



國立台灣大學管理學院會計學研究所

碩士論文

Graduate Institute of Accounting

College of Management

National Taiwan University

Master Thesis

公司相對獲利能力與股票報酬對產業層級消息之敏感性—以

台灣上市公司為例

Relative Firm Profitability and Stock Return Sensitivity to
Industry-Level News — Evidence from Listed Firms in Taiwan

謝 杰

Chieh Hsieh

指導教授：葉 疏 博士

Advisor: Shu Yeh, Ph. D.

中華民國 102 年 7 月

July 2013

謝辭



能夠完成這篇論文，真的要感謝相當多的人。首先，我要謝謝我的指導教授葉疏，感謝他在百忙之中抽空指導我們，適時給予提點，讓我得以突破許多盲點。其次，我要感謝口試委員王全三老師與王瑄老師，在口試的時候，對我的論文提出了許多精闢的建議，使我的論文得以更加精進。

這兩年的研究所生活，家人的支持一直是我最大的動力。感謝我的外婆、媽媽、姨丈、姨媽、小阿姨、表哥、表妹、大表弟與小表弟，給予我許多的信心與滿滿的愛，是你們讓我學會相信自己。

除了老師與家人外，同門的家桓與崇傑，也是我非常重要的夥伴。很高興能和你們兩位成為同門，每當遇到問題時，我們總是一起抱怨，然後再一起想辦法解決。論文寫作期間固然沉悶，但兩位時不時神來一筆的幽默言詞，總是能讓我緊繃的情緒獲得舒緩。研究所的同學宇捷、旭升、人豪、閔茜、于萱、瑋婕、維庭、亭立、彥凱、宜靜、品中、昇峰、奕銘等，感謝你們讓我的研究所生活變得更加豐富且精彩。

再來，我還要謝謝我的國中同學熬修、上淵、蛋頭、大頭、阿凱；高中同學宜樺、士堯、璨宇、涉谷；大學同學小新、仙草、承翰、芄芃、羚羊。感謝你們在這兩年給過我的支持與幫助，在我心情煩躁時，聽我訴苦、抒發情緒。

最後，我要特別謝謝虹萱，感謝妳過去對我的照顧與支持。無論妳上班再累，妳總會展現出最有活力的樣子，給我滿滿的笑容。真的真的很謝謝妳。

時間過得飛快，轉眼間，兩年就這樣過去了。回顧過去兩年的研究所生活，從初入台大時的羞怯與不安，到後來漸漸的融入與適應。在這裡，我認識了許多好朋友，也擁有了許多美好的回憶。很高興能在這裡為我的學生生涯畫下完美的句點。

中文摘要



本研究參考 Hao, Jin, and Zhang (2011)之研究設計，以台灣上市公司為研究對象，並以2002至2011年為研究期間，探討公司在所處產業中的相對獲利能力，如何影響股票報酬對於產業層級消息（industry-level news）之敏感性。本研究根據古諾模型（Cournot Model）得出下列二個假說：（1）在某一產業中，與獲利能力較佳之公司相比，獲利能力較差者，其股票報酬對於產業層級消息的敏感性較高；即相對獲利能力與股票報酬敏感性具有反向關係；（2）當產業層級消息為正時，由相對獲利能力所引起的股票報酬敏感性差異較為明顯；即相對獲利能力在產業層級消息為正與產業層級消息為負時，對於股票報酬敏感性具不對稱之影響力。

本研究以股東權益報酬率（ROE）做為獲利能力之衡量指標，並以產業平均股票報酬做為產業層級消息之代理變數。實證結果符合前述預期，即相對獲利能力與股票報酬敏感性具有反向關係；且當產業層級消息為正時，由相對獲利能力所引起的股票報酬敏感性差異較為明顯。為檢驗主要分析結果之穩健性

（robustness），本研究進一步將獲利能力之來源拆分為成本效率（cost efficiency）與市佔率（market share）兩個基本要素，進行迴歸分析。除此之外，另以其他替代指標衡量相對獲利能力及產業層級消息，以確認主要迴歸結果並非因特定指標之選用而產生。穩健性測試之結果亦支持相對獲利能力與股票報酬敏感性為反向關係之預期。

關鍵詞：相對獲利能力、產業層級消息、股票報酬敏感性、產業beta係數

Abstract



Based on the Cournot Model, Hao, Jin, and Zhang (2011) predicted that stock returns of less profitable firms in an industry are more sensitive to industry-level news. In other words, relative firm profitability is inversely related with stock return sensitivity to industry-level news. Further, considering the effect of capacity limit, they suggested that this inverse relation between relative profitability and return sensitivity is more pronounced when there is positive industry news. Using industry returns as the proxy for industry news, they found results consistent with their predictions.

This study uses a sample of listed Taiwanese companies that have available data from years 2002-2011 to examine the notions suggested by Hao et al. (2011). Based on the research design of Hao et al. (2011), this study performs regression analyses and finds empirical evidence consistent with their predictions. Using alternative measures of relative profitability and industry news as robustness tests, the result that relative firm profitability is inversely related with stock return sensitivity to industry-level news remains unchanged.

Keywords: relative profitability, industry-level news, return sensitivity, industry beta

目錄



謝辭.....	I
中文摘要.....	II
Abstract.....	III
表目錄.....	V
第一章 緒論.....	1
第二章 文獻回顧.....	4
第一節 會計、財務資訊與股票報酬之關聯性.....	4
第二節 會計資訊與系統風險.....	11
第三章 研究方法.....	29
第一節 假說發展.....	29
第二節 實證模型.....	33
第三節 變數衡量.....	34
第四節 研究期間與樣本選取.....	36
第四章 實證結果與分析.....	41
第一節 敘述性統計與相關性分析.....	41
第二節 多元迴歸結果與分析.....	47
第三節 穩健性測試（robustness check）.....	51
第五章 研究結論、限制與建議.....	59
第一節 研究結論.....	59
第二節 研究限制與建議.....	60
參考文獻.....	61

表目錄



表 1 變數定義.....	34
表 2 樣本篩選過程與產業/年度分配狀況	38
表 3 全體樣本之敘述性統計量.....	42
表 4 各變數間相關係數.....	45
表 5 多元共線性檢測.....	46
表 6 全體樣本之實證結果.....	48
表 7 將樣本依產業平均報酬正負區分之實證結果.....	50
表 8 將獲利能力拆解為成本效率及市佔率兩基本要素.....	53
表 9 採用其他指標衡量相對獲利能力.....	55
表 10 採用其他指標做為產業層級消息之代理變數.....	57

第一章 緒論



對於財務分析師與市場上廣大的投資人來說，了解產業環境變化對於公司股價有何影響，一直是個重大的挑戰。從資本市場過去的發展可知，當市場上出現一利多之產業消息，平均而言，投資人會給予正面之回應；反之則有負面回應。舉例來說，2010 年簽定之海峽兩岸經濟合作架構協定（Economic Cooperation Framework Agreement；ECFA），其主要目的係為提升兩岸市場互相開放之程度，促進兩岸經貿合作，達成經濟優勢互補與提升雙方之競爭力。ECFA 之簽署給予貨物貿易更多的優惠待遇，具有帶動雙方物流加速成長之效果，對於海運業來說，無疑是一利多消息。因此，此消息一發布，無論是貨櫃海運或散裝海運業者之股票報酬，都有明顯的成長。然而，各公司股價漲幅不一，部分公司漲幅較大、較為明顯；其餘公司之漲幅則不若前者來得高。

依前段敘述，得出下列議題：何以各公司股價對於同一產業消息之反應程度有所差異？某些公司的股票報酬對於產業層級消息（industry-level news）的敏感性，是否較其他公司來得高？又是哪些公司特有屬性（firm-specific attributes）可以解釋此種股票報酬敏感性的橫斷面差異？過去的文獻對於上述問題並未做深入的探討。過去雖有許多研究會計資訊本身如何解釋股票報酬的文獻；然而，研究股價對於總體層級資訊（特別是產業層級消息）的敏感性與公司特有會計資訊間之關聯性者，則相對較少。換句話說，過去少有文獻針對會計資訊如何解釋股票報酬對於產業層級消息的敏感性的橫斷面差異做深入的研究。因此，本研究希望藉由台灣上市公司的資料，探討會計資訊能否解釋此種敏感性之橫斷面差異。

根據資本資產訂價模型（Capital Asset Pricing Model；CAPM），個別公司股票期望報酬對市場投資組合期望報酬之敏感性為系統性風險，以 β 係數來表示。本研究之研究對象—股票報酬對產業層級消息之敏感性，亦為一種特定的系統風

險形式－產業系統風險。因此，本研究除探討會計資訊與產業層級消息之交互作用（interactive effect）對股票報酬橫斷面差異之影響外，同時也希望藉此了解會計資訊與產業系統風險間之關聯性。過去有許多研究會計資訊與市場系統風險 β 係數間之關聯性的文獻；研究會計資訊與產業系統風險間之關聯性者，則相對較少。因此，本研究第二個目的，即是希望透過實證分析進一步挖掘會計資訊與產業系統風險間之關聯性。

本研究參考 Hao, Jin, and Zhang (2011)之研究設計，以古諾模型（Cournot Model）推導出公司相對獲利能力與股票報酬對產業層級消息之敏感性間之關聯性。分析結果預期，在特定產業中，相較於獲利能力較佳之公司，獲利能力較差者，其股票報酬對於產業層級消息之敏感性較高；即相對獲利能力與股票報酬敏感性具有反向關係。其次，在考慮產能限制因素後，本研究進一步預期，相對獲利能力在產業層級消息為正與產業層級消息為負時，對股票報酬敏感性具不對稱之影響力；具體而言，當產業層級消息為正時，由相對獲利能力所引起的股票報酬敏感性的橫斷面差異較為明顯。

為驗證前述預期，本研究將公司依其獲利能力（以 ROE 衡量）之高低做排名，以驗證公司前期相對獲利能力之差異，是否會影響本期股票報酬對於產業層級消息（以產業平均股票報酬做為代理變數）之敏感性。實證結果顯示，前期獲利能力較差之公司，其股票報酬對於產業平均報酬之敏感性較大。其次，為驗證相對獲利能力在產業層級消息為正與產業層級消息為負時，對於股票報酬敏感性是否具有不對稱之影響力，本研究進一步將全體樣本分為產業平均報酬為正與產業平均報酬為負兩個子樣本，分別進行迴歸分析，並以 seemingly unrelated estimation（SUE）檢測相對獲利能力對於股票報酬敏感性之影響，在產業平均報酬為正與產業平均報酬為負時，是否具有顯著之差異。測試結果顯示，當產業平均報酬為正時，相對獲利能力對股票報酬敏感性之影響較為明顯。

為驗證主要分析結果之穩健性（robustness），本研究首先將獲利能力之來源進一步拆分為成本效率（cost efficiency）及市佔率（market share）兩項基本要素進行分析。除此之外，另以其他替代指標衡量相對獲利能力及產業層級消息，以確認主要迴歸結果並非因特定指標之選用而產生。實證結果皆支持相對獲利能力與股票報酬敏感性為反向關係之預期。

透過實證分析，驗證公司相對獲利能力是否會影響股票報酬對於產業層級消息之敏感性，可使我們了解公司特有資訊（firm-specific information），在股票報酬對產業層級消息之敏感性中所扮演的角色，闡明公司特有資訊與系統風險間之關聯性；從而協助投資人了解如何利用該等會計資訊，配合自身對於特定產業前景之看法，做成其投資決策。

第二章 文獻回顧



過去的研究多將焦點放在總體層級資訊 (aggregate-level information) 本身或公司特有資訊 (包含會計或財務資訊) 本身如何解釋股票報酬之橫斷面差異。在總體層級資訊與股票報酬之關聯性的研究中，又以探討市場總體資訊 (market-wide information) 與股票報酬之關聯性者占多數；研究產業層級資訊 (industry-level information) 與股票報酬之關聯性者則相對較少。在少數探討產業層級資訊與股票報酬之關聯性的文獻中，Magee (1974) 的研究指出：在同一產業中，各公司盈餘受共同因素影響，會發生產業整體盈餘共變 (industry-wide commonalities in earnings) 之現象，且此種使產業中各公司之盈餘發生共變現象之事件，將反映於公司股票報酬之上。換句話說，若將產業盈餘視為能夠捕捉影響產業整體之事件的產業層級資訊，則產業層級資訊具有解釋股票報酬的能力。

除此之外，自 Ball and Brown (1968) 研究股票累積異常報酬與盈餘間之關聯性後，陸續便有許多學者開始研究會計資訊與股票報酬間之關聯性。然而，研究會計資訊與產業層級消息之交互作用 (interactive effect) 對股票報酬橫斷面差異之影響者，仍相對較少。換句話說，過去少有文獻針對會計資訊如何解釋股票報酬對於產業層級消息的敏感性的橫斷面差異做深入的研究。因此，本研究希望藉由台灣上市公司的資料，探討會計資訊—相對獲利能力，能否解釋此種敏感性之橫斷面差異。

在後續的文獻探討中，本研究擬以會計資訊與股票報酬之關聯性為開端，回顧過去學者在關聯性研究上的重要發現；其次，回顧數篇以會計資訊與系統風險間之關聯性為研究主題的代表性文獻。

第一節 會計、財務資訊與股票報酬之關聯性

國際會計準則理事會 (International Accounting Standards Board ; IASB) 於

財務報表編製及表達之架構 (Framework for Preparation and Presentation of Financial Statements) 中指出「財務報表之目的在提供對於廣大使用者做成經濟決策有用之關於企業財務狀況、績效及財務狀況變動之資訊。」可知會計資訊對於投資人的決策是否具有影響，為會計界所強調的重點。因此，從過去到現在，探討會計資訊是否具有決策有用性，一直是學術界研究的重要議題之一。Ball and Brown (1968) 為首篇證明會計資訊具有資訊內涵的文獻，其將會計研究與資本市場做結合，並將實證研究的觀念導入學界，稱得上是資本市場會計研究 (capital markets research in accounting) 的先驅。

在效率市場假說下，股價會立即反應市場上所有新的資訊；因此，若某一會計資訊發布後，股價迅速做出反應，則表示此訊息具有資訊內涵。Ball and Brown (1968) 以 1957 至 1965 年 261 家於美國證券交易所上市 (New York Stock Exchange; NYSE) 之公司為樣本，利用事件研究法¹ (Event Study) 證明盈餘宣告具有資訊內涵。Ball and Brown (1968) 先將盈餘宣告分為好消息 (good news) 與壞消息 (bad news)，好消息指報導盈餘大於市場預期盈餘，有正的未預期盈餘 (unexpected earnings)；壞消息則指報導盈餘小於市場預期盈餘，有負的未預期盈餘。由於市場預期盈餘難以估計，因此 Ball and Brown (1968) 以前一個年度的實際盈餘做為市場預期盈餘的代理變數。換句話說，報導盈餘高於前一年度實際盈餘為好消息；報導盈餘低於前一年度實際盈餘則為壞消息。其次，Ball and Brown (1968) 利用市場模型 (Market Model) 估計樣本公司在盈餘宣告日當月的期望報酬，再將實際報酬與期望報酬相減，得出異常報酬 (abnormal return)。Ball and Brown (1968) 觀察盈餘宣告日樣本公司的未預期盈餘與累積平均異常報酬 (cumulative average abnormal return) 間之關聯性。結果顯示，好消息公司在盈餘宣告日之累積平均異常報酬呈顯著的正向趨勢；壞消息公司在盈餘宣告日之累積平均異常報酬呈顯

