

# 基於會計盈餘資訊性的融資限制\*

林世傑\*\*

靜宜大學會計學系

## 摘要

融資限制指的是：公司無法按照最適投資所要求的條件來取得外部資金，以致無法達到最適投資。本研究建構一個基於盈餘資訊性的融資限制之理論模型，說明盈餘資訊性與投資現金流量敏感度(融資受限程度指標)之間的關係，並運用領域交替迴歸模型進行實證。實證結果顯示：當公司融資未受限时，盈餘資訊性本身與融資限制無關；但當公司融資受限时，此融資受限程度會隨盈餘資訊性的增加而減少。此外本研究亦發現高成長機會的公司有較高的融資限制。本研究的結論對財務工作的重要義涵在於：管理當局應增加其會計盈餘的情報量，進而擴大融資乘數以提高投資上限，以避免公司產生融資限制而成長受限。

**關鍵詞：**融資限制、盈餘資訊性、投資現金流量敏感度、領域交替迴歸

---

\* 作者感謝科技部的經費補助(NSC 101-2410-H-126 -036-)。此外，作者感謝總編輯陳明進教授、領域主編劉啟群教授，以及兩位匿名評審對本文的協助與建議。

\*\* 通訊作者電子信箱：sclin2@pu.edu.tw。地址：台中市沙鹿區臺灣大道 7 段 200 號。

收稿日：2013 年 12 月

接受日：2015 年 5 月

二審後接受

主審領域主編：劉啟群教授

DOI: 10.6552/JOAR.2015.61.4

# Financial Constraints Based on the Informativeness of Accounting Earnings\*

Shih-Chieh Lin\*\*

Department of Accounting

Providence University

## Abstract

Financial constraint refers to the situation under which the firm cannot obtain the required external funds to achieve the optimal investment. In this study, I construct a theoretical financial constraint model based on informativeness of accounting earnings to explore the relationship between the informativeness of accounting earnings and investment cash flow sensitivity (a measure for the degree of financial constraints). Using the regime switching regression model, this study empirically tests the proposition derived from the above theoretical financial constraint model. The empirical result indicates that investment cash flow sensitivity is irrelevant to the informativeness of accounting earnings itself for a firm without financial constraint. However, when a firm is financially constrained, the investment cash flow sensitivity decreases as the informativeness of accounting earnings increases. In addition, the evidence also indicates that firms with higher growth opportunity have higher financial constraints. The important implication of this study to financial management is that management should increase the informativeness of accounting earnings to enhance the investment upper limit through financing multiplier, so that the firm would not suffer financial constraints and thus affect its growth.

**Keywords:** *Financial constraints, Informativeness of accounting earnings, Investment cash flow sensitivity, Regime switching regression.*

---

\* The author would like to thank Ministry of Science and Technology of R.O.C. for the financial support (NSC 101-2410-H-126 -036- ). In addition, the author would like to thank Professor Ming-Chin Chen (Chief Editor), Professor Chi-Chun Liu (Field Editor) and two anonymous referees for valuable comments and suggestions.

\*\* Corresponding author, email: sclin2@pu.edu.tw. Address: No.200, Sec. 7, Taiwan Boulevard, Shalu Dist., Taichung City 43301, Taiwan (R.O.C.)

Submitted December 2013

Accepted May 2015

After 2 rounds of review

Field Editor: Professor Chi-Chun Liu

DOI: 10.6552/JOAR.2015.61.4

## 壹、前言

本研究主要在探討會計盈餘資訊性(informativeness of accounting earnings)是否為融資限制因子，特別是公司融資受限程度會否隨盈餘資訊性的增加而減少。在 2008 年的金融海嘯過後，世界金融環境產生巨變。各國公司即便在這個利率水準偏低的年代仍可能無法取得成長所需的資金。因此，公司的融資限制這個議題，對公司理財工作上越顯重要。此處，融資限制指的是：公司無法按照最適投資所要求的條件來取得外部資金，以致無法達到最適投資。在完美無摩擦力之市場假設下所建構的傳統投資理論中，Tobin's q 是公司投資的充分統計量，因 Tobin's q 已經包含全部關於公司投資的情報，其餘因子並無討論空間。故融資限制的探討必須建立於情報不對稱的架構下。基於情報不對稱，過去財務理論對融資限制現象多有著墨，但這些探討大多著重於財務因子（例如資本結構或自由現金流量）（可參見 Hubbard 1998 的文獻回顧），而盈餘變數在過去的這些融資限制文獻中似乎是被忽略的。

然而，會計變數在融資限制現象中應扮演一定的角色。因為情報不對稱使得公司因管理者的道德危險行為而無法取得外部資金的狀況是有可能解決的。放款者可以利用公司會計盈餘指標中包含關於管理者行為的情報（情報不對稱程度降低），來推論管理者行為以過濾資金需求者。也就是說，公司會計盈餘指標中所包含關於管理者行為之情報量（此即本研究所稱之盈餘資訊性）的多寡可能會是造成公司的融資限制的原因。對此，本研究期望以理論以及實證來驗證會計變數與融資限制間關係。

過去財務文獻對融資限制公司所產生影響的討論大多是將此種影響轉換成公司資金成本的增加（如 Fazzari, Hubbard and Petersen 1988; Kaplan and Zingales 1997），進而影響公司的成長。但這種資金成本的增加解釋，並無法說明企業既使願出高價仍可能無法取得成長所需的資金。因此最近的財務文獻（如 Almeida and Campello 2002, 2007）乃直接探討不同特徵的公司所能貸得資金的總量，更能適切的描述公司投資額遭融資限制時所可能產生的影響。故本研究探討盈餘資訊性是否為融資限制因子時便採用此種架構建立理論模型，說明為何盈餘資訊性與融資限制間會具有關聯性。這個理論構想主要是建立於公司所有者與債權人間的代理問題上，運用乘數(multiplier)的概念（類似 Kiyotaki and Moore 1997），推導出公司所能貸得資金的總量（投資水準）為盈餘資訊性的函數，並建立下列可檢定的命題(proposition)：當公司遭融資限制時，此融資受限程度會隨盈餘資訊性的增加而減少。但當公司未遭融資限制時，盈餘資訊性與融資限制無關。顯然，這個命題說明盈餘資訊性與融資限制間的關聯性並非適用於所有的公司，而是只存在於融資受限的公司。

雖然過去會計文獻並未直接探討盈餘資訊性與限資的關聯，但盈餘資訊性為會計報告品質的一環，會計報告品質對公司投資決策影響的文獻能給予本研究主題若干指引。特別是最近國外會計文獻一系列關於公司會計報告品質不佳會導致其投資偏離最適投資額的證據（這些文獻包括 Biddle and Hilary 2006; Hope and Thomas 2008; McNichols and Stubben 2008; Biddle, Hilary and Verdi 2009 與 Chen, Hope, Li and Wang 2011）。其中有著重於會計報告品質對過度投資或投資不足的影響(Biddle and Hilary 2006; Biddle et al. 2009)；或探討揭露與投資之關聯(Hope and Thomas 2008)；或提供會計報告品質對投資影響的跨國證據(Chen et al. 2011)；或強調盈餘管理對投資的不利影響(McNichols and Stubben 2008)。這些文獻所持論點與本研究類似，是基於：會計報告品質提高會降低情報不對稱程度，因而緩和代理問題，反之代理問題惡化。由於情報不對稱程度愈高的公司通常也會是融資受限程度愈大的公司(Hovakimian and Titman 2006)，因此這些證據基本上與本研究論點是一致的。所不同之處在於，因會計報告品質具多重屬性，受限於會計報告品質的廣義性（或一般性），這些文獻僅採敘述性推理，而且推理基礎是建立於公司資金成本的增減上。但本研究的理論模型乃建立於公司所能貸得資金的總量上，此外因盈餘資訊性的狹義性，除有利於模型建立外更能明確地區辨出有無融資受限時盈餘資訊性的不同角色。因此本研究不僅擴充融資限制因子的探討更能給予這些會計文獻回饋。

執行實證時，由於傳統迴歸模型必須採人為事後分類的方式認定融資有無受限，使得上述命題中盈餘資訊性對融資受限或融資未受限公司的影響程度可能無法有效的藉由傳統迴歸模型加以觀察。因此，本研究是以 Hu and Schiantarelli (1998)與 Hovakimian and Titman (2006)所採用的領域交替迴歸模型(regime switching regression model)作為實證模型，因為這種實證模型乃由模型根據資料的特徵對受限領域做區分，而避免了傳統迴歸模型事後分類可能無法有效提供盈餘資訊性效果的缺點。此外，此實證模型亦能同時考慮數個融資限制因子。

以 1997-2011 年台灣經濟新報社 (Taiwan Economic Journal, 簡稱 TEJ) 台灣非金融業上市櫃公司資料為樣本，運用領域交替迴歸模型所做的實證結果顯示：融資受限與未受限公司的投資行為確有不同，而且當公司遭融資限制時，此融資受限程度會隨盈餘資訊性的增加而減少。但當公司未遭融資限制時，盈餘資訊性與融資限制無關。

一般而言，高成長公司，有較多成長機會；最適投資額越會超過盈餘資訊性所決定投資水準之上限。根據上述命題，本研究提出另一推論：以盈餘資訊性的觀點，公司的高成長機會本身便是一個融資限制因子。而實證結果顯示有較高成長機會的公司的確有較高的融資限制之現象。這個推論似乎也能對 Almeida and Campello (2007)與 Hovakimian and Titman (2006)關於成長機會的實證結果提出另一種詮釋。

本研究的貢獻主要有三點，首先，本研究建構理論模型探討過去融資限制文獻較少觸及的會計變數，明確指出會計盈餘資訊性會是一個融資限制因子並以樣本分類較客觀的領域交替迴歸模型提出實證。其次，本研究的理論模型乃直接建立於公司所能貸得資金的總量上，有別於過去類似的會計文獻是透過資金成本的增減。因此更能明確地區辨出公司投資行為在有無融資受限时盈餘資訊性的不同角色。最後，本研究對高成長公司融資受限更為嚴峻的現象，藉由盈餘資訊性的觀點提出一個全新的看法。

