

2010 會計理論與實務研討會論文集  
2010年12月頁1677-1702

2010 Accounting Theory and Practice Conference  
December 2010, pp.1677-1702

## 驗證 C\_Score 在台灣企業的有效性

戚務君\* 潘虹華\*\* 王貞靜\*\*\*

**摘要：**為解決Basu (1997)模型無法獲取個別公司年度條件穩健問題，Khan and Watts (2009, Journal of Accounting and Economics)建構了以個別企業逐年估算的穩健值(C\_Score)。本文檢視C\_Score 應用於台灣企業的有效性，實證結果發現，屬於成文法體系的台灣，資本市場已趨成熟，企業之財務報表整體而言具備盈餘穩健特性；在此前提之下，本文驗證以C\_Score作為台灣公司年度穩健值的效度，發現C\_Score與企業不確定性風險、資訊不對稱程度以及信用風險呈現正向關係；與公司成立年數及資產報酬率呈負向關係，與採用傳統Basu模型的研究發現相當一致。另以C\_Score檢視穩健性與資訊不對稱的關聯，支持LaFond and Watts(2008)提出資訊不對稱增加盈餘穩健性的需求之看法；而C\_Score的變動與銀行新增貸款利息間的關係顯著為負，印證增加盈餘穩健性可降低債務資金成本。整體而言，本文證實C\_Score與Basu模型具有同樣效度，支持C\_Score便於採用的益處，將可增加後續相關研究的效率。

**關鍵詞：**盈餘穩健性、PIN、C\_Score、資訊不對稱、銀行新增貸款利率

---

\* 政治大學會計系教授

\*\* 台灣大學會計系博士生

\*\*\* 淡江大學會計系助理教授

## C-Score for Taiwan Firms: Validity and Application

Chi, WuChun\* Pan, HungHua\*\* Wang, ChenChin\*\*\*

**Abstract:** To overcome a limitation of Basu's model (1997), with which researchers cannot examine the cross-sectional variation of asymmetric timeliness of earnings among firms, Khan and Watts (2009, *Journal of Accounting and Economics*) estimate C-Score., which is a firm-year measure of conservative accounting, for listed firms in the U.S. Due to differences in earnings attributes and the behavior of capital markets, however, the applicability of C-Score to non-U.S. firms has not been established. The first aim of the present paper is therefore to validate the application of C-Score to Taiwan companies. Second, using the measure, we confirm the theory that information asymmetry leads to accounting conservatism with a much more parsimonious model than the complex Basu-based method used in LaFond and Watts (2009, *The Accounting Review*). In addition, we use C-Score to show that conservative accounting decreases the cost of private debt. In sum, using Taiwan data, this paper replicates Khan and Watts by proving the validity of C-Score, reproduces the findings of LaFond and Watts with a much more parsimonious model, and generates a novel application of C-Score.

**Keywords:** Accounting conservatism, C-Score, PIN, bank loan pricing

---

\* Professor, Department of Accounting, National Chengchi University

\*\* Ph.D. Student, Department of Accounting, National Taiwan University

\*\*\* Assistant Professor, Department of Accounting, Tamkang University

## 壹、緒論

為解決Basu(1997)模型無法獲取年度個別企業條件穩健問題，Khan and Watts (2009)建構了以個別企業逐年估算的穩健值(C\_Score)。而基於會計文獻指出法律制度與誘因環境影響企業盈餘穩健程度，以不同資本市場資訊環境驗證新建構衡量方法的有效性，有助於跨國研究的比較，亦能增進各界對台灣企業盈餘穩健特性的了解。因此，本文檢視Khan and Watts(2009)所發展的公司年度穩健值(以下簡稱C\_Score)是否亦適用於台灣企業，並以文獻上所提出穩健公司具備之各種特性進行驗證。