¹ 事件研究法為研究當市場發生某一事件時，此事件是否會傳遞任何資訊予市場參與者，進而反映於市場價格之研究方法。若市場價格於事件日前後有所變動，則可推論此一事件為市場參與者提供了新的資訊，改變市場參與者原先之預期，進而反映於市場價格之上。

著的負向趨勢。依據其研究結果，Ball and Brown (1968)認為會計資訊確實改變了投資人的信念，進而反映於股價之上，代表會計資訊確實具有資訊內涵。

Ball and Brown (1968)進一步將計算累計異常報酬之窗期 (window) 拉長為盈餘宣告前十一個月至宣告後六個月。結果顯示，盈餘宣告前十一個月，好消息公司之累積平均異常報酬即開始呈現一穩定之正成長趨勢；壞消息公司之累積平均異常報酬則開始呈現一穩定之負成長趨勢，代表市場隨時反映財報以外其他來源的資訊。此結果指出了短窗期 (narrow window) 研究與長窗期 (wide window) 研究之區別。在一個較短的期間內 (短窗期)，例如盈餘宣告日前後某幾天，理論上除了盈餘宣告外，影響股價變動之事件相對較少；因此，我們可以認為盈餘宣告是影響市場反應之主因。相反的，若將窗期拉長，例如盈餘宣告日前一年，則於此期間內，市場能獲得更多有關公司的資訊，並將某些資訊反映於股價之上；因此，我們並不能認定盈餘宣告為此期間影響股價反應之唯一原因，最多僅能主張盈餘與股票報酬間具有關聯性，而此關聯性之產生，係因股價與盈餘皆反映了公司的績效表現。事實上，依 Ball and Brown (1968)之估計，年度盈餘中 85% 至 90% 的資訊，在盈餘宣告前便已反映於股價之上，此為股價優先盈餘 (prices lead earnings) 之現象。此種探討股價與會計資訊間是否具有關聯性之研究方法，稱為關聯性研究 (Association Study)。

Rayburn (1986)研究營業現金流量及會計盈餘與股票報酬間之關聯性。由於營業現金流量與會計盈餘的差異主要來自應計項目的調整；因此，在營業現金流量與股票報酬間具有關聯性的前提下，若應計項目與股票報酬具有關聯性，則代表應計項目能給予投資人額外的資訊，以協助其評估企業未來之現金流量。具體而言，Rayburn (1986)以 175 家公司為樣本，研究 1963 至 1982 年營業現金流量及應計項目與股票報酬間之關聯性。Rayburn 先運用 holdout error model 與隨機漫步模型估計未預期現金流量及未預期應計項目調整，再以年度累積異常報酬為應變數對未預期現金流量及未預期應計項目調整進行迴歸分析。實證結果顯示，

累積異常報酬與未預期現金流量及未預期應計項目調整間具有關聯性。Rayburn (1986)進一步將應計項目拆分為營運資金變動、折舊與攤銷及遞延所得稅變動等三個子項目。迴歸結果顯示，在刪除極端值後，利用 holdout error model 與隨機漫步模型估計而得之未預期營運資金變動、折舊與攤銷及遞延所得稅變動，與股票報酬具顯著關聯性。

Livnat and Zarowin (1990)探討現金流量組成項目與股票報酬間之關聯性。具體而言，Livnat and Zarowin (1990)以累積異常報酬為應變數對營業活動現金流量組成項目（例如：自客戶收取之現金或支付給供應商的款項）、融資活動現金流量組成項目（例如：發行債券或股票）及投資活動現金流量組成項目（例如：購買固定資產）等自變數進行迴歸分析。研究結果顯示，與以總營業活動現金流量、總融資活動現金流量及總投資活動現金流量為自變數之迴歸模型相比，以現金流量組成項目為自變數之迴歸模型對累積異常報酬之解釋能力較強，代表現金流量組成項目（相較於總現金流量）能捕捉更多潛在影響股票報酬的經濟事件。此外，Livnat and Zarowin (1990)另分別以淨利及營業活動現金流量與應計項目為自變數進行迴歸分析；結果顯示兩種模型之解釋能力並無太大差異。若將前述二模型與以三大活動總現金流量（即營業、融資與投資）為自變數之模型相比，後者之解釋能力較高；再者，如前所述，若將現金流量進一步細分為較小的組成項目，其解釋能力高於以三大活動總現金流量為自變數之模型。據此，Livnat and Zarowin (1990)認為，除盈餘之外，財務報表其他組成部分亦能反映與投資人評價攸關之經濟事件。

Easton and Harris (1991)以 1968 至 1986 為研究期間，探討盈餘水準²與股票報酬間之關聯性。在單變量的迴歸分析中，Easton and Harris (1991)以年度股票報酬分別對盈餘水準和盈餘變動進行分析。研究結果顯示，後兩者與股票報酬具顯著關聯性。其次，在複迴歸分析中，Easton and Harris (1991)以盈餘水準及盈餘變

² Easton and Harris (1991)以本期每股盈餘除以前一期期末股價來衡量盈餘水準。

動為自變數進行迴歸分析。實證結果顯示，盈餘水準於各年度皆與股票報酬具顯著關聯性；盈餘變動僅於部分年度與股票報酬具顯著關聯性。Easton and Harris (1991)進一步以盈餘水準及盈餘變動³來衡量未預期盈餘，以累積異常報酬為應變數，研究未預期盈餘與累積異常報酬之關聯性。實證結果顯示，盈餘水準及盈餘變動於多數年度皆與累積異常報酬具顯著關聯性。

Dechow (1994)以股票報酬為判斷基準，探討應計項目（相較於現金流量）是否能增進盈餘反映公司績效的能力。一般來說，報表使用者可藉由應計項目估計企業未來現金流量；但另一方面，由於管理當局擁有認列應計項目之裁量權，應計項目亦可能成為其操縱盈餘之工具。因此，應計項目可能具有增進盈餘反映績效之能力；亦有可能降低盈餘反映績效的能力。具體而言，Dechow (1994)以一季、一年與四年等三種時間區間，以股票報酬為應變數分別對每股盈餘與每股營業活動現金流量（cash flow from operation per share）進行迴歸分析。以季度資料做分析之研究期間為 1980 至 1989；年度資料為 1960 至 1989；四年度資料為 1964 至 1989 年。實證結果顯示，在一個較短的衡量期間，盈餘與股票報酬的關聯性較現金流量與股票報酬的關聯性來得高（以模型 R^2 為比較基準）；營運資金、投資活動與融資活動波動較激烈之公司，盈餘與股票報酬的關聯性較高；將特殊項目（special items）計入盈餘，會降低盈餘與股價的關聯性。

Dhaliwal, Subramanyam, and Trezevant (1999)探討綜合損益（comprehensive income）相較於盈餘，是否為較佳的企業績效衡量指標。具體而言，Dhaliwal et al. (1999)以 1994 及 1995 年為研究期間，樣本大小為 11,425 個公司年度。實證結果顯示，除了金融業之外，並無明確證據支持綜合損益與股票報酬具有較高的關聯性（以模型 R^2 為比較基準）；而在所有其他綜合損益（other comprehensive income）項目中，僅證券投資市價調整（marketable securities adjustment）具有增進盈餘與股票報酬間之關聯性的能力。

³ 盈餘變動係將本期每股盈餘減掉前期每股盈餘，再除以前期期末股價後得之。

過去有關會計資訊與股票報酬之關聯性的研究，多將焦點放在盈餘或現金流量與股票報酬之關係上；然而，Kothari (2001)指出，過去研究所採用的變數對於股票報酬的解釋力，大都在 10% 上下，並不是非常突出的數字。因此，Chen and Zhang (2007)以 Zhang (2000)提出之實質選擇權評價模型為基礎，發展出一套將股票報酬與會計資訊做聯結之報酬模型，以期提升會計資訊與股票報酬間之關聯性。

Zhang (2000)認為股權價值等於透過現有資產所創造的價值加上調整營運的實質選擇權的價值。現有資產所能創造之價值與實質選擇權之價值，取決於公司的規模與獲利能力。Chen and Zhang (2007)根據 Zhang (2000)建構一個以收益率 (earnings yield)、權益資本投資、獲利能力變動、成長機會變動與折現率變動為自變數的股票報酬模型。Chen and Zhang (2007)以 1983 至 2001 年為研究期間，樣本大小含 27,897 個公司年度觀察值，並預期股票報酬與收益率、權益資本投資、獲利能力變動及成長機會變動的關係為正；股票報酬與折現率變動的關係為負。實證結果顯示，此模型對股票報酬的解釋力約為 20%，且所有自變數的方向均符合預期，估計係數皆顯著。模型對於股票報酬的解釋力主要來自於折現率以外的四個變數；而四個變數之中，又以收益率與獲利能力變動最為重要。Chen and Zhang (2007)的研究結果，使會計資訊與股票報酬間產生了更緊密的聯結。

除資本市場會計研究外，財務領域亦有許多探討財務變數與股票報酬之關聯性的文獻。Banz (1981)以 1936 至 1975 年為研究期間，並以美國證券交易所之上市公司為研究對象，研究股票報酬與公司規模間之關聯性。Banz (1981)以股權市值做為公司規模之衡量指標。研究結果顯示，股票報酬與公司規模呈顯著負相關。

Bhandari (1988)以 1948 至 1978 年為研究期間，並以美國證券交易所之上市公司為研究對象，研究股票報酬與財務槓桿間之關聯性。具體而言，Bhandari

(1988)以股票月報酬率對負債權益比率 (debt-to-equity ratio) 進行迴歸分析，並以估計 β 係數及股權市值 (衡量公司規模) 做為控制變數。實證結果顯示，負債權益比率與股票報酬具有顯著的正向關聯。

Chan, Hamao, and Lakonishok (1991)以 1971 至 1988 為研究期間，並以於東京證券交易所 (Tokyo Stock Exchange; TSE) 上市之公司為研究對象，研究日本股票之股票報酬橫斷面差異與收益率、公司規模、淨值市價比 (book-to-market ratio of equity) 及現金流量收益率 (cash flow yield) 間之關聯性。實證結果顯示，淨值市價比及現金流量收益率與股票報酬具有顯著之正向關係。

Fama and French (1992)以 1963 年七月至 1990 年十二月為研究期間，研究股票月報酬率與 β 係數、公司規模 (股權市值)、淨值市價比、財務槓桿及益本比 (earnings-price ratio) 間之關聯性。實證結果顯示，公司規模與股票報酬具顯著負向關聯；淨值市價比與股票報酬具顯著正向關聯。除此之外，公司規模與淨值市價比能捕捉與公司規模、淨值市價比、財務槓桿及益本比有關之橫斷面股票報酬變異。

如上所述，過去的研究多將焦點放在總體層級資訊本身或公司特有資訊本身如何解釋股票報酬之橫斷面差異；將兩種資訊結合，研究總體層級資訊 (特別是產業層級資訊) 與公司特有資訊的交互作用對於股票報酬橫斷面差異之影響者，則相對較少。換句話說，過去少有文獻針對會計資訊如何解釋股票報酬對於產業層級消息的敏感性的橫斷面差異做深入的研究。因此，Hao et al. (2011)於其研究中，探討特定會計資訊—公司相對獲利能力，能否解釋此種敏感性之橫斷面差異。

Hao et al. (2011)嘗試以理論與實證的方式，證明公司在產業中的相對獲利能力是否會影響及如何影響股票報酬對產業層級消息之敏感性。Hao et al. (2011)首先以古諾模型 (Cournot Model) 推導出相對獲利能力與股票報酬對產業層級消

息之敏感性之關聯性，並提出下列預期：在某一產業中，與獲利能力較佳之公司相比，獲利能力較差者，其股票報酬對於產業層級消息的敏感性較高；即相對獲利能力與股票報酬敏感性具有反向關係。其次，進一步考量產能限制之影響，提出下列預期：當產業層級消息為正時，由相對獲利能力所引起之股票報酬敏感性差異將較為明顯；亦即，當產業層級消息為正與產業層級消息為負時，相對獲利能力對股票報酬敏感性具不對稱之影響力。Hao et al. (2011)以產業平均股票報酬做為產業層級消息之代理變數，並以 1973 至 2004 年為研究期間、以美國公司為研究對象；實證結果皆符合預期。

參考 Hao et al. (2011)之研究設計，本研究希望藉由台灣上市公司的資料，探討會計資訊—相對獲利能力，能否解釋此種敏感性之橫斷面差異。此外，參考 Hao et al. (2011)之研究，本研究亦於主要迴歸模型中加入 Chen and Zhang (2007)之收益率、權益資本投資、獲利能力變動與折現率變動等變數，以及 Fama and French (1992)之公司規模、淨值市價比與財務槓桿等變數做為控制變數。詳細之研究設計與變數定義將於後續章節中說明。

第二節 會計資訊與系統風險

本研究除探討會計資訊與產業層級消息之交互作用對於股票報酬橫斷面差異之影響外，同時也希望藉此了解會計資訊與產業系統風險之關聯性。根據 CAPM，個別公司股票期望報酬對市場投資組合期望報酬之敏感性為系統性風險，以 β 係數來表示。本研究之研究對象—股票報酬對產業層級消息之敏感性，亦為一種特定的系統風險形式—產業系統風險。過去雖有許多文獻研究會計資訊與市場系統風險 β 係數間之關聯性；然而，探討會計資訊與產業系統風險之關聯者則相對較少。因此，本研究第二個目的，即是希望透過實證分析進一步挖掘會計資訊與產業系統風險間之關聯性。

以 Sharpe (1963)、Lintner (1965)與 Mossin (1966)等學者為首所發展而成之

CAPM，係用以描述證券均衡價格之模型。CAPM 認為，證券報酬之風險可分為系統風險與非系統風險兩部分。系統風險是指證券報酬之波動可歸因於市場因素的部分；非系統風險則是指證券報酬之波動導因於公司特有因素的部分。針對非系統風險，投資人可藉由投資組合多角化之方式，將之加以分散、消弭；而系統風險則無法藉由投資組合達到風險分散的效果。CAPM 假定，一個理性的投資人會藉由投資組合分散非系統風險；換句話說，非系統風險是投資人可避免之風險；既然非系統風險是可避免之風險，投資人就不應該因為承擔此類風險而獲得補償。因此，CAPM 主張，證券訂價模型無需考慮承擔非系統風險之補償。至於系統風險則因無法藉由投資組合達到風險分散的效果，投資人便無法避免此類風險所帶來的影響；因此，市場對於投資人所承擔之系統風險應給予一定的補償。根據前列論述，CAPM 主張，在特定假設與市場均衡的情況下，證券之預期報酬為無風險利率與市場預期報酬率的線性函數，其函數關係如方程式（2.1）所示：

$$E(R_i) = R_f + \beta_i[E(R_m) - R_f] \quad (2.1)$$

方程式（2.1）中， $E(R_i)$ 為證券 i 之期望報酬； R_f 為無風險利率； $E(R_m)$ 為市場組合報酬； β_i 為證券 i 之報酬對市場組合報酬之敏感度，係以個別證券報酬與市場組合報酬之共變數除以市場組合報酬之變異數求得⁴。CAPM 之主要假設如下：（1）所有投資人均為風險規避者，在同一風險水準下，會選擇報酬率較高之證券；在同一報酬水準下，會選擇風險較低之證券，且投資期限均為一期；（2）所有投資人對各證券之預期報酬有一致的看法；（3）投資人能以無風險利率無限制借貸；（4）投資人的投資決策受預期報酬之機率分配影響；（5）無交易成本與稅負，且所有資產可無限制分割。