本研究後續內容如下：第貳節為研究方法內容包含理論模型的推導以及實證研究的設計與估計方法之介紹，第參節為實證結果之彙整，最後一節為結論。

## 貳、研究方法

### 一、理論模型的建構

本研究以 Holmstrom and Tirole (1997) 與 Almeida and Campello (2002, 2007) 的融資限制模型為基礎，導入被過去財務文獻所忽略的盈餘資訊性這個會計變數，推導出盈餘資訊性與融資限制間的關聯性。

研究想法主要是建立於公司（貸款者）與其債權人（貸款者）間的代理問題上。因放款者著眼於貸款者手中投資案的未來收益，而貸款者的行為決定未來收益的機率分布。在貸款者行為無法觀察且當放款者認為衡量收益的指標無法顯露(reveal)足量關於貸款者行為的情報時（也就是盈餘資訊性不足），在道德危險的考量下會選擇拒絕貸出款項；如此，貸款者便遭受融資限制而無法達到最適投資。但若放款者認為盈餘資訊性超過某一水準（即顯露足量關於貸款者行為的情報），即可選擇貸出款項；則貸款者便可達到最適投資。

這個模型中假定廠商（業主）的投資具規模報酬固定(constant returns to scale)之特性，即若期初投資額為  $I \in [0, \infty)$ ，期末狀態為成功時為投資盈餘為  $RI$ ，當期末狀態為失敗時投資盈餘為 0。業主期初自有資金為  $W < I$ ，為執行投資業主必須向外部借款  $(I - W)$ ，投資盈餘  $RI = R_b + R_l$ ； $R_b$  歸業主所有， $R_l (= RI - R_b)$  歸外部出資人。業主借款後選擇努力程度（其所對應之成功機率為  $p_H$  或  $p_L$ （其中  $p_H > p_L$ ）），若業主選擇低努力程度所對應之  $p_L$ ，則期末業主能從中獲得  $BI$  的私有利益(private benefit)，這是低努力使得成功機率降低所帶來的好處；但若業主選擇高努力程度所對應之  $p_H$ ，則期末業主能從中獲得的私有利益為 0。業主與外部出資人的報酬函數則列示於圖 1。

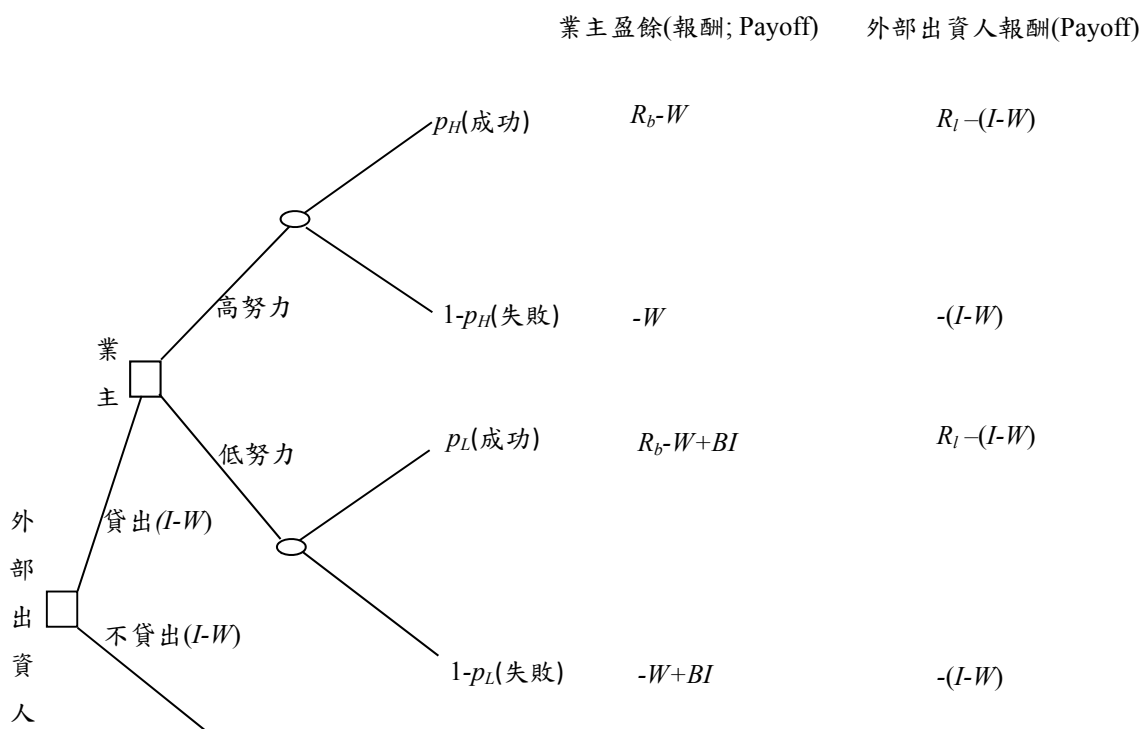


圖 1 業主與外部出資人的報酬函數

註：本圖列示業主與外部出資人的報酬函數，模型假定業主的投資具規模報酬固定 (constant returns to scale, 簡稱 CRTS) 之特性，期初投資額為  $I \in [0, \infty)$ ，期末狀態為成功時為投資盈餘為  $RI$ ，當期末狀態為失敗時投資盈餘為 0。業主期初自有資金為  $W < I$ ，為執行投資業主必須向外部借款  $(I - W)$ 。投資盈餘  $RI = R_b + R_l$ ； $R_b$  歸業主所有， $R_l$  歸外部出資人。業主借款後選擇努力程度 (其所對應之成功機率為  $p_H$  或  $p_L$  (其中  $p_H > p_L$ ))，若業主選擇低努力程度所對應之  $p_L$ ，則期末業主能從中獲得  $BI$  的私有利益(private benefit)，這是低努力使得成功機率降低為業主所帶來的好處；但若業主選擇高努力程度所對應之  $p_H$ ，則期末業主能從中獲得的私有利益為 0。

為確保分析過程中投資額的高低只受融資限制的影響，模型中假定只有當業主高努力下投資計畫的  $NPV$  才大於 0，即

$$p_H R > 1 > p_L R + B. \tag{1}$$

為確保分析過程中均衡投資額為有限值(finite)，模型中假定私有利益不能過低，即

$$p_H R - 1 < p_H B / \Delta p. \text{ (其中 } \Delta p = p_H - p_L \text{)}. \tag{2}$$

為簡化分析，本文參考 Almeida and Campello (2002) 假定存在一無融資限制下的最適投資額  $I^{FB}$ ，此外資本市場為完全競爭。

整體賽局分析如下，為誘使業主極大化投資計畫的成功機率並遺留足夠盈餘使得其願意放棄私有利益，以下兩個限制條件必須滿足：

$$(\Delta p) R_b \geq BI. \tag{IC}$$

$$p_H R_I \geq I - W. \quad (\text{IR})$$

由於資本市場為完全競爭，使得均衡時：外部出資人無經濟盈餘，而業主則根據模型參數決定最適投資額以極大化盈餘。因投資案的報酬為 $(p_H R - 1)I$ ，造成業主會有無上限的擴充投資額之誘因。將(IC)代入(IR)得式(3)：

$$I \leq kW. \quad (3)$$

其中， $k = 1/(1 - p_H(R - B/\Delta p)) \geq 1$ 。

式(3)中投資額並無法無限擴充而有上限，此限制的存在乃因業主自有資金有限。不過，業者能利用融資方法，投資於大於其自有資金  $W$  的投資案（因乘數  $k = 1/(1 - p_H(R - B/\Delta p)) \geq 1$ ）。而外部融資乘數  $k$  大小取決於模型參數的大小，這便是融資限制所造成的影響。

本研究關心的是此融資限制與盈餘指標的情報量間之關係。令  $\tau = (p_H/\Delta p)$  代表盈餘指標的情報量。當這個值愈小，盈餘指標中包含業主對成功的機率選擇的情報愈多，這表示此盈餘指標較優良；相對地，當這個值愈大，盈餘指標中包含業主對成功的機率選擇的情報愈少。利用均衡解的隱函數可知均衡時盈餘指標情報量  $\tau$  與投資額  $I$  與自有資金  $W$  必然存在關係。

定義無融資限制下的最適投資額  $I^{FB}$  所對應之盈餘指標情報量為  $\tau_{min}(W, I^{FB})$ ；由於融資限制下的廠商的投資額  $I$  會低於最適投資額  $I^{FB}$ ，而其所對應之盈餘指標情報量為  $\tau(W, I)$ 。顯然， $\tau(W, I) > \tau_{min}(W, I^{FB})$ 。針對有融資限制的廠商而言，因均衡解必成立於式(3)等號處，故這些廠商之投資現金流量敏感度  $(\partial I / \partial W) = k$  是會隨盈餘指標情報量的多寡變動而變動（本研究以此敏感度作為融資限制的指標）。但針對無融資限制的廠商而言，因最適投資額  $I^{FB}$  不隨外部融資乘數  $k$  大小變動而變動，故投資現金流量敏感度  $(\partial I / \partial W)$  並不受盈餘指標情報量的影響（非盈餘指標情報量的函數）。

此外，由於對有融資限制下的廠商而言：

$$\frac{\partial}{\partial \tau} \left( \frac{\partial I}{\partial W} \right) = - \frac{B}{(1 - p_H R + \tau B)^2} < 0. \quad (4)$$

式(4)代表投資現金流量敏感度會隨  $\tau$  值增加而減少。由於  $\tau$  值增加代表盈餘指標中包含業主對成功的機率選擇的情報減少，且投資現金流量敏感度會隨融資限制的增加而減少 (Almeida and Campello 2002, 2007; Cleary 1999; Kaplan and Zingales 1997)，這代表當公司遭融資限制時，此融資受限程度會隨盈餘資訊性的減少而更嚴峻；反之，融資受限程度會隨盈餘資訊性的增加而放寬。

