

經理人樂觀傾向、家族企業特性對投資現金 流量敏感度之研究

A Study on the Investment-Cash Flow Sensitivity of Family Business and Managerial Optimism

洪榮華¹ Jung-Hua Hung
國立中央大學企業管理學系

蔡盈如¹ Ying-Ju Tsai
國立中央大學企業管理學系

郭怡萍² Yi-Ping Kuo
工業技術研究院
產業經濟與趨勢研究中心

江佳妮¹ Chia-Ni Chiang
國立中央大學企業管理學系

¹Department of Business Administration, National Central University and ²Industrial
Economics & Knowledge Center, Industrial Technology Research Institute

(Received January 20, 2010; Final Version December 22, 2010)

摘要：本研究探討家族企業樂觀經理人樂觀傾向對投資現金流量敏感度的影響，並將家族企業內之經理人分為家族 CEO 與非家族 CEO，再將之分別與非家族企業之專業經理人做比較，以進一步瞭解此三類經理人對投資現金流量敏感度是否有不同之影響。實證結果發現：家族企業樂觀經理人相較於非家族企業樂觀經理人具有較高的投資現金流量敏感度，其主因是由於家族企業內的樂觀家族 CEO 所致，且其具有過度投資的傾向，但並無投資不足問題。

關鍵詞：樂觀傾向、投資現金流量敏感度、家族企業、過度投資、投資不足

Abstract: This paper examines the effect of family business and managerial optimism on the investment-cash flow sensitivity. We divide the CEOs in family businesses into family member

本文之通訊作者為洪榮華，e-mail: jhung@cc.ncu.edu.tw。

作者感謝國科會計畫提供的研究經費（計畫編號: NSC-98-2410-H-008-016），並衷心感謝三位匿名評審提供寶貴意見。

CEOs and professional CEOs and then investigate whether these two types of CEOs and the third type – CEOs in non-family firms – have different influences on the investment-cash flow sensitivity. The results show that optimistic family businesses, compared with optimistic non-family businesses, have higher investment-cash flow sensitivity and the higher investment-cash flow sensitivity mainly results from optimistic family member CEOs. Finally, we find that this higher investment-cash flow sensitivity is due to overinvestment rather than underinvestment problem.

Keywords: Managerial Optimism, Investment-Cash Flow Sensitivity, Family Business, Overinvestment, Underinvestment

1. 緒論

行為財務學一直是財務學界熱門的研究議題，近年來學者將焦點由投資人的非理性行為轉換為管理者的非理性行為，特別是具優越感的經理人，在行為財務學中稱此特質為過度自信¹。具樂觀傾向或過度自信特質的管理者對決策的制定有直接的影響，Heaton (2002) 以投資現金流量的敏感度² 方式來分析樂觀經理人之投資行為，認為在不考慮傳統的代理問題與資訊不對稱下，樂觀經理人會扭曲投資決策，當內部資金充足時，由於高估公司投資專案獲利的能力，樂觀經理人可能投資於負淨現值專案，導致過度投資 (overinvestment)；另一方面，當內部資金不足需要向外融資時，樂觀管理者認為外部投資人低估了該專案價值，因此較不願意使用外部融資來進行正淨現值的投資，造成投資不足 (underinvestment)。上述兩種情況皆使樂觀經理人對於內部資金的依賴程度提高，投資現金流量的敏感度因而上升。

過去文獻中，鮮少以家族企業的觀點來解釋投資與現金流量敏感度的關係，本研究考量台灣的上市公司多屬於所有權集中的家族企業 (Yeh *et al.*, 2001; Yeh and Woidtke, 2005)，其特色在於其所有權特殊，具有獨特的誘因和權力結構，以企業的生存延續為宗旨，視公司績效猶如自身福祉 (Davis *et al.*, 1997)，採長期觀點進行投資，創造長期的價值極大化為目標，且公司的聲譽使他們具有更強烈的動機欲提升公司績效 (Anderson and Reeb, 2003)。在上述特性影響下，會緩和其經理人與股東間的代理衝突，減少過度投資的可能性，使投資現金流量敏感度下降。然

-
- 1 文獻中交互使用「過度自信」和「樂觀」兩種名詞來描述同樣的特質的情形 (Brown and Sarma, 2007)。因此本文參照 Malmendier and Tate (2005) 和 Malmendier *et al.* (2008) 等多數文獻的做法，不刻意去區分過度自信和樂觀涵義上的不同，而本研究以「樂觀」一詞為主。
 - 2 「投資現金流量敏感度」之定義為「投資依賴內部現金流量的程度」。當公司較容易取得外部資金時，即財務限制較低，其投資決策較不依賴內部資金，因此投資現金流量敏感度較低；若公司向外部取得融資困難時，即財務限制較高，其投資決策較依賴內部資金，因此投資現金流量敏感度較高。

而，家族企業也可能因為面臨大股東與小股東之間的代理問題，尤其當投資人保護程度較弱時，會使大股東剝削小股東情形加劇 (Almeida and Wolfenzon, 2006)，投資現金流量敏感度因而上升。

除了上述代理問題外，資訊不對稱亦可能會影響企業之投資行為，以致投資現金流量敏感度而改變 (Pawlina and Renneboog, 2005)。家族企業之維護名譽及長期導向特性，會傾向發佈高品質的盈餘資訊 (Wang, 2006)，資訊不對稱程度較低，家族企業因而較不會錯失正淨現值的投資方案，投資不足的可能性較低，導致投資現金流量敏感度下降；然而，當家族企業的股權過度集中時，控制股東可能會犧牲小股東的利益來維護自身私利，因而發佈低品質的盈餘資訊 (Wang, 2006)，使資訊不對稱提高，家族企業反而可能遭遇投資不足窘境，使投資現金流量敏感度不降反升。由上述分析可知，家族企業特性對於投資現金流量敏感度可能有兩種的效果：利益一致效果 (alignment effect) 與鞏固效果 (entrenchment effect)。在以往研究未能獲得一致結論的情況下，家族企業對於投資現金流量敏感度的影響有進一步探討的必要。

在經理人樂觀程度對投資現金流量敏感度的影響方面，目前文獻僅 (Lin *et al.*, 2005; Lin *et al.*, 2008) 以台灣企業為樣本進行研究，結果發現樂觀經理人確實會扭曲投資決策，使投資現金流量敏感度上升。本研究進一步認為，前述之家族企業特性對於此一經理人之樂觀傾向與投資現金流量敏感度間的關係可能會產生影響，亦即可能存在調節效果。此外，家族企業內可能任用家族成員為經理人 (家族 CEO)，而也可能從外聘請非家族經理人 (非家族 CEO)，而這兩類經理人所處立場與具備條件可能有相當大的差異，其投資決策行為因而可能不同 (Anderson and Bizjak, 2003; Blumentritt *et al.*, 2007)。因此，本研究除探討家族企業特性對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度間的關係是否有調節效果之外，更進一步分析若存在此一調節效果，則究竟是家族企業內的家族 CEO 或是非家族 CEO 所導致。

本研究的主要貢獻如下。首先，由於國內尚缺乏探討家族企業特性、經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度間關係之研究，因此本文希冀彌補這方面文獻之不足。其次，本研究更進一步將經理人區分為非家族企業的經理人、家族企業內的家族 CEO 與非家族 CEO (專業 CEO) 等三類，以釐清家族企業與非家族企業對現金流量敏感度之不同影響係由於家族企業內哪類經理人所造成，藉此進一步釐清影響投資現金流量敏感度的真正因素。

本研究以台灣上市櫃公司為研究對象，利用 2001 年至 2007 年之資料進行實證分析，結果支持家族企業之鞏固效果高於其利益一致的效果，導致投資現金流量敏感度上升的推論。此外，家族特性對於樂觀傾向與投資現金流量敏感度亦存在正向調節效果。最後，家族企業內的家族 CEO 為導致家族企業對於投資現金流量敏感度存在正向調節效果之主因。

本文的架構如下，第二部分為文獻探討與研究假說之建立，第三部分是研究設計，第四部分為實證結果與分析，最後則為結論。

2. 文獻探討與研究假說

根據資本結構無關論，投資與現金流量應該是無關的。然而若存在公司、個人所得稅的情況下，公司應該發行負債，提高槓桿比率以增加公司價值 (Modigliani and Merton, 1958)。因此，在現實社會中，資訊不對稱導致資本市場不完美、股東與經理人間存在不同的風險偏好、有限理性以及利益衝突因而產生代理問題。資訊不對稱會使資金成本提高，導致投資不足 (Stiglitz and Weiss, 1981)；代理問題使經理人擁有過度的自由裁量權導致過度投資 (Jensen, 1986)，故傳統解釋投資決策會受到現金流量的影響，其原因多來自資訊不對稱與代理問題 (Vogt, 1994)。然而近年來隨著行為財務學的發展，許多相關文獻也針對市場效率性、理性的基本假設進行質疑，特別是經理人的樂觀傾向與過度自信特質，其認為經理人若具有樂觀傾向可能會扭曲投資政策 (Heaton, 2002)。因此本文先釐清家族與非家族企業之投資現金流量敏感度差異，並就家族企業特性對於經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度進行分析，且將家族企業內經理人區分為家族 CEO 和非家族 CEO 兩種類型，探討投資現金流量敏感度是否有所差異，由此依序建立研究假說如下。

2.1 家族企業與投資現金流量敏感度的關係

目前文獻中對於現金流量與公司投資存在正向關係有兩種完整解釋。第一種是由於自由現金流量而導致的代理問題 (Jensen, 1986)，該研究認為 CEO 會傾向過度花費公司的自由現金流量在負淨現值的投資計畫上去謀求私利，導致過度投資，而其過度投資情形並非外部融資成本過於昂貴，而是相對而言內部資金較便宜所致。第二種則是資訊不對稱問題使得外部的資金成本高於內部資金 (Myers and Majluf, 1984)，此情形會使公司無力負擔昂貴的外部資金，因而錯失正淨現值的投資方案，導致投資不足。

傳統代理問題強調的是管理者與股東間的利益衝突，管理者會透過偷懶、浪費或過度投資等方式犧牲公司價值來極大化自身利益 (Jensen and Meckling, 1976)。而家族企業中，由於家族具有一定比例的持股，且經理人也往往由家族成員擔任，結合股東與管理者，可降低管理者與股東間的傳統代理問題。Schulze *et al.* (2001) 認為，家族企業的股東與管理者利益較為一致，而且有較大誘因及能力直接監督與懲罰表現不佳之 CEO，故家族企業可以降低 CEO 企圖追求擴張版圖的策略³ (Grossman and Hart, 1982)。Anderson *et al.* (2003) 亦指出家族企業關心公司長期永

3 擴張版圖策略 (empire building) 指管理者有誘因追求自我利益，即追求公司的規模而不追求公司價值極大化，使公司的成長超越最適規模的動機，隨著可控制資源的增加，管理者權力與報酬都會增加 (Grossman and Hart, 1982)。