由於我們並無法直接得知真正的 β_i ，因此，Sharpe (1963)提出一個可以利用

⁴ $\beta_i = \text{cov}(R_i, R_m) / \text{var}(R_m)$

事後報酬估計 β_i 之市場模型⁵ (Market Model)；個別證券報酬與市場組合報酬之關係如方程式 (2.2) 所示：

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (2.2)$$

方程式 (2.2) 中， R_{it} 為證券 i 於第 t 期之報酬； R_{mt} 為市場組合於第 t 期之報酬； α_i 為迴歸模型的截距項； β_i 為證券 i 之報酬對市場組合報酬之敏感度； ε_{it} 為隨機殘差項。我們可將 $\beta_i R_{mt}$ 視為個別證券之報酬導因於市場整體因素的部分，或證券報酬之系統性成分；至於 ε_{it} 則可視為個別證券之報酬導因於公司特有因素的部分，或報酬之非系統成分。此外，方程式 (2.2) 假設 $E(\varepsilon) = 0$ ； $\text{cov}(R_m, \varepsilon) = 0$ ； $\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$ ，且 $i \neq j$ ； $\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it-1}) = 0$ 。根據上述假設， $E(R_i)$ 與 $E(R_m)$ 之關係可以方程式 (2.3) 表達：

$$E(R_i) = \alpha_i + \beta_i E(R_m) \quad (2.3)$$

由方程式 (2.3) 可知，在投資人均為理性且會藉由投資組合分散非系統風險 (即 $E(\varepsilon) = 0$) 之前提下，個別證券期望報酬 $E(R_i)$ 與市場組合期望報酬 $E(R_m)$ 之關係，取決於個別證券報酬對市場組合報酬之敏感度，即 $E(R_m)$ 之係數 β_i 。因此，若可利用事後報酬資料，並藉由方程式 (2.2) 進行迴歸分析，得出 α_i 與 β_i ，即可透過方程式 (2.3) 以市場組合期望報酬求得個別證券期望報酬。

如前所述， β 係用以衡量個別證券報酬對市場組合報酬之敏感度；換句話說，我們可將其視為用以衡量證券報酬系統風險之指標。由於 β 係數於求算證券期望報酬時有其重要之意義，後續遂有許多文獻開始著手研究影響 β 係數之決定因素。

⁵ Sharpe (1963) 最初稱作 Diagonal Model。

Beaver, Kettler, and Scholes (1970)探討會計基礎風險衡量指標（accounting measures of risk）與市場基礎風險衡量指標（market-determined risk measures）間之關聯性。Beaver et al. (1970)以 307 家於美國證券交易所上市之公司為樣本，並利用市場模型中的 β 係數做為股票之系統風險衡量指標，研究 1947 至 1956 年與 1957 至 1965 年兩段期間，七項會計基礎風險衡量指標：股息支付率（dividend payout）、資產成長率⁶（asset growth）、財務槓桿度⁷（financial leverage）、資產規模（asset size）、流動比率（current ratio）、盈餘變異性⁸（earnings variability）以及會計 beta⁹（accounting beta）與系統風險衡量指標 β 係數間之關聯性。其研究所需相關會計資料係取自 Compustat 資料庫；股票報酬資料則取自 Center for Research in Security Prices（CRSP）資料庫。其研究結果顯示，會計基礎風險衡量指標與系統風險衡量指標 β 係數具相關性。股息支付率與 β 係數呈顯著負相關；資產成長率、財務槓桿、盈餘變異性及會計 beta 係數與 β 係數呈顯著正相關。Beaver et al. (1970)針對其研究結果（即會計基礎風險衡量指標與 β 係數具相關性）提出兩種可能之解釋：第一種解釋認為，投資人做決策時會參考並運用會計基礎風險衡量指標，而決策之結果最終將反映於市場價格之上，使會計基礎風險衡量指標所呈現的資訊與系統風險衡量指標 β 係數產生聯結；另一種解釋認為，會計基礎風險衡量指標與系統風險衡量指標 β 係數之所以具有關聯性，主要是因為兩者均反映了影響股票風險之事件，而投資人主要是根據這些事件做出回應，而非針對會計資訊本身做出反應。無論哪一種解釋較為合理、正確，會計資訊反映了影響股票風險之事件，此論點在兩種解釋下均成立。

除此之外，Beaver et al. (1970)於研究中，嘗試利用會計變數做為工具變數

⁶ Beaver et al. (1970)以研究期間期末資產帳面價值除以研究期間期初資產帳面價值，取自然對數後再除以研究期間，得出研究期間平均資產成長率。

⁷ Beaver et al. (1970)以負債佔總資產之比例做為財務槓桿衡量指標。

⁸ 盈餘變異性係以本益比的標準差（standard deviation of the earnings-price ratio）衡量。

⁹ 會計 beta 係數係用以衡量個別公司盈餘與市場整體平均盈餘之間的共變性，Beaver et al. (1970)以個別公司益本比與市場整體平均益本比的共變數除以市場整體平均益本比之變異數得出會計 beta 係數。

(instrumental variable)，以預測下一個決策期間之 β 係數。具體而言，Beaver et al. (1970) 利用 1947 至 1956 年樣本公司的會計變數，預測 1957 至 1965 年樣本公司的系統風險衡量指標 β 係數。研究結果顯示，利用會計變數預測 β 係數的能力，優於使用歷史 β 係數預測未來 β 係數的能力。然而，在缺乏嚴謹的理論基礎，以及會計變數間具有關聯的情況下，並非所有會計變數對 β 係數均有顯著的預測能力。Beaver et al. (1970) 所建構之最適迴歸模型僅納入前述七項會計變數中的三個變數，分別為股息支付率、資產成長率以及盈餘變異性。研究結果顯示，股息支付率與 β 係數呈顯著負向關係；資產成長率、盈餘變異性與 β 係數呈顯著正向關係。值得注意的是，雖然會計 beta 係數的概念，與系統風險衡量指標 β 係數的概念較為接近，盈餘變異性卻是最為顯著的變數。Beaver et al. (1970) 認為，會計 beta 係數充斥著雜訊 (noisy) 且與盈餘變異性呈高度正相關，是產生此結果的可能原因。

總結來說，Beaver et al. (1970) 認為，與單純使用歷史 β 係數去預測未來 β 係數相比，透過其研究中之最適模型預測未來的 β 係數，可產生一個較佳的 β 係數估計值。換句話說，會計變數有助於風險之估計。此結果激發了許多後續的研究，以探討會計變數與系統風險之關聯為主軸的文獻，在 1970 年代前期如雨後春筍般紛紛誕生。

Logue and Merville (1972) 以 287 家 Fortune 500 的公司為樣本，自 Compustat 資料庫取得樣本公司 1966 至 1970 年相關財務資料，所需之估計 β 係數則由 Merrill Lynch, Pierce, Fenner and Smith 提供。Logue and Merville (1972) 以估計 β 係數做為應變數、以會計變數做為自變數，進行迴歸分析，研究會計變數與 β 係數間之關係。Logue and Merville (1972) 將樣本公司五年的財務資料加以平均，其所採用的會計變數包括：流動比率（衡量流動性）、短期負債佔總資產之比率與長期負債佔總資產之比率（衡量財務槓桿度）、股息支付率（股利政策衡量指

標)、資產成長率、資產周轉率與純益率(衡量獲利能力)¹⁰及總資產(衡量公司規模)。

Logue and Merville (1972)預期流動比率與 β 係數呈負向關係;財務槓桿度與 β 係數呈正向關係;股息支付率與 β 係數呈負向關係;資產成長率與 β 係數呈正向關係;公司規模與 β 係數呈負向關係;獲利能力與 β 係數之預期關係則較不明確。主張獲利能力與 β 係數呈負向關係者認為,獲利能力較佳的公司,投資人的期望報酬越高;根據市場模型,在市場報酬不變的情況下,個別股票的期望報酬越高,代表 β 係數越高。主張獲利能力與 β 係數呈正向關係者則認為,獲利能力較佳的公司,其遭遇企業失敗(business failure)的機率較低;由於與企業風險具正向關係的衡量指標(如財務槓桿度)與 β 係數亦呈正向關係;因此,與企業風險呈負向關係的獲利能力,應與 β 係數呈負向關係。迴歸結果顯示,除流動比率與 β 係數之關係未如預期外,其餘變數與 β 係數之關係均符合預期。值得注意的是,獲利能力與 β 係數呈負向關係,表示公司獲利能力越高,其系統風險越低。顯著水準方面,財務槓桿度、獲利能力、公司規模及股息支付率均達1%顯著水準。

針對 Beaver et al. (1970)僅以會計基礎變數建構出 β 係數預測模型之做法, Rosenberg and McKibben (1973)認為,同時利用市場基礎變數以及會計資訊來預測未來的股票報酬,可能是一個更好的方式。因此, Rosenberg and McKibben (1973)嘗試在其研究中,利用會計基礎變數與市場基礎變數¹¹,針對反映系統風險之 β 係數,以及反映股票總風險之股票報酬標準差 σ 做預測,建構有效的股票報酬機率分配。

¹⁰ Logue and Merville (1972)以稅前息前淨利(EBIT)除以營業收入計算純益率。除資產周轉率與純益率外, Logue and Merville (1972)另以兩者相乘所得之資產報酬率(ROA)做為獲利能力之衡量指標。

¹¹ Rosenberg and McKibben (1973)採用成交量(trading volume)、股票流動性(share turnover)、歷史股價(share price)、股息收益率(dividend yield)等市場基礎變數,並首次將營運槓桿(operating leverage)等額外的會計變數納入預測模型之中。

Rosenberg and McKibben (1973)認為 β 係數受到市場對公司的反應以及公司本身特性之影響，兩者與 β 係數之關係可以方程式 (2.4) 表達：

$$\beta_{nt} = \sum_{j=1}^J b_j w_{jnt} + \varepsilon_{nt} \quad (2.4)$$

方程式 (2.4) 中， w 代表反映公司特性之會計變數或反映市場反應之市場基礎變數； ε 代表 β 係數無法被 w 解釋的部分；下標 n 代表個別股票， $n = 1, \dots, N$ ；下標 t 代表時間， $t = 1, \dots, T$ 。其次，將方程式 (2.4) 帶入市場模型¹²，可得方程式 (2.5)：

$$r_{nt} = \alpha + \left(\sum_{j=1}^J b_j w_{jnt} + \varepsilon_{nt} \right) M_t + \eta_{nt} = \alpha + \sum_{j=1}^J b_j (w_{jnt} M_t) + v_{nt} \quad (2.5)$$

方程式 (2.5) 中， $v_{nt} = \varepsilon_{nt} M_t + \eta_{nt}$ 。Rosenberg and McKibben (1973)以 578 間於美國證券交易所上市之公司為樣本，樣本所需資料取自 Compustat 資料庫，並以 1954 至 1970 年為研究期間，利用方程式 (2.5)，以會計基礎變數或市場基礎變數與市場報酬 M_t 之相乘項為自變數，對應變數股票報酬 r 進行迴歸分析。方程式 (2.4) 假定會計基礎變數或市場基礎變數對 β 係數具影響力，各變數對 β 係數之影響由估計係數 b_j 決定；方程式 (2.5) 假定會計基礎變數或市場基礎變數影響個別股票報酬 r 對於市場報酬 M_t 的敏感度，各變數對於敏感度之影響由估計係數 b_j 決定。所謂個別股票報酬對於市場報酬的敏感度，係指個別股票之系統風險成分，而 β 係數即為用以衡量系統風險之指標。因此，進行迴歸分析後，可藉由自變數之估計係數 b_j ，得知各會計基礎變數或市場基礎變數為個別股票報酬對

¹² 即 $r_{nt} = \alpha + \beta_{nt} M_t + \eta_{nt}$ ； η_{nt} 為殘差項。

市場報酬的敏感度所帶來之影響，亦可了解各變數與股票報酬間之關聯。同時，經由方程式 (2.4) 所列之關係式，估計係數 b_j 代表各會計基礎變數或市場基礎變數對 β 係數之影響，亦即各變數與 β 係數間之關聯。簡言之，迴歸分析後，可藉由估計係數 b_j 同時得知各變數與股票報酬以及 β 係數間之關聯。

研究結果顯示，會計基礎變數¹³對股票報酬具有顯著影響。會計基礎變數之中，以盈餘變異性之影響最為顯著，其係數為正，代表盈餘變異性大，個別股票報酬對於市場報酬之敏感度較高；若由盈餘變異性與 β 係數之關係來看，盈餘變異性之係數為正，代表盈餘變異性越大，股票之系統風險衡量指標 β 係數較大。換句話說，盈餘變異性與 β 係數為正相關，此結果與 Beaver et al. (1970)之研究結果一致。此外，研究結果亦顯示，與僅納入會計基礎變數的迴歸模型相比，迴歸模型加入市場基礎變數後對股票報酬的解釋力明顯提升。

除此之外，Rosenberg and McKibben (1973)以樣本公司 1954 至 1966 年之資料，估計方程式 (2.5) 中各自變數之係數 b_j ，再利用樣本公司 1967 至 1970 年之資料，預測相對年度之股票報酬。預測結果顯示，相較之下，無論是直接將 β 係數設為 1 去估計未來的股票報酬，或是利用樣本公司歷史 β 係數（以 1954 至 1966 年之資料估計而得）去預測未來的股票報酬，兩者的預測能力都比不上此模型對於未來股票報酬之預測能力。換句話說，預測模型同時納入會計基礎變數與市場基礎變數，其預測能力較佳。

Lev (1974)以分析與實證的方式探討營運槓桿與股票風險（含整體風險與系統風險）間之關係。有別於過去的研究，Lev (1974)以財務理論為基礎，而非以經濟直覺之方式，證明營運槓桿與 β 係數呈正向關係。Lev (1974)將營運槓桿定義為固定營業成本與變動營業成本間之比率，並透過分析，提出營運槓桿與股票風險呈正相關之假說。此假說之有效性，須建構在產業同質性（industry

¹³ Rosenberg and McKibben (1973)納入考量的會計變數包括 Beaver et al. (1970)所列之股息支付率、財務槓桿、資產規模、流動比率、益本比標準差以及會計 beta 係數等會計風險衡量指標。

homogeneity) 與公司間銷售趨勢相等之假設上。

實證研究方面，Lev (1974)以電力公司(electrical utility industry)、鋼鐵工業(steel manufacturers)及石油產業(oil producers)為樣本，自 Compustat 資料庫取得所需之財務資料，另自 CRSP 資料庫取得所需之股價資訊，並將 1949 至 1968 年訂為研究期間。研究步驟首先以樣本公司過去的總成本做為應變數，並以產出資料做為自變數進行迴歸分析，將所得之自變數估計係數視為每單位產出的平均變動成本，單位平均成本較高者代表其營運槓桿度較低。其次再以每單位產出之平均變動成本做為自變數，分別對應變數股票報酬標準差 σ 、系統風險 β 係數進行迴歸分析。

其實證結果大致支持營運槓桿度與股票風險呈正相關之假說。在六個迴歸式（三個產業，每個產業進行兩次迴歸分析）當中，除了在石油產業以 β 係數為應變數的迴歸式之外，其餘五個迴歸式的結果均顯示平均變動成本與整體風險及系統風險呈負相關，且達到 5% 以上的顯著水準，代表營運槓桿度高（平均變動成本低）的公司，其股票風險較高。