本文將上述賽局分析的所獲致的結論寫成以下可檢定的命題。

**命題：**當公司遭融資限制時，此融資受限程度會隨盈餘資訊性的增加而減少。但當公司未遭融資限制時，盈餘資訊性本身與融資限制無關。

根據上述命題，對投資不足(under-investment)的公司而言，提高盈餘資訊性可鬆弛融資限制故提高投資效率。但對過度投資(over-investment)公司而言，此推論可能無法適用。因為過度投資公司通常公司未遭融資限制，根據上述命題，盈餘資訊性對這些公司的投資效率不扮演角色<sup>1</sup>。

## 二、實證模型的設定

首先是融資限制指標的選擇。本研究是使用投資現金流量敏感度作為融資限制的指標<sup>2</sup>。Tirole (2006)與 Almeida and Campello (2002, 2007)認為在有適當的理論模型下，投資現金流量敏感度的確能描述融資限制。而且投資現金流量敏感度會隨融資限制的放寬而增加。

其次是實證模型的設定。由於傳統迴歸模型無法有效區分盈餘資訊性是否已達融資限制之水準（因必須採事後分類的方式予以認定），使得實證上融資受限與融資未受限的效果可能無法藉由傳統迴歸模型加以檢定。因此，本研究是以 Hu and Schiantarelli (1998)與 Hovakimian and Titman(2006)所採用的領域交替迴歸模型(regime switching regression model)作為實證模型，這個模型的好處除了能解決上述問題外，亦能同時考慮數個融資限制因子。此外，本方法是由模型根據資料的特徵來區分不同領域，這避免由研究者主觀區分不同領域所造成的研究誤差。

整個實證模型表達如下：

$$Investment_{1i,t} = X_{i,t}\beta_1 + u_{1i,t}, \quad (5)$$

$$Investment_{2i,t} = X_{i,t}\beta_2 + u_{2i,t}, \quad (6)$$

$$y_{i,t}^* = Z_{i,t}\lambda + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

<sup>1</sup> 因為會計盈餘資訊性僅為會計報告品質的子集合，此推論不代表會計報告品質的其他屬性（如穩健性）在過度投資公司的投資效率上不扮演角色。Li (2011)的實證似乎也持類似的看法，該文認為可以利用過度投資公司的投資科目中萃取出盈餘品質的情報，而 Li 所謂的盈餘品質顯然與上述包含其他屬性之會計報告品質是相同的。

<sup>2</sup> 雖有其他指標，本研究採用投資現金流量敏感度作為衡量融資受限程度的指標主要的理由在於本研究的理論模型是比較適合使用這個指標。除投資現金流量敏感度外，一般最常見的融資限制指標為 KZ index (Kaplan-Zingales Index)，Kaplan and Zingales (1997)以所收集之公司資料來研究融資限制，發現高限制公司投資現金流量敏感度低。由於 KZ 分類公司融資受限程度使用變數很多（包含許多自行收集未公開的非財務資料），Lamont, Polk and Saá-Requejo (2001)依 KZ 的公司為基礎，限縮於股利、現金流量、負債比率等財務變數後依 Logit 模型估得一個通用的公式稱為 KZ index。基本上將公司財務資料代入通用公式所得到的 KZ index 值越高，融資受限程度越高。由於 KZ index 非絕對指標，無一絕對門檻作為無融資受限的依據，因此必須採事後人為分類的方式予以認定，容易造成分類誤差。因此從本研究實證的考量來看，KZ index 似乎並非最佳的選擇。其他與投資現金流量敏感度或 KZ index 有關的討論可參見 Fazzari et al. (1988, 2000)及 Kaplan and Zingales (1997, 2000)。



式(5)與式(6)為主迴歸式(main regression)分別代表兩種融資限制領域下廠商的投資行為，而式(7)則為交替方程式(switching equation)。

主迴歸式中向量  $X_{i,t} = [Q_{i,t}, CashFlow_{i,t}, Informativeness_{i,t}, Cash\ flow_{i,t} \times Informativeness_{i,t}]$ ，而所對應之係數向量  $\beta = [\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4]$ 。  $Q_{i,t}$  為 Tobin's q，  $Cash\ flow_{i,t}$  的係數為投資現金流量敏感度，  $Informativeness_{i,t}$  為盈餘資訊性。廠商的投資行為並非固定於某一領域，交替方程式中  $y_{i,t}^*$  為不可觀察的潛在變數(latent variable)用以衡量投資行為是傾向於融資受限領域或融資未受限領域，當  $y_{i,t}^*$  超過某一不可觀察的門檻時則發生領域交替，而向量  $Z_{i,t}$  則為領域傾向的決定因子。故這個因子向量即為融資限制因子（包含盈餘資訊性）。因此，第  $i$  家公司第  $t$  年之投資行為可寫成以下式(8)（可參考 Maddala 1986 與 Hu and Schiantarelli 1998）。

$$\begin{aligned} Investment_{1i,t} &= Investment_{1i,t} \text{ iff } y_{i,t}^* < 0, \\ Investment_{2i,t} &= Investment_{2i,t} \text{ iff } y_{i,t}^* \geq 0. \end{aligned} \quad (8)$$

因為  $Z_{i,t}$  是領域傾向的決定因子向量，從式(8)可知，此向量中之任一因子若有融資受限之正向貢獻時會導致公司進入領域 2 的可能性增加；相反地，若任一因子若有融資受限之負向貢獻時會導致公司離開領域 2（即進入領域 1）的可能性增加(Hu and Schiantarelli 1998)。因此，本研究稱領域 1 為融資未受限領域而領域 2 為融資受限領域。

本研究將觀察  $Cash\ flow$  與  $Cash\ flow \times Informativeness$  的係數在融資受限與融資未受限這兩個領域下的變化，藉以驗證本研究之假說：當公司融資受限時，此融資受限程度會隨盈餘資訊性的增加而減少，即投資現金流量敏感度隨盈餘資訊性的增加而增加。但當公司融資未受限時，盈餘資訊性本身與融資限制無關。

當假說為真時，實證模型中融資受限領域之  $Cash\ flow \times Informativeness$  的係數顯著異於 0（也就是存在  $\partial Investment / \partial CashFlow = \alpha_2 + \alpha_4 \times Informativeness$ ）；而融資未受限領域之  $Cash\ flow \times Informativeness$  的係數則不顯著。模型中放入 Tobin's q 是因完美市場下，Tobin's q 為公司投資機會的充分統計量，能完全描述公司的投資行為。至於模型其餘變數的解釋力，則建立於情報不對稱的不完美市場假設。執行實證時，這些變數操作分述如下：

主迴歸式中  $Investment_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的固定資產購置金額除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。 $Q_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初的 TEJ 股價淨值比。 $CashFlow_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年現金流量表中來自營運之現金流量除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。

基本上, 外部出資人愈難從盈餘高低判斷出借款者的機率選擇行為, 代表盈餘情報含量偏低; 相對地, 外部出資人愈容易從盈餘高低判斷出借款者的機率選擇行為, 代表盈餘情報含量較高。根據 Horngren, Foster and Datar (1994) 的看法, 優良績效衡量指標為該指標值的高低僅決定於產品銷量 (例如以變動成本法作為存貨計價方法時的營業利得)。這顯示借款者的機率選擇行為會明顯反映於銷售額的高低上。

依此想法, 本研究第一種盈餘資訊性的衡量法為量測公司稅後淨利變動率中無法被調整後營收變動率所解釋的部分。執行上以第  $t$  年年底每家公司的第  $t-5$  年至第  $t$  年的稅後淨利變動率對第  $t-5$  年至第  $t$  年的調整後營收變動率做迴歸, 然後計算一個判定係數  $R^2$ , 定義  $(1-R^2)$  為第  $t$  年每家公司的盈餘資訊性指標  $informativenss\_1$ , 此值愈大代表借款人的盈餘中與機率選擇行為 (努力程度) 的關聯性愈低, 故盈餘資訊性愈低。至於調整後營收變動率則為公司  $t$  年營收變動率減第  $t$  年該公司所屬產業的營收變動率。而第  $t$  年營收變動率定義為 (第  $t$  年營業收入-第  $t-1$  年營業收入)/第  $t-1$  年營業收入, 第  $t$  年稅後淨利變動率定義為 (第  $t$  年稅後淨利-第  $t-1$  年稅後淨利)/第  $t-1$  年稅後淨利, 產業分類以 TEJ 產業別執行之。

如前言所述, 盈餘資訊性為盈餘品質的一環; 因此, 本研究第二種盈餘資訊性的衡量法乃參考自盈餘品質的文獻, 本研究不採傳統 modified Jones model, 而是採用與本研究觀念較為一致的 McNichols and Stubben (2008) 之盈餘品質指標—裁決性收入 (discretionary revenues) 作為建構本研究盈餘資訊性的依據, 建構概念來自公司營收變動數中與應收帳款變動數無關的部分即為裁決性收入, 因此裁決性收入的幅度愈大代表借款人對機率選擇行為 (努力程度) 的干擾愈高, 故盈餘資訊性愈低。故本研究定義式 (9) 中的  $\eta_{i,t}$  取絕對值  $|\eta_{i,t}|$  為符合此一概念之盈餘資訊性指標  $informativenss\_2$ 。

$$\Delta AR_{i,t} = c_{0t} + c_{1t} \Delta S_{i,t} + \eta_{i,t}. \quad (9)$$

式 (9) 中的  $\Delta AR_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的應收帳款變動數 (即第  $t$  年的應收帳款餘額減第  $t-1$  年的應收帳款餘額) 除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額, 而  $\Delta S_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的營收變動數除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額,  $c_{0t}$  與  $c_{1t}$  則依第  $i$  家公司第  $t$  年依所屬產業以橫斷面估計之, 估計時第  $t$  年公司所屬產業至少要有 6 個樣本點。