續經營，因為他們視公司如家產，希望能代代傳承給家族其他成員抑或下一代，在此情況下，他們更會致力於維護公司利益，避免錯估其投資方案的價值，使企業的利益受損，因此降低過度投資可能性，投資現金流量敏感度因而下降。雖然家族企業內傳統代理問題較低，然而一旦股權過度集中，大股東剝削小股東之代理問題隨之發生。Wei and Zhang (2008) 指出大股東的控制權和現金流量權的偏離程度與投資現金流量敏感度成正向關係，原因是由於大股東和小股東的利益不一致，其鞏固效果會誘使大股東犧牲小股東利益而過度投資，投資現金流量敏感度因而上升。

除了上述以代理問題角度切入家族企業與投資行為之關係外，資訊不對稱亦可能影響家族企業的投資行為。Wang (2006) 認為，家族特性之長期導向及維護名譽會防止家族企業進行投機性的盈餘管理行為，因為盈餘管理是短期導向而家族企業較著重於長期導向的公司績效，因此，家族企業會提供高品質的會計資訊，資訊不對稱程度因而較低。在較高的資訊透明下，家族企業若需要向外取得資金，其外部融資之成本較低，向外融資的意願增加，較不會錯失正淨現值的投資方案，投資現金流量敏感度因而下降。另一方面，Wang (2006) 亦認為家族也是公司的大股東，可能會犧牲小股東的利益而追求自身私利，導致大股東與小股東之間的代理衝突，該鞏固效果會誘使家族企業使用盈餘管理來掩蓋其獲取私利的事實，並發佈低品質的盈餘資訊，家族企業與外部投資人之資訊不對稱程度上升，增加其外部融資之資金成本，家族企業因而不願意使用外部融資，以致錯失正淨現值的投資方案，導致投資不足，投資現金流量敏感度隨之上升。

經由以上分析可知，不論從代理問題或是資訊不對稱方面，皆有正反兩股力量導致過度投資或是投資不足。就國內情況而言，家族企業相對於非家族企業存在普遍的交叉持股及金字塔結構現象 (李永全、馬黛，民 95; Yeh *et al.*, 2001)，再加上台灣公司的監理機制尚未成熟，以及公司治理尚有很大的進步空間 (洪榮華等，民 94)，故可得知國內法制環境對投資人保護較不健全。在此情況下，大股東與小股東間的代理衝突更趨於惡化 (Wei and Zhang, 2008)，因而強化家族企業為追求自身私利而剝削小股東之動機，導致過度投資或投資不足，使投資現金流量敏感度上升。因此，本研究建立如下假說：

H1：相較於非家族企業，家族企業存在較高的投資現金流量敏感度。

2.2 經理人的樂觀傾向與投資現金流量敏感度的關係

Langer (1975) 定義所謂樂觀傾向即對個人而言，高估自身所擁有的能力及對結果過度樂觀；Heaton (2002) 提出樂觀 CEO 會導致高估專案成功可能性及低估公司績效拙劣的可能性；Malmendier and Tate (2005) 認為過度自信 CEO 會高估公司決策的預期報酬。Weinstein (1980) 研究指出當人們相信事情在自己的控制之下，則會對未來的結果過度樂觀，而 CEO 通常是公司重

大決策的制定者，決定是否要執行重大規模的投資或是併購案，此使得 CEO 相信自己可以控制事情的結果，進而低估失敗的可能性。另外，當計畫結果與個人自身的利益攸關時，會提高個人承諾程度 (highly committed)，導致對該計畫的結果更有自信；而 CEO 因為自身的報酬、名聲和職位都與公司的績效表現高度相關，因此會對公司績效具有高度的承諾，自信的程度也就隨之增加。由以上分析可知，許多文獻支持公司高階決策者傾向高估自己的能力，對於決策結果過度樂觀，而上述解釋提供了過度自信或樂觀 CEO 對公司決策影響的基石。

Malmendier and Tate (2005) 實證指出，過度自信的經理人會高估他們公司決策的預期報酬，特別當公司具有充足的自由現金流量時，過度自信的經理人會增加投資。Lin *et al.* (2005) 以台灣上市公司為樣本，發現融資受限的公司中，樂觀 CEO 的投資現金流量敏感度比非樂觀 CEO 高，支持除了傳統資訊不對稱與代理問題之外，CEO 的樂觀傾向也是造成企業投資現金流量敏感度高的原因之一。

H2：相較於非樂觀經理人，樂觀經理人存在較高的投資現金流量敏感度。

2.3 家族企業特性對於經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度之間關係的調節效果

過去文獻多由代理問題或是資訊不對稱的觀點，分析企業過度投資或是投資不足的問題，而Heaton (2002) 則以管理者樂觀傾向的角度，探討過度投資或投資不足之現象。他認為管理者的樂觀傾向會扭曲投資決策，亦即當經理人具樂觀傾向時，會高估其決策價值，在資金充足的情況下可能會過度投資；反之，當公司內部資金用盡或面臨財務限制時，樂觀經理人會認為是外部資本市場高估其所欲投資方案之風險，使資金成本提高，因而放棄一些正淨現值的專案，導致投資不足。本研究欲探討家族企業特性是否對於樂觀傾向與投資現金流量敏感度之關係有調節效果。

由於家族企業之股東與管理者的利益較一致、所有權集中及永續生存等特性，公司價值與其本身息息相關，即使家族企業經理人在具樂觀傾向，也較不會做出損及公司價值之投資決策，因此可能會弱化樂觀傾向對於投資現金流量敏感度之影響，使投資現金流量敏感度降低。然而，承H1之推論，家族企業內的鞏固效果可能高於其利益一致的效果，因而導致過度投資。因此若其經理人具樂觀傾向，家族企業之剝削誘因會強化該經理人之樂觀傾向對於投資決策的影響，導致過度投資，使投資現金流量敏感度上升。

家族企業亦重視家族聲譽及採行長期投資觀點，會發佈高品質的盈餘資訊，因此資訊透明度高，可能降低其向外融資之資金成本而增加向外融資意願，錯失正淨現值投資方案之可能性因而下降。即使家族企業經理人具樂觀傾向，可能會由於家族企業之長期觀點的特質而弱化其樂觀傾向對於投資決策之影響，使投資現金流量敏感度下降。然而，家族企業內的鞏固效果可

能高於其利益一致的效果，其經理人傾向發佈低品質的盈餘資訊來維護自身的私利 (Wang, 2006)，外部融資之成本會隨資訊不對稱的上升而增加，因此錯失正淨現值的投資方案導致投資不足。

基於以上分析，本文建立假說如下：

H3：相較於非家族企業，家族企業會正向強化樂觀傾向與投資現金流量敏感度之關係

2.4 家族企業內經理人類型 (家族 CEO 與非家族 CEO) 對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度關係之調節效果

在 H3 中，本研究推論家族企業對於經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度之間的關係存在正向調節效果，然而家族企業內存在兩種類型之經理人，有些研究認為有必要去區別家族企業內家族 CEO 與專業 CEO (非家族 CEO) 之行為差異 (Anderson and Bizjak, 2003; Blumentritt *et al.*, 2007)。因此，本研究欲進一步分析上述的強化效果是由於家族企業內之何類經理人所致。

由於家族 CEO 自身與公司利益的關係密切，可能會謹慎揀選其投資決策並降低公司所暴露之風險，降低投資於負淨現值方案的可能性，避免公司與自身陷入危機，故其特性弱化了樂觀傾向對於投資現金流量敏感度的正向影響。再考量家族 CEO 之私人情感面的因素，即使經營績效不好，也較無被解雇的威脅 (Gomez-Mejia *et al.*, 2001)，因而在選擇投資方案時，擁有極大的自由裁量權。就主觀立場而言，相對於非家族 CEO，家族 CEO 可能較不受家族之約束，而較可能導致過度投資；此外，家族 CEO 是來自受限的勞動力市場，他們的能力或專業性往往不及非家族 CEO。因此，從客觀條件來說，家族 CEO 可能較無法正確判斷對公司有利的投資計畫，致使過度投資情況更趨惡化，投資現金流量敏感度因而上升。家族 CEO 之特質因而可能強化前述經理人樂觀傾向對投資現金流量敏感度之影響，導致過度投資，投資現金流量敏感度上升。反之，家族企業中的非家族 CEO 多由家族董事所指派，常受到家族控制股東的牽制與監控 (Solomon *et al.*, 2003)。因此，家族企業內之非家族 CEO 在進行決策時，可能會聽令於家族的控制股東，依其目的來剝削小股東，因此投資行為可能與家族 CEO 差異性不大。然而，非家族 CEO 所面臨之個人就業風險 (employment risk) 較高，可能基於短期投資績效不佳而被解雇 (Gomez-Mejia *et al.*, 2001)，因而推論非家族 CEO 會更重視自身名譽，因為一旦其管理的公司績效不佳甚至於面臨財務危機或倒閉時，不但自身會面臨被解雇的窘境，且當其回歸於競爭的管理人力市場時，亦有失業的危機。此外，非家族 CEO 擁有高度的專業知識與能力，較能正確判斷對公司有利的投資決策。

因此，非家族 CEO 可能為了維護自身的名譽而較不願意配合家族之剝削目的，或者因其較能判斷及選擇最大化公司價值的投資方案，減少了過度投資的可能性，投資現金流量敏感度因而下降。因此，就非家族 CEO 之自身名譽、就業風險及專業上的考量，其會更專注於極大化公

司的價值上，而其特性可能會弱化樂觀傾向對於投資現金流量敏感度的正向影響，使公司過度投資的可能性降低，投資現金流量敏感度下降。

由資訊不對稱之觀點而言，家族 CEO 可能重視公司聲譽並採長期觀點投資，其盈餘資訊的發佈品質提高，資訊不對稱及向外融資成本降低，減少投資不足的可能性，其特性會弱化了樂觀傾向對於投資現金流量敏感度的正向影響；然而當家族 CEO 若不惜犧牲小股東的利益，而以自身利益為優先考量時，則會嘗試掩蓋其公司資訊之真實內涵，資訊不對稱程度提高，向外融資成本因而上升。此外，家族 CEO 擁有高度的自由裁量權及在績效上存在較低的撤換威脅，可能選擇發佈低品質的盈餘資訊，資訊不對稱情況惡化，導致對外融資成本增加，因而投資不足，使投資現金流量敏感度上升，其特性強化了樂觀傾向對於投資現金流量敏感度的正向影響。反之，非家族 CEO 雖可能為配合家族內控制股東的目的，來維護自身的工作權，因此投資行為可能與家族 CEO 差異性不大。然而其存在自身名譽與就業風險上的考量，傾向發佈較高盈餘品質的資訊，融資成本下降，向外融資的意願提高，投資不足之可能性減少，投資現金流量敏感度因而下降。因此，若非家族 CEO 存在樂觀傾向，其面臨的就業風險及擁有的專業知識，使非家族 CEO 傾向發佈高品質的盈餘資訊，該特質會弱化了樂觀傾向對於投資現金流量敏感度的正向影響。