有別於 Beaver et al. (1970)僅以盈餘變異性做為會計基礎變數波動程度唯一的衡量指標，Lev and Kunitzky (1974)進一步將變異性之概念延伸至生產銷售、投資與籌資決策三個層面。過去的組織與生產理論認為，若公司管理階層積極從事於使組織營運能穩定運作的活動，可降低環境中不確定因素對公司造成的衝擊，亦即減少企業所面臨的風險。因此，Lev and Kunitzky (1974)推測，組織營運穩定與否（亦即波動的幅度），與股票市場基礎風險衡量指標之間有一定程度的關聯性。

Lev and Kunitzky (1974)的研究係奠基於相關組織行為的理論。Simon, Cyert,

and March¹⁴於一系列的著作中指出，組織利用各種方式使其營運平穩化，以減少環境不確定性所造成的影響。Thompson¹⁵認為，組織追求效率極大化，亦即以最少所需資源製造產品或提供服務。多數經濟與生產理論模型均認為，使生產水準（production level）平穩化，即可達到效率極大化之目標。換句話說，營運平穩化為效率極大化的條件之一。因此，組織管理者會盡可能使營運平穩化，以達到效率極大化之目標。營運平穩化建立在投入與產出關係的平穩化之上。然而，不論是投入或產出，都會受到環境中不確定因素之影響，造成投入與產出關係之不穩定，因而無法達成效率極大化的目標。因此，管理者設法以各種可行的平穩化措施，降低不確定性所造成的衝擊。舉例來說，某些公司會保持一定的原物料安全存量，以應付原物料供應短缺對於生產、銷售造成的影響；或是保持一定製成品存貨，以避免產生供不應求的問題。根據前述相關理論，Lev and Kunitzky (1974)認為管理者若能投過各種平穩化措施，使營運平穩化、使投入與產出的關係平穩化，便可減少不確定因素對組織造成的影響，進而降低投資人對組織所面臨風險之認定。換句話說，當組織營運越平穩，投資人感受到的風險越小。因此，Lev and Kunitzky (1974)認為，公司營運平穩程度與其股票風險呈負相關。

Lev and Kunitzky (1974)以 260 家於美國證券交易所上市之公司為樣本，自 Compustat 資料庫取得所需之財務資料，由 CRSP 資料庫取得相關股價資訊，並將研究期間定為 1949 至 1968 年。Lev and Kunitzky (1974)將用以衡量生產變異性、銷售變異性、資本支出變異性、股利變異性等變數稱為 smoothing variables。之所以稱此等變數為 smoothing variables，主要是因為此等變數反映了管理者從事平穩化活動的程度。換句話說，管理者若積極從事平穩化活動，前述會計變數之變異性將較小。因此，作者預期 smoothing variables 之係數為正，代表會計變數波動較大，其股票風險亦較高。

¹⁴ H. A. Simon, *Administrative Behavior*, 2nd ed. (The Macmillan Company, 1957); J. G. March and H. A. Simon, *Organizations* (Wiley, 1958); R. M. Cyert and J. G. March, *A Behavioral Theory of the Firm* (Prentice-Hall, Inc., 1963); H. A. Simon, *The New Science of Management Decisions* (Harper, 1960).

¹⁵ J. D. Thompson, *Organizations in Action* (McGraw-Hill, 1967).

實證結果符合假說，亦即當生產、銷售、資本支出及股利之變異性較小時，公司股票的總風險與系統分險均較低；反之，變異性大，風險則較高。然而，此結果可能係由於某些產業的環境相對穩定，使會計變數之波動幅度較小，而非管理者積極從事平穩化活動使然。因此，Lev and Kunitzky (1974)進一步將樣本分為四個產業群組，比較 smoothing variables 與總風險 σ 及系統風險 β 係數的相關係數。結果顯示，依產業分群後的樣本與全體樣本的結果一致，smoothing variables 與 σ 及 β 係數呈顯著正相關，代表生產、銷售、資本支出及股利之變異性較大時，股票的總風險與系統分險均較高。

Bildersee (1975)除研究會計變數與 β 係數之間的關係，更進一步探討決策變數 (decision variables) 與 β 係數之間的關係。所謂決策變數，係指某些特定的事件或是一連串事件所產生的結果。Bildersee (1975)使用四個決策變數：(1) 改變特別股的股利政策，開始積欠特別股股利或償付所積欠之特別股股利

(arrearage)；(2) 於持續支付定期特別股股利 (regular dividends) 的同時，減少其定期普通股股利至零 (zero dividend)；(3) 公司是否有能力覆蓋其利息與特別股股利；(4) 公司是否多角化經營。四個決策變數之中，決策變數 (3) 公司是否有能力覆蓋其利息與特別股股利，反映公司一連串的管理決策對於其績效之影響。若一家公司對於利息與特別股股利的覆蓋能力不足，代表其營運績效甚至連最基本的義務都無法履行，而營運績效的好壞係一連串管理決策所產生的結果。

Bildersee (1975)以 98 家於美國證券交易所上市之公司為樣本，相關財務資料取自 Compustat 資料庫，股價相關資訊則取自 CRSP 資料庫，並以 1956 年三月底至 1966 年三月底的 120 個月為研究期間。Bildersee (1975)先以研究期間 120 個月的股票報酬資料，透過市場模型估計得出 β 係數，再以所估計之 β 係數為應

變數、會計變數¹⁶為自變數，進行迴歸分析。研究結果顯示，盈餘變異性為最顯著的變數，此與過去的研究一致。Bildersee (1975)進一步將代表產業¹⁷的虛擬變數加入迴歸模型之中。結果顯示，加入產業虛擬變數後，模型的解釋力明顯提升。

Bildersee (1975)接著再以 β 係數為應變數、以代表決策變數的虛擬變數為自變數，進行迴歸分析。結果顯示，決策變數 (1) 與決策變數 (2) 最為顯著。值得注意的是，以決策變數為自變數的模型與以會計變數為自變數的模型，兩者的解釋能力相當。最後 Bildersee (1975)同時將決策變數與會計變數加入迴歸模型之中，結果顯示，此模型的解釋力優於僅以會計或決策變數為自變數的模型。

前述研究，大多以經濟直覺為基礎，進行後續的實證研究，較缺乏嚴謹的理論基礎。Hamada (1972)首先以公式推導的方式，證明公司的財務槓桿與其普通股之系統風險 β 係數為正相關；Lev (1974)亦透過分析，證明營運槓桿與系統風險 β 係數為正相關。

Bowman (1979)以 CAPM 的假設為基礎，除運用 Hamada (1972)所使用之分析方法，證明財務槓桿與系統風險 β 係數呈正向關係外，更進一步針對會計 beta 係數、盈餘變異性、股利支付率、公司規模及成長率等會計基礎變數，分析其與 β 係數之間的關係。Bowman (1979)以公式推導的方式，證明財務槓桿與系統風險 β 係數呈正相關；在不考慮債務違約風險與所得稅的假設下，兩者之間的關係可以方程式 (2.6) 表達：

$$\beta_L = \beta_U \left(1 + \frac{D_L}{S_L} \right) \quad (2.6)$$

¹⁶ Bildersee (1975)以 available for common/common equity (AC/C) 衡量獲利能力、以 debt/common equity (D/E) 衡量財務槓桿、以流動比率衡量流動性、以 sales/common equity (S/E) 衡量效率 (efficiency)、以 cash flow/debt plus preferred stocks [CF/(D+P)] 衡量覆蓋率 (coverage)。另加入三個非傳統會計比率之會計變數：盈餘變異性、會計 beta 係數與資產成長率。

¹⁷ Bildersee (1975)將樣本分為化學、食品、零售、運輸、能源及其他等六個產業群組。

方程式(2.6)中， β_L 為公司舉債後的 β 係數； β_U 為公司未舉債的 β 係數； S_L 為公司流通在外普通股市值； D_L 為所舉之債務。除此之外，Bowman (1979)亦透過分析得證，會計 beta 係數與系統風險 β 係數呈正相關，兩者之關係可以方程式(2.7)表達：

$$\beta_i = \frac{S_m}{S_i} \beta_i^A \quad (2.7)$$

方程式(2.7)中， β_i 為公司 i 普通股的系統風險係數； β_i^A 為公司 i 的會計 beta 係數； S_m 為市場投資組合的市值； S_i 為公司 i 普通股的市值。至於剩餘的四個變數方面，盈餘變異性與 β 係數無直接的關係；股利支付率與 β 係數無理論上的關係；成長率與 β 係數亦無理論上的關係；至於公司規模方面，其與 β 係數亦無必然的關係。

雖然已有許多探討會計變數與市場基礎風險衡量指標之研究，但這些研究對於解釋風險之模型應加入哪些會計變數並無完全一致的看法；且實證結果亦未產生一致之結論。對此，Ang, Peterson, and Peterson (1985)認為，其原因可能在於，部分過去的研究並未就會計變數與市場基礎風險衡量指標(β 係數)之間的關聯，提出一個較為合理的理論基礎；或未針對何以要將某些會計變數加入解釋風險的模型之中，提出較為合理的解釋。因此，Ang et al. (1985)提出一套用以會計基礎變數解釋市場基礎風險衡量指標的理論模型，其中用以解釋系統風險衡量指標 β 係數之模型以方程式(2.8)表達如下：

$$\ln \beta = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \frac{S}{\pi} + \alpha_2 \ln \left(\frac{\partial \pi}{\partial S} \right) + \alpha_3 \beta_S + \alpha_4 \ln \left(\frac{A}{E} \right) + \alpha_5 \ln \left(1 - \frac{C}{A} \right) + \alpha_6 \ln \frac{D}{A} + \alpha_7 \ln A \quad (2.8)$$

方程式 (2.8) 中， S 代表營業收入、 π 代表營業利益、 S/π 為利潤率的倒數； $\partial\pi/\partial S$ 代表營業利益之變動相對於營業收入的變動，係用以衡量營運槓桿之指標； β_S 代表營業收入之系統風險； A 代表總資產、 E 代表股東權益、 A/E 係用以衡量財務槓桿之指標； C 為流動資產、 C/A 為流動資產佔總資產之比例、 $(1-C/A)$ 指非流動資產佔總資產之比例，此比例越高，代表流動性越低； D 為股利發放之數額、 D/A 係衡量股利發放數額佔總資產之比例； $\ln A$ 則係用以衡量公司規模之變數。

Ang et al. (1985) 預期衡量獲利能力之變數 $\ln(S/\pi)$ ¹⁸、衡量營業風險之變數 $\ln(\partial\pi/\partial S)$ 及 $\ln\beta_S$ 與 β 係數為正向關係，即 α_1 、 α_2 、 α_3 預期為正；預期衡量財務槓桿度之變數 $\ln(A/E)$ 、衡量非流動性之變數 $\ln(1-C/A)$ 與 β 係數為正向關係，即 α_4 、 α_5 預期為正；預期衡量股利發放數額多寡之變數 $\ln(D/A)$ 、衡量公司規模之變數 $\ln A$ 與 β 係數為負向關係，即 α_6 、 α_7 預期為負。

Ang et al. (1985) 以 1973 至 1980 年為研究期間，分別針對這八個年度進行迴歸分析，各年度的樣本公司在 300 到 372 家之間。其研究所需之財務資料係取自 Compustat 資料庫；估計 β 係數所需之股票報酬相關資料則係取自 CRSP 資料庫。實證結果顯示，股利發放數額及公司規模與 β 係數之關係符合預期，具顯著的負向關係；財務槓桿及非流動性變數 $\ln(1-C/A)$ 與 β 係數之關係亦符合預期，具顯著的正向關係；至於衡量獲利能力之變數 $\ln(S/\pi)$ 、衡量營業風險之變數 $\ln(\partial\pi/\partial S)$ 與 $\ln\beta_S$ ，則在某些年度與 β 係數呈負向關係；在某些年度又與 β 係數呈正向關係。此結果顯示，衡量營業風險之變數對於 β 係數並無強烈且一致之影響。除此之外，Ang et al. (1985) 亦針對股票報酬之總風險 σ 進行迴歸分析，其結果大致與 β 係數之迴歸分析相同。

Chung and Charoenwong (1991) 探討公司成長機會對其股票系統風險之影響。Chung and Charoenwong (1991) 指出，過去的研究，如 Hamada (1972) 研究財務槓

¹⁸ S/π 為利潤率之倒數，故 S/π 越大，代表利潤率越低，獲利能力越低。因此，預期 S/π 與 β 為正向關係，係指獲利能力越低之公司，其系統風險較大。

桿與系統風險之關係、Lev (1974)研究營運槓桿與系統風險之關係，並未將風險區分為屬於現有資產之部分以及屬於未來成長機會之部分；其他研究，如 Beaver et al. (1970)與 Rosenberg and McKibben (1973)等研究成長率與 β 係數之文獻，亦未明確區別所謂的成長係來自現有資產的擴張¹⁹，或來自於未來的投資機會。

Chung and Charoenwong (1991)認為股票的系統風險係由現有資產之系統風險與未來成長機會之風險所構成。因此，其預期股票系統風險 β 係數與成長機會為正向關係。

Chung and Charoenwong (1991)以 β 係數為應變數，並以現有資產之系統風險²⁰與成長機會為自變數，進行迴歸分析。研究期間為 1979 至 1988 年，所需財務資料取自 Compustat 資料庫；股票報酬資料取自 CRPS 資料庫。成長機會之代理變數有二，其一為十年平均益本比；其二為股東權益市值與股東權益帳面值之比例。實證結果支持原先之預期，即 β 係數與成長機會呈正向關係，代表成長機會佔公司股票價值較大比例時，股票的風險較高。

Hong and Sarkar (2007)以 contingent-claims model 研究股票之系統風險，並融入兩個重要的實質選擇權概念，即 default option 與 growth option。具體而言，其迴歸模型係以 β 係數為應變數，並以財務槓桿、公司盈餘與市場投資組合盈餘之相關程度、盈餘波動性、成長機會、盈餘成長率、稅率及無風險利率等七個變數做為自變數，以進行迴歸分析。財務槓桿以負債帳面值除以負債帳面值與股東權益市值之和衡量；成長機會以股東權益市值除以股東權益帳面值衡量。Hong and Sarkar (2007)以 S & P 500 的公司為樣本，總樣本數為 4353 家公司，分別以 1998 年第三季（327 家公司）、1999 年第三季（346 家公司）、1996 年第三季至 1999 年第三季為研究期間，進行迴歸分析。研究所需之財務資料取自 Compustat 資料

¹⁹ Miller and Modigliani (1961)指出，若公司計畫之內部報酬率等於其資金成本率，即使其資產或盈餘隨時間推移而增加，股票價格亦不會增加。

²⁰ Chung and Charoenwong (1991)以個別公司 ROE 為應變數對自變數市場 ROE 進行迴歸分析，以所得自變數之係數做為現有資產之系統風險。

庫；個股 β 係數則取自 Compustat 資料庫與 CRPS 資料庫。

Hong and Sarkar (2007)預期財務槓桿、公司盈餘與市場投資組合盈餘之相關程度、盈餘波動性、成長機會與 β 係數為正向關係；盈餘成長率及稅率與 β 係數為負向關係；至於無風險利率對於 β 係數之影響，則需視公司財務槓桿程度高低而定。當公司財務槓桿程度較高時，無風險利率與 β 係數呈正向關係；當公司財務槓桿程度適中或較低時，無風險利率與 β 係數呈負向關係。其實證結果大致符合預期。

從過去的研究來看，影響股票系統風險之變數，大致可分為流動性、財務槓桿度、營運槓桿度（營運風險）、獲利能力、股息支付率、公司規模、成長率（或成長機會）等個體層面因素，以及稅率與利率等總體經濟因素。以下將針對過去之研究結果做彙總與比較。