由於盈餘資訊性在前述理論模型中為融資限制因子, 於交替方程式中必須放入此因子 ( $informativeness\_1$  或  $informativeness\_2$ )。又因為本研究所使用之盈餘資訊性指標愈大, 公司融資受限程度愈高, 故本研究預期交替方程式中此決定因子之係數為正。

交替方程式中除放入盈餘資訊性指標外，本研究亦考慮如下之其他融資限制因子：

第一個因子為現金股利 *DIV*，Fazzari et al. (1988)認為現金股利支付與否是識別公司是否遭受融資限制最有用的方式，當公司有現金供股利支付表示低融資限制。因此本研究以虛擬變數等於 1 表示第 *i* 家公司第 *t*-1 年有支付現金股息和/或執行股票庫藏，本研究預期此決定因子之係數為負。第二個因子是財務寬限度(financial slack)，本研究以第 *i* 家公司第 *t* 年期初現金加短期投資除以期初總資產帳面價值作為財務寬限度的代理變數 *FSLACK*。因為最近實證文獻(如 Almeida and Campello 2007; Hovakimian and Titman 2006)指出，公司預備有較高財務寬限顯示公司可能遭逢了融資受限，本研究預期此決定因子之係數為正。

第三個因子是公司年齡 *AGE* 而第四個因子是公司規模 *SIZE*。因公司年齡不同可能造成公司外部和內部資金成本間的差異(Oliner and Rudebusch 1992)，年輕的公司較有可能出現融資受限之現象。本研究以第 *i* 家公司第 *t* 年期初時公司成立年數的自然對數作為公司年齡的代理變數。相同地，因大公司有較低的籌資成本(因較容易進入外部資本市場)(Hubbard 1998)。因此，大公司較不會有融資受限之現象。本研究以第 *i* 家公司第 *t* 年期初總資產帳面價值的自然對數作為公司規模的代理變數，預期此二決定因子之係數皆為負。

第五和第六個因子分別為長期負債 *LTDEBT* 與短期負債 *STDEBT*。理由為高財務槓桿所伴隨之利息費用可能會排擠現金用於投資(Lang, Ofek and Stulz 1996)造成融資受限。本研究以第 *i* 家公司第 *t* 年期初長期負債比例(長期負債除以總資產帳面價值)作為 *LTDEBT* 的代理變數。而以第 *i* 家公司第 *t* 年期初短期負債比例(短期負債除以總資產帳面價值)作為 *STDEBT* 的代理變數。預期此二決定因子之係數皆為正。

主迴歸式與交替方程式同時估計，估計方法則採最大概似法(maximum likelihood method)，詳細過程請參考附錄。此外，估計過程中亦於主迴歸式中加入年虛擬變數(year dummies)以做為控制之用。

實證資料來源為 TEJ，樣本期間為 1991-2011。由於部分實證變數需要估計，因此估計實證模型是以 1997-2011 年的公司財務資料執行之。資料涵蓋 TEJ 台灣上市櫃公司，但扣除金融業上市櫃公司的資料。估計盈餘資訊性 *Informativeness\_1* 與 *Informativeness\_2* 的過程中如遇估計所需的樣本缺值或所需樣本點數不足則該筆樣本的盈餘資訊性視為缺值，其餘變數如遇缺值則該樣本加以刪除。此外為避免極端值的影響，本研究亦刪除變數 *Q* 上下 0.1% 的樣本。最後取得全體可供分析之總樣本為 8,253 筆公司一年資料。在這些樣本中成功估得 *Informativeness\_1* 數值的公司一年資料計有 5,327 筆，而成功估得 *Informativeness\_2* 數值的公司一年資料計有 6,842 筆。

## 參、實證結果

### 一、敘述統計

表 1 彙整了本研究實證變數之敘述統計量。針對投資行為方程式，代表公司投資機會的變數  $Q$  的平均數為 1.854，而標準差為 1.441；代表自有資金的變數  $CashFlow$  平均數為 0.134，而標準差為 0.112。這些數值與國外類似文獻（例如 Hovakimian and Titman 2006 或 McNichols and Stubben 2008）的差異不大，這代表平均而言台灣廠商所擁有的投資機會與保有自有資金的型態接近於歐美廠商。不過依變數  $Investment$  的平均數 0.086，略低於國外類似文獻中的數值，這代表平均而言台灣廠商似乎較少大規模的年度投資。盈餘資訊性變數  $Informativeness\_1$  的平均數為 0.774，這顯示平均而言，公司盈餘變動率（稅後淨利變動率）中只有 22.6% 能被調整後營收變動率所解釋。而  $Informativeness\_1$  的值越大盈餘資訊性越少，代表盈餘變動率能被調整後營收變動率所解釋的量越少。盈餘資訊性變數  $Informativeness\_2$  的平均數為 0.019，這個數字反映應收帳款變動未與營收變動彼此相互連動的部分，也就是管理者干擾營收程度的大小，如同  $Informativeness\_1$ ，這個值越大盈餘資訊性越少。而其標準差而 0.020。

交替方程式的變數中除盈餘資訊性外，現金股利  $DIV$  的平均數為 0.613。由於  $DIV$  為虛擬變數，因此這個值代表樣本期間有 61.3% 的公司有發放現金股利。財務寬限度  $FSLACK$  的平均數為 0.121，由於財務寬限度計算方式為現金加短期投資除以總資產帳面價值，因此這個值代表平均而言，在不考慮負債下，台灣的企業的總資產中有 12.1% 為立即可變現的資產。公司成立年數（年齡） $AGE$ 、公司規模  $SIZE$  的平均數分別為 3.225 與 15.743，這是因為本研究對原來數值取自然對數。長期負債  $LTDEBT$  的平均數 0.131 小於短期負債  $STDEBT$  平均數 0.252，這顯示平均而言，台灣廠商在長期與短期債務的財務操作習慣與歐美廠商可能略有不同。

### 二、廠商投資行為的初步描述

由於在完美市場下，Tobin's  $q$  為公司投資機會的充分統計量，能完全描述公司的投資行為。然而過去國外的回顧文獻 (Hubbard 1998) 顯示在公司的投資行為的解釋上，Tobin's  $q$  遺留了其他變數（包括衡量融資受限程度的投資現金流量敏感度）解釋的空間。本研究想確定台灣廠商的投資行為是否存在此現象，以作為後續實證分析的基礎。

表 2 是將全部的公司一年樣本，執行 OLS 的結果。模型 1 只將  $Q$  (Tobin's  $q$  的代理變數) 放入迴歸式，結果顯示  $Q$  雖為重要變數 ( $t$  值為 18.96) 並無法充分解釋廠商的投資行為 (Adjusted  $R^2$  只有 0.0376)。在模型 2 與模型 3 中，

現金流量指標 *CashFlow* 的係數顯著大於 0 ( $t$  值分別為 8.36 與 10.30)，這代表如先前國外文獻，現金流量是除  $Q$  外，描述廠商投資行為的重要變數。而現金流量與盈餘資訊性指標的交乘項  $CashFlow \times Informativeness$  係數為負，顯示投資現金流量敏感度會隨盈餘資訊性指標增加而下降。由於本研究中盈餘資訊性指標值增加代表盈餘指標中包含業主對成功的機率選擇的情報含量減少，且投資現金流量敏感度會隨融資限制的增加而減少(Almeida and Campello 2002, 2007; Cleary 1999; Kaplan and Zingales 1997)。故於模型 2 與模型 3 中，此係數的方向是符合本研究之預期，也就是公司融資受限的程度會隨著盈餘資訊性的減少而更嚴峻。

表 1 實證變數之敘述統計

變數名稱	樣本數	平均數	標準差	1 <sup>st</sup> Quartile	中位數	3 <sup>rd</sup> Quartile
<i>Investment</i>	8253	0.086	0.091	0.024	0.050	0.112
$Q$	8253	1.854	1.441	0.960	1.650	2.230
<i>CashFlow</i>	8253	0.134	0.112	0.063	0.112	0.175
<i>Informativeness_1</i>	5327	0.774	0.130	0.716	0.760	0.818
<i>Informativeness_2</i>	6842	0.019	0.020	0.005	0.013	0.028
<i>DIV</i>	8253	0.613	0.550	0	1	1
<i>FSLACK</i>	8253	0.121	0.124	0.033	0.082	0.171
<i>AGE</i>	8253	3.225	0.512	2.821	3.250	3.523
<i>SIZE</i>	8253	15.743	1.210	14.850	15.668	16.295
<i>LTDEBT</i>	8253	0.131	0.114	0.037	0.102	0.190
<i>STDEBT</i>	8253	0.252	0.157	0.151	0.232	0.339

註： $Investment_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的固定資產購置金額除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。 $Q_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初的 TEJ 股價淨值比。 $CashFlow_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年現金流量表中來自營運之現金流量除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。盈餘資訊性指標  $Informativeness_1$  為第  $t$  年年底每家公司的第  $t-5$  年至第  $t$  年的稅後淨利變動率對第  $t-5$  年至第  $t$  年的調整後營收變動率做迴歸，然後計算一個判定係數  $R^2$ ，以  $(1-R^2)$  定義之。調整後營收變動率則為公司第  $t$  年營收變動率減第  $t$  年該公司所屬產業的營收變動率。而第  $t$  年營收變動率定義為  $(第\ t\ 年\ 營業\ 收入 - 第\ t-1\ 年\ 營業\ 收入) / 第\ t-1\ 年\ 營業\ 收入$ ，第  $t$  年稅後淨利變動率定義為  $(第\ t\ 年\ 稅\ 後\ 淨\ 利 - 第\ t-1\ 年\ 稅\ 後\ 淨\ 利) / 第\ t-1\ 年\ 稅\ 後\ 淨\ 利$ ，產業分類以 TEJ 產業別執行之。盈餘資訊性指標  $Informativeness_2$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的方程式  $\Delta AR_{i,t} = c_{0t} + c_{1t} \Delta S_{i,t} + \eta_{i,t}$  中  $\eta_{i,t}$  取絕對值  $|\eta_{i,t}|$ ，方程式中的  $\Delta AR_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的應收帳款變動數除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額，而  $\Delta S_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的營收變動數除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額， $c_0$  與  $c_1$  則依第  $i$  家公司第  $t$  年所屬產業以橫斷面估計之。 $DIV$  為虛擬變數等於 1 表示第  $i$  家公司第  $t-1$  年有支付現金股息和/或執行股票庫藏。財務寬限度  $FSLACK$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初現金加短期投資除以期初總資產帳面價值作為財務寬限度的代理變數。公司年齡  $AGE$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初時公司成立年數的自然對數。公司規模  $SIZE$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初總資產帳面價值的自然對數。長期負債  $LTDEBT$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初長期負債比例（長期負債除以總資產帳面價值）。短期負債  $STDEBT$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初短期負債比例（短期負債除以總資產帳面價值）。

