001))，顏燕萍(2002)亦提出台灣與國外股市環境及公司管理機制不同等解釋；此外台灣企業通常於首次公開發行不久即進行首次現金增資，而美國企業其現金增資則距其首次公開發行有一段時間，兩者企業增資宣告效果之差異也隱含來自於企業所屬之生命週期階段不同有關。至於中國大陸上市公司現金增資宣告效果則亦顯示為負，即使在不同的配售制度下皆為如此，邱正仁(2004)提出可能

解釋為中國大陸上市公司流通股的比例低，導致於流通股股東無制衡功能。

至於現金增資長期股價效果與其首次現金增資的快慢之間之關聯，石依芳(2003)對1981年到2000年間美國上市公司進行首次現金增資的長期股價績效做實證研究，結果發現越快進行首次現金增資的公司其長期股價報酬越差。張慈媛(2005)對國內市場的實證研究也有與其一致的結果。

2.2 現金增資宣告效果來源

過去研究現金增資宣告效果來源之文獻，早期多著重於探討公司成長機會的價值與現金增資宣告效果之關聯。吳進登(1996)以台灣股票市場1986年到1995年間現金增資宣告事件為研究對象，探討現金增資宣告效果與成長機會之關聯。以權益市值淨值比為成長機會價值的代理變數的結果發現，成長機會價值與現金增資宣告效果兩者之間有正向關係。陳安琳、黎萬琳和陳振遠(2001)則發現，發行公司所說明之增資用途對於現金增資的宣告效果並沒有明顯差異。公司是否有成長機會以及內部人交易的買進行為才是造成增資案正面效果的來源。具有成長潛力的公司且其內部人在增資宣告前的股票買進大於股票賣出者，現金增資將有股票價格上揚的現象。

後續探討現金增資宣告效果之文章，嘗試納入企業生命週期觀點探討。

邱正仁(2008)的實證研究採用 Anthony and Ramesh (1992)的方法，利用分位法將企業生命週期分為成長期、成熟期與衰退期。其結果發現，台灣現金增資企業中，成長期、成熟期與衰退期三者之間，成長期的累積平均異常報酬所代表之宣告效果大於成熟期與衰退期。由此結果可觀察到，企業處於成長期時，公司的成長機會較大，所以市場給予的增資宣告效果反應為正。同樣的實證方式套用於美國之現金增資樣本中亦得到相同結論。所以，企業未來的成長性使得市場對其現金增資的反應有影響能力。



第三章 研究設計

本文首先就新上市上櫃公司是否有進行現金增資的動作分類，探討公司在上市櫃前三年到後四年間的公司特徵變化。接著，將樣本選定於上市上櫃後四年內進行首次現金增資的公司，配合未於四年內進行首次現金增資的新上市上櫃公司其掛牌後首五年財務資料進行 Hazard Regression，探討其上市上櫃後時程及公司特性的變化下，對於是否進行現金增資的決策的影響。最後，就新上市上櫃公司進行首次現金增資的宣告訊號效果，對於其首次進行現金增資的宣告日後五日內的累積異常報酬率與上市上櫃後時程及財務資料進行 OLS Regression。

第一節 研究流程

本文的研究流程以三個主題進行探討，並分別採用三種不同的統計方法進行檢定，詳如圖 2-1。



圖 2-1 研究流程圖

第二節 模型設定與變數定義

一.有無現金增資公司其上市上櫃前後變化

鑒於初步的觀察發現，許多新上市上櫃公司進行首次增資的時間發生在掛牌後四年內，因此在深入探討進行首次現金增資的時程議題之前，本文先針對選取的新上市上櫃公司其掛牌前後的公司特性變化作深入的分析。此分析所選取樣本為上市上櫃前三年到上市上櫃後四年的期間檢驗影響其上市後四年內進行現金增資的因素，本研究將此期間切割為三個子期間，分別為：上市櫃前兩年、上市櫃後兩年內以及上市櫃後第三年到第四年。各自以其上市櫃後四年內有進行現金增資(SEOSUM=1)為分類，反之為0。並分別於各子期間內以無母數 Wilcoxon Two Sample Test 檢定兩樣本之間公司特徵(1)在三個子期間內是否存在明顯差異以及(2)其差異性是否存在延續性：

$$H_0 : Md_i (SEOSUM=1) - Md_i (SEOSUM=0) = 0$$

$$H_1 : Md_i (SEOSUM=1) - Md_i (SEOSUM=0) \neq 0$$

Md_i 是指公司變數 i 的中位數，選用以下七個變數作為代表：

Sales：公司年營收。衡量公司營運規模；

TA：公司總資產。衡量公司規模；

Salesg：公司營收年成長率，衡量公司成長率；

ROS：公司營收報酬率，稅後淨利除以總營收，衡量公司獲利能力；

ROA：公司資產報酬率，稅後淨利除以總資產，衡量公司獲利能力；

ERATIO：公司稅前息前淨利率，稅前息前盈餘除以總營收，衡量公司獲利能力；

DEBTRATIO：公司負債比率，以總負債除以總資產，衡量公司資本結構；

資料子期間區分為以下三個期間：

- 1.上市櫃前兩年($t=-2,-1$)
- 2.上市櫃後第一、二年($t=1,2$)
- 3.上市櫃後第三、四年($t=3,4$)

二.上市上櫃後首次現金增資的時程探討

本研究接著探討新上市上櫃公司進行首次現金增資的時程。採用Cox-proportional Hazard Regression，將公司的上市上櫃後期間長短代表公司年齡納入考量。實驗變數有公司總資產（DLOGTA）、公司市價淨值比（DV）、公司負債比率（DLVG）、公司現金比率（DCASH）、公司權益報酬率（DROS）、公司營收成長率（DSalesg）、公司營運風險（DOprisk）

以及市場是否處於熱市（Hot）。我們估計Cox-proportional Hazard Model 如下：

$$\Pr(\text{SEOSUM}_{it}=1 \mid \text{SEOSUM}_{ix}=0 \forall x<t) = h_0(t)\exp(X_{it}\beta)$$

當公司於上市上櫃後四年內進行首次現金增資則其應變數SEOSUM為1，四年內沒有辦理現金增資則SEOSUM為0； X_{it} 為各項會隨時間改變的公司特性變數， β 是待估計的變數係數； $h_0(t)$ 則是時間機率函數。以下針對個實驗變數進行定義說明：

DLOGTA：公司總資產值取對數並經產業平均調整，其調整方法如下：依據台灣經濟新報資料庫的兩位產業代碼分組，計算其同產業之總資產值取自然對數平均，再以各公司原有之個別值減去計算出的產業平均，即完成產業平均調整之動作，下述各變數之產業平均調整過程均同。