經由以上分析可知，家族企業內的兩類經理人中，家族 CEO 基於家族情感因素，即使表現不佳也較無被解雇的威脅，因而在選擇投資決策時，較無所顧忌；此外，由於來自受限的勞動力市場，其能力或專業性可能較弱，無法有效判斷對公司有利的投資計畫。因此，家族 CEO 若具有樂觀傾向，當資金充足時更可能導致過度投資。另一方面，上述之特性也使得家族 CEO 可能配合其家族遂行剝削小股東的利益，並發佈低品質的盈餘資訊以掩蓋此一剝削事實，對外融資成本上升。因此，家族 CEO 若具有樂觀傾向時，若公司缺乏現金，則更可能導致投資不足。反之，非家族 CEO 比較會考慮其績效表現、自身名譽以及就業風險，而且專業能力也往往較強，因此，即使具樂觀傾向，也較不可能發生過度投資或投資不足的情形。本研究進而建立如下假說：

H4-1：家族企業內家族 CEO 會強化其樂觀傾向與投資現金流量敏感度間之關係

H4-2：家族企業內非家族 CEO 會弱化其樂觀傾向與投資現金流量敏感度之關係

3. 研究設計

3.1 樣本選擇與資料來源

本研究選取 2001⁴年到 2007 年間台灣上市 (Taiwan stock exchange; TSE) 及上櫃 (over the

4 經濟部商業司 90 年 10 月 29 日新聞稿：立法院在 2001 年對公司法有重大修正，此次堪稱公司法自民

counter; OTC) 公司，排除金融保險業因其特殊的營運及財務結構。另外，為避免所謂的「存續偏差」(survivorship bias)，本研究移除公司在首次公開發行之前的資料，但包含下市後公司的資料 (Lin *et al.*, 2008)。根據上述的樣本篩選原則，共計 1035 個觀察值為研究樣本。財務資料的來源為台灣經濟新報資料庫 (Taiwan Economic Journal Database; TEJ)，家族所有權方面參考台灣集團企業研究、中央通訊社簡報系統及各上市公司公開說明書及年報以利判斷家族成員體系並計算家族持股比例。

本研究判斷 CEO 是否過度自信的方法是參照 Malmendier and Tate (2005) 的第三項指標⁵做法稍做改變，以 CEO 持有公司股數變動作為樂觀傾向的衡量，因為樂觀的經理人傾向高估其投資決策的未來報酬，因此深信在他的領導下，公司的股票價格會持續上揚，因而習慣性地購入公司股票。其衡量方式為選取任期至少五年的經理人為樣本，再計算每位經理人任期前三年中每年對自家公司股票的平均持股數，若該經理人在這三年中至少有兩年的平均持股數是增加的，亦即其公司股票屬於淨買入的年數大於淨賣出的年數，就判斷該經理人具樂觀傾向。但由於台灣的平均總經理任期較短，考慮到若要求 CEO 任期至少五年以上，則符合資格的觀察值可能太少，故本研究以 CEO 任期滿三年為標準，只要 CEO 在這三年中至少有兩年的平均持股比例變動是增加的，即分類為過度自信的 CEO。

本研究亦採用經理人之平均持股比例的變動來做為判斷經理人是否具樂觀傾向。首先，選取任期至少為三年的經理人為樣本，再計算每位經理人任期這三年中每年對自家公司股票的平均持股比例，若該經理人在這三年中至少有兩年的平均持股比例是增加的，即判斷該經理人具樂觀傾向。除此之外，本研究參考 Lin *et al.* (2005) 的研究⁶，使用財務預測當作另一種樂觀傾向的衡量方式。Jagannathan *et al.* (2000) 指出外部資本市場視現金股利為公司對股東的承諾，較不具有財務彈性，且 DeAngelo *et al.* (1996) 發現並沒有證據指出公司現金股利的增加，就表示未來將有優異的盈餘表現，本研究推論此可能是經理人具樂觀傾向，高估公司未來的盈餘 (Heaton, 2002)，因而增加現金股利之支付。故為了強化對於樂觀傾向衡量的可信度，在樂觀程度的衡量

國 18 年正式實施以來最大幅度的一次修正，針對股權結構、董監事資格、選任與解任有突破性的變革，因此選取 2001 年為起始年度，而非橫跨修法年度的樣本期間，主要是希望能夠避免相關法規修正所產生的潛在影響。

- 5 採用此項指標之理由為：第一、過度自信的經理人會較慢執行公司的選擇權，因經理人認為自身能力可以讓公司股價上升，因此透過持有選擇權之溢酬而獲利。第二、過度自信的經理人因對公司未來的績效感到樂觀，選擇權會持有到期滿。第三、過度自信的經理人會習慣性地增加其持有公司的股份。
- 6 其定義樂觀經理人之方法為：觀察在經理人的任期內，若至少有兩個預測值且向上偏誤的預測大於向下偏誤的預測時，此經理人可被定義為是樂觀的經理人，因此當經理人有樂觀傾向時，以虛擬變數 $O=1$ ，其他為 0。並且根據下列準則來刪除可能受誘因影響的預測值：(1)在股票發行前 12 個月內釋放的盈餘預測；(2)當公司面臨財務危機時，在財務危機前 24 個月內所釋放的盈餘預測；(3)如果盈餘預測低於(高於)市場預期，且公司董事在釋放盈餘預測的三個月內增加(減少)他們的持股。

上，本研究以上述的衡量方式作為代理變數，以確認結果是否一致。

CEO 樂觀傾向之個人特質不易衡量，本研究使用持股比例變動為樂觀傾向的衡量指標之原因如下：(1) 由於台灣缺乏相關資料庫來蒐集新聞媒體報導以及股票選擇權在台灣市場並不發達，故不易採行 Malmendier and Tate (2008) 之衡量方式；(2) Lin *et al.* (2005) 以經理人之財務預測當作樂觀傾向的代理變數⁷，然而本研究的樣本橫跨修法期間，新法採自願性揭露因而導致樣本數銳減，故使用該方法可能產生潛在衡量誤差；三、相較於上述方式，本研究以持股比例變動作為樂觀之代理變數，其財務資料較完整，衡量誤差可能較小。

過去研究中對家族企業的定義並非一致，本研究參照葉銀華 (民 88)對家族企業的定義：若家族成員或其控制的公司等最終控制者之直接持股與間接持股之持股比率總和超過 10%且在董事會擁有席位，或家族成員占公司董事會席位超過一半者為家族公司⁸。

3.2 實證模型的建立

實證模型的建立分為兩個部份，首先以模型(1)分別探討家族特性與經理人樂觀傾向兩個主要變數對投資現金流量敏感度的影響，來驗證 H₁ 及 H₂，並以該兩個變數之互動項來檢定家族企業特性對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度間關係之調節效果，以驗證 H₃；接著，建立模型(2)，以家族 CEO (FCEO) 與非家族 CEO (FNFCEO) 取代模型(1)中之家族企業特性 (FB)，並分別以此兩個變數與經理人樂觀傾向之互動項來檢定家族企業內不同類型經理人對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度間關係之調節效果，分別驗證 H_{4.1} 與 H_{4.2}。

3.2.1 家族企業與非家族企業對投資現金流量敏感度的影響

為瞭解家族企業特性與經理人樂觀傾向對於投資現金流量敏感度的影響，本研究以現金流量敏感度作為被解釋變數，參考 Lin *et al.* (2005) 的研究，並在模型內加入了家族虛擬變數 (FB) 與公司規模、成長機會、過去績效表現等控制變數，其模型(1)建立如下：

$$I_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_2 FB_{it} + \alpha_3 O_{it} + \alpha_4 CF_{it} * FB_{it} + \alpha_5 CF_{it} * O_{it} + \alpha_6 FB_{it} * O_{it} + \alpha_7 CF_{it} * FB_{it} * O_{it} + \alpha_8 Size_{it} + \alpha_9 CR_{it} + \alpha_{10} PP_{it} + \alpha_{11} GO_{it} + \varepsilon_1 \quad (1)$$

模型(1)：

變數說明：

7 由於行政院金融監督管理委員會 (以下簡稱金管會) 為改善編製財務預測之缺失，並提昇預測資訊之準確度，以及節省公司資訊公開之成本，研擬財務預測制度調整方案，於 93 年 12 月 9 日以金管證六字第 0930005938 號令修正發佈「公開發行公司公開財務預測資訊處理準則」，修正財務預測制度採自願公開方式，並得以簡式或完整式方式擇一為之。

8 將二等親，如父子、兄弟及配偶等關係納入家族成員，較符合國內的實情。

- I^9 : 有形資產投資，固定資產購置-處分固定資產價款。
- CF : 現金流量，(非常項目前淨利+折舊)。
- FB : 家族企業虛擬變數，若該公司年度資料符合家族企業定義，則 $FB=1$ ，其他 $=0$ 。
- O : 樂觀傾向虛擬變數，若該經理人符合樂觀經理人之定義，則 $O=1$ ，其他 $=0$ 。
- SIZE : 公司規模，以總資產帳面價值取自然對數來衡量。
- CR : 現金流量權，最終控制者之(直接持股率+ Σ 各控制鏈間持股率乘積)。
- PP : 過去績效表現，以前三年的稅前息前折舊前資產報酬衡量。
- GO : 成長機會，普通股市價對帳面價值比率。

其變數對投資的影響如下：

模型的被解釋變數為有形資產投資(I)，並參照 Lin *et al.* (2005) 的方式，以固定資產購置減去固定資產處分價款為代理變數。在資本市場不完美下，由於外部融資成本可能被高估，則投資較依賴內部現金流量，因此投資會隨著現金流量的增加而提高，故預期現金流量 (CF) 之係數為正。成長機會對公司的投資行為具正向影響，成長機會 (GO) 較高之公司代表公司有較多的投資機會，故係數值為正。此外，本研究參考 Pawlina and Renneboog (2005) 之方式，以成長機會之中位數為標準區分為高成長機會與低成長機會兩群。高成長機會代表公司前景佳，有較多投資機會，因此可能存在投資不足；低成長機會代表公司前景差，投資機會較少，顯示可能存在過度投資。

本研究利用虛擬變數 (FB) 來判別家族企業 ($FB=1$) 與非家族企業 ($FB=0$)，觀察家族企業特性是否會影響公司投資水準。在投資對內部現金流量敏感度上，本研究著重家族企業特性之投資對內部現金流量敏感度間的影響，利用現金流量與家族虛擬變數的交互作用項 ($CF*FB$)，來判斷家族企業之投資對現金流量的敏感度。