### 三、主要結果：領域交替迴歸的實證

表 3 為領域交替迴歸的估計結果（式(5)-(7)）。A 部分提供廠商在融資未受限與融資受限這兩個領域下投資函數之估計。此部分，本研究提供三個模型

的估計結果。模型 1 主要為確定投資現金流量敏感度在不同的領域是否有所不同, 以利後續分析。模型 2 與模型 3 則用來檢定本研究之假說。B 部分為每個模型所對應之交替方程式的估計結果。

表 2 廠商投資行為的初步描述

變數名稱	模型 1	模型 2	模型 3
常數	0.0450 ** (35.46)	0.0364 ** (4.85)	0.0436 ** (9.82)
$Q$	0.0096 ** (18.96)	0.0088 ** (15.79)	0.0084 ** (16.59)
$CashFlow$		0.1196 ** (8.36)	0.0792 ** (10.30)
$Informativeness\_1$		-0.0072 (-0.67)	
$Informativeness\_2$			-0.0297 (-1.41)
$CashFlow \times Informativeness\_1$		-0.0598 (-1.37)	
$CashFlow \times Informativeness\_2$			-0.5801 ** (-2.88)
Adjusted $R^2$	0.0376	0.0801	0.0932
樣本數	8,253	5,327	6,842

註：依變數  $Investment_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的固定資產購置金額除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。 $Q_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初的 TEJ 股價淨值比。 $CashFlow_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年現金流量表中來自營運之現金流量除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。盈餘資訊性指標  $Informativeness\_1$  為第  $t$  年年底每家公司的第  $t-5$  年至第  $t$  年的稅後淨利變動率對第  $t-5$  年至第  $t$  年的調整後營收變動率做迴歸, 然後計算一個判定係數  $R^2$ , 以  $(1-R^2)$  定義之。調整後營收變動率則為公司第  $t$  年營收變動率減第  $t$  年該公司所屬產業的營收變動率。而第  $t$  年營收變動率定義為 (第  $t$  年營業收入-第  $t-1$  年營業收入)/第  $t-1$  年營業收入, 第  $t$  年稅後淨利變動率定義為 (第  $t$  年稅後淨利-第  $t-1$  年稅後淨利)/第  $t-1$  年稅後淨利, 產業分類以 TEJ 產業別執行之。盈餘資訊性指標  $Informativeness\_2$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的方程式  $\Delta AR_{i,t} = c_{0t} + c_{1t} \Delta S_{i,t} + \eta_{i,t}$  中  $\eta_{i,t}$  取絕對值  $|\eta_{i,t}|$ , 方程式中的  $\Delta AR_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的應收帳款變動數除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額, 而  $\Delta S_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的營收變動數除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額,  $c_0$  與  $c_1$  則依第  $i$  家公司所屬產業以橫斷面估計之。括號中為  $t$  值。\*\*\*, \*\*, \* 分別代表在 1%、5%、10% 顯著水準下顯著。

首先觀察 A 部分投資函數。模型 1 估計結果顯示投資現金流量敏感度在不同的領域的行為的確有所不同。雖然在兩個領域的現金流量敏感度都顯著為正 ( $t$  值分別為 9.63 與 13.48), 但在融資受限領域的現金流量敏感度顯著高於融資未受限領域, 這與 Hovakimian and Titman (2006) 的結果類似。不過研究關心的是此顯著高於融資未受限領域的現象並非固定是會隨盈餘資訊性的變化而變化。在模型 2 中, 本研究以  $Informativeness\_1$  做盈餘資訊性指標, 交乘項的係數在融資受限領域下顯著 ( $t$  值為 -3.76) 為負; 而在融資未受限領域下則不顯著。這個證據支持本研究的假說: 當公司融資未受限时, 盈餘資訊性本身與融資限制無關, 但當公司融資受限时, 此融資受限程度會隨盈餘資訊性的增加而減少, 此時投資現金流量敏感度隨盈餘情報含量增加而增加 (注意本研究所使用的  $Informativeness\_1$  越小情報含量越多, 而  $Informativeness\_1$  越大情報含量越少)。以  $Informativeness\_2$  做盈餘資訊性指標的估計列於模型 3。相同的

也觀察到，模型 3 中交乘項的係數在融資受限領域下顯著 ( $t$  值為 -5.59) 為負，再一次獲得支持假說的證據。在融資未受限領域下交乘項的係數亦達顯著，然而僅有邊際顯著 ( $t$  值為 -1.81)，而且兩領域間係數差是顯著的 ( $p$  值為 0.0001)。這顯示於模型 3 中兩領域的投資行為確有不同。

表 3 廠商投資行為的領域交替迴歸結果

A 部分：廠商投資行為的主迴歸式					
	投資領域 1 融資未受限		投資領域 2 融資受限		兩領域間係 數差的 $p$ 值
	係數	$t$ 值	係數	$t$ 值	
模型 1 ( $n=8253$ )					
常數	0.0470***	27.46	0.0457***	25.75	0.1087
$Q$	0.0129***	14.27	0.0072***	11.34	0.0005
CashFlow	0.0247***	9.63	0.1120***	13.48	0.0000
$\sigma_k$	0.0557***	49.20	0.0813***	66.44	
$\sigma_{k\epsilon}$	0.0083***	11.60	0.0098***	19.79	
模型 2 ( $n=5327$ )					
常數	0.0382***	7.53	-0.0231***	-3.79	0.0000
$Q$	0.0105***	7.10	0.0054***	6.97	0.0022
CashFlow	0.0315***	3.05	0.3545***	7.03	0.0000
Informativeness_1	-0.0621	-0.82	-0.1094**	-2.07	0.0064
CashFlow×Informativeness_1	-0.0882	-1.01	-0.4200***	-3.76	0.0000
$\sigma_k$	0.0485***	35.76	0.0797***	51.72	
$\sigma_{k\epsilon}$	0.0080***	10.56	0.0102***	21.09	
模型 3 ( $n=6842$ )					
常數	0.0569***	16.92	0.0472***	14.23	0.0009
$Q$	0.0113***	7.48	0.0048***	6.59	0.0011
CashFlow	0.0662***	5.58	0.1113***	8.92	0.0000
Informativeness_2	-0.0249**	-2.33	-0.0172	-1.56	0.0003
CashFlow×Informativeness_2	-0.3026*	-1.81	-0.6993***	-5.59	0.0001
$\sigma_k$	0.0648***	38.67	0.0898***	54.21	
$\sigma_{k\epsilon}$	0.0084***	11.61	0.0096***	19.48	

註：模型中依變數  $Investment_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的固定資產購置金額除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。 $Q_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初的 TEJ 股價淨值比。 $CashFlow_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年現金流量表中來自營運之現金流量除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。盈餘資訊性指標  $Informativeness_{i,t}$  為第  $t$  年年底每家公司的第  $t-5$  年至第  $t$  年的稅後淨利變動率對第  $t-5$  年至第  $t$  年的調整後營收變動率做迴歸，然後計算一個判定係數  $R^2$ ，以  $(1-R^2)$  定義之。調整後營收變動率則為公司第  $t$  年營收變動率減第  $t$  年該公司所屬產業的營收變動率。而第  $t$  年營收變動率定義為 (第  $t$  年營業收入-第  $t-1$  年營業收入) / 第  $t-1$  年營業收入，第  $t$  年稅後淨利變動率定義為 (第  $t$  年稅後淨利-第  $t-1$  年稅後淨利) / 第  $t-1$  年稅後淨利，產業分類以 TEJ 產業別執行之。盈餘資訊性指標  $Informativeness_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的方程式  $\Delta AR_{i,t} = c_{0t} + c_{1t} \Delta S_{i,t} + \eta_{i,t}$  中  $\eta_{i,t}$  取絕對值  $|\eta_{i,t}|$ ，方程式中的  $\Delta AR_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的應收帳款變動數除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額，而  $\Delta S_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的營收變動數除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額， $c_0$  與  $c_1$  則依第  $i$  家公司所屬產業以橫斷面估計之。兩領域間係數差的檢定採 Wald test。 $k=1, 2$ 。\*\*\*, \*\*, \* 分別代表在 1%、5%、10% 顯著水準下顯著。

表 3 廠商投資行為的領域交替迴歸結果 (續)

B 部分：交替方程式 (Switching Equation)			
	模型 1	模型 2	模型 3
融資受限因子			
常數	1.4260** (8.58)	1.1826** (7.33)	1.2052** (7.50)
<i>DIV</i>	-0.1135** (-4.07)	-0.1002** (-3.14)	-0.0989** (-2.87)
<i>FSLACK</i>	0.4515** (2.90)	0.3392* (2.48)	0.3207* (2.37)
<i>AGE</i>	-0.0276** (-4.26)	-0.0192** (-3.67)	-0.0213** (-3.90)
<i>SIZE</i>	-0.2852** (-9.56)	-0.2315** (-8.36)	-0.1794** (-5.34)
<i>LTDEBT</i>	-0.0519 (-0.35)	0.1087 (0.88)	-0.0825 (-0.76)
<i>STDEBT</i>	0.4180** (4.03)	0.3550** (3.40)	0.3141* (2.45)
<i>Informativensss_1</i>		0.7517** (3.38)	
<i>Informativensss_2</i>			0.2396 (1.90)
融資受限樣本比例	52.17%	55.72%	54.39%