DLOGTA用以衡量公司規模；

DV：公司股價乘以流通在外股數加上負債總值後除以資產總值，再以產業平均調整。衡量公司的市價淨值比；

DLVG：公司總負債除以總資產經產業平均調整，衡量公司資本結構；

DCASH：公司現金除以總資產並經產業平均調整；衡量公司現金比率；

DROS：稅後淨利除以總營收，公司營收報酬率並經產業平均調整，由於公司歷經上市櫃的過程資產大幅變動，資產報酬率將無法真實表示公司獲利能力，於是選用營收報酬率代表。用以衡量公司獲利能力；

DSalesg：公司營收成長率並經產業平均調整，衡量公司營收成長率；

DOprisk：公司營業利益變異數經產業平均調整；衡量公司營運風險；

HOT：本研究參考Ibbotson and Jaffe(1975)以及張慈媛(2005)之方法定義公司上市的年度是否屬於熱市：首先計算 $e_{it}=R_{it}-R_{mt}$ ， R_{it} 代表在 t 年度上市的第 i 家公司，其上市第一年的年報酬率； R_{mt} 表示第 t 年集中市場或櫃檯買賣市場之年報酬率，因此 e_{it} 即表示此公司上市上櫃年度的市場超額報酬率，S代表在t年掛牌上市的公司家數。

$$e_{it} = \sum_{i=1}^S e_{it} / S$$

計算出每間公司上市年度的超額報酬率後，可得到一 e_{it} 之數列，定義若 e_{it} 超過 e_{it} 數列之中位數，則此公司的上市或上櫃年度即為熱市

(HOT=1)。

三.上市上櫃後首次現金增資宣告訊號效果

接著本研究繼續探討公司進行現金增資宣告與上市上櫃後首次現金增資時程的關係。採用複迴歸分析之方法，應變數為首次現金增資宣告

日後五日的累積異常報酬率。實驗變數為掛牌後年數(SEOYEAR)、公司總資產 (DLOGTA)、公司總市值除以總資產 (DV)、公司負債比率 (DLVG)、公司現金比率 (DCASH)、公司權益報酬率 (DROS)、公司營收成長率 (Dsalesg)、公司營運風險(Doprisk)、市場時機 (HOT) 及 Inverse Mills Ratio(IMR)。

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 SEOYEAR_i + \beta_2 DLOGTA_i + \beta_3 DV_i + \beta_4 DLVG_i + \beta_5 DCASH_i + \beta_6 DROS_i + \beta_7 Dsalesg_i + \beta_8 Doprisk_i + \beta_9 HOT_i + \beta_{10} IMR_i + \varepsilon_i$$

$$\text{Inverse Mill's Ratio} = \frac{\Phi(SEOSUM)}{\theta(SEOSUM)}$$

其中 Φ 和 Θ 分別為 Probit 分配的 pdf 與 cdf。

本研究利用 Heckman(1976)所提出的兩階段模型來修正此問題。兩階段模型是指：首先第一階段先以 Probit 模式建立選擇方程式，將所有上市上櫃公司的樣本皆納入，以建立影響公司進行現金增資之影響因素探討，並於此模型中估計出 Inverse Mills Ratio，接著再於第二階段將第一階段所估計的 Inverse Mills Ratio 帶入到解釋新上市上櫃公司其首次現金增資宣告之超額報酬迴歸式內，將其當成一個新的解釋變數重新估計。

第三節 研究假說

一.影響新上市櫃公司辦理首次現金增資的決策因素

本研究旨在找出會影響新上市櫃公司決定辦理首次現金增資決策的公司特性因素以及其影響其辦理時程之長短。結合過去相關研究文獻的結果及理論論點，整理出以下公司特性變數包含：公司資產規模、營收成長率、獲利能力、資本結構、潛在成長機會、現金比率、營運風險及市場時機共八個因素所建構之假說，期望對公司在做首次現金增資的決策動作能夠有解釋能力。

1. 公司資產規模：Harjoto and Garen(2003)對於 1992-1997 年間於美國上市櫃的公司進行首次現金增資之研究發現，比較上市櫃後四年內有無進行現金增資的兩者，有進行現金增資的公司資產規模以及營收規模都顯著大於未在四年內進行現金增資的公司。且規模較大的公司其進行現金增資的成功機率較小公司高，原因可能包含其知名度較高較為投資人所知、資產規模較大有擔保品向銀行融資容易、債信評等較佳等，使得較大資產規模的公司進行現金增資時容易得到投資人接受。因此本研究預期資產規模較大的公司會傾向於上市櫃後較快回到市場進行現金增資。

假說一：規模較大的公司會較快進行上市櫃後首次的現金增資行為。

2. 營收成長率：Mikkelson, Partch and Shah(1997)指出，處於營運成長擴張期的公司，由於配合公司發展及營運資金的需求目的，資金需求量大，因此通常會在公司資產規模或營運大幅成長時期以上市的股權融資方式進行募資，屆時將開啟後續募資的管道，以利於支應大量內部資金需求。就先前生命週期的論點而言，公司於上市櫃初期通常處於成長期，研究發展資金或是營運資金的需求都面臨於生命週期內較高的階段，於是籌資活動會相對其他階段較為頻繁。盧雅馨(2010)的研究也證明此論點，其檢驗 1994 年至 2006 年間台灣上市櫃公司發生之現金增資活動，對企業生命週期與市場時機兩變數對企業進行現金增資動作進行迴歸分析，實證結果發現兩者皆對台灣上市櫃公司增資意願之影響為顯著，其中企業生命週期對增資的影響比市場時機的影響更大。因此本研究預期營收成長率高的公司於上市櫃後首次現金時程將會較短。

假說二：營收成長率高的公司會較快進行上市櫃後首次現金增資的行為。

3. 獲利能力：Mikkelson, Partch and Shah(1997)研究發現，在 1980 年至 1983 年期間上市櫃的公司，其上市前一年相較於上市後一年的權益報酬率或資產報酬率營運績效表現佳，顯示公司傾向在獲利能力佳的時點選擇進行 IPO，將可以從投資人正面預期中獲取較佳的發行價格。然而上市櫃後表現下滑的現象隱含獲利能力較差的公司將會傾向更快進行首次現金增資。此外，若公司獲利能力良好，則其可選擇使用內部保留盈餘做為資金需求的來源，所以相對獲利能力低的公司對外進行現金增資的依賴度也相對較低。因此本研究預期獲利能力較低的公司將會更快進行首次現金增資的活動。