由模型(1)的各項家族虛擬變數與樂觀傾向的虛擬變數交互作用項的係數中，可以判斷家族企業特性對樂觀傾向與投資現金流量敏感度間之關係是否有調節效果。家族企業股權集中，預期管理當局具有剝削的誘因導致過度投資使投資現金流量敏感度較高，故預測 $\alpha_4(CF*FB)$ 為正向。根據先前的文獻分析 (Lin *et al.*, 2005; Malmendier and Tate, 2005)，樂觀 CEO 會扭曲投資決策，使投資現金流量敏感度增加，預期 $\alpha_5(CF*O)$ 為正向，即樂觀 CEO 會扭曲投資決策，導致投資現金流量敏感度增加。而現金流量 (CF)、家族虛擬變數 (FB) 與樂觀 (O) 的交互作用項是來檢驗家族企業樂觀經理人是否受到家族特性影響，若樂觀經理人確實受到家族企業特性所影響，則投資現金流量敏感度會較非家族樂觀經理人高，故預測 $\alpha_7(CF*FB*O)$ 為正。

公司規模對於風險承擔的程度不同 (Lamont *et al.*, 2001)，大公司擁有較低的交易成本與資

9 投資與現金流量變數皆利用期初資本 (普通股股本+特別股股本) 作平減，以消除規模效果。

訊不對稱 (Nooteboom, 1993; Rajan and Zingales, 1995)，所以可降低外部融資成本，故預期大公司比小公司投資更多，公司規模與固定資產投資呈現正相關。公司規模是以總資產取自然對數值來衡量，及參考以往文獻 (Lin *et al.*, 2005; Wei and Zhang, 2008) 加入現金流量權來控制代理問題。公司過去獲利會影響投資的支出，Weill (1992) 發現資訊科技產業的投資與公司的績效具有顯著正相關，故公司獲利會讓經理人有信心去投資較具有風險性的長期專案，因此預期過去績效表現與公司的資產投資正相關。過去績效表現是用前三年的稅前息前折舊前資產報酬作為代理變數。

3.2.2 家族企業經理人類型 (家族 CEO 與非家族 CEO) 對樂觀傾向與投資現金流量敏感度關係之調節效果

Anderson and Bizjak (2003) 和 Blumentritt *et al.* (2007) 認為有必要去區別家族企業內家族 CEO 與非家族 CEO 之投資行為差異，因此，本研究以模型(1)為基礎，並以家族 CEO (FCEO) 與非家族 CEO (FNCEO) 兩個變數取代原來之家族企業特性 (FB)，來探討家族企業內之家族 CEO 與非家族 CEO 對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度關係之調節效果，建立模型(2)如下：

$$\begin{aligned}
 I_{it} = & \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 FCEO_{it} + \beta_3 FNCEO_{it} + \beta_4 O_{it} + \beta_5 CF_{it} * O_{it} + \beta_6 CF_{it} * FCEO_{it} \\
 & + \beta_7 CF_{it} * FNCEO_{it} + \beta_8 FCEO_{it} * O_{it} + \beta_9 FNCEO_{it} * O_{it} + \beta_{10} CF_{it} * FCEO_{it} * O_{it} \\
 & + \beta_{11} CF_{it} * FNCEO_{it} * O_{it} + \beta_{12} Size_{it} + \beta_{13} CR_{it} + \beta_{14} PP_{it} + \beta_{15} GO_{it} + \varepsilon_2
 \end{aligned} \quad (2)$$

家族 CEO 可能較無被解雇威脅，選擇投資時較無顧忌，扭曲投資決策的可能性增加，故預測 β_{10} 之係數為正；另一方面，由於非家族 CEO 可能在家族股東的監督下，緩和了傳統的代理問題 (Shleifer and Vishny, 1986)，而且他們來自於競爭的勞動力市場，其擁有的專業知識較可以理性判斷對公司有利的投資決策，以及其高度的就業風險威脅 (Gomez-Mejia *et al.*, 2001) 使他們不得不專注於公司的績效上，扭曲投資決策可能性較低，使投資對現金流量敏感度較小，故預測 β_{11} 為負數。本研究亦透過 Wald test 係數檢定法來測試兩者之間的係數差別是否顯著。

在實證模型的統計方法上，本研究採用 LR (likelihood ratio) test 來檢定模型是否適合傳統的 OLS (ordinary least squares) 方法抑或必須採用同時考量時間序列 (time series) 與橫斷面 (Cross-Section) 資料的 Panel Data Analysis 來進行檢測。之後，再利用 Mundlak 在 1978 年所提出的 Hausman test，來判斷模型應採用固定效果或隨機效果的估計模式。固定效果與隨機效果估計模式兩者最大的差異在於對截距項假設定義。固定效果模式允許樣本間有差異存在，即以固定的截距來控制個別公司效果與特性；隨機效果則重視整體樣本，個別樣本的截距項為隨機的情形 (Hsiao, 1986)。此外，本研究使用 White's Heteroskedasticity test 對樣本異質性做檢測處理。

4. 實證結果與分析

實證結果分析共分為四個部分，第一部分透過敘述性分析探討樣本分布情況及特性，並藉由 t 檢定及 Mann-Whitney U 檢定來比較家族與非家族企業間、家族 CEO 及非家族 CEO 間在各變數上是否有差異；第二部分利用 panel 迴歸分析來估計家族企業的投資現金流量敏感度，並進一步觀察家族企業特性對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度之間關係是否有調節效果；第三部分則是將家族企業內之經理人區分為家族 CEO 與非家族 CEO，並分別驗證此兩類 CEO 對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度是否有調節效果。最後部分提供有關穩定性測試結果。

4.1 敘述性統計

表1為本研究各變數之敘述統計量，包含各變數之平均數、標準差、四分位數及最大值與最小值；表2依據家族企業分群的樣本敘述統計，經由平均數差異T檢定與無母數Mann-Whitney U 檢定來判斷兩群樣本間的差異；表3彙整家族企業中由家族成員或非家族成員擔任CEO的樣本之變數是否有顯著差異。

表 2 為依據家族企業分群的樣本敘述統計，家族企業約佔 54%，非家族企業約佔 46%，由表中得知在家族企業與非家族企業中除樂觀變數之外，其餘變數皆顯著不同。首先在投資 (I) 的部份，家族企業在固定資產投資 0.085，少於非家族企業的投資 0.121，此單變量檢定可初步認定可能家族企業的投資行為比非家族企業保守，具有風險趨避特性，也可能是前者之資金較為缺乏所致；而在樂觀傾向 (O) 方面，家族企業與非家族企業之間並無明顯差異；家族企業的平均公司規模 (SIZE) 為 15.062，顯著大於非家族企業 14.653；家族企業控制股東之現金流量權 (CR) 為 30.942%顯著高於非家族企業 20.141%；而非家族企業的過去績效 (PP) 及成長機會 (GO) 皆顯著優於家族企業。

表1 各變數之敘述統計量

變數名稱	平均數	標準差	25%	50%	75%	最大值	最小值
I	0.104	0.322	0.008	0.036	0.115	21.880	-2.220
CF	0.235	0.351	0.067	0.191	0.358	12.520	-2.720
SIZE	14.842	1.360	13.881	14.688	15.608	20.170	6.220
CR	25.120	17.475	11.570	21.635	35.160	100.000	0.000
PP	9.327	10.785	3.433	8.713	14.784	77.730	-117.150
GO	0.001	0.014	0.001	0.001	0.002	0.020	-0.010

說明：I為有形資產投資，CF現金流量，SIZE公司規模，CR現金流量權，PP過去績效，GO成長機會。

表2 家族與非家族企業樣本之差異性檢定

變數名稱	家族企業 n=4356(54%)		非家族企業 n=3725(46%)		平均數相等檢定	
	平均數	中位數	平均數	中位數	t值	M-W U檢定(Z值)
I	0.085	0.028	0.121	0.044	-5.128***	-11.019***
O	0.338	0.000	0.327	0.000	-0.534***	-0.891
CF	0.186	0.149	0.276	0.229	-10.558***	-14.923***
SIZE	15.062	14.962	14.653	14.472	13.893***	-15.517***
CR	30.942	27.650	20.141	16.070	27.133***	-29.813***
PP	7.626	7.013	10.783	10.378	-12.710***	-16.185***
GO	0.001	0.001	0.002	0.001	-7.607***	-9.391***

說明：1. I 為有形資產投資，O 為樂觀之虛擬變數，CF 現金流量，SIZE 公司規模，CR 現金流量權，PP 過去績效，GO 成長機會。

2. *表示差異達 10%顯著水準，**達 5%顯著水準，***達 1%顯著水準。

本研究進一步探討家族企業中的家族 CEO 與非家族 CEO 之各變數是否有差異，如表 3 所示，家族企業中家族 CEO 的比例約為 68%，而非家族 CEO 約為 32%，家族 CEO(FCEO) 與非家族 CEO(FNFCEO) 兩類以 Mann-Whitney U 檢定，除了樂觀 (O) 變數值外，其餘之差異皆至少達 1%顯著水準。

表3 家族企業之家族CEO與非家族CEO差異性檢定

變數名稱	FCEO n=2549(68%)		FNFCEO n=1176(32%)		平均數相等檢定	
	平均數	中位數	平均數	中位數	t值	M-W U檢定(Z值)
I	0.13	0.03	0.67	0.02	3.01***	-2.81***
O	0.30	0.00	0.36	0.00	-2.09*	0.56
CF	0.20	0.16	0.16	0.13	2.53**	-3.80***
SIZE	14.72	14.77	15.47	15.44	-13.1***	-12.78***
CR	30.94	27.32	20.14	28.26	27.13***	-21.18***
PP	8.67	7.68	6.08	5.60	6.01***	-4.93***
GO	0.00	0.00	0.00	0.00	-7.21***	-8.90***

說明：1. I 為有形資產投資，O 為樂觀之虛擬變數，FB 家族企業之虛擬變數，FCEO 家族 CEO 之虛擬變數，FNFCEO 家族企業中的非家族 CEO 之虛擬變數，CF 現金流量，SIZE 公司規模，CR 現金流量權，PP 過去績效，GO 成長機會。

2. *表示差異達10%顯著水準，**達5%顯著水準，***達1%顯著水準。

4.2 家族企業特性對投資現金流量敏感度影響之實證結果

表 4 為家族企業之投資現金流量敏感度 Panel 迴歸分析結果。該表第(I)欄中顯示，家族企業 (FB) 的係數為-0.132，達 1%顯著水準，表示家族企業相較於非家族企業有較少的投資，推測此可能是由於家族企業對於投資決策較為保守或資金較為不足之故；現金流量與家族的交互作用項 (CF*FB) 的係數為 0.663，達 1%顯著水準，符合 H_1 之預期，意味著家族企業的投資現金流量敏感度高於非家族企業，代表在治理機制相對缺乏下，家族企業較容易透過交叉持股等方式取得私人利益，因此具有剝削小股東利益的潛在動機而產生大股東與小股東之間的代理問題，使投資現金流量敏感度上升。此與 Wei and Zhang (2008) 之實證結果一致，大股東與小股東間的代理問題使投資現金流量敏感度上升。