穩健原則(conservatism)為最重要的會計原則之一，不僅列於重要的財務會計觀念性公報之中，對會計實務與評價影響深遠。學術上，會計穩健性的需求及其各種替代觀點亦不斷地被檢視與解釋，尤其國際會計準則委員會(IASB)與美國財務會計準則委員會(FASB)，於2006年聯合發布的財務會計觀念性架構初稿(Conceptual Framework for Financial Reporting: Objective of Financial Reporting and Qualitative Characteristics of Decision-Useful Financial Reporting Information. Preliminary Views.)中主張將審慎性/穩健原則(prudence/conservatism)自觀念性公報中移除<sup>1</sup>，受到學術界與實務界的關注與更廣泛的討論；而衡量穩健性的方法也持續被討論與更新(Roychowdhury and Watts, 2007; Lai and Taylor, 2008; Khan and Watts, 2009, Callen et al., 2010)。

在測試盈餘穩健性的實證研究當中，Basu(1997)模型具有關鍵性的貢獻和影響力，大量的研究以其不對稱模型檢視與穩健原則有關的議題<sup>2</sup>。然而，有些文獻指出Basu模型存在某些缺點 (Dietrich, Muller and Riedl, 2007; Givoly, Hayn and Natarajan, 2006; Ball and Shivakumar, 2005; Qiang, 2007)。Basu模型在估計上的局限包括無法度量個別公司獨立年度(firm-year)的穩健程度，使得研究模型必須透過繁複的交乘項，謹慎的解釋透過穩健的效果對研究主題的邊際增額影響。Basu模型假設前提為在同一產業所有公司的盈餘穩健特性是屬同質性的(homogenous)；個別公司的營運特徵也保持固定，沒有變化，與現實狀況不符。因此，如何衡量同一產業之下，不同公司間穩健特性的橫斷面差異，是重要的議題(Ryan, 2006; Callen et al., 2008; Lai and Taylor, 2008)。為解決Basu(1997)無法獲取公司間橫斷面條件穩健之問題，Khan and Watts (2009)因而建構了以個別企業逐年可估算的穩健值(C\_Score)。

屬於成文法系與島國經濟的台灣，企業經營講求政商人脈，集團企業與金融機構關係緊密，會計盈餘未必具備穩健特質(Ball, Kothari, and Robin, 2000; Ball, Robin and Wu, 2003; Ball and Shivakumar, 2005)。但近年來由轉型經濟逐漸發展成熟的台灣資本市場，積極接軌採用國際會計準則、修定財務會計與審計公報、推動公司治理、改善投資環境之後，台灣近年來是否已經具備盈餘穩健特性，為一值得探討的議題。另外，台灣的資本市場以散戶投資人為主、內線交易頻繁、採

<sup>1</sup> 相關討論請參閱 [http://www.fasb.org/project/conceptual\\_framework.shtml](http://www.fasb.org/project/conceptual_framework.shtml).

<sup>2</sup> 參見 Ball and Karthari (2009)對相關研究的彙整與討論

用雙軌制的公司治理結構以及伴隨投資人保護較弱的證券市場資訊交易環境，驗正穩健會計扮演的資訊角色，亦有其必要性。因此，本文探討Khan and Watts(2009)所發展的公司年度穩健值(C\_Score)是否適用於台灣企業，並以文獻上提出穩健公司具備之各種特性進行驗證。基於會計文獻指出法律制度與誘因環境影響企業盈餘穩健程度(Ball et al., 2000; Ball et al., 2003; Ball and Shivakumar, 2000; Francis and Wang, 2008)，而以不同資本市場資訊環境驗證穩健衡量指標的有效性，有助於跨國研究與本土研究的比較與了解。

本研究探討三個部分，第一部分以2000年至2008年我國上市、櫃公司為研究對象，先以Basu模型檢視樣本期間台灣企業是否具有會計穩健特性。第二部分則分析透過檢視過去文獻證實的具備穩健特性的公司特質，驗證C\_Score作為台灣公司年度穩健值之效度。第三部分則以C\_Score作為穩健性指標進一步分析其與資訊不對稱以及債務資金成本的相關性。實證結果發現，屬於成文法體系的台灣，資本市場已趨成熟，企業之財務報表整體而言具備盈餘穩健特性；在此前提之下，透過驗證C\_Score作為台灣公司年度穩健值之效度，發現C\_Score與企業不確定性風險、資訊不對稱程度以及信用風險呈現正向關係；與公司成立年數及資產報酬率呈負向關係，實證證據顯示公司穩健值之增加主要為回應資訊不對稱及不確定性風險，與以傳統Basu模型的研究發現一致。另以C\_Score檢視與資訊不對稱的相關性，支持LaFond and Watts(2008)資訊不對稱增加穩健性需求的主張；而C\_Score與銀行新增貸款利息間的關係為負，印證為降低資金成本企業增加穩健需求，支持過去文獻的主張。