假說三：獲利能力較差的公司會較快進行上市櫃後首次現金增資的行為。

4. 資本結構：根據 MM 有關理論，公司基於考量營業事業所得稅之下，公司的市場價值將與負債比率呈正向關係，亦即經理人為了追求公司價值極大化，將會有最適資本結構存在。然而背後忽略的是公司在進行舉債融資的過程中，財務危機處理成本也同時跟著上升。因此，資本結構的決定將視公司舉債使得資金成本的下降與破產成本的上升兩者之中權衡而定。當公司負債比率提高時，

潛在財務危機處理成本亦升高，此時將傾向藉由股權融資的方式調整其資本結構。

假說四：負債比率較高的公司傾向於上市櫃後較快進行首次現金增資。

5. 潛在成長機會：Harjoto and Garen(2003)指出，公司在成長擴張階段傾向會增加股權融資。若公司處於生命週期中的成長階段，投資決策中將有較多的淨資產價值為正的投資計劃，在營運擴張階段也會有更多的資金需求。通常在這個階段的公司選擇 IPO 為自己開啟了未來籌資的管道，因此會選擇股權融資作為其管道之一。同時，科技業在台灣股票市場中佔有舉足輕重之地位，而有些科技產業相較於傳統產業權衡財務危機成本的情況以及欠缺有形資產無法提供抵押等問題而面臨不常藉由舉債方式獲得資金，於是傾向選擇由股權方式在公開市場上籌資。Bender and Ward(2002)也認為企業在成長期時由於公司營運重點在於研發新商品及開拓新市場，倘若研發成功將會為公司帶來大幅成長。結合以上各個結論本研究推測，具有潛在成長機會的公司將會較快進行上市櫃後首次現金增資的動作。

假說五：有潛在成長機會的公司會較快進行上市櫃後首次現金增資。

6. 現金比率：DeAngelo, DeAngelo and Stulz(2009)研究發現，針對公司進行現金增資動作的因素提出解釋，實證發現進行現金增資的公司中超過六成其若不計算現金增資所帶來的資金挹注，其採取現金增資動作的當年將會面臨現金短缺。由此可知辦理現金增資的動機來自於滿足短期資金需求而非單純囤積現金。基於現金增資的目的是滿足資金短缺的需求，並且結合先前提到成長性公司淨現值為正之投資機會較多將有更多資金需求等因素，於是本文假設現金比率較低的公司將會較快進行上市上櫃後首次現金增資的動作。

假說六：現金比率較低的公司會較快進行上市櫃後首次現金增資。

7. 營運風險：公司內部管理者對在做融資決策時會考慮公司未來營運前景以配合適當融資工具選擇。通常營運風險較高的公司隱含未來不確定性較高，擔心未來籌資計畫無法順利進行的公司管理者將會傾向越早進行上市櫃後現金增資以把握良好的籌資時點，避免未來無法順利取得資金。因此本研究預期公司營運風險較高者將傾向較快進行上市櫃後首次現金增資的動作。

假說七：營運風險較高的公司會較快進行上市櫃後首次現金增資。

8. 市場時機：Choe, Masulis and Nanda (1993)指出公司傾向在市場處於擴張階段時進行股權融資手段募集資金。Bayless and Chaplinsky(1996)的實證研究也發現，就股權發行宣告的價格反映來看，高權益發行量階段期間的價格反應比低發行量階段低了約2%，也證實了某種程度資訊不對稱的減小而產生機會之窗的存在。市場處於活絡且投資人樂觀預期的情況下，進行股權融資將可以較高的股價募集到所需資金，對公司而言吸引力較市場冷淡時期為高。因此我們將預期市場處於熱市之階段時，公司會傾向更快進行上市上櫃後首次現金增資，以把握市場對於公司本身資訊不對稱的階段盡快募集資金，以達到資金取得最大程度。

假說八：新上市櫃當年市場屬於熱市，公司會更快辦理首次現金增資。

二.上市上櫃後首次現金增資宣告訊號效果

1. 首次現金增資的時程：如同文獻部分 2.1 提到「機會之窗」論點，新上市櫃公司其首次現金增資的宣告效果預期市場將會給予資訊反應成本較低的機會；然而從資訊不對稱的另一面來看，公司上市上櫃後隨著時間的經過，藉由資訊的揭露與透明度的上升，資訊不對稱的情形將逐漸改善，市場投資人可從較理性的角度衡量

公司價值，而公司也不會藉佔資訊不對稱的便宜，以真實價值呈現出來。兩面的推論皆可能影響首次現金增資時程對首次現金增資宣告的效果。綜合而言，公司上市上櫃後進行首次現金增資的時程長短，其現金增資的宣告訊號效果預期不明。

假說九：上市櫃後進行首次現金增資時程與現金增資宣告效果之關聯不定。



第四節 樣本選取與資料來源

一.有無現金增資公司其上市上櫃前後變化

此部分選取之樣本包含 1981 年至 2010 年其在台灣證券交易所上市及櫃檯買賣中心上櫃的公司，其上市櫃前兩年到上市櫃後第四年共七年期間之公司財務資料。依據公司掛牌後四年內有無進行首次現金增資作分類。本研究剔除金融保險產業的公司樣本，以及資料缺漏樣本，總計納入樣本的公司共有 1129 家。而各公司的上市日、首次現金增資年度、財務數據資料皆來自於台灣經濟新報資料庫(TEJ)。

二.上市上櫃後首次現金增資的時程探討

此部分之實證樣本是包含 1981 年至 2010 年間在台灣證券交易所申請上市及櫃檯買賣中心上櫃的公司且其上市櫃後四年內有進行掛牌後辦理首次現金增資的公司(如表 3-1)；至於未在掛牌後四年內進行首次現金增資的公司則列為對照樣本。實證樣本採用其上市櫃年度到首次現金增資期間的資料；對照樣本則是採用上市櫃年度到之後第五年的資料作為對照期間(SEOYEAR=5)。本研究剔除金融保險產業及資料缺漏樣本，總計納入樣本的公司共有 1199 家。各公司的上市日、首次現金增資年度、財務數據及股價報酬率資料皆來自於台灣經濟新報資料庫(TEJ)。

表 3-1 1981 至 2010 年各年度 IPO、首次 SEO 及未 SEO 之公司

YEAR	IPO	當年首次 SEO 之公司數	未 SEO 之公司數
1981	20	4	16
1982	4	4	0
1983	2	1	1
1984	2	0	2
1985	5	3	2
1986	5	1	4
1987	8	4	4
1988	15	13	2
1989	17	17	0
1990	18	15	3
1991	21	14	7
1992	26	23	3
1993	19	16	3
1994	22	17	5
1995	38	32	6
1996	50	44	6
1997	26	21	5
1998	41	26	15
1999	93	45	48
2000	87	48	39
2001	91	37	54
2002	124	58	66
2003	101	47	54
2004	92	53	39
2005	57	40	17
2006	39	38	1
2007	52	51	1
2008	36	35	1
2009	42	35	7
2010	46	38	8
Total	1199	780	419