註：融資受限因子若有正向之貢獻時會導致公司進入融資受限領域（領域 2）的可能性增加；融資受限因子若有負向貢獻時會導致公司離開融資受限領域（即進入融資未受限領域（領域 1））的可能性增加。*DIV* 為虛擬變數等於 1 表示第 *i* 家公司第 *t*-1 年有支付現金股息和/或執行股票庫藏。財務寬限度 *FSLACK* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初現金加短期投資除以期初總資產帳面價值作為財務寬限度的代理變數。公司年齡 *AGE* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初時公司成立年數的自然對數。公司規模 *SIZE* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初總資產帳面價值的自然對數。長期負債 *LTDEBT* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初長期負債比例（長期負債除以總資產帳面價值）。短期負債 *STDEBT* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初短期負債比例（短期負債除以總資產帳面價值）。盈餘資訊性指標 *Informativensss\_1* 為第 *t* 年年底每家公司的第 *t*-5 年至第 *t* 年的稅後淨利變動率對第 *t*-5 年至第 *t* 年的調整後營收變動率做迴歸，然後計算一個判定係數  $R^2$ ，以  $(1-R^2)$  定義之。調整後營收變動率則為公司第 *t* 年營收變動率減第 *t* 年該公司所屬產業的營收變動率。而第 *t* 年營收變動率定義為（第 *t* 年營業收入-第 *t*-1 年營業收入）/第 *t*-1 年營業收入，第 *t* 年稅後淨利變動率定義為（第 *t* 年稅後淨利-第 *t*-1 年稅後淨利）/第 *t*-1 年稅後淨利，產業分類以 TEJ 產業別執行之。盈餘資訊性指標 *Informativensss\_2* 為第 *i* 家公司第 *t* 年的方程式  $\Delta AR_{i,t} = c_0 + c_1 \Delta S_{i,t} + \eta_{i,t}$  中  $\eta_{i,t}$  取絕對值  $|\eta_{i,t}|$ ，方程式中的  $\Delta AR_{i,t}$  為第 *i* 家公司第 *t* 年的應收帳款變動數除以第 *t* 年期初該公司的總資產金額，而  $\Delta S_{i,t}$  為第 *i* 家公司第 *t* 年的營收變動數除以第 *t* 年期初該公司的總資產金額， $c_0$  與  $c_1$  則依第 *i* 家公司所屬產業以橫斷面估計之。括號中為 *t* 值。\*\*\*, \*\*, \* 分別代表在 1%、5%、10% 顯著水準下顯著。

其次觀察交替方程式的估計結果。基本上這些結果是符合預期的。在每個模型中，都呈現相同的型態：公司有支付的現金股利或股票購回（各模型 *DIV* 的係數都是顯著為負），預備有較低財務寬限度（各模型 *FSLACK* 的係數都是顯著為正），成立年數較久（各模型 *AGE* 的係數都是顯著為負），具有較高資產帳面價值（各模型 *SIZE* 的係數都是顯著為負），短期負債比例較低（各模型 *STDEBT* 的係數都是顯著為正），以及盈餘資訊性指標的值較低（模型 2 中 *Informativensss\_1* 與模型 3 中 *Informativensss\_2* 的係數都是顯著為正）是屬於融資未受限的領域。特別是盈餘資訊性指標的估計結果驗證了盈餘情報含量的多寡是一個重要的融資限制指標。然而，表中也顯示長期負債 *LTDEBT* 的係數並不顯著，此結果意味著在台灣，長期債務水準高低並非有效的融資限制指



標。如前節所述，本研究懷疑此結果反映台灣廠商在長期與短期債務的操作習慣與歐美廠商可能有所不同。

綜合表 3 的 A 部分中兩種盈餘資訊性的衡量方式下，交乘項的係數在融資受限領域皆顯著為負，B 部分中兩種盈餘資訊性皆顯著為正，以及模型 2 中交乘項的係數在融資未受限領域下不顯著的統計結果。本研究認為公司融資受限時，融資受限程度會隨盈餘資訊性增加而減少；公司融資未受限時，盈餘資訊性本身與融資限制無關的假說已獲證據支持<sup>3</sup>。

#### 四、額外證據：盈餘資訊性觀點下成長機會為融資限制因子

一般而言，高成長公司，有較多成長機會。因此，在無融資限制下的最適投資額  $I^{FB}$  通常較高，其所對應的盈餘資訊性  $\tau_{min}(W, I^{FB})$  應該更低。但一般公認會計原則（Generally Accepted Accounting Principles，簡稱 GAAP）是一體適用的，並未針對這些高成長公司提供更高情報含量的盈餘衡量方法，故高成長公司往往會因盈餘情報含量不足（盈餘資訊性  $\tau$  不夠低），無法在資本市場取得最適投資水準所需之資金，而出現融資限制的現象。因此，若本研究的命題為真，則具較多成長機會的公司有較高的可能性會出現融資限制的現象。這代表若本研究的命題為真，則所伴隨的現象是成長機會必須為融資限制因子。

由於領域交替迴歸中的交替方程式能提供關於因子是否為融資限制因子的情報，故本研究驗證成長機會是否為融資限制因子的方式為：將成長機會的替代變數  $Q$  加入交替方程式，重新估計式(5)-(7)，觀察  $Q$  係數的方向，便可推斷出高成長機會是否促進融資限制。估計結果列於表 4。

觀察交替方程式的係數可發現，這些結果與表 3 是類似的。在每個模型中，都呈現：公司無支付的現金股利或股票購回（各模型  $DIV$  的係數都是顯著為負），預備有較高財務寬限度（各模型  $FSLACK$  的係數都是顯著為正），具有較低資產帳面價值（各模型  $SIZE$  的係數都是顯著為負），短期負債比例較高（各模型  $STDEBT$  的係數都是顯著為正），以及盈餘資訊性指標的值較高（模型 2 中  $Informativeness\_1$  與模型 3 中  $Informativeness\_2$  的係數都是顯著為正）是屬於融資受限的領域。特別是成長機會的替代變數  $Q$  的係數在 3 個模型中皆顯著為正（ $t$  值分別為 10.57，11.08 與 13.27），這顯示成長機會較高貢獻了融資限制。此外，成立年數  $AGE$  的係數於各個模型中不再顯著；事實上，表 4 中大

<sup>3</sup> 模型 3 的  $informativeness\_2$  變得不顯著的可能解釋為：單獨看盈餘資訊性  $informativeness\_2$  對公司投資方程式的增額解釋力可能很小。但該值變動伴隨投資現金流量敏感度變動因此對限資行為有解釋力。事實上，本研究認為盈餘資訊性  $informativeness\_2$  似乎包含其他盈餘屬性的情報。此未知的盈餘屬性對投資的影響與本研究所要捕捉的盈餘屬性對投資的影響彼此有抵銷效果，故盈餘資訊性  $informativeness\_2$  在公司投資方程式中不顯著。但這個未知的盈餘屬性似乎與限資行為無關，因此又能彰顯本研究所要捕捉的盈餘屬性對限資的影響。此外  $informativeness\_2$  在融資未受限下呈顯著，因此雖然無明顯證據但本研究猜測此未知的盈餘屬性可能與過度投資行為有關。

部分融資限制因子的係數都比表 3 中來的小。這意味成長機會  $Q$  是促進融資限制最重要因子之一。在 A 部分的估計結果顯示, 投資函數於融資受限領域與融資未受限領域的表現與表 3 中亦相當類似。例如在模型 2 中, 交乘項的係數在融資受限領域下顯著 ( $t$  值為 -3.13) 為負; 而在融資未受限領域下則不顯著。

表 4 盈餘資訊性觀點下成長機會為融資限制因子之檢定

	投資領域 1 融資未受限		投資領域 2 融資受限		兩領域間係 數差的 $p$ 值
	係數	$t$ 值	係數	$t$ 值	
A 部分：廠商投資行為的主迴歸式					
模型 1(n=8253)					
常數	0.0462***	25.32	0.0435***	23.60	0.0852
$Q$	0.0121***	13.08	0.0057***	8.99	0.0000
CashFlow	0.0205***	8.12	0.0978***	11.14	0.0000
$\sigma_k$	0.0514***	35.22	0.0873***	76.44	
$\sigma_{k\epsilon}$	0.0085***	12.72	0.0099***	19.84	
模型 2(n=5327)					
常數	0.0361***	6.81	-0.0243*	-3.82	0.0000
$Q$	0.0124***	7.82	0.0055***	6.73	0.0002
CashFlow	0.0287***	2.96	0.3996***	8.07	0.0000
Informativeness_1	-0.0668	-0.85	-0.1043*	-1.88	0.0073
CashFlow×Informativeness_1	-0.0424	-0.73	-0.3782***	-3.13	0.0000
$\sigma_k$	0.0536***	43.97	0.0908***	78.33	
$\sigma_{k\epsilon}$	0.0088***	13.08	0.0112***	22.85	
模型 3(n=6842)					
常數	0.0500***	14.76	0.0418***	12.84	0.0037
$Q$	0.0120***	7.58	0.0051***	6.62	0.0000
CashFlow	0.1087***	7.90	0.1105***	8.77	0.1018
Informativeness_2	-0.0208*	-1.83	-0.0136	-1.13	0.0007
CashFlow×Informativeness_2	-0.2896*	-1.66	-0.7483***	-6.39	0.0000
$\sigma_k$	0.0531***	45.48	0.0922***	79.45	
$\sigma_{k\epsilon}$	0.0086***	12.73	0.0115***	23.04	