本研究具有以下的貢獻。首先，驗證C\_Score在台灣的適用性。基於各國穩健的程度會受其法律制度之影響而有變異(Ball, Kothari and Robin, 2000; Ball and Shivakumar, 2005, Francis and Wang, 2008)，以不同資本市場資訊環境驗證新建構衡量方法的有效性，有助於跨國研究的比較，亦能增進各界對台灣企業盈餘穩健特性的了解<sup>3</sup>。其次，由於台灣最主要之債權人為銀行，本研究認為新增之銀行貸利率更能反映債務人的資金成本，探討報表編製者提供穩健資訊的動機，相當具有代表性<sup>4</sup>。最後，C\_Score較傳統Basu(1997)模型更便於採用<sup>5</sup>，本文證實C\_Score的效度，支持其便於採用的益處，可供後續研究參酌。

本文後續的章節安排如下：第二節回顧相關文獻與研究方法；第三節討論樣本與C\_Score估計值；第四節為實證結果；第五節則提出結論。

<sup>3</sup> 美國的公司法規多為習慣法，而台灣的商法則綜合習慣法與成文法，因而形成台灣資本市場相較於美國之特殊環境，且台灣的會計準則與美國的會計準則並非完全相同，台灣會計準則於1995年前多參照美國FASB，但1995年後則盡量與IASB相同，造成台灣會計準則多方色彩(mixed up)，於是台灣與美國報表呈現的穩健程度將會產生變異。

<sup>4</sup> Zhang(2008)採用財務危機公司為樣本，並以債券發行利率(Spread)當作資金成本代理變數，分析台灣近年來企業資金來源之統計資料顯示，債務融資確為國內企業之重要籌資管道，其中銀行又為最主要的債權人。

<sup>5</sup> 在於利用Baus(1997)模型驗證各項因素與穩健的交互作用關係時，需納入大量的交乘項，因而增加模型的共線性問題，降低回歸式的解釋能力，C\_Score的採用可解決此問題，便於研究者作為研討穩健性相關議題的工具。

## 貳、文獻探討與研究方法

### 一、文獻回顧

穩健原則(*conservatism*)為最重要的會計原則之一，不僅列於財務會計觀念性公報之中，對會計實務與評價影響深遠(Sterling, 1970; Watts and Zimmerman, 1986; Basu, 1997; Watts, 2003a; 2003b)。會計穩健性的需求與各種替代觀點在學術上亦不斷地被檢視與解釋<sup>6</sup>；尤其當國際會計主則委員會(IASB)與美國財務會計準則委員會(FASB)主張將穩健原則(*prudence/conservatism*)自觀念性公報中移除<sup>7</sup>，更受到學術界與實務界的關注與廣泛討論(Ahmed and Duellman, 2007; Givoly, Hayn, and Natarajan, 2007; Beatty, Weber, and Yu, 2008; LaFond and Watts, 2008; Ball and Karthari, 2009; Gassen, 2008; Chi, Liu, and Wang, 2009; Chi and Wang, 2010; Zhang, 2008; Qiang, 2007)。而衡量穩健性的方法也持續被討論與更新(Roychowdhury and Watts, 2007; Lai and Taylor, 2008; Khan and Watts, 2009, Callen et al., 2010)。