表 3-2 樣本 1981 年到 2010 年間上市上櫃公司進行首次現金增資之速度(N=780)

首次現金增資速度	家數	累計家數	比率	累計比率
IPO 當年	427	427	54.74%	54.74%
第二年	197	624	25.26%	80.00%
第三年	64	688	8.21%	88.21%
第四年	51	739	6.54%	94.74%
第五年	41	780	5.26%	100.00%
Total	780		100%	

表 3-3 實驗樣本公司產業分配表

水泥工業	2
食品工業	8
塑膠工業	8
紡織工業	38
電機機械	34
電器電纜	7
化學生技醫療	49
玻璃陶瓷	4
造紙工業	1
鋼鐵工業	28
橡膠工業	4
電子工業	496
建材營造	35
航運	13
觀光	3
貿易百貨	8
油電燃氣	5
其他	37
合計	780

三.上市上櫃後首次現金增資宣告訊號效果

此部分之實證樣本取自於台灣經濟新報資料庫(TEJ)事件研究法之特殊事件日-現金增資宣告日，期間為 1991 年至 2010 年之上市櫃公司之首次現金增資活動為事件，計算宣告日首五日之累積異常報酬，其中異常報酬以上市公司以台灣加權平均指數調整，上櫃公司以櫃檯買賣中心指數調整。此研究剔除金融保險產業其財務結構異於一般產業的公司樣本，以及資料缺漏樣本，總計納入樣本的公司共有 293 家(如表 3-4)。

表 3-4 1991 年到 2010 年之現金增資宣告樣本分布

年度	IPO 公司家數	SEO 公司家數
1991	4	0
1992	7	2
1993	6	3
1994	10	0
1995	22	13
1996	25	1
1997	12	17
1998	19	29
1999	21	48
2000	20	33
2001	11	0
2002	35	0
2003	41	0
2004	33	0
2005	11	15
2006	7	70
2007	8	56
2008	1	6
2009	0	0
2010	0	0
Total	293	293

第四章 實證結果

此部分以研究流程的三個主要研究方向分別以不同的統計方法進行實證結果的分析，先以敘述統計描述實驗樣本的資料後，首先以有無現金增資公司其上市上櫃前後變化的部分以無母數 Wilcoxon Two Sample Test 方法進行。其次新上市櫃公司進行首次現金增資時程議題用公司各項特徵對於是否會快速進行首次現金增資的機率影響以危險迴歸模型進行。最後以複迴歸模型驗證上市櫃後首次現金增資宣告效果。

第一節 資料描述

一.敘述性統計量分析

由表 4-1 敘述性統計來看，台灣於 1981 年到 2010 年間上市櫃之公司，其首次現金增資的時程平均為 0.82 年。公司在上市櫃年度到首次現金增資期間的負債比率約為 36%；股價淨值比平均為 1.9 倍；營收報酬率平均為 7.14%；且平均顯示新上市櫃公司其營收成長率達 17.54%。表 4-2 則是以產業平均調整後的變數敘述性統計量。

表 4-1 實證變數之敘述性統計量(N=780)

SEOYEAR：掛牌後年數；LOGTA：上市櫃公司規模；V：上市櫃公司市價淨值比；LVG：上市櫃公司負債比率；CASH：衡量公司現金比率；ROS：衡量公司獲利能力；Oprisk：公司營運風險；HOT：上市櫃時是否為熱市，為虛擬變數，熱市為 1，冷市為 0；

Variable	Mean	Median	Std	Maximum	Minimum
SEOYEAR	0.8231	0.0000	1.1552	4.0000	0.0000
LOGTA	14.6651	14.5441	0.9848	18.8151	11.9929
V	1.9037	0.9850	5.6408	95.5353	0.3274
LVG	0.3609	0.3597	0.1547	0.8763	0.0350
Cash	0.1334	0.0893	0.1303	0.8186	0.0003
ROS	0.0714	0.0776	0.2704	2.2974	-3.5973
Salesg	0.1754	0.1139	0.3527	2.3592	-0.9458
Oprisk	0.0606	0.0597	1.3550	0.0070	0.0000
HOT	0.4679	0.0000	0.4993	1.0000	0.0000

表 4-2 實證變數之敘述性統計量經產業平均調整(N=780)

SEOYEAR：掛牌後年數；DLOGTA：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司規模；DV：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司市價淨值比；DLVG：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司負債比率；DCASH：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司現金比率；DROS：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營收報酬率；Salesg：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營收成長率；Oprisk：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營運風險；HOT：上市櫃時是否為熱市，為虛擬變數，熱市為 1，冷市為 0。

Variable	Mean	Median	Std	Maximum	Minimum
SEOYEAR	0.8231	0.0000	1.1552	4.0000	0.0000
DLOGTA	0.1625	0.0634	0.9579	4.3483	-2.8645
DV	0.2440	-0.5057	5.6158	93.7743	-2.8979
DLVG	-0.0187	-0.0273	0.1514	0.5166	-0.4605
CASHRATIO	0.1334	0.0893	0.1303	0.8186	0.0003
DROS	0.0064	0.0169	0.2687	2.2226	-3.6182
DSalesg	0.0792	0.0271	0.3446	2.2230	-0.9958
Doprisk	0.0202	-0.0135	0.3163	7.1468	-0.0797
HOT	0.4679	0.0000	0.4993	1.0000	0.0000

二.相關係數分析

表 4-3 為樣本公司上市櫃至首次現金增資年度間隔年度(SEOYEAR)，以及各個變數之間的 Pearson 積差相關係數以及 Spearman 等級相關係數。其相關係數檢測結果發現公司總資產規模(DLOGTA)、市價淨值比(DV)、負債槓桿比率(DLVG)、營收成長率(DSalesg)、市場時機(HOT)皆與掛牌後首次現金增資時程長短(SEOYEAR)呈現顯著負相關；另一方面，營運風險(Doprisk)則呈現與首次現金增資時呈正相關。現金比率(DCASH)、營收報酬率(DROS)與首次現金增資時程則無存在顯著的相關性。總體而言，除了現金比率(DCASH)、營收報酬率(DROS)之外，不論是從 Pearson 積差相關係數還是 Spearman 等級相關係數，所有變數和首次現金增資時程之間的相關性皆與假說預期符號相同。