4.3 經理人樂觀傾向對投資現金流量敏感度影響之實證結果

表 4 第(II)欄中現金流量與樂觀傾向的交互作用項 (CF*O) 是用來驗證 H_2 ：樂觀經理人存在較高的投資現金流量敏感度，結果其係數為 0.931，達 1%顯著水準，此可能代表當公司內部資金充足時，樂觀經理人會更願意從事投資，甚至於過度投資；反之，資金缺乏時，可能會放棄一些正淨現值的專案，因而投資不足。此結果與 Heaton (2002) 與 Lin *et al.* (2005) 之研究一致，支持除了資訊不對稱與代理問題外，CEO 的樂觀傾向也是投資現金流量敏感度的解釋變數之一。

4.4 家族企業特性對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度間關係之調節效果的實證結果

表 4 (III)欄中可檢視家族特性對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度間之關係是否具調節效果，結果發現非樂觀家族企業 (FB) 之係數為-0.031，達 5%顯著水準，而樂觀家族經理人 (FB*O) 之係數為-0.153，達 1%顯著水準，故不論在樂觀或非樂觀情況下，家族企業之投資水準皆較非家族企業為低，推測可能是由於家族企業之保守或是資金不足所致。非家族樂觀經理人 (O) 之係數為-0.041，達 5%顯著水準，結果與 Malmendier and Tate (2005) 及 Lin *et al.* (2005) 一致，表示樂觀經理人之投資水準低於非樂觀經理人，推測不論屬於家族或非家族之樂觀經理人，其在資源有限的前提下，樂觀經理人並無足夠的內部資金可使用，投資水準因而較低。現金流量、家族與樂觀傾向的交互作用項 (CF*FB*O) 係數為 0.831，達 1%顯著水準，表示家族企業之樂觀經理人可能有扭曲投資決策的問題。此外，本研究利用 Wald test 來檢定家族企業與非家族企業樂觀經理人之投資對現金流量敏感度之間的差異，結果如表 5 所示，Wald test 的係數為 $0.988(\alpha_4+\alpha_7)$ ，達 1%顯著水準，表示家族企業的樂觀經理人比非家族企業的樂觀經理人扭曲投資決策的問題較為嚴重，符合 H_3 ，家族特性會強化經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度之間的關係。

表4 家族企業之樂觀經理人投資現金流量敏感度之Panel迴歸分析 (模型1)

變數	(I)	(II)	(III)
Intercept	-0.176 (-1.36)	0.274* (1.82)	-0.100 (-0.73)
CF	0.373*** (22.86)	0.304*** (16.98)	0.198*** (10.53)
FB	-0.132*** (-13.28)		-0.031** (-2.48)
O		-0.176*** (-10.45)	-0.041** (-2.31)
CF*FB	0.663*** (34.88)		0.158*** (5.69)
CF*O		0.931*** (44.20)	0.265*** (8.80)
FB*O			-0.153*** (-7.62)
CF*FB*O			0.831*** (20.72)
SIZE	0.017* (2.03)	-0.012*** (-1.18)	0.012 (1.37)
CR	0.001 (1.57)	0.000 (0.28)	0.000 (1.12)
PP	-0.008*** (-16.33)	-0.008*** (-15.16)	-0.005*** (-10.82)
GO	-3.653 (-1.47)	-8.363*** (-2.96)	-3.115 (-1.22)
Adj-R ²	0.550	0.645	0.709
樣本數	7952	6295	6295

說明：
$$I_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_2 FB_{it} + \alpha_3 O_{it} + \alpha_4 CF_{it} * FB_{it} + \alpha_5 CF_{it} * O_{it} + \alpha_6 FB_{it} * O_{it} + \alpha_7 CF_{it} * FB_{it} * O_{it} + \alpha_8 Size_{it} + \alpha_9 CR_{it} + \alpha_{10} PP_{it} + \alpha_{11} GO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

- *表示差異達 10%顯著水準，**達 5%顯著水準，***達 1%顯著水準。
- 變數定義:(1)有形資產投資(I)，以固定資產購置-處分固定資產價款來計算；(2)現金流量(CF)，非常項目前淨利+折舊/期初資本；(3)成長機會計算方式為市價對帳面價值比率；(4)家族企業(FB)，該年度公司為家族企業，設虛擬變數=1，否則為 0；(5)公司規模(SIZE)，ln(總資產帳面價值)，(6)現金流量權(CR)，最終控制者之(直接持股率+ Σ 各控制鏈之間持股率乘機)；(7)過去績效(PP)，前三年的稅前息前折舊前資產報酬。(8)成長機會(GO)，市價對帳面價值比率。
- 括號內為 t 值;本研究根據 Hausman 檢定結果使用固定效果的估計模式。

表5 家族企業之樂觀經理人之Wald test分析

	檢定假說	係數值
$\alpha_4 + \alpha_7 = 0$	家族企業的樂觀經理人- 非家族企業的樂觀經理人	0.988***

說明：
$$I_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_2 FB_{it} + \alpha_3 O_{it} + \alpha_4 CF_{it} * FB_{it} + \alpha_5 CF_{it} * O_{it} + \alpha_6 FB_{it} * O_{it} + \alpha_7 CF_{it} * FB_{it} * O_{it} + \alpha_8 Size_{it} + \alpha_9 CR_{it} + \alpha_{10} PP_{it} + \alpha_{11} GO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

1. *表示差異達 10%顯著水準，**達 5%顯著水準，***達 1%顯著水準。

2. Wald test 之意義為家族企業的樂觀經理人($\alpha_0 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_7$)與非家族企業樂觀經理人($\alpha_0 + \alpha_5$)之現金流量敏感度的差異($\alpha_0 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_7 - \alpha_0 - \alpha_5 = \alpha_4 + \alpha_7$)。

Heaton (2002) 以經理人樂觀傾向會扭曲投資決策來解釋過度投資或是投資不足問題，而非由傳統的代理問題與資訊不對稱來解釋此種現象。因此本研究為進一步釐清家族企業內經理人之樂觀傾向使投資現金流量敏感度提高，是來自於投資不足？過度投資？或兩者皆是？因而將樣本區分為高成長機會及低成長機會兩群。當公司擁有許多成長機會時，較可能會因為內部資金不足而放棄正淨現值的投資方案，導致投資不足；反之，在公司面臨低成長機會時，代表缺少正淨現值方案，過度投資的可能性因而較高。本研究希望利用上述方式做樣本的劃分，以找出樂觀傾向之家族企業其投資現金流量敏感度較高的原因。

表 6 第(I)欄中家族企業內的樂觀經理人 (CF*FB*O)，表示公司具高成長機會時，係數為 -0.422，達 1%顯著水準，顯示家族企業中具樂觀傾向的經理人較無投資不足問題；第(II)欄家族企業中的樂觀經理人在公司具低成長機會時，係數為 1.108，達 1%顯著水準，表示家族企業中具樂觀傾向經理人有過度投資的情況，與 Pawlina and Renneboog (2005) 之結論一致，其發現低成長機會公司因為投資機會較少，因此有多餘的自由現金流量，導致現金流量的代理問題。此情況會引起經理人浪費而投資於負淨現值的投資方案，造成過度投資。另外，亦符合 Wei and Zhang (2008) 之推論，導致家族企業過度投資是由於大股東與小股東的代理問題，因此家族企業較可能傾向過度投資來圖利自己。

此外，表 7 中以 Wald test 檢驗家族企業之樂觀經理人及非家族企業之樂觀經理人在高投資機會與低投資機會下投資現金流量敏感度之差異。a 列中之 Wald test 係數為 -0.216，b 列中之 Wald test 係數為 1.161，兩者皆具 1%顯著水準，此亦顯示家族企業之樂觀經理人比非家族企業樂觀經理人的過度投資情形較嚴重，而投資不足問題則否，支持表 6 之發現。

4.5 家族企業內經理人類型(家族 CEO 與非家族 CEO)對經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度間關係之調節效果的實證結果

本研究上一節之發現：「家族企業會強化其樂觀傾向與投資現金流量敏感度之關係」，本節則擬進一步探討其強化效果是由於家族企業中哪一類的經理人所致。本研究將家族企業中的經

表 6 家族企業之樂觀經理人在高成長機會與低成長機會下對投資現金流量敏感度之 Panel 迴歸分析 (模型 1)

變數	樣本	
	I 高成長機會	II 低成長機會
Intercept	-0.400** (-2.55)	-0.305 (-1.34)
CF	0.051*** (2.83)	0.221*** (6.19)
FB	-0.053*** (-3.49)	-0.021 (-1.22)
O	-0.058*** (-2.93)	-0.061** (-2.19)
CF*FB	0.206*** (7.27)	0.053 (1.03)
CF*O	0.215*** (7.85)	0.264*** (4.43)
FB*O	0.113*** (4.88)	-0.117*** (-3.99)
CF*FB*O	-0.422*** (-8.89)	1.108*** (15.15)
SIZE	0.029*** (2.84)	0.025 (1.61)
CR	0.002*** (3.40)	0.001* (1.66)
PP	0.000 (0.80)	-0.004*** (-4.53)
Adj-R ²	0.603	0.843
樣本數	3196	3099

說明：
$$I_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_2 FB_{it} + \alpha_3 O_{it} + \alpha_4 CF_{it} * FB_{it} + \alpha_5 CF_{it} * O_{it} + \alpha_6 FB_{it} * O_{it} + \alpha_7 CF_{it} * FB_{it} * O_{it} + \alpha_8 Size_{it} + \alpha_9 CR_{it} + \alpha_{10} PP_{it} + \alpha_{11} GO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

1. *表示差異達 10%顯著水準，**達 5%顯著水準，***達 1%顯著水準。
2. 變數定義:(1)有形資產投資(I)，以固定資產購置-處分固定資產價款來計算；(2)現金流量(CF)，非常項目前淨利+折舊/期初資本；(3)成長機會計算方式為市價對帳面價值比率；(4)家族企業(FB)，該年度公司為家族企業，設虛擬變數=1，否則為 0；(5)公司規模(SIZE)，ln(總資產帳面價值)，(6)現金流量權(CR)，最終控制者之(直接持股率+Σ各控制鏈之間持股率乘機)；(7)過去績效(PP)，前三年的稅前息前折舊前資產報酬。
3. 括號內為 t 值;本研究根據 Hausman 檢定結果使用固定效果的估計模式。