對於流動性與 β 係數之關係，過去的研究有不同的看法與實證結果。Beaver et al. (1970)認為流動性與 β 係數並無顯著的相關性；Logue and Merville (1972)、Ang et al. (1985)與 Eldomiaty (2009)預期兩者具有負向關係；而 Pettit and Westerfield (1972)與 Jensen (1986)則認為兩者應具有正向關係。Beaver et al. (1970)的相關係數分析顯示，研究期間 1947 至 1956 年，流動性與 β 係數為顯著負相關；研究期間 1957 至 1965 年，兩者呈現正相關，但並不顯著。Pettit and Westerfield (1972)與 Rosenberg and McKibben (1973)的實證結果顯示，兩者呈正向關係；Logue and Merville (1972)的研究結果顯示兩者並無顯著關係；而 Ang et al. (1985)與 Eldomiaty (2009)的研究結果則顯示兩者具有負向關係。

大多數的研究均認為財務槓桿度與系統風險為正向關係，Beaver et al. (1970)、Logue and Merville (1972)、Rosenberg and McKibben (1973)、Bildensee (1975)、Mandelker and Rhee (1984)、Ang et al. (1985)、Hong and Sarkar (2007)等研究之結果均支持此論點。

Lev (1974)、Mandelker and Rhee (1984)、Ang et al. (1985)、Hong and Sarkar (2007)等研究預期營運風險與 β 係數為正向關係。Lev (1974)、Mandelker and Rhee (1984)、Hong and Sarkar (2007)的實證結果支持此論點；而 Ang et al. (1985)的研究結果則顯示衡量營運風險之變數對於 β 係數並無強烈且一致之影響。

Logue and Merville (1972)、Ang et al. (1985)認為獲利能力與 β 係數為負向關係，兩者的實證結果亦符合預期。然而，亦有研究指出，獲利能力與 β 係數之關係需視公司所處產業而定。舉例來說，Borde, Chambliss, and Madura (1994)以保險業為研究對象，其實證結果顯示獲利能力與系統風險呈正向關係。

多數研究都認為股息支付率與 β 係數具有負向關係，原因之一係認為股利報酬相對於高股價帶來的未實現報酬更為可靠；第二個原因認為高股息支付率隱含較低的代理成本。Beaver et al. (1970)、Logue and Merville (1972)、Ang et al. (1985)等研究之結果均支持此論點。

Sullivan (1978)認為規模較大之公司，對於經濟環境造成之衝擊的反應能力較佳，因此其系統風險較低。Logue and Merville (1972)、Lev and Kunitzky (1974)、Ang et al. (1985)等研究之實證結果均支持此論點，即公司規模與 β 係數為負向關係；然而 Bowman (1979)則認為兩者無必然之關係。

Chung and Charoenwong (1991)與 Hong and Sarkar (2007)均預期成長機會與 β 係數為正向關係，Beaver et al. (1970)、Logue and Merville (1972)、Chung and Charoenwong (1991)與 Hong and Sarkar (2007)等研究結果均支持此論點。

由前述文獻得知，過去研究認為獲利能力與市場系統風險 β 係數為負向關係 (Logue & Merville, 1972; Ang et al., 1985)。相反的，研究會計資訊與產業系統風險之關聯者則相對較少。Hao et al. (2011)指出，公司相對獲利能力(會計資訊)與股票報酬對產業層級消息之敏感性具有反向關係；即相對獲利能力與產業系統風險具反向關係。本研究希望以台灣上市公司的資料，驗證公司相對獲利能力與

產業系統風險之關聯性。



第三章 研究方法



第一節 假說發展

本節中，本研究將利用古諾模型（Cournot Model），證明公司相對獲利能力（相較於同產業其他競爭對手）與股票報酬對產業層級消息之敏感性之關聯性。等價競爭是寡占市場的一種競爭型態；古諾模型是用來分析等價競爭市場的理論模型。寡占市場係指：在一個市場區域內（以產品做區隔），僅有為數不多的廠商，生產相同（同質寡占，例如：水泥業）或相似但具有差異性（異質寡占，例如：汽車業）的產品。廠商間具有相互依存（interdependence）或相互牽制的關係，是寡占市場的重要特性之一。所謂相互依存關係，係指一個廠商的決策會影響到其他廠商，也會受其他廠商決策的影響。至於等價競爭市場，則係指市場中任何一家廠商都不具有影響產品價格的能力，產品價格由市場總供應量決定。產品價格與市場總供應量之間的關係，通常可以一條遞減的需求曲線來表達，當市場總供應量變大時，產品價格就會被壓低，反之則會被拉高。在等價競爭市場中，由於個別廠商不具有影響產品價格的能力；因此，廠商競爭的不是價格，反而應該去思考究竟要生產多少數量的產品，才能使其利潤達到最大化。在初步了解等價競爭市場的基本特性後，本研究將利用古諾模型進行分析，推導出公司相對獲利能力與股票報酬對產業層級消息之敏感性之關係。

首先假設市場上僅有兩家廠商，兩家廠商生產相同的產品。以 C_j 表示產品的單位變動生產成本， $j = 1$ 或 2 ，分別代表廠商 1 與廠商 2 的單位變動生產成本。另假設兩家廠商有相同的固定生產成本（產能相同），為簡化後續的分析，將固定生產成本設為零。其次，假設產品需求函數為： $P = a - bX$ ， P 為產品價格， X 為市場總供應量。因市場上僅有兩家廠商，故 $X = x_1 + x_2$ ， x_1 和 x_2 分別代表廠商 1 和廠商 2 的產量。根據上述假設，兩家廠商的利潤可以方程式（3.1）表達：

$$a[b(x_1 + x_2) - C_j]x_j, j = 1, 2$$

(3.1)

為得出使各廠商利潤極大化的最適產量，將方程式 (3.1) 微分後令其等於零，得到方程式 (3.2)：

$$a - bx_j - b(x_1 + x_2) - C_j = 0, j = 1, 2$$

(3.2)

將方程式 (3.2) 整理後，可以方程式 (3.3) 表達可使利潤極大化的最適產量：

$$x_j = \frac{1}{3b} [a - 3C_j + (C_1 + C_2)], j = 1, 2$$

(3.3)

將方程式 (3.3) 帶入方程式 (3.1)，可得出均衡盈餘如方程式 (3.4) 所示：

$$E_j = bx_j^2 = \frac{1}{9b} [a - 3C_j + (C_1 + C_2)]^2, j = 1, 2$$

(3.4)

以 V_j 表示廠商 j 的價值，並假設價值等於盈餘的折現值， r_j 為廠商 j 的適當折現率，則廠商的價值可以方程式 (3.5) 表達如下：

$$V_j = \frac{1}{9br_j} [a - 3C_j + (C_1 + C_2)]^2, j = 1, 2$$

(3.5)

為了解產業層級消息對廠商價值的影響，現假設一未預期產業衝擊 (unexpected shock) Δa ，使需求函數變為 $P = a + \Delta a - bX$ 。調整最適產量後，廠商價值變為：

$$V'_j = \frac{1}{9br_j} [a + \Delta a - 3C_j + (C_1 + C_2)]^2, j = 1, 2$$

由未預期衝擊所引發之股票報酬可以方程式 (3.6) 表示：

$$R_j \equiv \frac{V'_j - V_j}{V_j} = \frac{2(\Delta a)}{a - 3C_j + (C_1 + C_2)}, j = 1, 2 \quad (3.6)$$

透過上述方程式，可觀察到幾個現象。首先，藉由方程式 (3.3) 以 x_j 對 C_j 微分，得到 $\partial x_j / \partial C_j = -2/(3b)$ 。因 $b > 0$ ，故 $-2/(3b) < 0$ ，顯示生產成本與產量呈反向關係，代表獲利能力高的廠商（即生產成本 C_j 較低的廠商）會選擇較高的產量。其次，藉由方程式 (3.4)，得出 $\partial E_j / \partial a = 2x_j/3 > 0$ 且 $\partial(\partial E_j / \partial a) / \partial C_j = -4/(9b) < 0$ ，顯示一共同衝擊（common shock）會使產業中所有廠商的盈餘往同一方向變動；但獲利能力較高的廠商，盈餘受影響的程度較大。最後，假定廠商 1 的生產成本小於廠商 2 的生產成本，即 $C_1 < C_2$ 。透過方程式 (3.6) 得知，當 $\Delta a > 0$ 時， $R_2 > R_1 > 0$ ，當 $\Delta a < 0$ 時， $R_2 < R_1 < 0$ ，顯示產業衝擊會使所有廠商的股票報酬往同方向變動。正的產業衝擊（正的產業層級消息）會使所有廠商的股票報酬朝正的方向變動；負的產業衝擊（負的產業層級消息）會使所有廠商的股票報酬朝負的方向變動。無論產業衝擊為正或產業衝擊為負，生產成本較高的廠商 2，其股票報酬對於產業衝擊的反應程度皆大於生產成本較低的廠商 1。在等價競爭的前提下，兩家廠商的售價相等，代表生產成本較高者有較低的獲利能力。由此可知，生產成本較高的廠商 2，同時也是獲利能力較低的廠商，其股票報酬對產業衝擊的反應程度較大。換句話說，廠商的相對獲利能力與股票報酬對產業層級消息的敏感性（以下簡稱股票報酬敏感性）之間具有反向關係。綜上所述，可得出假說一如下：

H1: 在某一特定產業中，與獲利能力較佳之公司相比，獲利能力較差者，其股票報酬對於產業層級消息的敏感性較高；即相對獲利能力與股票報酬敏感性具



有反向關係。

前述分析假設廠商無產能限制，可自由調整產出水準；然而，產能實際上是有限的，且短期內固定不變。因此，受制於產能的影響，即使市場上出現有利衝擊 (favorable shock)，廠商亦可能無法將產出水準提升至今諾模型的最適產量。如前所述，某一產業衝擊使所有廠商的股票報酬朝同方向變動，有利衝擊會引起正的股票報酬。然而，考慮到產能的影響，產能限制可能會抑制廠商的股票報酬對於有利衝擊的反應程度 (敏感性)。簡言之，受制於產能的影響，即使市場上出現有利衝擊，廠商的股票報酬對於有利衝擊的敏感性也會受到一定程度的抑制，此現象可稱為：產能限制對於股票報酬敏感性的抑制效果。其次，如前所述，獲利能力較高的廠商會選擇較高的產出水準，在各廠商產能相當 (前述分析假定各廠商有相同的固定成本) 之前提下，獲利能力較高的廠商達到產能的速度較快。因此，與獲利能力較低的廠商相比，獲利能力較高的廠商，其股票報酬對於有利衝擊的敏感性，受抑制效果的影響將更為劇烈。

假說一預期相對獲利能力與股票報酬敏感性之間為反向關係，表示獲利能力較高的廠商，其股票報酬對產業層級消息的反應程度較低。若同時考慮假說一之預期與前述產能限制對於股票報酬敏感性的抑制效果，則當產業層級消息為正時 (有利衝擊)，相對獲利能力與股票報酬敏感性間之反向關係可能更為明顯。換句話說，考量到產能的抑制效果，當產業層級消息為正時，廠商的相對獲利能力，對於股票報酬敏感性的影響可能較為明顯。綜上所述，本研究預期，當產業層級消息為正時，由相對獲利能力所引起之股票報酬敏感性差異將較為明顯。本研究將此現象稱為：相對獲利能力在產業層級消息為正與產業層級消息為負時，對於股票報酬敏感性具有不對稱之影響力。綜上所述，可得出假說二如下：

H2: 當產業層級消息為正時，由相對獲利能力所引起之股票報酬敏感性差異將較為明顯；即相對獲利能力在產業層級消息為正與產業層級消息為負時，對於

股票報酬敏感性具有不對稱之影響力。

第二節 實證模型

本研究以 Hao et al. (2011)的實證模型，驗證相對獲利能力對於股票報酬敏感性是否具有影響。股票報酬敏感性係指公司的股票報酬對於產業層級消息之反應程度。在主要迴歸模型中，本研究以某一年度某特定產業之平均股票報酬做為該產業當年度產業層級消息之代理變數²¹。產業平均報酬為正，代表有正的產業層級消息；產業平均報酬為負，代表有負的產業層級消息。具體之實證模型如迴歸方程式（3.7）所示：

$$R_{k,t}^i = \alpha + \beta_1 IR_t^i + \beta_2 rp_{k,t-1}^i + \beta_3 IR_t^i * rp_{k,t-1}^i + \sum \gamma_j Control_j + \varepsilon_{k,t}^i \quad (3.7)$$

迴歸方程式（3.7）中， $R_{k,t}^i$ 代表產業 i 的公司 k 於第 t 期之股票報酬； IR_t^i 代表產業 i 於第 t 期之算術平均股票報酬²²； $rp_{k,t-1}^i$ 代表公司 k 於第 t-1 期在產業 i 中的相對獲利能力，以公司 k 第 t-1 期之股東權益報酬率（ROE）在產業 i 中的排名除以當期該產業之公司總家數計算而得，獲利能力最差之公司排名為 1、次差之公司排名為 2……以此類推，故 $rp_{k,t-1}^i$ 的值將介於 0 到 1 之間，獲利能力較高之公司其 $rp_{k,t-1}^i$ 的值較大。

由迴歸方程式（3.7）可知，公司的股票報酬 $R_{k,t}^i$ 對於產業平均報酬 IR_t^i 的敏感性，取決於 $\beta_1 + \beta_3 rp_{k,t-1}^i$ ，可將其視為公司的產業 beta 係數（industry beta）。如第三章第一節所述，某一產業衝擊將使所有廠商的股票報酬朝同方向變動，有利衝擊會引起正的股票報酬，不利衝擊會引起負的股票報酬。換句話說，產業平均

²¹ 過去的研究如：Roll (1988)與 Durnev, Morck, Yeung, and Zarowin (2003)，常以產業平均股票報酬來代表整個產業的消息（industry-wide news）或產業環境之變化（change in industry conditions）

²² 產業平均股票報酬係將第 t 期某產業除公司 k 外其他公司之股票報酬加總後，再除以當期該產業除公司 k 外之公司家數；即 $IR_t^i \equiv \sum_{s \neq k} R_{s,t}^i / (N_i - 1)$ ， N_i 為當期該產業之公司總家數。

報酬與公司股票報酬為正向關係，故 β_1 預期為正。其次，根據假說之預期，相對獲利能力與股票報酬敏感性為反向關係，代表獲利能力較佳之公司，其股票報酬對產業平均報酬之敏感性較低。因 β_1 預期為正，為使相對獲利能力較高的公司(即 $rp_{k,t-1}^i$ 較大之公司)有較低的產業 beta 係數(即有較小的 $\beta_1 + \beta_3 rp_{k,t-1}^i$)，故 β_3 預期為負。

除主要變數外，迴歸方程式(3.7)中亦加入了多個控制變數。Fama and French (1992)發現公司規模與淨值市價比可以解釋股票報酬的橫斷面差異。Bhandari (1988)發現，在包含公司規模與 β 係數之迴歸模型中，加入財務槓桿(financial leverage)對於股票報酬之橫斷面差異有較高的解釋能力。會計研究方面，Chen and Zhang (2007)以收益率、權益資本投資、獲利能力變動、成長機會變動與折現率變動等變數來解釋股票報酬之橫斷面差異。綜合過去的文獻，並參考 Hao et al. (2011)之研究設計，本研究於迴歸方程式(3.7)中，加入收益率、權益資本投資、獲利能力變動、折現率變動、公司規模、淨值市價比、財務槓桿、市場系統風險衡量指標 β 係數與市場平均股票報酬等變數做為控制變數。此外，Chen and Zhang (2007)指出，會計變數對於股票報酬橫斷面差異之影響會因獲利能力之不同而有所差異。因此，本研究亦同時將收益率、權益資本投資及獲利能力變動等三個變數與相對獲利能力之交乘項納入迴歸方程式(3.7)做為控制變數。控制變數詳細之定義與衡量請見表 1。