表 4-3 相關係數矩陣

DLOGTA：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司規模；DV：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司市價淨值比；DLVG：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司負債比率；DCASH：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司現金比率；DROS：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營收報酬率；DSalesg：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營收成長率；DOprisk：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營運風險；HOT：上市櫃時是否為熱市，為虛擬變數，熱市為 1，冷市為 0；SEOYEAR：掛牌後年數。對角線右上方為 Spearman 等級相關係數，對角線左下方為 Pearson 積差相關係數。*代表 10%的顯著水準；**代表 5%的顯著水準；***代表 1%的顯著水準。

	DLOGTA	DV	DLVG	DCASH	DROS	DSalesg	doprisk	HOT	SEOYEAR
DLOGTA	1	-0.05297	0.19162***	-0.08801	0.17669***	0.23974***	-0.04497	0.05258	-0.05256**
DV	-0.03504	1	-0.00031	0.02401	-0.10201**	-0.10231**	0.033	-0.00081	-0.05834**
DLVG	0.21453***	-0.04399	1	-0.31059***	-0.20755***	-0.02532	-0.05005	0.03653	-0.03825*
DCASH	-0.10151**	0.16117***	-0.28432***	1	0.09116**	0.02804	0.07152	-0.0955	-0.00801
DROS	0.17717***	-0.03429	-0.38603***	0.18531***	1	0.24346***	-0.02976	-0.00286	-0.00558
DSalesg	0.26101***	-0.11729	-0.06767	0.10487**	0.24256***	1	-0.169***	0.08549	-0.2887***
doprisk	-0.0618	0.29846***	-0.19965***	0.24068***	0.0491	-0.16068**	1	-0.0267	-0.02665
HOT	0.0522	-0.00877	0.03272	-0.08542	-0.00657	0.10024**	-0.04186	1	-0.03863*
SEOYEAR	-0.0558**	-0.03106*	-0.06583***	0.01053	-0.00751	-0.24421***	0.03104*	-0.04439*	1

第二節 有無現金增資公司其上市上櫃前後變化

此部分進行的是，先觀察其上市櫃後四年內有無進行現金增資，再依照其結果往回溯至上市櫃前兩年的時點，依照結果將樣本分為有現金增資及無現金增資兩群。並且將上市櫃前兩年到上市櫃後第四年共七年資料依照上市櫃前後分群，觀察其公司特徵的差異。

實證結果如表 4-4 敘述統計結果顯示，在上市櫃前有現金增資與無現金增資公司規模無論是以營收(Sales)或是以資產規模(TA)衡量，皆統計顯著為有現金增資之公司較大。且此差距一直維持至上市櫃之後四年都仍然顯著，這個統計結果也與本研究之假說一的方向相符；營收成長率(Salesg)部分兩者在上市櫃前即無統計顯著之差異，但在上市櫃後首兩年有 SEO 動作的公司其營收成長率高於無 SEO 之公司，達到統計上顯著差異，推測其可能原因為上市櫃初期公司獲得股權融資後有擴展計劃，帶動營收成長率上升。

表 4-4 有 SEO 公司、無 SEO 公司之敘述統計量(N=1129)

表 4-4 呈現上市櫃後四年內有 SEO 公司及無 SEO 公司各規模、獲利能力及公司財務槓桿值之平均數與中位數。營收(Sales)及資產規模(TA)單位為新台幣百萬元；營收成長率(Salesg)、資產報酬率(ROA)、營收報酬率(ROS)、稅前息前淨利率(ERATIO)及槓桿比率(Debratio)為原始數值。有 SEO 與無 SEO 兩類公司各個變數之中位數差異以 Wilcoxon Two Sample Test 檢定之。*代表 10%的顯著水準；**代表 5%的顯著水準；***代表 1%的顯著水準。

Variable	有 SEO		無 SEO	
	Mean	Median	Mean	Median
Sales				
(-2,-1)	3066.226	1222.921	3612.545	1118.682**
(1,2)	5873.526	4680.431	4032.726	1679.985***
(3,4)	7464.023	2135.995	5723.605	1832.119**
TA				
(-2,-1)	3251.708	1348.629	5043.042	1233.587**
(1,2)	4112.073	1869.454	5305.34	2355.833***
(3,4)	9803.673	2730.141	6712.725	2506.714***
Salesg				
(-2,-1)	0.1301	0.074	0.1594	0.0389
(1,2)	1.367	0.59	3.131	-0.0410*
(3,4)	3.9294	0	2.6445	-0.0441

如表 4-4 續所示，獲利能力方面，於資產報酬率(ROA)、營收報酬率(ROS)及稅前息前淨利率(ERATIO)都顯示有上市櫃後有 SEO 的公司其獲利能力較差，且達到統計上 1%顯著。顯示公司獲利能力較差的情況下也隱含舉債融資較不可行，因此選擇以股權方式進行增資，此部分的結果也與假說三的方向一致。

至於公司的負債比率(DEBTRATIO)來看，後來會在上市櫃後四年內即進行現金增資的公司其在上市櫃前就有較高的舉債程度，並且在經過上市櫃掛牌後依然於初期維持差異，直到上市櫃後第三年起，有 SEO 之

公司與無 SEO 之公司兩者的舉債程度差異才逐漸縮小，但仍然維持統計顯著之差異，也與假說四相符。

表 4-4 有 SEO 公司、無 SEO 公司之敘述統計量(N=1129)(續)

Variable	有 SEO		無 SEO	
	Mean	Median	Mean	Median
ROA				
(-2,-1)	0.0909	0.0807	0.1045	0.090***
(1,2)	-0.0289	0.0225	0.0326	0.0466***
(3,4)	-0.0004	0.033	0.0396	0.0459***
ROS				
(-2,-1)	0.0923	0.0867	0.1237	0.1034***
(1,2)	-0.0082	0.0099	0.0333	0.0535***
(3,4)	-0.0569	0.0398	0.0481	0.0547***
ERATIO				
(-2,-1)	0.1137	0.1115	0.1495	0.1302***
(1,2)	0.0038	0.0254	0.0617	0.0748***
(3,4)	-0.0192	0.0624	0.0745	0.0741***
DEBTRATIO				
(-2,-1)	0.4071	0.4062	0.3678	0.3599***
(1,2)	0.4072	0.4638	0.3719	0.3550***
(3,4)	0.4019	0.3911	0.3836	0.3780*

表 4-5 產業調整後有 SEO 公司、無 SEO 公司之敘述統計量(N=1129)