表 7 家族企業之樂觀經理人在高成長機會與低成長機會下之 Wald test 分析

		檢定假說	係數值
a	$\alpha_4 + \alpha_7 = 0$	家族企業的樂觀經理人- 非家族企業的樂觀經理人	-0.216***
b	$\alpha_4 + \alpha_7 = 0$	家族企業的樂觀經理人- 非家族企業的樂觀經理人	1.161***

說明：
$$I_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CF_{it} + \alpha_2 FB_{it} + \alpha_3 O_{it} + \alpha_4 CF_{it} * FB_{it} + \alpha_5 CF_{it} * O_{it} + \alpha_6 FB_{it} * O_{it} + \alpha_7 CF_{it} * FB_{it} * O_{it} + \alpha_8 Size_{it} + \alpha_9 CR_{it} + \alpha_{10} PP_{it} + \alpha_{11} GO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

1. *表示差異達 10%顯著水準，**達 5%顯著水準，***達 1%顯著水準。

2. Wald test 之意義分別為(a)家族企業之樂觀經理人 ($\alpha_0 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_7$) 與非家族企業之樂觀經理人 ($\alpha_0 + \alpha_5$) 在高成長機會下之投資現金流量敏感度的差異 ($\alpha_0 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_7 - \alpha_0 - \alpha_5 = \alpha_4 + \alpha_7$)；(b)家族企業之樂觀經理人 ($\alpha_0 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_7$) 與非家族企業之樂觀經理人 ($\alpha_0 + \alpha_5$) 在高成長機會下之投資現金流量敏感度的差異 ($\alpha_0 + \alpha_4 + \alpha_5 + \alpha_7 - \alpha_0 - \alpha_5 = \alpha_4 + \alpha_7$)。

理人細分成家族 CEO 與非家族 CEO，並透過模型(2)來加以驗證，結果如表 8 至表 11 所示。

首先，表 8 第(I)欄顯示，現金流量與家族企業內家族 CEO、非家族 CEO 的交互作用項之係數分別為 0.783(CF*FCEO) 及 0.083(CF*FNFCEO)，兩者皆達 1%的顯著水準，表示家族企業內兩類經理人皆有可能透過交叉持股等方式剝削小股東利益而存在大股東與小股東之間的代理問題，使投資現金流量敏感度提高。

表 8 第(II)欄中加入樂觀 (O) 變數來檢視家族企業內兩類樂觀經理人和非家族企業中的經理人之投資現金流量敏感度差異，結果發現現金流量與樂觀傾向的交互作用項 (CF*O) 皆為正值，強化本研究 H₂之推論結果，即樂觀經理人存在較高的投資現金流量敏感度。最後，家族企業內樂觀家族 CEO(CF*FCEO*O) 之係數為正，而家族企業內樂觀非家族 CEO(CF*FNFCEO*O) 則為負數，兩者皆達 1%的顯著水準，表示上一節所發現的家族企業樂觀經理人投資現金流量敏感度 (CF*FB*O) 為正，有過度投資問題，是由於家族企業內之家族 CEO 所致。表 9 利用 Wald test 來檢定家族企業內兩類樂觀 CEO 之投資現金流量敏感度的差異，第 a 列之係數為 1.055，具 1%顯著水準，即家族企業之樂觀家族 CEO 較非家族企業之樂觀經理人扭曲投資決策較嚴重；第 b 列顯示家族企業內樂觀非家族 CEO 與非家族企業樂觀經理人無顯著差異，支持前述表 8 第(II)欄之結果。此意味著，家族企業中之家族 CEO 可能受限於勞動市場，其能力或專業不及專業經理人，或者是因為家族 CEO 即使經營績效不佳，也較無被解雇的威脅，在選擇投資決策時比較沒有顧忌，在資金充足時導致過度投資所致，故家族 CEO 之特性對於經理人樂觀傾向與投資現金流量敏感度之關係有正向之調節效果，支持 H_{4.1}。反之，非家族 CEO 基於自身名譽、就業風險以及專業上之考量，其在投資決策上較為謹慎，而對於公司資訊之公布也較為客觀。因此之故，非家族 CEO 之特性會弱化其樂觀傾向對投資現金流量敏感度之影響，投資現金流量敏感度因而較低支持 H_{4.2}。

表8 家族企業內樂觀經理人投資現金流量敏感度之Panel迴歸分析 (模型2)

變數	I	II
Intercept	-0.273** (-2.19)	-0.123 (-0.93)
CF	0.362*** (22.97)	0.185*** (10.13)
FCEO	-0.160*** (-15.76)	-0.019 (-1.41)
FNFCEO	-0.045*** (-3.26)	-0.045** (-2.54)
O		-0.038** (-2.19)
CF*O		0.255*** (8.70)
CF*FCEO	0.783*** (40.86)	0.104*** (3.38)
CF*FNFCEO	0.083*** (2.84)	0.209*** (5.14)
FCEO*O		-0.176*** (-8.35)
FNFCEO*O		0.036 (1.20)
CF*FCEO*O		0.953*** (22.73)
CF*FNFCEO*O		-0.206*** (-2.80)
SIZE	0.024*** (2.84)	0.013 (1.51)
CR	0.001** (2.09)	0.001** (1.99)
PP	-0.007*** (-15.69)	-0.005*** (-9.47)
GO	-3.506 (-1.46)	-3.460 (-1.40)
Adj-R ²	0.580	0.725
樣本數	7952	6295

說明：
$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 FCEO_{it} + \beta_3 FNFCEO_{it} + \beta_4 O_{it} + \beta_5 CF_{it} * O_{it} + \beta_6 CF_{it} * FCEO_{it} + \beta_7 CF_{it} * FNFCEO_{it} + \beta_8 FCEO_{it} * O_{it} + \beta_9 FNFCEO_{it} * O_{it} + \beta_{10} CF_{it} * FCEO_{it} * O_{it} + \beta_{11} CF_{it} * FNFCEO_{it} * O_{it} + \beta_{12} Size_{it} + \beta_{13} CR_{it} + \beta_{14} PP_{it} + \beta_{15} GO_{it} + \varepsilon_2 \quad (2)$$

1. *表示差異達 10%顯著水準，**達 5%顯著水準，***達 1%顯著水準。

2. 變數定義：(1)有形資產投資(I)，以固定資產購置-處分固定資產價款來計算；(2)現金流量(CF)，非常項目前淨利+折舊/期初資本；(3)成長機會計算方式為市價對帳面價值比率；(4)家族企業(FB)，該年度公司為家族企業，設虛擬變數=1，否則為 0；(5)公司規模(SIZE)，ln(總資產帳面價值)；(6)現金流量權(CR)，最終控制者之(直接持股率+Σ各控制鏈之間持股率乘機)；(7)過去績效(PP)，前三年的稅前息前折舊前資產報酬。(8)成長機會(GO)，市價對帳面價值比率。

3. 括號內為 t 值；本研究根據 Hausman 檢定結果使用固定效果的估計模式。

表9 家族企業內樂觀經理人之Wald test分析

		檢定假說	係數值
a	$\beta_6 + \beta_{10} = 0$	家族企業內樂觀家族 CEO- 非家族企業樂觀經理人 (FCEO-NFCEO)	1.055***
b	$\beta_7 + \beta_{11} = 0$	家族企業內樂觀非家族 CEO- 非家族企業樂觀經理人 (FNFCEO-NFCEO)	0.003
c	$\beta_6 - \beta_7 + \beta_{10} - \beta_{11} = 0$	家族企業內樂觀家族 CEO- 家族企業內樂觀非家族 CEO (FCEO-FNFCEO)	1.048***

說明：
$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 FCEO_{it} + \beta_3 FNFCEO_{it} + \beta_4 O_{it} + \beta_5 CF_{it} * O_{it} + \beta_6 CF_{it} * FCEO_{it} + \beta_7 CF_{it} * FNFCEO_{it} + \beta_8 FCEO_{it} * O_{it} + \beta_9 FNFCEO_{it} * O_{it} + \beta_{10} CF_{it} * FCEO_{it} * O_{it} + \beta_{11} CF_{it} * FNFCEO_{it} * O_{it} + \beta_{12} Size_{it} + \beta_{13} CR_{it} + \beta_{14} PP_{it} + \beta_{15} GO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

1. *表示差異達 10%顯著水準，**達 5%顯著水準，***達 1%顯著水準。

2. Wald test 之意義分別為(a)家族企業內樂觀家族 CEO ($\beta_0 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_{10}$)與非家族企業之樂觀經理人($\beta_0 + \beta_5$)之投資現金流量敏感度的差異($\beta_0 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_{10} - \beta_0 - \beta_5$)，(b)家族企業內樂觀非家族 CEO ($\beta_0 + \beta_5 + \beta_7 + \beta_{11}$)與非家族企業之樂觀經理人($\beta_0 + \beta_5$)之投資現金流量敏感度的差異($\beta_0 + \beta_5 + \beta_7 + \beta_{11} - \beta_0 - \beta_5$)，(c)家族企業內樂觀家族 CEO($\beta_0 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_{10}$)與家族企業內樂觀非家族 CEO($\beta_0 + \beta_5 + \beta_7 + \beta_{11}$)之投資現金流量敏感度的差異($\beta_0 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_{10} - \beta_0 - \beta_5 - \beta_7 - \beta_{11}$)。

在表 10 中，本研究探討公司面臨高、低不同成長機會時，樂觀的非家族企業經理人與家族企業內樂觀經理人（家族 CEO 與非家族 CEO）之投資現金流量敏感度的差異。(I)欄顯示當面臨高成長機會時，家族企業內樂觀家族 CEO($CF * FCEO * O$)與樂觀非家族 CEO($CF * FNFCEO * O$)之投資現金流量敏感度皆為負，且皆達 1%顯著水準，表示兩類經理人並沒有投資不足問題。(II)欄則顯示當面臨低成長機會時，僅樂觀家族 CEO($CF * FNFCEO * O$)的係數達正向的 1%顯著水準。表 11 中以 Wald test 檢驗之結果也支持此一發現，表示樂觀的家族企業扭曲投資決策係肇因於家族企業內樂觀家族 CEO 所致，而此可能是家族企業中之家族 CEO 受限於勞動市場，其能力或專業不及專業經理人，或者是因為家族 CEO 即使經營績效不佳，也較無被解雇的威脅，在選擇投資決策時比較沒有顧忌，導致過度投資，也符合 Lin and Hu (2007) 之主張，存在較高的潛在剝削機會時，家族企業會傾向任用家族 CEO。

4.6 其他控制變數之實證結果

本研究其他控制變數的結果如表4、表6、表8及表10所示，在規模 (size) 的部份，其係數皆為正向，與推論方向相符，是由於大公司的交易成本與的資訊不對稱皆較低之故 (Nooteboom, 1993; Rajan and Zingales, 1995)，可降低外部融資成本，故大公司比小公司投資更多，公司規模與固定資產投資呈現正相關。在過去績效 (PP) 的部分，由於本研究將全樣本分為高成長機會與