註：模型中依變數  $Investment_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的固定資產購置金額除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。 $Q_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年期初的 TEJ 股價淨值比。 $CashFlow_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年現金流量表中來自營運之現金流量除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額。盈餘資訊性指標  $Informativeness_{ss\_1}$  為第  $t$  年年底每家公司的第  $t-5$  年至第  $t$  年的稅後淨利變動率對第  $t-5$  年至第  $t$  年的調整後營收變動率做迴歸, 然後計算一個判定係數  $R^2$ , 以  $(1-R^2)$  定義之。調整後營收變動率則為公司第  $t$  年營收變動率減第  $t$  年該公司所屬產業的營收變動率。而第  $t$  年營收變動率定義為 (第  $t$  年營業收入-第  $t-1$  年營業收入) / 第  $t-1$  年營業收入, 第  $t$  年稅後淨利變動率定義為 (第  $t$  年稅後淨利-第  $t-1$  年稅後淨利) / 第  $t-1$  年稅後淨利, 產業分類以 TEJ 產業別執行之。盈餘資訊性指標  $Informativeness_{ss\_2}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的方程式  $\Delta AR_{i,t} = c_0 + c_1 \Delta S_{i,t} + \eta_{i,t}$  中  $\eta_{i,t}$  取絕對值  $|\eta_{i,t}|$ , 方程式中的  $\Delta AR_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的應收帳款變動數除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額, 而  $\Delta S_{i,t}$  為第  $i$  家公司第  $t$  年的營收變動數除以第  $t$  年期初該公司的總資產金額,  $c_0$  與  $c_1$  則依第  $i$  家公司所屬產業以橫斷面估計之。兩領域間係數差的檢定採 Wald test。  $k=1, 2$ 。\*\*\*, \*\*, \* 分別代表在 1%、5%、10% 顯著水準下顯著。

表 4 盈餘資訊性觀點下成長機會為融資限制因子之檢定 (續)

B 部分：交替方程式(Switching Equation)			
	模型 1	模型 2	模型 3
融資受限因子			
常數	1.2760 ** (8.38)	1.0926 ** (6.98)	1.1205 ** (7.22)
<i>DIV</i>	-0.0968 ** (-2.71)	-0.1002 ** (-2.84)	-0.0930 * (-2.51)
<i>FSLACK</i>	0.4378 ** (2.76)	0.3772 * (2.66)	0.3121 * (2.33)
<i>AGE</i>	-0.0125 (-1.70)	-0.0094 (-1.12)	-0.0101 (-1.35)
<i>SIZE</i>	-0.1652 ** (-5.11)	-0.1715 ** (-5.30)	-0.1794 ** (-5.34)
<i>LTDEBT</i>	0.0697 (0.52)	0.1257 (1.03)	0.0550 (0.37)
<i>STDEBT</i>	0.3977 ** (3.85)	0.3362 ** (3.35)	0.3410 ** (3.27)
<i>Q</i>	0.2980 ** (10.57)	0.3327 ** (11.08)	0.3856 ** (13.27)
<i>R&amp;D Informativensss_1</i>		0.6845 ** (2.87)	
<i>Informativensss_2</i>			0.3875 ** (3.30)
融資受限樣本比例	53.52%	56.01%	55.87%

註：融資受限因子若有正向之貢獻時會導致公司進入融資受限領域（領域 2）的可能性增加；融資受限因子若有負向貢獻時會導致公司離開融資受限領域（即進入融資未受限領域（領域 1））的可能性增加。*DIV* 為虛擬變數等於 1 表示第 *i* 家公司第 *t-1* 年有支付現金股息和/或執行股票庫藏。財務寬限度 *FSLACK* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初現金加短期投資除以期初總資產帳面價值作為財務寬限度的代理變數。公司年齡 *AGE* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初時公司成立年數的自然對數。公司規模 *SIZE* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初總資產帳面價值的自然對數。長期負債 *LTDEBT* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初長期負債比例（長期負債除以總資產帳面價值）。短期負債 *STDEBT* 為第 *i* 家公司第 *t* 年期初短期負債比例（短期負債除以總資產帳面價值）。盈餘資訊性指標 *Informativensss\_1* 為第 *t* 年年底每家公司的第 *t-5* 年至第 *t* 年的稅後淨利變動率對第 *t-5* 年至第 *t* 年的調整後營收變動率做迴歸，然後計算一個判定係數  $R^2$ ，以  $(1-R^2)$  定義之。調整後營收變動率則為公司第 *t* 年營收變動率減第 *t* 年該公司所屬產業的營收變動率。而第 *t* 年營收變動率定義為（第 *t* 年營業收入-第 *t-1* 年營業收入）/第 *t-1* 年營業收入，第 *t* 年稅後淨利變動率定義為（第 *t* 年稅後淨利-第 *t-1* 年稅後淨利）/第 *t-1* 年稅後淨利，產業分類以 TEJ 產業別執行之。盈餘資訊性指標 *Informativensss\_2* 為第 *i* 家公司第 *t* 年的方程式  $\Delta AR_{i,t} = c_0 + c_1 \Delta S_{i,t} + \eta_{i,t}$  中  $\eta_{i,t}$  取絕對值  $|\eta_{i,t}|$ ，方程式中的  $\Delta AR_{i,t}$  為第 *i* 家公司第 *t* 年的應收帳款變動數除以第 *t* 年期初該公司的總資產金額，而  $\Delta S_{i,t}$  為第 *i* 家公司第 *t* 年的營收變動數除以第 *t* 年期初該公司的總資產金額， $c_0$  與  $c_1$  則依第 *i* 家公司所屬產業以橫斷面估計之。括號中為 *t* 值。\*\*\*, \*\*, \* 分別代表在 1%、5%、10% 顯著水準下顯著。

綜合表 4 的 B 部分中成長機會的替代變數 *Q* 顯著為正，且大部分融資限制因子的係數都比表 3 的 B 部分中來的小的統計結果。這些證據支持了成長機會是一個重要的融資限制因子，而本研究認為這些證據同時也支持了本研究假說所伴隨的推論。

本研究假說雖獲得證據支持，但這項結果是否為變數內生性所造成？對此本研究對 *Investment* 與 *CashFlow*×*Informativeness* 這兩個變數執行 Granger 因果檢定(causality tests)以確定此可能性。首先將這兩個變數每一年的所有樣本取算術平均後，得出兩條時間序列。其次對這兩個變數作一階差分，以消除趨勢影

響，將差分後的序列作因果分析。受限於序列只有 15 年，本研究僅取落後一期的模型進行分析。實證結果列於表 5。

表 5 Granger 因果檢定

	$\Delta Investment_t$	$\Delta CashFlow \times Informativeness_{1,t}$	Granger 因果檢定
常數	-0.000 (-0.253)	-0.000 (-0.039)	$\Delta Investment \rightarrow \Delta CashFlow \times Informativeness_1$
$\Delta Investment_{t-1}$	-0.174 (0.593)	-1.024 (-0.546)	$F=0.298$ $p=0.5970$
$\Delta CashFlow \times Informativeness_{1,t-1}$	0.093*(1.809)	-0.100 (-0.302)	$\Delta CashFlow \times Informativeness_1 \rightarrow \Delta Investment$
			$F=3.272$ $p=0.1006$
	$\Delta Investment_t$	$\Delta CashFlow \times Informativeness_{2,t}$	Granger 因果檢定
常數	-0.000 (-0.228)	0.000 (0.435)	$\Delta Investment \rightarrow \Delta CashFlow \times Informativeness_2$
$\Delta Investment_{t-1}$	0.094 (0.306)	0.046 (0.212)	$F=0.049$ $p=0.8364$
$\Delta CashFlow \times Informativeness_{2,t-1}$	0.896 (1.613)	-0.041 (-0.104)	$\Delta CashFlow \times Informativeness_2 \rightarrow \Delta Investment$
			$F=2.601$ $p=0.1378$

註： $Investment_t$  為第  $t$  年所有樣本的  $Investment_{i,t}$  取算術平均， $CashFlow \times Informativeness_{1,t}$  為第  $t$  年所有樣本的  $CashFlow \times Informativeness_{1,i,t}$  取算術平均， $CashFlow \times Informativeness_{2,t}$  為第  $t$  年的所有樣本的  $CashFlow \times Informativeness_{2,i,t}$  取算術平均。 $\Delta Investment_t$ ， $\Delta CashFlow \times Informativeness_{1,t}$ ， $\Delta CashFlow \times Informativeness_{2,t}$  為一階差分。Investment<sub>i,t</sub>，CashFlow<sub>i,t</sub>，Informativeness<sub>1</sub> 以及 Informativeness<sub>2</sub> 的定義請參考表 1 或表 2。  
\*\*\*，\*\*，\* 分別代表在 1%、5%、10% 顯著水準下顯著。

觀察表 5 的 Granger 因果檢定結果。雖然皆未達顯著的程度，但以第一種盈餘資訊性所得的結果顯示，Investment 未導致(not Granger cause) CashFlow×Informativeness 的機率為 0.5970，CashFlow×Informativeness 未導致 Investment 的機率只有 0.1006。而以第二種盈餘資訊性所得的結果顯示，Investment 未導致 CashFlow×Informativeness 的機率為 0.8364，CashFlow×Informativeness 未導致 Investment 的機率只有 0.1378。兩種盈餘資訊性所得的結果皆顯示將近 6 倍的機率差異。因此本研究認為表 3 與表 4 的支持證據不太可能是內生性造成的。

## 肆、結論與建議

利用賽局理論，本研究建構了一個理論模型說明為何提高盈餘指標中情報的含量可以協助公司鬆弛融資限制的狀態，並提供假說的實證。這些實證證據顯示當公司融資未受限時，盈餘資訊性本身與融資限制無關，但當公司融資受限時，此融資受限程度會隨盈餘資訊性的增加而減少。此外本研究亦發現高成長機會的公司有較高的融資限制。這提供了支持本研究假說之額外證據。