以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之營收(DSales)及資產規模(DTA)單位為新台幣百萬元；以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之營收成長率(DSalesg)、資產報酬率(DROA)、營收報酬率(DROS)、以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之稅前息前淨利率(DERATIO)及槓桿比率(DDebratio)為原始數值。有 SEO 與無 SEO 兩類公司各個變數之中位數差異以 Wilcoxon Test 檢定之。*代表 10%顯著水準；**代表 5%顯著水準；***代表 1%的顯著水準。

Variables	有 SEO		無 SEO	
	Mean	Median	Mean	Median
DSales				
(-2,-1)	-28,112.740	-1,312,649.770	60,667.290	-1,344,416.22**
(1,2)	1,768,893.260	-1,652,791.130	-381,677.950	-2,069,897.29***
(3,4)	1,551,624.720	-1,834,770.380	-653,762.530	-2,459,612.33***
DTA				
(-2,-1)	-449,648.770	-1,819,264.550	796,616.610	-2,004,426.55***
(1,2)	2,401,279.370	-1,902,672.810	-518,129.280	-3,219,632.88***
(3,4)	2,320,401.500	-2,897,237.030	-977,679.430	-4,005,923.21***
DSalesg				
(-2,-1)	0.029	-0.0445	0.0454	-0.067*
(1,2)	0.0741	-0.0893	0.0040	-0.1862***
(3,4)	1.0179	-2.4779	-0.4119	-2.2841
DROA				
(-2,-1)	-0.0119	-0.0182	0.0345	-0.005
(1,2)	-0.0233	0.0032	0.0065	0.014**
(3,4)	-0.0178	0.0192	0.0228	0.0351***
DROS				
(-2,-1)	-0.0035	-0.0062	0.0297	0.0087***
(1,2)	-0.0745	0.007	0.0146	0.0165
(3,4)	-0.0839	0.0142	0.0201	0.0269***
DERATIO				
(-2,-1)	-0.0112	-0.0099	0.0242	0.0083***
(1,2)	-0.0622	0.0093	0.0133	0.0125*
(3,4)	-0.0665	0.0144	0.0279	0.0293***
DDEBRATIO				
(-2,-1)	0.0128	0.0151	-0.026	-0.0317***
(1,2)	0.0075	0.002	-0.0016	-0.0113***
(3,4)	0.0107	0.0022	-0.0045	-0.0084

第三節 新上市上櫃公司進行首次現金增資時程

此部分為本研究的主要目標，旨在研究新上市上櫃公司進行首次現金增資的快慢與公司本身的特性之因素關聯性。估計方法採用 Cox-proportional Hazard Regression。根據本研究的樣本實證結果顯示（如表 4-6），營收成長率越高、規模越大且獲利能力較差的公司會傾向越快進行首次現金增資。此外，於市場情形樂觀時期上市櫃的公司也傾向較快進行首次現金增資。

實證結果顯示，公司資產規模越大者傾向越快進行首次現金增資，此結果與原先假說一相符。Harjoto and Garen(2003)對於 1992-1997 年間於美國上市櫃的公司進行首次現金增資之研究發現，比較上市櫃後四年內有無進行現金增資的兩者，有進行現金增資的公司資產規模以及營收規模都顯著大於未在四年內進行現金增資的公司。此結果與本研究一致。營收成長率方面，我們發現公司的成長率越高將會越快進行首次現金增資，此結果先前許多相關文獻的實證結果相符。Harjoto and Garen(2003)針對 1992 年到 1997 年美國上市櫃的公司探討其首次 SEO 的行為研究，其實證結果指出正向成長率高的公司傾向在上市後四年內進行首次的現金增資。石依芳(2003)也指出，具有較大成長動能的公司越會傾向更快辦

理首次現金增資，假說二成立。公司獲利能力在本實驗樣本中顯示其對於新上市櫃公司的首次現金增資辦理也有決定性的影響。結果顯示，公司獲利能力較差的傾向於較快於掛牌後辦理首次現金增資，與假說三相符。獲利能力較差的公司於上市初期將會藉由公司內部與投資人之間資訊尚屬較不對稱的期間，進行陸續的增資行為，以獲得更多的資金。上市櫃公司其負債比率與辦理首次現金增資的速度呈現負相關，然而未達統計上顯著，假說四未達統計上實證成立。此結果隱含公司進行現金增資行為背後原因與調整公司財務結構並無直接相關。可能的解釋為，負債比率較高的公司，其相對擁有較佳的資產品質，所以能從銀行等管道取得資金，而不必透過現金增資的方式來取得新的資金。市價淨值比部分實證結果顯示，公司的市價淨值比結果顯示會影響新上市櫃公司的首次現金增資決策，市價淨值比越大的公司傾向於越快進行上市櫃後首次現金增資，與假說五相符，然而統計顯著僅達 10%，本研究認為可能的因素為公司市價淨值比隱含公司未來潛在的成長機會，這些公司將募資動作集中於 IPO 的時點上，後續的募資動作將會視投資人所給予的評價再行決定。Welch(1996)的研究也呈現如此結果，他認為這類的公司可能傾向在 IPO 當時即募集足夠的資金，並且會等待市場上投資人能夠明確辨認其成長機會後，再進行現金增資的動作。

表 4-6 新上市櫃首次現金增資時程因素 Hazard 模型結果(N=1199)

DLOGTA：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司規模；DV：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司市價淨值比；DLVG：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司負債比率；DCASH：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司現金比率；DROS：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營收報酬率；Dsalesg：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營收成長率；Doprisk：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營運風險；HOT：上市櫃時是否為熱市，為虛擬變數，熱市為 1，冷市為 0。*代表 10%的顯著水準；**代表 5%的顯著水準；***代表 1%的顯著水準。

自變數	估計係數	標準誤	Chi-Square	Hazard Ratio
DLOGTA	0.23091***	0.05281	19.1205	1.26
DV	0.01389*	0.00833	2.7775	1.014
DLVG	-0.55388	0.45035	1.5126	0.575
DCASH	-0.41233	0.55271	0.5565	0.662
DROS	-0.96872***	0.15466	39.234	0.38
Doprisk	-0.05374	1.13993	0.0022	0.948
DSalesg	0.94902***	0.16336	33.7476	2.583
HOT	0.46511***	0.11857	15.3884	1.592

現金比率與公司進行首次現金增資速度並無直接相關，假說六不成立。

本研究認為造成此結果的可能因素為公司進行現金增資的動機並不一定來自於現金部位短缺，此結果與 Myer and Majluf(1984)提出企業能夠利用資訊成本較低的階段來進行現金增資一致，顯示公司於上市櫃後的首次現金增資其並非用於彌補現金短缺的問題，而可能是藉由上市後短期內