第三節 變數衡量

本研究所使用之變數，其定義與衡量方法如表 1 所示。

表 1 變數定義

變數	定義
$R_{k,t}^i$	產業 i 的公司 k 於第 t 期之股票報酬。

IR_t^i	產業 i 於第 t 期之算術平均股票報酬。產業平均股票報酬係將第 t 期某產業除公司 k 外其他公司之股票報酬加總後，再除以當期該產業除公司 k 外之公司家數；即 $IR_t^i \equiv \sum_{s \neq k} R_{s,t}^i / (N_i - 1)$ ， N_i 為當期該產業之公司總家數。
$rp_{k,t-1}^i$	公司 k 於第 t-1 期在產業 i 中的相對獲利能力，以公司 k 第 t-1 期之 ROE 在產業 i 中的排名除以當期該產業之公司總家數計算而得。獲利能力最差之公司排名為 1、次差之公司排名為 2.....以此類推，故 $rp_{k,t-1}^i$ 的值將介於 0 到 1 之間，獲利能力較高之公司其 $rp_{k,t-1}^i$ 的值較大。ROE 係以繼續營業部門純益除以期初股東權益帳面值計算得之。
$Earn_t$	公司 k 於第 t 期之收益率，以每股繼續營業部門純益除以期初股票開盤價計算而得。
$CapInv_t$	公司 k 於第 t 期之權益資本投資，以股東權益帳面值之變動除以期初股東權益帳面值計算而得。
Δp_t	公司 k 獲利能力之變動，以第 t 期的 ROE 減第 t-1 期的 ROE 計算得之。
Δr_t	折現率之變動，以第 t 期的折現率減第 t-1 期的折現率計算得之。折現率為各公司年報揭露之退休金計劃精算假設折現率。
$lagSize$	公司 k 第 t-1 期的股東權益市值取對數。股東權益市值係以流通在外股數乘上期末收盤價計算而得。
$lagBM$	公司 k 第 t-1 期的淨值市價比，以股東權益帳面值除以股東權益市值計算得之。
$lagDE$	公司 k 第 t-1 期的財務槓桿度，以長期負債帳面值除以股東權益市值計算得之。
$lagMbeta$	市場風險衡量指標 β 係數，以前三年之股票月報酬透過 CAPM 估

計而得。

MR_t 市場組合平均股票報酬，指第 t 期所有公司股票報酬的算術平均數。



第四節 研究期間與樣本選取

一、研究期間與研究對象

本研究之研究期間為 2002 至 2011 年，並以台灣證券交易所之產業分類為標準，針對上市公司一般產業進行研究。區分產業之主要目的有二：第一、明確界定哪些公司須納入產業平均報酬之計算當中；第二，排序相對獲利能力時，需要一個明確的比較範圍。在排除性質特殊的油電燃氣業、金融保險業及證券業後，產業數為 25 個。此外，由於產業平均報酬反映該產業所有成員面臨的共同經營環境；若某特定產業分類中，各成員間的業務歧異度較大，則以此產業分類為基礎所計算之產業平均報酬，便不足以反映各成員共同面臨的經營環境。台灣證券交易所的產業分類中，有一名為「其他電子業」之產業類別，分配至該產業類別之公司，主要係因其所經營之業務範圍較廣，無法將其歸屬至某特定產業類別；或因主要業務與其相同之公司為數甚少或不存在，以至於無法自成一類。若以分類至其他電子業之公司之股票報酬為基礎，計算其他電子業的產業平均報酬，則此平均報酬並無法代表並反映這些公司共同面臨的經營環境。因此，除油電燃氣業、金融保險業及證券業，本研究亦將其他電子業屏除於研究對象之外。

綜上所述，本研究的研究對象包含下列 24 個產業內的公司：水泥工業、食品工業、塑膠工業、紡織纖維、建材營造、半導體、電子零組件、電機機械、鋼鐵工業、電器電纜、生技醫療、化學工業、玻璃陶瓷、造紙工業、橡膠工業、汽車工業、電腦及週邊、通信網路、光電業、電子通路、資訊服務、航運業、觀光事業及貿易百貨。樣本公司的產業分佈情形如表 2 所示。

二、 資料來源與選樣標準

本研究所需之歷史財務報表資料皆係取自台灣經濟新報 (Taiwan Economic Journal; TEJ) 之「財務 (累計)-一般產業」資料庫；股價資料取自 TEJ 之「調整股價 (日)-除權息調整」資料庫；股票報酬資料取自 TEJ 之「股票報酬 (日)-報酬率」資料庫； β 係數取自 TEJ 之「股票報酬 (日)-Beta 值」資料庫。

本研究自 TEJ 取得樣本公司於 2000 至 2011 年所有研究所需之資料。2000 年期末之歷史財務報表資料一期末股東權益帳面值，係為用以計算 2001 年之 ROE。2001 年之 ROE 等於當年度繼續營業部門純益除以期初股東權益帳面值 (即 2000 年期末帳面值)。計算 2001 年 ROE 之目的有二：第一、計算 2002 年的獲利能力變動 Δp_t ，須將當年度之獲利能力與 2001 年之獲利能力相減；第二、2001 年之 ROE 係排序當年度相對獲利能力之比較基礎，2001 年各公司之相對獲利能力，即為 2002 年各公司前期之相對獲利能力，亦即各觀察值於 2002 年用來衡量前期相對獲利能力之變數 $rp_{k,t-1}^i$ 的值。此外，衡量 2002 年各觀察值的變數 $CapInv_t$ ，須取得 2001 年期末股東權益帳面值；衡量 2002 年各觀察值的變數 Δr_t ，須取得 2001 年之折現率；衡量 2002 年各觀察值的變數 $lagSize$ ，須取得 2001 年各公司期末收盤價與流通在外股數；衡量 2002 年各觀察值的變數 $lagBM$ ，須取得 2001 年各公司期末股東權益帳面值與股東權益市值 (即期末收盤價乘以流通在外股數)；衡量 2002 年各觀察值的變數 $lagDE$ ，須取得 2001 年期末長期負債帳面值及股東權益市值。

如前所述，為衡量各觀察值 2002 年部分變數的值，某些 2000 或 2001 年之資料 (例如：期末股東權益帳面值) 必須是可取得的；若無法取得該等資料，則無法針對部分變數進行衡量。因此，若公司缺乏所需之 2000 或 2001 年之資料，以至於無法衡量 2002 年之部分變數；亦即研究所需之資料有缺漏者，便將其排除於樣本之外。同樣的，研究期間內 (2002 至 2011 年) 任一年度，若部分變數

因以前年度之資料無法取得，以至於無法衡量該等變數時；即衡量變數所需之資料有缺漏者，亦將其排除於樣本之外。其餘在衡量時未牽涉前期資料之變數，或是可直接自 TEJ 取得資料之變數（例如：公司股票報酬），若有缺漏，亦將其排除於樣本之外。在扣除不符前述資料需求之公司後，最終取得 5582 筆觀察值。上述樣本篩選過程列如表 2 所示。

表 2 樣本篩選過程與產業/年度分配狀況

Panel A：樣本篩選過程		
2002 至 2011 年台灣之非金融業上市公司樣本		7024
減：油電燃氣業		80
減：其他電子業		331
減：研究變數所需之資料有缺漏者		<u>1031</u>
最終觀察值		<u>5582</u>
Panel B：樣本公司產業分佈情況		
產業名稱	觀察值	佔全體樣本百分比
水泥工業	70	1.25%
食品工業	198	3.55%
塑膠工業	210	3.76%
紡織纖維	437	7.83%
電機機械	327	5.86%
電器電纜	129	2.31%
化學工業	225	4.03%
生技醫療	119	2.13%
玻璃陶瓷	40	0.72%
造紙工業	70	1.25%
鋼鐵工業	270	4.84%

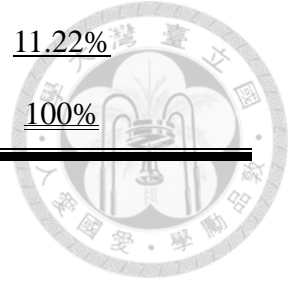


橡膠工業	94	1.68%
汽車工業	47	0.84%
半導體	479	8.58%
電腦及週邊	493	8.84%
光電業	436	7.81%
通信網路	299	5.36%
電子零組件	631	11.31%
電子通路	186	3.33%
資訊服務	108	1.93%
建材營造	366	6.56%
航運業	171	3.06%
觀光事業	78	1.40%
貿易百貨	<u>99</u>	<u>1.77%</u>
合計	<u>5582</u>	<u>100%</u>

Panel C：樣本年度分佈情況

<u>年度</u>	<u>觀察值</u>	<u>佔全體樣本百分比</u>
2002	451	8.08%
2003	503	9.01%
2004	532	9.53%
2005	550	9.85%
2006	566	10.14%
2007	560	10.03%
2008	581	10.41%
2009	596	10.68%
2010	617	11.05%

2011	<u>626</u>	<u>11.22%</u>
合計	<u>5582</u>	<u>100%</u>



第四章 實證結果與分析



第一節 敘述性統計與相關性分析

一、敘述性統計

為避免極端值 (extreme value) 影響後續之迴歸分析，本研究先將研究中所有連續變數的前 1% 與後 1% 做縮尾處理 (winsorized)。全體樣本之平均數、中位數、標準差、最小值、第一分位數、第三分位數及最大值彙總於表 3。從表 3 中得知，公司股價年報酬率之平均數為 20.8%，中位數為 3.4%；市場報酬之平均數為 21.9%，中位數為 14.2%；產業平均報酬之平均數為 22.1%，中位數為 11.5%。上述三變數之平均數與中位數間具有一定程度之差異，顯示樣本中存在特別高的值。在標準差方面，公司股價年報酬率之標準差為 71.7%；市場報酬之標準差為 49.7%；產業平均報酬之標準差為 57.9%，顯示報酬率的分散程度很高。值得注意的是，三個報酬變數中，公司股價年報酬之標準差最低，顯示公司股票報酬的波動性大於產業平均報酬及市場報酬。

控制變數方面，lagMbeta 之平均數為 0.895，中位數為 0.922，標準差為 0.270；lagSize 之平均數為 22.309，中位數為 22.167，標準差為 1.432；lagBM 之平均數為 0.965，中位數為 0.799，標準差為 0.639；lagDE 之平均數為 0.160，中位數為 0.048，標準差為 0.278；Earn 之平均數為 0.085，中位數為 0.077，標準差為 0.156； Δp 之平均數為 -0.007，中位數為 -0.003，標準差為 0.133；CapInv 之平均數為 0.076，中位數為 0.048，標準差為 0.200； Δr 之平均數為 -0.003，中位數為 0，標準差為 0.004。值得注意的是，lagDE 之最小值與第一分位數均為 0，顯示樣本中 lagDE 為 0 之觀察值不少；且平均數與中位數間具有一定之差異，顯示樣本中含有特別大的值。其次，Earn、 Δp 及 CapInv 之標準差均較大，顯示公司間的收益率、獲利能力變動及權益資本投資分散程度很高。

表 3 全體樣本之敘述性統計量

N=5582

變數	平均數	中位數	標準差	最小值	第一分 位數	第三分 位數	最大值
R	0.208	0.034	0.717	-0.720	-0.258	0.446	3.312
MR	0.219	0.142	0.497	-0.438	0.004	0.354	1.442
IR	0.221	0.115	0.579	-0.597	-0.197	0.424	2.121
rp	0.512	0.500	0.281	0.028	0.273	0.750	1.000
lagMbeta	0.895	0.922	0.270	0.229	0.707	1.096	1.439
lagSize	22.309	22.167	1.432	19.391	21.304	23.138	26.458
lagBM	0.965	0.799	0.639	0.161	0.523	1.229	3.598
lagDE	0.160	0.048	0.278	0.000	0.000	0.207	1.738
Earn	0.085	0.077	0.156	-0.482	0.015	0.152	0.615
Δp	-0.007	-0.003	0.133	-0.464	-0.063	0.047	0.462
CapInv	0.076	0.048	0.200	-0.424	-0.018	0.138	0.959
Δr	-0.003	0.000	0.004	-0.018	-0.005	0.000	0.005

變數說明：

- R = 公司股價年報酬。
- MR = 市場平均報酬。係指第 t 期所有公司股票報酬之算術平均數。
- IR = 產業平均報酬。產業平均股票報酬係將第 t 期某產業除公司 k 外其他公司之股票報酬加總後，除以當期該產業除公司 k 外之公司總家數後得之。
- rp = 前期相對獲利能力。以公司 k 第 t-1 期之 ROE 在產業 i 中之排名除以當期該產業之公司總家數計算而得。獲利能力最差之公司排名為 1、次差之公司排名為 2.....以此類推，故 rp 值將介於 0 到 1 之間，獲利能力較高之公司 rp 值較大。
- lagMbeta = 市場風險衡量指標 β 係數。以前三年之股票月報酬透過 CAPM 估計而得。
- lagSize = 前期公司規模。以前期期末股東權益市值取對數後得之。
- lagBM = 前期淨值市價比。以前期期末股東權益帳面值除以股東權益市值計算得之。
- lagDE = 前期財務槓桿度。以前期期末長期負債帳面值除以股東權益市值計算得之。
- Earn = 收益率。以每股繼續營業部門純益除以期初股票開盤價計算得之。
- Δp = 獲利能力變動。以本期 ROE 減前期 ROE 計算得之。

CapInv = 權益資本投資。以股東權益帳面值之變動除以期初股東權益帳面值計算得之。
 Δr = 折現率變動。以本期折現率減前期折現率計算得之。

二、 相關性分析

本研究將各變數間的相關性分析列於表 4。透過表 4 可發現，公司股票報酬與會計變數—收益率（Earn）、獲利能力變動（ Δp ）、權益資本投資（CapInv）及折現率變動（ Δr ）均為顯著相關，其正負方向分別為正、正、正、負，均與 Chen and Zhang (2007) 的研究結果一致。此外，在其他於控制變數方面，股票報酬與淨值市價比（lagBM）呈顯著正相關，與 Chan, Hamao, and Lakonishok (1991) 及 Fama and French (1992) 之研究結果一致；股票報酬與公司規模（lagSize）呈顯著負相關，與 Fama and French (1992) 之研究結果一致；股票報酬與財務槓桿（lagDE）呈顯著正相關，與 Bhandari (1988) 之研究結果一致。

表 4 的相關係數分析中，另有一些值得注意的地方。首先，相對獲利能力（rp）與公司規模呈顯著正相關；與淨值市價比及財務槓桿呈顯著負相關。顯示高獲利能力之公司，其規模通常較大；淨值市價比及財務槓桿度較低。其次，相對獲利能力與收益率（Earn）呈顯著正相關，代表高收益率將隨著前期的高獲利能力而來；相對獲利能力與獲利能力變動（ Δp ）呈顯著負相關，代表前期較高的獲利能力，隨之而來的是獲利能力的反方向變動；相對獲利能力與權益資本投資（CapInv）呈顯著正相關，代表高獲利能力將帶來較高的權益資本投資。