表 10 家族企業內樂觀經理人在高成長機會與低成長機會下對投資現金流量敏感度之 Panel 迴歸分析 (模型 2)

變數	樣本	
	I 高成長機會	II 低成長機會
Intercept	-0.376** (-2.41)	-0.217 (-0.96)
CF	0.045** (2.51)	0.215*** (6.09)
FCEO	-0.006 (-0.37)	-0.023 (-1.24)
FNFCEO	-0.110*** (-5.25)	-0.013 (-0.51)
O	-0.056*** (-2.88)	-0.058** (-2.11)
CF*O	0.215*** (7.92)	0.249*** (4.24)
CF*FCEO	0.081** (2.24)	0.045 (0.82)
CF*FNFCEO	0.320*** (8.83)	0.081 (0.90)
FCEO*O	0.063** (2.42)	-0.121*** (-3.97)
FNFCEO*O	0.166*** (4.93)	0.008 (0.18)
CF*FCEO*O	-0.267*** (-4.69)	1.148*** (15.38)
CF*FNFCEO*O	-0.575*** (-8.70)	0.090 (0.56)
SIZE	0.027*** (2.67)	0.018 (1.22)
CR	0.002*** (3.52)	0.001* (1.74)
PP	0.001* (0.40)	-0.003*** (-4.06)
Adj-R ²	0.608	0.848
樣本數	3196	3099

說明：
$$I_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 FCEO_{it} + \beta_3 FNFCEO_{it} + \beta_4 O_{it} + \beta_5 CF_{it} * O_{it} + \beta_6 CF_{it} * FCEO_{it} + \beta_7 CF_{it} * FNFCEO_{it} + \beta_8 FCEO_{it} * O_{it} + \beta_9 FNFCEO_{it} * O_{it} + \beta_{10} CF_{it} * FCEO_{it} * O_{it} + \beta_{11} CF_{it} * FNFCEO_{it} * O_{it} + \beta_{12} Size_{it} + \beta_{13} CR_{it} + \beta_{14} PP_{it} + \beta_{15} GO_{it} + \varepsilon_2 \quad (2)$$

1. *表示差異達 10%顯著水準，**達 5%顯著水準，***達 1%顯著水準。

2. 變數定義：(1)有形資產投資(I)，以固定資產購置-處分固定資產價款來計算；(2)現金流量(CF)，非常項目前淨利+折舊/期初資本；(3)成長機會計算方式為市價對帳面價值比率；(4)家族企業(FB)，該年度公司為家族企業，設虛擬變數=1，否則為 0；(5)公司規模(SIZE)，ln(總資產帳面價值)，(6)現金流量權(CR)，最終控制者之(直接持股率+Σ各控制鏈之間持股率乘機)；(7)過去績效(PP)，前三年的稅前息前折舊前資產報酬。(8)成長機會(GO)，市價對帳面價值比率。

3. 括號內為 t 值,本研究根據 Hausman 檢定結果使用固定效果的估計模式。

表11 家族企業內樂觀經理人在高成長機會與低成長機會下之Wald test分析

		檢定假說	係數值	
高 成 長 機 會	a	$\beta_6 + \beta_{10} = 0$	家族企業內樂觀家族 CEO- 非家族企業樂觀經理人(FCEO-NFCEO)	-0.186***
	b	$\beta_7 + \beta_{11} = 0$	家族企業內樂觀非家族 CEO- 非家族企業樂觀經理人 (FNFCEO-NFCEO)	-0.256
	c	$\beta_6 - \beta_7 + \beta_{10} - \beta_{11} = 0$	家族企業內樂觀家族 CEO- 家族企業內樂觀非家族 CEO (FCEO-FNFCEO)	0.070***
低 成 長 機 會	a	$\beta_6 + \beta_{10} = 0$	家族企業內樂觀家族 CEO- 非家族企業樂觀經理人 (FCEO-NFCEO)	1.120***
	b	$\beta_7 + \beta_{11} = 0$	家族企業內樂觀非家族 CEO- 非家族企業樂觀經理人 (FNFCEO-NFCEO)	0.172
	c	$\beta_6 - \beta_7 + \beta_{10} - \beta_{11} = 0$	家族企業內樂觀家族 CEO- 家族企業內樂觀非家族 CEO (FCEO-FNFCEO)	1.021***

說明： $I_{it} = \beta_0 + \beta_1 CF_{it} + \beta_2 FCEO_{it} + \beta_3 FNFCEO_{it} + \beta_4 O_{it} + \beta_5 CF_{it} * O_{it} + \beta_6 CF_{it} * FCEO_{it} + \beta_7 CF_{it} * FNFCEO_{it} + \beta_8 FCEO_{it} * O_{it} + \beta_9 FNFCEO_{it} * O_{it} + \beta_{10} CF_{it} * FCEO_{it} * O_{it} + \beta_{11} CF_{it} * FNFCEO_{it} * O_{it} + \beta_{12} Size_{it} + \beta_{13} CR_{it} + \beta_{14} PP_{it} + \beta_{15} GO_{it} + \varepsilon_2$ (2)

1. *表示差異達 10%顯著水準，**達 5%顯著水準，***達 1%顯著水準。
2. Wald test 之意義分別為(a)家族企業內樂觀家族 CEO ($\beta_0 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_{10}$)與非家族企業之樂觀經理人($\beta_0 + \beta_5$)之投資現金流量敏感度的差異($\beta_0 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_{10} - \beta_0 - \beta_5$)，(b)家族企業內樂觀非家族 CEO ($\beta_0 + \beta_5 + \beta_7 + \beta_{11}$)與非家族企業之樂觀經理人($\beta_0 + \beta_5$)之投資現金流量敏感度的差異($\beta_0 + \beta_5 + \beta_7 + \beta_{11} - \beta_0 - \beta_5$)，(c)家族企業內樂觀家族 CEO($\beta_0 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_{10}$)與家族企業內樂觀非家族 CEO($\beta_0 + \beta_5 + \beta_7 + \beta_{11}$)之投資現金流量敏感度的差異($\beta_0 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_{10} - \beta_0 - \beta_5 - \beta_7 - \beta_{11}$)。

低成長機會，在高成長機會的子樣本中，其係數皆為正向，表示公司獲利讓經理人有信心去投資較具有風險性的長期專案，因此符合過去績效表現與公司投資正相關之預期。而在低成長機會的子樣本，其係數為負向且具顯著水準，推測可能是由於上期公司獲利能力不佳，本期仍必須進行投資以改善未來獲利情況 (Bhagat *et al.*, 2005)。

4.7 穩定性分析¹⁰

本研究透過不同的代理變數和估計方式，來驗證結果是否具有穩定性。本節分為兩個部分，首先針對應變數方面，利用不同的代理變數來檢驗經理人的樂觀傾向對投資現金流量敏感度的

10 限於篇幅，本節之結果並未列表。若有需要可提供資料。

影響；第二部分則是針對自變數方面，探討在使用不同的樂觀傾向代理變數下，本研究主要結果是否仍然穩定。

4.7.1 投資變數定義

為了確定本研究的結果的穩定性，在應變數方面，本研究用固定資產的淨投資 (Lin *et al.*, 2008) 來做為投資的另一代理變數，衡量方法為 (本期固定資產-前期固定資產+折舊)/期初資本，首先測試 H_2 ，發現 $CF*O*FB$ 的係數為 0.831 (未列表)，達 1%顯著水準，與前述結果類似。接著，檢驗 H_3 ， $CF*O*FCEO$ 的係數為-0.103 (未列表)，達 5%顯著水準， $CF*O*FNFCEO$ 的係數為-0.178 (未列表)，達 1%顯著水準，亦與前述主要分析結果一致。

4.7.2 樂觀傾向變數

由於要量化 CEO 樂觀相當困難，本研究的樂觀傾向變數除了參照 Malmendier and Tate (2005) 的方式¹¹外，亦使用持股比例的變動來檢驗，首先驗證 H_3 ，發現 $CF*O*FB$ 的係數為 0.743 (未列表)，達 1%顯著水準，與前述結果類似。接著進 H_4 的驗證，其 $CF*O*FCEO$ 與 $CF*O*FNFCEO$ 的係數分別為 0.918 及-0.193 (未列表) 且達 1%顯著水準，與前述結果一致。此外，本研究參考 Lin *et al.* (2005) 之衡量方式，結果與本文之主要研究結果大致符合，但多未達 10%顯著水準，可能是觀察值¹²過少所致。

Jagannathan *et al.* (2000) 指出，現金股利除了直接受到公司營運狀況影響外，通常為一規律活動，且外界市場視現金股利為對股東的承諾，較不具有彈性，因此公司未來的績效若不確定性高，較不會增加股利發放；而 DeAngelo *et al.* (1996) 發現並沒有證據顯示公司現金股利的增加，表示未來有較佳的盈餘表現，故推論可能是由於 CEO 過度樂觀，以致高估公司未來的盈餘表現，因而增加股利。據此，本研究亦採用「現金股利變化」作為樂觀傾向變數之衡量，然而，部分公司不發放現金股利是基於公司長期政策所致，因此，本研究排除該公司在本研究樣本期間內從未發放過現金股利之樣本，以確保研究結果之正確性。結果發現主要變數 $CF*O*FB$ 與 $CF*O*FCEO$ 皆為正向， $CF*O*FNFCEO$ 的係數為負，但皆不具統計上的顯著性，然而其方向一致，因此不影響到本研究實證結果的穩定性。

考慮景氣循環及產業特性亦對樂觀傾向產生影響¹³，因此本研究參考 Campello (2003) 加入景氣循環變數 (GDP)，以正的國內生產毛額 [$\Delta \text{Log}(\text{GDP } i,t)$] 代表總體市場景氣變好，以及考量台灣市場產業以科技業為大宗，因此以電子產業虛擬變數予以控制，結果發現兩者皆不影響

11 其方式為取任期至少五年的 CEO 為樣本，再計算每位 CEO 任期前三年中每年對自家公司股票的平均持股數，而若該 CEO 在這三年中至少有兩年的平均持股數增加，也就是對公司股票屬於淨買入的年數大於淨賣出的年數，則歸類該 CEO 具有樂觀傾向。

12 本研究使用該衡量方式後，其觀察值由 6295 筆減少至 1795 筆(約只剩原先的 29%)。

13 感謝匿名評審之建議。

本研究之實證結果。

4.7.3 家族公司定義

為進一步驗證不同家族定義所得到的研究結果是否有所差異，本研究針對定義家族企業之家族成員持股門檻做不同修正，由原始門檻值 10%分別改為家族成員持股至少達 5%、15%及 20%。採用上述三種不同定義所得之 Panel Data Analysis 結果顯示，主要變數 CF*FB 與 CF*O*FB 皆為正向，支持本研究前述之主要分析結果。