資訊不對稱的機會之窗，募得更多資金。公司的營運風險與進行首次現金增資的速度之間並無顯著的相關，與假說七不符。本研究認為可能的原因為市場上投資人對於營運風險較高的公司保持著相對保守的態度，若同時參與新上市櫃初次公開發行和現金增資的計畫將會承受更高的風險，因此當營運風險較高的公司在新上市櫃初期即快速進行首次現金增資成功機率將很低。

市場時機方面，IPO 當年的市場為熱市，則公司將會更快進行首次現金增資，由 Hazard Ratio 顯示，熱市時公司進行現金增資的比率為冷市時的 1.6 倍，假說八成立。此結果表示，當市場處於熱絡時期，資金市場比較的流動性較高，投資人對於公司未來預期以及給予公司的價值較為樂觀，因此公司也更會擇時再度進入市場籌資。此與 Ljungqvist, Nanda & Singh(2004)的論點一致，他們指出有些品質較差的公司會在熱市時期上市並且藉機利用市場上投資人相對較不理性的行為，於上市後很快的辦理現金增資。此結果也再次說明上市櫃公司會利用機會之窗並進行市場擇時，把握最佳的增資時機。

第四節 上市櫃後首次現金增資宣告效果

這個部分主要針對公司特徵如何影響首次現金增資宣告的異常報酬做迴歸實證，樣本選自 1991 年到 2010 年上市上櫃且於四年內進行首次現金增資的公司。由於此樣本選擇方法將只能針對過去有進行現金增資的宣告現象提出可能的解釋因素，而無法將觀察到的公司特徵用來預測新公司其現金增資的宣告效果。此現象即產生了所謂的樣本選擇偏誤。為了使得實證結果能提供更多的貢獻，本研究採用以下方法來解決樣本選擇的偏誤。在考慮樣本選擇的偏誤問題前提下，本研究利用 Heckman(1976)所提出的兩階段模型來修正此問題。兩階段模型是指：首先第一階段先以 Probit 模式建立選擇方程式，將所有上市上櫃公司的樣本皆納入，以建立影響公司進行現金增資之影響因素探討，並於此模型中估計出 Inverse Mills Ratio，接著再於第二階段將第一階段所估計的 Inverse Mills Ratio 帶入到解釋新上市上櫃公司其首次現金增資宣告之超額報酬迴歸式內，將其當成一個新的解釋變數重新估計。

由表 4-7 可知，公司現金增資的宣告效果與其首次現金增資的快慢並無統計上顯著的關係，與假說九預期結果一致，現金增資快慢這個影響因素與現金增資宣告效果之間的關聯不明確。然而此結果與張財豪(1998)檢視 1991 年到 1996 年間台灣上市公司之現金增資宣告的結果一致，顯

示投資人並不會因為公司是在新上市櫃後多快回到股票市場籌資就給予不同的報酬。至於公司資產規模對現金增資宣告效果有顯著之影響，規模越大之公司其首次現金增資之宣告效果越差。進一步的解釋為，公司資產規模與市場投資人給予預期之報酬相關，通常規模較小之公司基於向銀行融資能力較弱且未來營運風險容易較大等因素，進行現金增資較不易成功，因此現金增資宣告效果來得比規模大的公司好。而規模較大之公司與現金增資宣告效果兩者呈負向相關，則與黃繼仁(2007)研究大陸市場上市公司首次現金增資之宣告期間市場反應結果一致。負債比率部分，實證結果顯示公司負債比率越高的公司其現金增資的宣告效果越好，此結果與邱正仁、周庭楷、張慈媛(2007)現金增資宣告異常報酬結果一致。

最後 Inverse Mill's ratio 其用意是調整樣本選擇的問題，係數為負且顯著的結果表示現金增資的宣告效果會低於未調整的估計結果。樣本經過調整之後，估計到的係數會與未調整的係數有所差異。此結果顯示，若未經過 Inverse Mill's Ratio 的調整，估計到的係數會有因為樣本抽樣的關係而產生誤差的結果。

表 4-7 新上市櫃進行首次現金增資宣告效果首五日異常報酬(N=293)

應變數：首次現金增資宣告日五天累積異常報酬率(CAR05)；DLOGTA：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司規模；DV：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司市價淨值比；DLVG：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之上市櫃公司負債比率；DCASH：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司現金比率；DROS：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營收報酬率；DSalesg：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營收成長率；DOprisk：以 TEJ 產業代碼分類之產業平均調整之公司營運風險；HOT：上市櫃時是否為熱市，為虛擬變數，熱市為 1，冷市為 0。*代表 10% 的顯著水準；**代表 5% 的顯著水準；***代表 1% 的顯著水準。

自變數	估計係數	標準誤	t 值
Intercept	4.0730	2.4954	1.63
DLOGTA	-3.2328**	1.4510	-2.23
DV	1.2317	1.6230	0.76
DLVG	24.1741*	12.2910	1.97
DCASH	4.4357	11.9101	0.37
DROS	9.5399	10.4905	0.91
Doprisk	1.7291	1.2868	1.34
SEOYEAR	0.5291	1.0513	0.5
HOT	-2.7991	2.4146	-1.16
IMR	-1.2564**	0.5924	-2.12
R-Square	0.1967	Adjusted R-Sq	0.0699

第五章 結論與建議

本研究旨在探討新上市櫃公司的公司特徵如何影響其進行首次現金增資時程的快慢並檢視公司特徵與現金增資宣告效果之關聯。採用 1981 年到 2010 年達 30 年之上市上櫃公司資料作為樣本，並同時採用無現金增資的公司作為對照，使用 Hazard Regression 來探討公司特徵如何影響其是否盡早進行現金增資的決策。實證結果發現，新上市櫃公司其規模越大、獲利能力越差以及營收成長率較高的公司傾向越快進行首次現金增資的動作，且市場時機也扮演重要角色，當市場顯示為熱市時，新上市櫃公司的首次現金增資時程也較短。此外，本研究也發現新上市櫃公司首次現金增資宣告之累計異常報酬與首次現金增資之時程無關，實證結果顯示，規模越大的公司其宣告之市場反應越差，至於負債比率越高的公司其宣告效果則越佳，符合一般理論預期。

如本研究實證結果的第一部分所示，一間公司是否會在上市櫃掛牌後短期內即進行現金增資，從其掛牌前的公司特徵即可看出端倪。上市櫃前的公司特徵包含基本的公司規模、獲利能力以及舉債程度等即可反應出其上市櫃後是否會快速再度回到市場上進行現金增資。實證結果顯示，上市櫃前公司規模較大、獲利能力較差且負債比率較高的公司傾向在新上市櫃後四年內即辦理首次現金增資。