此外，透過表 4 可發現市場報酬（MR）與產業平均報酬（IR）呈高度正相關，相關係數達 0.862。其原因可能在於，市場報酬反映整體經濟的情勢，整體經濟情勢對於產業環境之興衰具有一定程度的影響，而產業環境之變化則反應於產業平均報酬；故市場報酬與產業平均報酬間之相關性是可預期的。為避免多元共線性之影響，本研究另於表 5 利用變異數膨脹因子（VIF）進行共線性之檢測。若 VIF 大於 10（或 $1/VIF < 0.1$ ），自變數間可能存在共線性。由表 5 可知，無論實證模型加入控制變數與否，各變數之 VIF 皆小於 10，代表模型中的共線性問

題不至於影響實證結果。



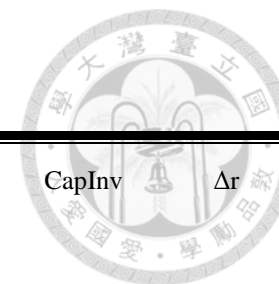


表 4 各變數間相關係數

	R	MR	IR	rp	lagMbeta	lagSize	lagBM	lagDE	Earn	Δp	CapInv	Δr
R	1											
MR	0.660***	1										
IR	0.736***	0.862***	1									
rp	-0.005	-0.002	0.003	1								
lagMbeta	-0.057***	-0.025*	-0.071***	-0.075***	1							
lagSize	-0.204***	-0.156***	-0.191***	0.342***	0.417***	1						
lagBM	0.423***	0.345***	0.419***	-0.383***	-0.117***	-0.473***	1					
lagDE	0.158***	0.114***	0.161***	-0.241***	-0.021	-0.112***	0.380***	1				
Earn	0.374***	0.115***	0.154***	0.387***	-0.060***	0.098***	-0.214***	-0.165***	1			
Δp	0.381***	0.166***	0.197***	-0.288***	-0.052***	-0.123***	0.120***	0.086***	0.435***	1		
CapInv	0.284***	0.114***	0.106***	0.227***	0.037***	0.081***	-0.252***	-0.065***	0.534***	0.419***	1	
Δr	-0.089***	-0.124***	-0.123***	0.021	0.049***	0.085***	-0.180***	-0.058***	0.033**	0.010	0.074***	1

Pearson 相關係數值；***，**，* 分別表示 1%、5%、10%顯著水準。變數定義請見表 3。

表 5 多元共線性檢測

Variable	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF
IR	4.41	0.226608	8.15	0.122659
Earn*rp	4.26	0.234881	6.86	0.145732
Earn	1.15	0.868673	5.79	0.172593
CapInv*rp			5.18	0.193202
CapInv			5	0.199899
IR*rp			4.77	0.209487
Δp			3.98	0.251294
MR			3.95	0.252977
Δp *rp			3.54	0.28218
rp			2.76	0.3626
lagBM			2.1	0.475873
lagSize			1.76	0.568195
lagMbeta			1.36	0.737395
lagDE			1.24	0.806284
Δr			1.05	0.956815
Mean VIF	3.27		3.83	

變數定義請見表3。

第二節 多元迴歸結果與分析



表 6 分別呈現未加入控制變數之迴歸結果與加入控制後之迴歸結果。首先就未加入控制變數之迴歸結果來看，主要變數產業平均報酬 (IR) 之係數為 1.035，與預期方向相同，且達 1% 之顯著水準；產業平均報酬與相對獲利能力之交乘項 ($IR*rp$) 的係數為 -0.244，與預期方向相同，亦達 1% 之顯著水準。由此可知，在考慮相對獲利能力對股票報酬敏感性之影響後，平均而言，一個相對獲利能力最高的公司 ($rp = 1$)，其股票報酬對於產業平均報酬的敏感性為 0.791 (即 $1.035 - 0.244*1$)；反之，相對獲利能力排名殿後之公司 (rp 接近 0)，其股票報酬對於產業平均報酬之敏感性接近 1.035。此結果表示，產業層級消息 (產業平均報酬) 雖對公司股票報酬具顯著的解釋力，但股票報酬對於產業層級消息的敏感性，因相對獲利能力的不同而有所差異。獲利能力較低者，其股票報酬對產業層級消息之敏感性較高；獲利能力較高者，其股票報酬對產業層級消息之敏感性較低。上述結果符合假說一之預期。

其次，就加入控制變數後之迴歸結果來看，產業平均報酬 (IR) 之係數為 0.675，與預期方向相同，且達 1% 之顯著水準；產業平均報酬與相對獲利能力之交乘項 ($IR*rp$) 的係數為 -0.238，與預期方向相同，亦達 1% 之顯著水準。值得注意的是，產業平均報酬與相對獲利能力之交乘項 ($IR*rp$) 的係數，在加入控制變數前後並無太大差異，顯示相對獲利能力對於股票報酬敏感性之影響，並非遺漏控制變數所造成之假象。此結果顯示，在加入控制變數後，相對獲利能力與股票報酬敏感性仍維持顯著之反向關係，符合假說一之預期。

最後就控制變數而言，由表 6 可知，市場報酬 (MR)、(lagMbeta)、淨值市價比 (lagBM)、收益率 (Earn) 及權益資本投資 (CapInv) 皆對股票報酬具顯著解釋力。在這之中，收益率與相對獲利能力之交乘項 ($Earn*rp$) 達 1% 之顯著水準，顯示收益率對股票報酬之影響，會隨獲利能力之不同而有所差異。

表 6 全體樣本之實證結果

	未加入控制變數	加入控制變數
Constant	-0.012 (-1.09)	-0.285** (-2.49)
IR	1.035*** (26.22)	0.675*** (15.66)
rp	0.037* (1.89)	0.023 (0.66)
IR*rp	-0.244*** (-3.76)	-0.238*** (-4.31)
MR		0.185*** (5.70)
lagMbeta		0.088*** (3.53)
lagSize		-0.007 (-1.30)
lagBM		0.277*** (16.78)
lagDE		0.041 (1.33)
Earn		0.927*** (7.58)
Earn*rp		0.543*** (2.59)
Δp		0.100 (0.87)
$\Delta p * rp$		0.757*** (4.65)
CapInv		0.449*** (4.61)
CapInv*rp		-0.085 (-0.61)
Δr		1.533 (1.16)
N	5582	5582
adj. R^2	0.544	0.690

括號內為t值；***，**，* 分別表示1%、5%、10%顯著水準。變數定義請見表3。估計係數之

標準差已針對殘差項之異質變異 (heteroscedasticity) 與序列相關 (serial correlation) 做修正。

為了解相對獲利能力在產業層級消息為正與產業層級消息為負時，對於股票報酬敏感性是否有不同程度之影響，本研究進一步將樣本依產業平均報酬 (IR) 之正負做區分，實證結果呈現於表7。由表7得知，當產業平均報酬為正時 ($IR > 0$)，產業平均報酬 (IR) 之係數為0.629，與預期方向相符，且達1%之顯著水準；當產業平均報酬為負時 ($IR < 0$)，產業平均報酬 (IR) 之係數為0.601，符合預期方向，且達1%之顯著水準。公司股票報酬 (R) 與產業平均報酬 (IR) 呈正向關係，表示無論產業平均報酬為正或為負，平均而言，該產業內的公司的股票報酬與產業平均報酬的方向一致，符合第三章第一節之預期—某一產業衝擊 (產業層級消息) 使所有廠商之股票報酬朝同方向變動。

其次，當產業平均報酬為正時 ($IR > 0$)，產業平均報酬與相對獲利能力之交乘項 ($IR * rp$) 的係數為-0.272，與預期方向相符，且達1%之顯著水準；當產業平均報酬為負時 ($IR < 0$)，產業平均報酬與相對獲利能力之交乘項 ($IR * rp$) 的係數為-0.004，與預期方向相符，但未達顯著水準。值得注意的是，無論產業平均報酬 (IR) 為正或為負，產業平均報酬與相對獲利能力之交乘項 ($IR * rp$) 的係數皆符合預期方向；然而，此交乘項之係數僅於產業平均報酬為正時 ($IR > 0$) 達顯著水準。此結果表示，當產業層級消息為正時，相對獲利能力對股票報酬敏感性差異具有顯著的解釋能力；反之，當產業層級消息為負時，相對獲利能力對股票報酬敏感性差異之解釋力則較不顯著。換句話說，相對獲利能力對於股票報酬敏感性具有不對稱之影響力；當產業層級消息為正時，由相對獲利能力所引起之股票報酬敏感性差異較為明顯。


為驗證相對獲利能力在產業平均報酬為正與產業平均報酬為負時，對於股票報酬敏感性是否具有不對稱之影響，本研究進一步比較表7第一欄 (產業平均報酬為正) 與第二欄 (產業平均報酬為負) 迴歸結果中產業平均報酬與相對獲利能力之交乘項 ($IR * rp$) 的係數，是否具有顯著的差異。若兩者具有顯著差異，則

表示相對獲利能力在產業平均報酬為正與產業平均報酬為負時，對於股票報酬敏感性之影響程度不同，具有不對稱之影響力。由表7得知，兩係數皆為負數，且產業平均報酬為正之迴歸結果之係數的絕對值較大。因此，若能證明第一欄與第二欄迴歸結果之係數具有顯著差異，則代表相對獲利能力在產業平均報酬為正時，對於股票報酬敏感性之影響較為明顯。

若單就係數絕對值大小來看，表7第一欄迴歸結果之係數明顯較大，似乎可以說明相對獲利能力在產業平均報酬為正時，對於股票報酬敏感性之影響較大。然而，為求其審慎性，本研究以seemingly unrelated estimation (SUE) 來檢測第一欄與第二欄迴歸結果之交乘項 (IR*rp) 的係數，是否顯著不相等。測試結果顯示，在兩係數相等之虛無假設下，chi-square統計值為3.52，p值為0.06，達10%之顯著水準，代表統計上有足夠證據拒絕兩係數相等之虛無假設。換句話說，在10%的信心水準下，兩係數顯著不相等。綜上所述，統計上有足夠證據支持假說二之預期：當產業平均報酬為正時，相對獲利能力對於股票報酬敏感性之影響較為明顯。

表 7 將樣本依產業平均報酬正負區分之實證結果

	IR > 0	IR < 0
Constant	0.196 (1.25)	-0.781*** (-7.77)
IR	0.629*** (16.32)	0.601*** (8.34)
rp	0.088 (1.61)	0.056 (1.35)
IR*rp	-0.272*** (-5.03)	-0.004 (-0.03)
MR	0.264*** (9.36)	0.084*** (2.88)
lagMbeta	0.243*** (7.00)	-0.201*** (-8.90)
lagSize	-0.038***	0.030***



	(-5.09)	(6.66)
lagBM	0.286***	0.195***
	(17.94)	(12.15)
lagDE	0.061**	0.026
	(2.12)	(0.99)
Earn	0.867***	0.990***
	(7.92)	(9.46)
Earn*rp	0.764***	-0.332*
	(3.74)	(-1.91)
Δp	0.102	0.228***
	(0.90)	(2.72)
$\Delta p * rp$	1.022***	0.514***
	(5.06)	(4.07)
CapInv	0.578***	0.168***
	(6.66)	(2.81)
CapInv*rp	-0.044	0.015
	(-0.29)	(0.15)
Δr	4.013**	-1.050
	(2.11)	(-0.83)
<i>N</i>	3376	2206
adj. R^2	0.614	0.498

括號內為t值；***，**，* 分別表示1%、5%、10%顯著水準。變數定義請見表3。估計係數之標準差已針對殘差項之異質變異（heteroscedasticity）與序列相關（serial correlation）做修正。

第三節 穩健性測試（robustness check）

為檢驗主要迴歸結果之穩健性（robustness），本研究將以其他替代指標衡量相對獲利能力與產業層級消息，以確認主要迴歸結果，並非因特定指標之選用而產生。

一、獲利能力之基本要素—成本效率及市占率

為驗證主要分析之結果，本研究首先將獲利能力之來源進一步拆分為成本效率（cost efficiency）及市佔率（market share）兩部分，並利用迴歸方程式（3.8）進行分析。

$$R_{k,t}^i = \alpha + \beta_1 IR_t^i + \beta_2 RC_{k,t-1}^i + \beta_3 IR_t^i * RC_{k,t-1}^i + \beta_4 RM_{k,t-1}^i + \beta_5 IR_t^i * RM_{k,t-1}^i + \sum \gamma_j \text{Control}_j + \varepsilon_{k,t}^i \quad (3.8)$$



RC代表公司k於第t-1期在產業i中之相對成本效率排名，以公司k第t-1期之繼續營業部門純益除以銷貨淨額後之數額在產業i的排名，除以當期該產業之公司總家數計算而得；RM代表公司k於第t-1期在產業i中之相對市佔率排名，以公司k第t-1期之銷貨淨額除以當期產業總銷貨淨額後之數額在產業i之排名，除以當期該產業之公司總家數計算而得。成本效率最差或市佔率最低之公司排名為1、次差之公司排名為2.....以此類推，故RC與RM的值將介於0到1之間，成本效率較佳或市佔率較高之公司，其RC或RM的值較大。

表8為迴歸方程式（3.8）之迴歸結果。表8中之「稅前」欄位指相對成本效率以繼續營業部門稅前純益除以銷貨淨額後之數額為排序基礎；「稅後」欄位指相對成本效率以繼續營業部門稅後純益除以銷貨淨額後之數額為排序基礎。

如表8所示，在「稅前」欄與「稅後」欄中，產業平均報酬IR之係數分別為0.738與0.740，與預期方向相符，皆達1%之顯著水準，符合第三章第一節之預期——某一產業衝擊（產業層級消息）將使所有廠商之股票報酬朝同方向變動。其次，在「稅前」欄中，產業平均報酬與相對成本效率之交乘項（IR*RC）的係數為-0.192，產業平均報酬與相對市佔率之交乘項（IR*RM）的係數為-0.154，皆與預期方向相符，且達1%之顯著水準；在「稅後」欄中，產業平均報酬與相對成本效率之交乘項（IR*RC）的係數為-0.194，產業平均報酬與相對市佔率之交乘項（IR*RM）的係數為-0.155，皆與預期方向相符，且達1%之顯著水準。由此可知，將獲利能力之來源進一步拆分為成本效率及市佔率兩項基本要素後，實證結果亦支持主要分析之實證結果，符合假說一之預期——相對獲利能力與股票報酬敏感性為反向關係。

表 8 將獲利能力拆解為成本效率及市佔率兩基本要素

	稅前	稅後
Constant	-0.504*** (-3.25)	-0.495*** (-3.19)
IR	0.738*** (13.42)	0.740*** (13.42)
RC	-0.007 (-0.23)	-0.004 (-0.14)
IR*RC	-0.192*** (-3.64)	-0.194*** (-3.68)
RM	-0.021 (-0.63)	-0.020 (-0.57)
IR*RM	-0.154*** (-2.80)	-0.155*** (-2.81)
MR	0.185*** (5.65)	0.184*** (5.62)
lagMbeta	0.086*** (3.53)	0.085*** (3.52)
lagSize	0.004 (0.47)	0.003 (0.41)
lagBM	0.282*** (16.51)	0.282*** (16.42)
lagDE	0.051* (1.66)	0.052* (1.69)
Earn	0.871*** (5.19)	0.880*** (5.31)
Earn*RC	0.421* (1.92)	0.394* (1.81)
Earn*RM	0.289 (1.29)	0.293 (1.31)
Δp	0.023 (0.14)	0.037 (0.22)
Δp *RC	0.785*** (4.54)	0.740*** (4.24)
Δp *RM	0.147 (0.68)	0.161 (0.75)
CapInv	0.607***	0.593***