本研究的結論對公司治理方面的重要性在於：因公司會計盈餘資訊性的多寡將藉由融資限制影響公司的成長，管理當局應增強其會計報告中的盈餘資訊性，進而擴大融資乘數以提高投資上限，以避免公司產生融資限制而成長受限。這一點對高成長公司而言尤其重要。本研究的結論對財務會計文獻的重要性在於：傳統的財務文獻（如 Fazzari et al. 1988; Kaplan and Zingales 1997）強調將融資限制的經濟影響先轉換成資金成本的增加，進而影響公司的成長，但這無法說明資金需求者即便以高價仍無法取得外部資金；有別於傳統文獻，本研究強調盈餘資訊性的多寡將直接造成限資行為，進而影響公司的成長。此外，這也對最近會計關於情報品質與資金成本間關聯性（例如 Abooy, Hughes and Liu 2005）的研究提供另一種思維。本研究的結論對會計公報的制定亦是重要的：因報表使用者（此處為放款者與資金需求者）關心的是公司在 GAAP 下所提供的會計績效指標中內含管理者行為之情報。這有別於在 Ohlson model 所主宰下的評價與衡量觀點(measurement perspective)(Scott 2009)。在世界會計原則趨於統合的今日，應值得 IFRS 參考。

最後說明本研究的限制。這些限制分為以下兩點說明：(1)本研究在盈餘資訊性這個代理變數的建構上雖盡可能捕捉績效指標與營收間關係，但不可諱言這個所建構的變數是否真的完全反映真實的盈餘資訊性？這對本研究的結論可能產生誤差。另外本研究的結論雖然建立於理論模型的預測與其所對應的支持證據上，但實證上本研究的領域交替迴歸模型在選定門檻時，是模型依樣本特徵所選定，因此當樣本特徵不同時，實證結果可能會略有差異。(2)本研究主要是探討盈餘資訊性與限資間關係，因盈餘資訊性僅為會計報告品質的子集合，會計報告品質所涵蓋的範圍遠超過本研究的設定。因此將本研究的結論推廣至會計報告品質的相關議題時，適用上可能會產生一定的限制。

## 附錄

本研究以最大概似法對式(5)-(7)同時進行估計，方法敘述如下：

雖然  $y_{i,t}^*$  為不可觀察的潛在變數，無法直接觀察到第  $i$  家公司在第  $t$  年之投資行為是屬於何種領域。不過投資行為是屬於何種領域的機率卻是可以計算的。根據式(8)可知當  $\varepsilon_{i,t} < -Z_{i,t}\lambda$  廠商投資行為由式(5)決定，而當  $\varepsilon_{i,t} \geq -Z_{i,t}\lambda$  廠商投資行為由式(6)決定。

因此，每筆所觀察到的公司一年資料之概似函數為

$$l_{i,t} = Pr(u_{1i,t} = Investment_{1i,t} - X_{i,t}\beta_1 | \varepsilon_{i,t} < -Z_{i,t}\lambda)Pr(\varepsilon_{i,t} < -Z_{i,t}\lambda) + Pr(u_{2i,t} = Investment_{2i,t} - X_{i,t}\beta_2 | \varepsilon_{i,t} \geq -Z_{i,t}\lambda)Pr(\varepsilon_{i,t} \geq -Z_{i,t}\lambda). \quad (A1)$$

假定式(5)-(7)中的誤差項  $u_1, u_2$  與  $\varepsilon$  為具有聯合常態分布的 3 個隨機變數，

其共變數矩陣為  $\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{1\varepsilon} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{2\varepsilon} \\ \sigma_{\varepsilon 1} & \sigma_{\varepsilon 2} & 1 \end{bmatrix}$ ，則式(A1)可寫成式(A2)，如下：

$$l_{i,t} = \phi(u_{1i,t}, \sigma_{11}) \Phi \left( \frac{-Z_{i,t} \lambda - \frac{\sigma_{1\varepsilon}}{\sigma_{11}} u_{1i,t}}{\sqrt{1 - \frac{\sigma_{1\varepsilon}^2}{\sigma_{11}}}} \right) + \phi(u_{2i,t}, \sigma_{22}) \left( 1 - \Phi \left( \frac{-Z_{i,t} \lambda - \frac{\sigma_{2\varepsilon}}{\sigma_{22}} u_{2i,t}}{\sqrt{1 - \frac{\sigma_{2\varepsilon}^2}{\sigma_{22}}}} \right) \right). \quad (\text{A2})$$

其中  $\phi(\cdot)$  為常態密度函數，而  $\Phi(\cdot)$  為常態累積機率函數。定義如下：

$$L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} \log(l_{i,t}), \quad (\text{A3})$$

為所有公司一年樣本之概似函數取對數後新函數。其中  $N$  為樣本期間內公司數， $T_i$  為每家公司的樣本點數。利用數值方法對式(A3)極大化，即可估得係數向量  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  以及  $\lambda$ 。

## 參考文獻

- Abooy, D., J. Hughes, and J. Liu. 2005. Earnings quality, insider trading, and cost of capital. *Journal of Accounting Research* 43 (5): 651-673. (DOI: 10.1111/j.1475-679X.2005.00185.x)
- Almeida, H., and M. Campello. 2002. Financial constraints and investment-cash flow sensitivities: New research directions. Working paper, University of Illinois.
- Almeida, H., and M. Campello. 2007. Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment. *Review of Financial Studies* 20 (5): 1429-1460. (DOI: 10.1093/rfs/hhm019)
- Biddle, G. C., and G. Hilary. 2006. Accounting quality and firm-level capital investment. *The Accounting Review* 81 (5): 963-982. (DOI: 10.2308/accr.2006.81.5.963)
- Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi. 2009. How does financial reporting quality relate to investments efficiency? *Journal of Accounting and Economics* 48 (December): 112-131. (DOI: 10.1016/j.jacceco.2009.09.001)

- Chen, F., O.-K. Hope, Q. Li, and X. Wang. 2011. Financial reporting quality and investment efficiency of private firms in emerging markets. *The Accounting Review* 86 (July): 1255-1288. (DOI: 10.2308/accr-10040)
- Cleary, S. 1999. The relationship between firm investment and financial status. *Journal of Finance* 54 (2): 673-692. (DOI: 10.1111/0022-1082.00121)
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen. 1988. Financing constraints and corporate investment. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 141-206. (DOI: 10.2307/2534426)
- Fazzari, S. M., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen. 2000. Investment-cash flow sensitivities are useful: A comment on Kaplan and Zingales. *Quarterly Journal of Economics* 115 (2): 695-705. (DOI: 10.1162/003355300554773)
- Holmstrom, B., and J. Tirole. 1997. Financial intermediation, loanable funds and the real sector. *Quarterly Journal of Economics* 112 (3): 663-691. (DOI: 10.1162/003355397555316)
- Hope, O.-K., and W. B. Thomas. 2007. Managerial empire building and firm disclosure. *Journal of Accounting Research* 46 (3): 591-626. (DOI: 10.1111/j.1475-679X.2008.00289.x)
- Hornigren, C. T., G. Foster, and S. M. Datar. 1994. *Cost Accounting: A Managerial Emphasis*. 8<sup>th</sup> edition. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Hovakimian, G., and S. Titman. 2006. Corporate investment with financial constraints: Sensitivity of investment to funds from voluntary asset sales. *Journal of Money, Credit, and Banking* 38 (2): 357-374. (DOI: 10.1353/mcb.2006.0034)
- Hu, X., and F. Schiantarelli. 1998. Investment and capital market imperfections: A switching regression approach using U.S. firm panel data. *Review of Economic and Statistics* 80 (3): 466-479. (DOI: 10.1162/003465398557564)
- Hubbard, R. G. 1998. Capital market imperfections and investment. *Journal of Economic Literature* 36 (1): 193-225.
- Kaplan, S. N., and L. Zingales. 1997. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *Quarterly Journal of Economics* 112 (1): 169-215. (DOI: 10.1162/003355397555163)

- Kaplan, S. N., and L. Zingales. 2000. Investment-cash flow sensitivities are not valid measures of financial constraints. *Quarterly Journal of Economics* 115 (2): 707-712. (DOI: 10.1162/003355300554782)
- Kiyotaki, N., and J. Moore. 1997. Credit cycles. *Journal of Political Economy* 105(2): 211-248. (DOI: 10.1086/262072)
- Lang, L., E. Ofek, and R. Stulz. 1996. Leverage, investment, and firm growth. *Journal of Financial Economics* 40 (1): 3-29. (DOI: 10.1016/0304-405X(95)00842-3)
- Lamont, O., C. Polk, and J. Saá-Requejo. 2001. Financial constraints and stock returns. *Review of Financial Studies* 14 (2): 529-554. (DOI: 10.1093/rfs/14.2.529)
- Li, F. 2011. Earnings quality based on corporate investment decisions. *Journal of Accounting Research* 49 (3): 721-752. (DOI: 10.1111/j.1475-679X.2010.00397.x)
- Maddala, G. S. 1986. Disequilibrium, self-selection, and switching models. In *Handbook of Econometrics* 3, edited by Z. Griliches, and M. D. Intriligator: 1633-1688. Amsterdam, NL: Elsevier Science. (DOI: 10.1016/S1573-4412(86)03008-8)
- McNichols, M. F., and S. R. Stubben. 2008. Does earnings management affect firms' investment decisions? *The Accounting Review* 83 (6): 1571-1603. (DOI: 10.2308/accr.2008.83.6.1571)
- Oliner, S. D., and G. D. Rudebusch. 1992. Sources of the financing hierarchy for business investment. *Review of Economics and Statistics* 74 (2): 643-654. (DOI: 10.2307/2109378)
- Scott, W. R. 2009. *Financial Accounting Theory*. 5<sup>th</sup> edition. Toronto, CA: Pearson Education Canada.
- Tirole, J. 2006. *The Theory of Corporate Finance*. Princeton, NJ: Princeton University Press.