本研究發現新上市櫃公司首次現金增資時程與其宣告效果並無相關，隱含公司進行掛牌後首次現金增資的快慢並不直接影響其現金增資之宣告效果，反而是基本的公司規模以及舉債程度等與公司基本面訊息相關的部分才是影響現金增資宣告效果的因素。

在現金增資宣告效果部分之探討，本研究採用之 Heckman 兩階段估計法以調整樣本選擇可能產生之誤差，Inverse Mill's Ratio 的係數結果很顯著，也顯示若不考慮抽樣樣本的問題，迴歸模型內各個估計的係數將會出現誤差的結果。採用的目的即在提升各變數之估計準確性。

本研究的限制在於使用事件研究法進行首次現金增資宣告效果研究時，由於公司在現金增資宣告日前消息有外漏的可能，於是決定現金增資的訊息其宣告效果並未在宣告日才開始表現，導致於選用現金增資宣告日作為事件日時，結果將無法充分反映真實情況。此外，台灣新上市櫃公司現金增資宣告日的資料係以台灣經濟新報資料庫的事件研究系統資料為準，與公司年度財務資訊相對照刪除缺漏值後可用樣本大幅減少。因此建議後續研究致力於資料蒐集的部分以增加樣本數。

參考文獻

中文文獻

王方伶，2004，“影響公司上市(櫃)掛牌後辦理首次現金增資之原因探討”，國立政治大學財務管理研究所碩士論文。

石依芳，2003，“公司上市後首次現金增資時程之因素探討”，國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。

吳進登，1996，“競爭優勢、成長機會的價值與現金增資宣告效果關係之研究”，國立政治大學企業管理研究所博士論文。

邱正仁，2005，“從兩岸證券市場之特性探討現金增資之股價行為”，行政院國家科學委員會專題研究計畫。

邱正仁，周庭楷，張慈媛，2007，“新上市公司辦理首次現金增資時程之探討：原因與後果”，管理評論，第二十六卷第三期，71-102。

邱正仁，2008，“從企業生命週期觀點論析現金增資宣告之市場反應” 行政院國家科學委員會專題研究計畫。

高貴美，2002，“現金增資宣告效果因素探討”，國立中山大學財務管理學系研究所碩士論文。

張財豪，1998，“新上市股票與現金增資折價程度關聯性之研究”，國立政治大學企業管理研究所碩士論文。

張慈媛，2005，“台灣新上市辦理首次現金增資時程之探討”，國立成功大學會計學研究所碩士論文。

黃繼仁，2005，“探討影響中國大陸新上市公司辦理首次增資期間長短的因素”，國立成功大學財務金融研究所碩士論文。

陳安琳、黎萬琳、陳振遠，2001，“成長潛力、內部人交易與現金增資之宣告效果”，中國財務學刊，第九卷第一期，1-25頁。

盧雅馨，2010，“影響現金增資決策之關鍵因素－企業生命週期、市場時機、現金短缺”，國立政治大學企業管理研究所碩士論文。

顏燕萍，2002，“臺灣上市公司現金增資宣告財富效果之再檢驗”，義守大學管理科學研究所碩士論文。

英文文獻

Anthony, J. H. and K. Ramesh, 1992, “Association between Accounting Performance Measures and Stock Prices” *Journal of Accounting and Economics* Vol. 15, P. 203-227.

Asquith, P. and D. W. Mullins, Jr., 1986, “Equity Issues and Offering Dilution” *Journal of Financial Economics* 15, P.61-89.

Bayless M. and S. Chiaplinsky, 1996, “Is There a Window of Opportunity for Seasoned Equity Issuance?” *Journal of Finance*, 51, P.253-278.

Bender, R. and K. Ward, 2002, *Corporate Financial Strategy*, Butterworth Heinemann.

Choe, H., Masulis, R., and Nanda, V., 1993, “Common Stock Offerings Across the Business Cycle” *Journal of Empirical Finance* 1, P.1-29.

Cooney, J.W. and A. Kalay, 1993, “Positive Information from Equity Issue Announcements” *Journal of Financial Economics* 33, P.149-172.

DeAngelo, H., L. DeAngelo, and R. M. Stulz, 2009, “Seasoned Equity Offerings, Market Timing, and the Corporate Lifecycle” Fisher College of Business Working Paper No. 2007-03-014, Charles A. Dice Working Paper No. 2007-13.

- Denis, D. J., 1994, "Investment Opportunities and the Market Reaction to Equity Offerings" *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 29, P.159-76.
- Haire, M.,1959, *Biological models and empirical history of the growth of organizations*, Modern Organizational Theory.
- Harjoto, M. and J. Garen, 2003, "Why Do IPO Firms Conduct Primary Seasoned Equity Offerings?" *Financial Review*, Vol.38 Issue 1,103-125.
- Ibbotson, Roger G., 1975 "Price Performance of Common Stock New Issues", *Journal of Financial Economics*, 3, P.235-272.
- Jegadeesh, N., Weinstein M. and Welch I., 1993, "An Empirical Investigation of IPO Returns and Subsequent Equity Offerings" *Journal of Financial Economics*, 34, P.153-175.
- Jung,K., Kim, Y.C. and Stulz R. M.,1996,"Timing, Investment Opportunities, Managerial Discretion and the Security Issue Decision," *Journal of Financial Economics*, Vol.42, P.159-185.
- Korwar A. N. and Ronald W. Masulis, 1986, "Seasoned Equity Offerings: An Empirical Investigation", *Journal of Financial Economics*, Vol. 15, P.91-118.
- Ljungqvist, A., V. Nanda, and R. Singh, 2004, "Hot Markets, Investor Sentiment and IPO Pricing," *Journal of Business*, Vol. 79, P.1667-1702.
- Loughran T. and Ritter J.R., 1997, "The Operating Performance of Firms Conducting Seasoned Equity Offerings" *Journal of Finance*, P.1823-1850.
- Loughran, T. and J. R. Ritter, 1995,"The New Issues Puzzle," *Journal of Finance* 50 , P.23-51.
- Mann, S. V. and N. W. Sicherman, 1991. "The Agency Costs of Free Cash Flow: Acquisiton Activity and Equity Issues" *Journal of Business* 64, P.213-218.

Mikkelson, W. H., M. Megan Partch , Kshitij Shah , 1997 , “Ownership and Operating Performance of Companies That Go Public” *Financial Economics* 44 , P.281-307

Myers S. C., 1984, *Finance theory and financial strategy*. *Interfaces* 14, P.126-137.

Myers, S. C., and N. S. Majluf., 1984. “Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have” *Journal of Financial Economics* 13, P.187-221.

Welch, I., 1996, “Equity Offerings Following the IPO: Theory and Evidence,” *Journal of Corporate Finance* 2, P.227-259.