	(4.76)	(4.69)
CapInv*RC	-0.016	0.026
	(-0.11)	(0.19)
CapInv*RM	-0.398**	-0.411**
	(-2.50)	(-2.57)
Δr	1.681	1.685
	(1.28)	(1.28)
N	5582	5582
adj. R^2	0.691	0.691

括號內為t值；***，**，* 分別表示1%、5%、10%顯著水準。除下列變數外，其餘變數之定義請見表3。估計係數之標準差已針對殘差項之異質變異（heteroscedasticity）與序列相關（serial correlation）做修正。

- RC = 前期相對成本效率排名。以公司k第t-1期之繼續營業部門純益除以銷貨淨額後之數額於產業i中之排名，除以當期該產業之公司總家數計算而得。成本效率最差之公司排名為1、次差之公司排名為2.....以此類推，故RC的值將介於0到1之間，成本效率較佳之公司，其RC的值較大。
- RM = 前期相對市佔率排名。以公司k第t-1期之銷貨淨額除以當期產業總銷貨淨額後之數額於產業i中之排名，除以當期該產業之公司總家數計算而得。市佔率最低之公司排名為1、次差之公司排名為2.....以此類推，故RM的值將介於0到1之間，市佔率較高之公司，其RM的值較大。

二、 採用其他指標衡量相對獲利能力

首先以營業利益率（operating profit margin）取代主要分析中所採用之ROE，做為獲利能力之衡量指標。主要分析中以ROE之高低，來做為相對獲利能力高低之判斷標準；此處則以營業利益率之高低，來做為相對獲利能力高低之判斷標準，以rOP取代迴歸方程式（3.7）中之rp。因此，前期相對獲利能力之定義將調整為：某公司前期之營業利益率於其所處產業中之排名，除以當期該產業之公司總家數，營業利益率最低之公司排名為1、次低之公司排名為2.....以此類推，故變數rOP的值將介於0到1之間，獲利能力較高之公司rOP的值較大。


其次，以資產報酬率（ROA）做為獲利能力之衡量指標，並以rROA取代迴歸方程式（3.7）中之rp。前期相對獲利能力之定義調整為：某公司前期之ROA於其所處產業中之排名，除以當期該產業之公司總家數，ROA最低之公司排名為

1、次低之公司排名為2.....以此類推，故變數rROA的值將介於0到1之間，獲利能力較高之公司rROA的值較大。

以營業利益率及資產報酬率做為獲利能力衡量指標之實證結果列於表9。實證結果顯示，產業平均報酬IR之係數分別為0.678與0.679，與預期方向相符，皆達1%之顯著水準，符合第三章第一節之預期，即某一產業衝擊（產業層級消息）將使所有廠商之股票報酬朝同方向變動。其次，IR*rop之係數為-0.243，與預期相符，且達1%之顯著水準；IR*rROA之係數為-0.240，與預期相符，亦達1%之顯著水準。由此可知，無論以ROE、營業利益率或ROA做為相對獲利能力之衡量指標，皆有證據支持假說一之預期—相對獲利能力與股票報酬敏感性為反向關係。

表 9 採用其他指標衡量相對獲利能力

	以營業利益率衡量獲利能力	以資產報酬率衡量獲利能力
Constant	-0.277** (-2.48)	-0.271** (-2.40)
IR	0.678*** (16.58)	0.679*** (15.86)
rOP	-0.006 (-0.25)	
IR*rOP	-0.243*** (-4.61)	
rROA		0.026 (0.85)
IR*rROA		-0.240*** (-4.63)
MR	0.187*** (5.74)	0.186*** (5.72)
lagMbeta	0.081*** (3.28)	0.089*** (3.57)
lagSize	-0.007 (-1.28)	-0.008 (-1.46)



lagBM	0.275*** (16.90)	0.275*** (16.74)
lagDE	0.044 (1.43)	0.044 (1.42)
Earn	0.945*** (7.71)	0.917*** (7.48)
Earn*rOP	0.537*** (2.72)	
Earn*rROA		0.554*** (2.72)
Δp	0.091 (0.79)	0.103 (0.89)
$\Delta p*rOP$	0.738*** (4.73)	
$\Delta p*rROA$		0.755*** (4.70)
CapInv	0.452*** (4.61)	0.449*** (4.59)
CapInv*rOP	-0.079 (-0.56)	
CapInv*rROA		-0.089 (-0.63)
Δr	1.515 (1.16)	1.604 (1.21)
N	5582	5576
adj. R^2	0.691	0.690

括號內為t值；***，**，* 分別表示1%、5%、10%顯著水準。除下列變數外，其餘變數之定義請見表3。估計係數之標準差已針對殘差項之異質變異（heteroscedasticity）與序列相關（serial correlation）做修正。

rOP = 以營業利益率衡量之前期相對獲利能力。係以某公司前期之營業利益率於其所處產業中之排名，除以當期該產業之公司總家數計算得之；營業利益率最低之公司排名為1、次低之公司排名為2……以此類推，故變數 rOP 的值將介於0到1之間，獲利能力較高之公司 rOP 值較大。

rROA = 以資產報酬率衡量之前期相對獲利能力。係以某公司前期之 ROA 於其所處產業中之排名，除以當期該產業之公司總家數計算得之；ROA 最低之公司排名為1、次低之公司排名為2……以此類推，故變數 rROA 的值將介於0到1之間，獲利能力較高之公司 rROA 值較大。

三、 採用其他指標做為產業層級消息之代理變數

本研究另以股權市值加權之產業平均股票報酬取代算術平均產業股票報酬，做為產業層級消息之代理變數。實證結果如表10所示，加權平均產業股票報酬（VWIR）之係數為0.488，與預期方向相符，且達1%之顯著水準，符合第三章第一節之預期，即某一產業衝擊（產業層級消息）使所有廠商之股票報酬朝同方向變動。其次，加權平均產業股票報酬與相對獲利能力之交乘項（VWIR*rp）的係數為-0.209，與預期方向相符，且達1%之顯著水準，符合假說一之預期—相對獲利能力與股票報酬敏感性為反向關係。

表 10 採用其他指標做為產業層級消息之代理變數

Constant	-0.409*** (-3.49)
VWIR	0.488*** (11.25)
rp	0.051 (1.39)
VWIR*rp	-0.209*** (-3.36)
MR	0.406*** (15.02)
lagMbeta	0.099*** (3.85)
lagSize	-0.006 (-1.14)
lagBM	0.314*** (18.46)
lagDE	0.061* (1.87)
Earn	0.915*** (7.29)
Earn*rp	0.666*** (3.07)
Δp	0.128

	(1.08)
$\Delta p * rp$	0.724***
	(4.30)
CapInv	0.469***
	(4.76)
CapInv*rp	-0.129
	(-0.91)
Δr	-0.130
	(-0.10)
<hr/>	
N	5582
adj. R^2	0.668



括號內為t值；***，**，* 分別表示1%、5%、10%顯著水準。除下列變數外，其餘變數之定義請見表3。估計係數之標準差已針對殘差項之異質變異（heteroscedasticity）與序列相關（serial correlation）做修正。

VWIR = 加權平均產業股票報酬。先將第t期某產業除公司k外其他公司之股票報酬分別按股權市值加權後，再將各個加權後之股票報酬相加，再除以當期該產業除公司k外之總股權市值。

第五章 研究結論、限制與建議



第一節 研究結論

本研究以 Hao et al. (2011)之研究為基礎，利用台灣上市公司為研究對象，驗證公司相對獲利能力之差異，是否會影響其股票報酬對於產業層級消息之敏感性。在第三章第一節中，本研究依循 Hao et al. (2011)之論證，提出兩項假說。假說一預期：於某一特定產業中，與獲利能力較佳之公司相比，獲利能力較差者，其股票報酬對於產業層級消息的敏感性較高。假說二預期：當產業層級消息為正時，由相對獲利能力所引起之股票報酬敏感性差異較為明顯；即相對獲利能力在產業層級消息為正與產業層級消息為負時，對於股票報酬敏感性具有不對稱之影響力。

實證結果大致符合假說一與假說二之預期。假說一的部分，本研究除於主要分析中以 ROE 做為相對獲利能力之衡量指標外，另於穩健性測試中，利用營業利益率與 ROA 等指標衡量相對獲利能力。無論採用 ROE、營業利益率或 ROA 做為獲利能力之衡量指標，實證結果皆符合預期—在某一特定產業中，與獲利能力較佳之公司相比，獲利能力較差者，其股票報酬對於產業層級消息的敏感性較高；即相對獲利能力與股票報酬敏感性具有反向關係。

假說二的部分，本研究將樣本分為產業層級消息為正與產業層級消息為負兩個子樣本，分別進行迴歸分析，並以 seemingly unrelated estimation (SUE) 檢測相對獲利能力對於股票報酬敏感性之影響，在產業層級消息為正與產業層級消息為負時，是否有顯著之差異。測試結果顯示，相對獲利能力在產業平均報酬為正時，對於股票報酬敏感性之影響較為明顯，符合假說二之預期。

公司股票報酬對於產業層級消息之敏感性可視為一特定形式之系統風險—產業系統風險。透過實證分析，驗證公司相對獲利能力是否會影響股票報酬對於

產業層級消息之敏感性，可使我們了解財務報導過程中所呈現之公司特有資訊 (firm-specific information)，在股票報酬對於產業層級消息的敏感性之中所扮演的角色，同時闡明公司特有資訊與產業系統風險間之關聯性，從而協助投資人了解如何利用該等公司特有資訊，配合自身對於特定產業前景之看法，做成其投資決策。

第二節 研究限制與建議

- 一、本研究僅以國內上市公司為研究對象，後續研究或可將研究範圍擴大至上市櫃公司，以驗證是否會產生相同之實證結果。
- 二、相較於 Hao et al. (2011)以 1973 至 2004 年為研究期間，本研究之研究期間僅十年（2002 至 2011 年）。後續研究或可將研究期間拉長，以驗證是否會產生相同之實證結果。
- 三、本研究以產業平均報酬做為產業層級消息之代理變數。產業平均報酬反映該產業所有成員共同面臨的經營環境；若某特定產業分類中，成員間的業務歧異度較大，則以此產業分類為基礎計算之產業平均報酬，便不足以代表並反映各成員共同面臨的經營環境。相較於 Hao et al. (2011)使用分類較細的四碼標準產業分類碼 (four-digit SIC)，做為劃分產業之依據；本研究以較為廣義的分類標準—台灣證券交易所之產業分類，做為劃分產業之依據，可能會產生上述問題。後續研究或可採用分類更細的產業分類標準。

參考文獻



- Ang, J., Peterson, P., and Peterson, D. 1985. Investigations into the Determinants of Risk: A New Look. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 24 (1): 3-20.
- Ball, R., and Brown, P. 1968. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research*, 6 (2): 159-178.
- Banz, R. W. 1981. The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks. *Journal of Financial Economics*, 9 (1): 3-18.
- Beaver, W., Kettler, P., and Scholes, M. 1970. The Association between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures. *The Accounting Review*, 45 (4): 654-682.
- Bhandari, L. C. 1988. Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence. *The Journal of Finance*, 43 (2): 507-528.
- Bildersee, J. S. 1975. The Association between A Market-Determined Measure of Risk and Alternative Measures of Risk. *The Accounting Review*, 50 (1): 81-98.
- Borde, S. F., Chambliss, K., and Madura, J. 1994. Explaining Variation in Risk across Insurance Companies. *Journal of Financial Services Research*, 8 (3): 177-191.
- Bowman, R. G. 1979. The Theoretical Relationship between Systematic Risk and Financial (Accounting) Variables. *The Journal of Finance*, 34 (3): 617-630.
- Chan, L. K., Hamao, Y., and Lakonishok, J. 1991. Fundamentals and Stock Returns in Japan. *The Journal of Finance*, 46 (5): 1739-1764.
- Chen, P., and Zhang, G. 2007. How Do Accounting Variables Explain Stock Price

Movements? Theory and Evidence. *Journal of Accounting and Economics*, 43 (2): 219-244.

Chung, K. H., and Charoenwong, C. 1991. Investment Options, Assets in Place, and the Risk of Stocks. *Financial Management*, 20 (3): 21-33.

Dechow, P. M. 1994. Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 18 (1): 3-42.

Dhaliwal, D., Subramanyam, K. R., and Trezevant, R. 1999. Is Comprehensive Income Superior to Net Income as a Measure of Firm Performance? *Journal of Accounting and Economics*, 26 (1): 43-67.

Easton, P. D., and Harris, T. S. 1991. Earnings as An Explanatory Variable for Returns. *Journal of Accounting Research*, 29 (1): 19-36.

Eldomiaty, T. 2009. The Fundamental Determinants of Systematic Risk and Financial Transparency in the DFM General Index. *Middle Eastern Finance and Economics*, (5): 62-74

Fama, E. F., and French, K. R. 1992. The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, 47 (2): 427-465.

Hamada, R. S. 1972. The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks. *The Journal of Finance*, 27 (2): 435-452.

Hao, S., Jin, Q., and Zhang, G. 2011. Relative Firm Profitability and Stock Return Sensitivity to Industry-Level News. *The Accounting Review*, 86 (4): 1321-1347.

Hong, G., and Sarkar, S. 2007. Equity Systematic Risk (Beta) and Its Determinants*. *Contemporary Accounting Research*, 24 (2): 423-466.

Jensen, M. 1986. Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *American Economic Review*, 76 (2): 323-329.

Kothari, S. P. 2001. Capital Markets Research in Accounting. *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1): 105-231.

Lev, B. 1974. On the Association between Operating Leverage and Risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 9 (4): 627-641.

_____, and Kunitzky, S. 1974. On the Association between Smoothing Measures and the Risk of Common Stocks. *The Accounting Review*, 49 (2): 259-270.

Lintner, J. 1965. The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47 (1): 13-37.

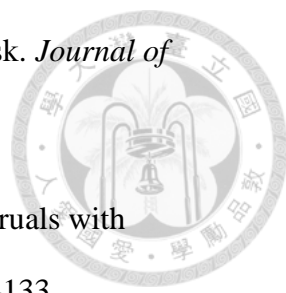
Livnat, J., and Zarowin, P. 1990. The Incremental Information Content of Cash-Flow Components. *Journal of Accounting and Economics*, 13 (1): 25-46.

Logue, D. E., and Merville, L. J. 1972. Financial Policy and Market Expectations. *Financial Management*, 1 (2): 37-44.

Magee, R. P. 1974. Industry-Wide Commonalities in Earnings. *Journal of Accounting Research*, 12 (2): 270-287.

Mandelker, G. N., and Rhee, S. G. 1984. The Impact of the Degrees of Operating and Financial Leverage on Systematic Risk of Common Stock. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19 (1): 45-57.

Mossin, J. 1966. Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, 34 (4): 768-783.

- 
- Pettit, R. R., and Westerfield, R. 1972. A Model of Capital Asset Risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7 (2): 1649-1668.
- Rayburn, J. 1986. The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Returns. *Journal of Accounting Research*, 24 (3): 112-133.
- Rosenberg, B., and McKibben, W. 1973. The Prediction of Systematic and Specific Risk in Common Stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8 (2): 317-333.
- Sharpe, W. F. 1963. A Simplified Model for Portfolio Analysis. *Management Science*, 9 (2): 277-293.
- Sullivan, T. G. 1978. The Cost of Capital and the Market Power of Firms. *The Review of Economics and Statistics*, 60 (2): 209-217.
- Zhang, G. 2000. Accounting Information, Capital Investment Decisions, and Equity Valuation: Theory and Empirical Implications. *Journal of Accounting Research*, 38 (2): 271-295.