4.7.4 成長機會

本研究除了參考 Pawlina and Renneboog (2005) 之作法，以普通股市價對帳面價值比率 (GO) 之中位數將樣本分為高成長機會及低成長機會兩群外，亦以該比率之平均數及排序後之全樣本前後各三分之一做為劃分高低成長之依據，結果與本文之主要發現一致。

綜合上述之實證分析，發現穩定性測試中主要變數大致符合預期，即家族企業內的樂觀 CEO 相較於非家族企業的樂觀經理人，具有較高的投資現金流量敏感度；而家族企業內的樂觀 CEO 存在較高的投資現金流量敏感度主要是由於家族 CEO 所致。

5. 結論與建議

本研究同時考慮家族企業特性與經理人樂觀傾向，利用 2001 至 2007 年間台灣上市櫃公司樣本，分別探討其對投資現金流量敏感度之影響，接著，將家族企業中經理人分為家族 CEO 與非家族 CEO 兩種，進一步探討此兩類經理人對於樂觀傾向與投資現金流量敏感度間之關係是否有不同的影響。

本研究主要發現如下：第一、家族企業比非家族企業存在較高的投資現金流量敏感度，可能是由於法制環境對投資人保護較弱的影響，使家族企業存在剝削小股東利益的潛在動機，導致投資現金流量敏感度較高。第二、樂觀 CEO 比非樂觀 CEO 的投資現金流量敏感度高，符合過去 Heaton 等學者的主張，經理人的樂觀傾向為企業投資現金流量敏感度的一個重要影響因素；第三、家族企業內的樂觀家族 CEO，其投資現金流量敏感度顯著比非家族企業的樂觀經理人高，此係可能由於家族企業內樂觀家族 CEO 可能基於情感面因素，面臨較低的撤換威脅，較高的自由裁量權而從事過度投資所致。

根據上述結果，本研究提出之政策及管理意涵為：(1) 考量國內由於法制環境對投資人保護較不健全，進而可能使企業利用金字塔結構或是交叉持股方式等來獲得自身利益，政府單位不僅持續立法來強化公司治理機制，加強揭露公司攸關訊息，並進一步使其觀念深植企業，以建立良好的治理機制。(2) 由於家族企業內樂觀家族 CEO 是扭曲投資決策的主因，因此當家族企業在聘請 CEO 時，可以考慮多用非家族 CEO 的專業能力，對於家族 CEO 之任用可注意其樂觀

傾向，並加強監督其可能之過度投資問題。

研究限制與後續研究方面，由於經理人之樂觀傾向不易衡量，若是要將樂觀傾向予以程度上的差異，可能須透過訪談方式進行。從心理學的角度出發，一個人的性格樂觀與否，可能與其個人特質及成長背景有關，包括性別、年齡、教育程度、主修科系等因素，故建議後續研究可以從此人格特質的角度分析與樂觀經理人之間的關係。另一方面，由於台灣多數企業仍掌握在創業者手中，尚未完成接班計畫，因此有關家族 CEO 之背景及世代資料稀少或是無法取得，故本研究並未加以探討，建議後續研究者亦可以將世代納入考量，進一步研究世代與樂觀傾向對投資現金流量敏感度的影響。

參考文獻

- 李永全、馬黛，「臺灣家族公司負債融資成本之研究」，管理評論，第二十五卷第三期，民國95年，69-91頁。
- 洪榮華、陳香如、柯璟瑩，「從代理理論的角度探討董事會特性、股權結構與負債之關聯性」，管理與系統，第十二卷第四期，民國94年，33-53頁。
- 葉銀華，「家族控股集團、核心企業與報酬互動之研究-台灣與香港證券市場知比較」，管理評論，第十八卷第二期，民國88年，59-86頁。
- Almeida, H. V. and Wolfenzon, D., "A Theory of Pyramidal Ownership and Family Business Groups," *The Journal of Finance*, Vol. 61, No. 6, 2006, pp. 2637-2680.
- Anderson, R. C. and Bizjak, J. M., "An Empirical Examination of The Role of The CEO and The Compensation Committee in Structuring Executive Pay," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 27, No. 7, 2003, pp. 1323-1348.
- Anderson, R. C., Mansi, S. A., and Reeb, D. M., "Founding family ownership and the agency cost of debt," *Journal of Financial Economics*, Vol. 68, No. 2, 2003, pp. 263-285.
- Anderson, R. C. and Reeb, D. M., "Founding-Family Ownership and Firm Performance: Evidence from the S&P 500," *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 3, 2003, pp. 1301-1327.
- Bhagat, S., Moyn, N., and Suh, I., "Investment and Internal Funds of Distressed Firms," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 11, No. 3, 2005, pp. 449-472.
- Blumentritt, T. P., Keyt, A. D., and Astrachan, J. H., "Creating an Environment for Successful Nonfamily CEOs: An Exploratory Study of Good Principals," *Family Business Review*, Vol. 20, No. 4, 2007, pp. 321-335.
- Brown, R. and Sarma, N., "CEO Overconfidence, CEO Dominance and Corporate Acquisitions,"

- Journal of Economics and Business*, Vol. 59, No. 5, 2007, pp. 358-379.
- Campello, M., "Capital Structure and Product Markets Interactions: Evidence from Business Cycles," *Journal of Financial Economics*, Vol. 68, No. 3, 2003, pp. 353-378.
- Davis, J. H., Schoorman, F. D., and Donaldson, L., "Toward a Stewardship Theory of Management," *The Academy of Management Review*, Vol. 22, No. 1, 1997, pp. 20-47.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., and Skinner, D. J., "Reversal of Fortune Dividend Signaling and The Disappearance of Sustained Earnings Growth," *Journal of Financial Economics*, Vol. 40, No. 3, 1996, pp. 341-371.
- Gomez-Mejia, L. R., Nunez-Nickel, M., and Gutierrez, I., "The Role of Family Ties in Agency Contracts," *The Academy of Management Journal*, Vol. 44, No. 1, 2001, pp. 81-95.
- Grossman, S. and Hart, O., "Corporate Financial Structure and Managerial Incentives," working paper, University of Cambridge, 1982
- Heaton, J. B., "Managerial Optimism and Corporate Finance," *Financial Management*, Vol. 31, No. 2, 2002, pp. 33-45.
- Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 1986.
- Jagannathan, M., Stephens, C. P., and Weisbach, M. S., "Financial Flexibility and the Choice Between Dividends and Stock Repurchases," *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, No. 3, 2000, pp. 355-384.
- Jensen, M. C., "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, 1986, pp. 323-329.
- Jensen, M. C. and Meckling, W. H., "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, No. 4, 1976, pp. 305-360.
- Lamont, O., Polk, C., and Saa-Rwquejo, J., "Financial Constraints and Stock Returns," *Review of Financial Studies*, Vol. 14, No. 2, 2001, pp. 529-554.
- Langer, E. J., "The Illusion of Control," *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 32, No. 2, 1975, pp. 311-328.
- Lin, S. H. and Hu, S. Y., "A Family Member or Professional Management? The Choice of a CEO and Its Impact on Performance," *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 15, No. 6, 2007, pp. 1348-1362.
- Lin, Y. h., Hu, S. y., and Chen, M. s., "Testing Pecking Order Prediction From The Viewpoint of Managerial Optimism: Some Empirical Evidence From Taiwan," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 16, No. 1-2, 2008, pp. 160-181.

- Lin, Y. H., Hu, S. Y., and Chen, M. S., "Managerial Optimism and Corporate Investment: Some Empirical Evidence From Taiwan," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 13, No. 5, 2005, pp. 523-546.
- Malmendier, U. and Tate, G., "CEO Overconfidence and Corporate Investment," *The Journal of Finance*, Vol. 60, No. 6, 2005, pp. 2661-2700.
- Malmendier, U. and Tate, G., "Who Makes Acquisitions? CEO Overconfidence and the Market's Reaction," *Journal of Financial Economics*, Vol. 89, No. 1, 2008, pp. 20-43.
- Modigliani, F. and Merton, H. M., "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," *The American Economic Review*, Vol. 48, No. 3, 1958, pp. 261-297.
- Mundlak, Y., "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data," *Econometrica*, Vol. 46, No. 3, 1978, pp. 69-85.
- Myers, S. C. and Majluf, N. S., "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have," *Journal of Financial Economics*, Vol. 13, No. 2, 1984, pp. 187-221.
- Nooteboom, B., "Firm Size Effects on Transaction Costs," *Small Business Economics*, Vol. 5, No. 4, 1993, pp. 283-295.
- Pawlina, G. and Renneboog, L., "Is Investment-Cash Flow Sensitivity Caused by Agency Costs or Asymmetric Information? Evidence from the UK," *European Financial Management*, Vol. 11, No. 4, 2005, pp. 483-513.
- Rajan, R. G. and Zingales, L., "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data," *The Journal of Finance*, Vol. 50, No. 5, 1995, pp. 1421-1460.
- Schulze, W. S., Lubatkin, M. H., Dino, R. N., and Buchholtz, A. K., "Agency Relationships in Family Firms: Theory and Evidence," *Organization Science*, Vol. 12, No. 2, 2001, pp. 99-116.
- Shleifer, A. and Vishny, R. W., "Large Shareholders and Corporate Control," *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 3, 1986, pp. 461-488.
- Solomon, J. F., Lin, S. W., Norton, S. D., and Solomon, A., "Corporate Governance in Taiwan: empirical evidence from Taiwanese company directors," *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 11, No. 3, 2003, pp. 235-248.
- Stiglitz, J. E. and Weiss, A., "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *The American Economic Review*, Vol. 71, No. 3, 1981, pp. 393-410.
- Vogt, S. C., "The Cash Flow/Investment Relationship: Evidence from U.S. Manufacturing Firms," *Financial Management*, Vol. 23, No. 2, 1994, pp. 3-20.

- Wang, D., "Founding Family Ownership and Earnings Quality," *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, No. 3, 2006, pp. 619-656.
- Wei, K. C. J. and Zhang, Y., "Ownership Structure, Cash Flow, and Capital Investment: Evidence from East Asian Economies Before the Financial Crisis," *Journal of Corporate Finance*, Vol. 14, No. 2, 2008, pp. 118-132.
- Weill, P., "The Relationship Between Investment in Information Technology and Firm Performance: A Study of the Valve Manufacturing Sector," *Information Systems Research*, Vol. 3, No. 4, 1992, pp. 307-333.
- Weinstein, N. D., "Unrealistic Optimism about Future Life Events," *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 39, No. 5, 1980, pp. 806-820.
- Yeh, Y. H., Lee, T. S., and Woidtke, T., "Family Control and Corporate Governance: Evidence from Taiwan," *International Review of Finance*, Vol. 2, No. 1-2, 2001, pp. 21-48.
- Yeh, Y. H. and Woidtke, T., "Commitment or Entrenchment?: Controlling Shareholders and Board Composition," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 29, No. 7, 2005, pp. 1857-1885.