文獻上所指的穩健性為企業在認列會計利得與損失時具有不對稱的時效性(Basu, 1997)，或是不對稱低估淨資產(Givoly et al. 2007; Roychowdhury and Watts, 2007)；兩者皆歸因於穩健原則對資產皆傾向要求更高程度的查核與驗證。當企業認列利得的門檻較認列損失時更高，兩者的差距愈大，穩健性愈高(Watts, 2003a)。Watts(2003a)指出企業對於穩健會計的需求來自於契約(*contracting*)、訴訟(*litigation*)、管制(*regulation*)以及稅務(*taxation*)等四個層面因素。具體而言，為了降低資訊不對稱衍生的代理問題，緩和關係人間的利益衝突，管理當局有誘因利用穩健性增進契約效率(Ahmed et al., 2002; Qiang, 2007; Moerman, 2006; Zhang, 2007)、降低公司及審計人員的訴訟成本(Bushman and Piotroski, 2006; Qiang, 2007)、避免主管機關介入調查以降低管制風險(Ball and Shivakumar, 2005)，以及遞延或節省租稅負擔(Qiang, 2007)。

Ball and Shivakumar(2005)以及Beaver and Ryan(2005)另提出穩健原則的本質可分為「非條件穩健(*unconditional conservatism*)」及「條件穩健(*conditional conservatism*)」。<sup>8</sup>前者與市場消息無關，取決於會計程序的運作，屬於事前穩健；

<sup>6</sup> 例如，Basu (1997); Ryan (2006); Ball and Shivakumar (2005); Givoly, Hayn, and Natarajan (2007); Roychowdhury and watts (2007); Khan and Watts (2009); Ball, Kothari and Nikolaev (2009); Gassen (2008)。

<sup>7</sup> 相關討論請參閱 [http://www.fasb.org/project/conceptual\\_framework.shtml](http://www.fasb.org/project/conceptual_framework.shtml)。

<sup>8</sup> 所謂「非條件穩健原則」係指會計政策一致的保守決定資產的初始價值，因此造成企業帳上有未認列的商譽，又稱為資產負債表穩健或事前穩健，屬於整體的偏誤，與當期消息無關。例如：內部無形資產開發成本的立即費用化，資產、廠房、設備的折舊採用加速折舊法等。所謂「條件穩健原則」係指在企業在經營過程中，發生對企業不利的情況，使企業沖減其帳面值，又稱為損益表穩健或事後穩健。例如：存貨的備抵跌價損失與長期性資產減損。在探討兩種穩健之關係時，其最基本的觀念可解釋為，若公司將支出費用化(非條件穩健)，則以後有壞消息時資產負債表中就沒有資本化金額可供沖減，此時及時性較低；相反地，若公司未採用非條件穩健而是將支出资本化，則有壞消息時會認列資產減損，此時及時性較高；盈餘反映壞消息比好消息更快，當期消息的性質和盈餘反映速度有直接關係，亦即 Basu(1997)描

而條件穩健原則與市場消息有關，即其認列處理取決於市場消息的變化，屬於事後穩健。而非條件穩健通常較盈餘不對稱認列的條件穩健先行發生，且兩者相互影響。Roychowdhury and Watts (2007)進一步發現，隨著衡量期間的拉長，條件穩健與非條件穩健的反向關係會逐漸減弱，最後轉而成為正向關係。

Basu (1997) 所建構的反向回歸(reverse regression)模型強調並驗證會計穩健性，探討的是會計盈餘反應壞消息(以負的報酬率加以衡量)較好消息(以正的報酬率加以衡量)快速及時；亦即相對於好消息，股價與盈餘間的關聯性在認列壞消息時較高。而大量的文獻以Basu模型驗證各國資本市場的穩健性，並延伸該模型探就各種實證議題(eg., Shivakumar and Waymire, 2003; Krishnan, 2005; Francis, LaFond, Olsson, and Schipper, 2004; Kwon, 2005; Ball and Shivakumar, 2005; Francis et al., 2004; Francis and Wang, 2008; LaFond and Watts, 2008; Ball, Kothari and Nikolaev, 2009)。

有些文獻指出Basu 提出的反向回歸模型存在若干缺點。例如，Dietrich, Muller and Riedl (2007)質疑Basu模型存在計量上的問題；除了以報酬率(return)作為自變數難以解釋之外，每年研究樣本中負報酬觀察值數量通常少於正報酬的觀察值，這種樣本上的截斷與不對稱性容易導致回歸估計結果的偏誤。Givoly, Hayn and Natarajan (2006)則認為Basu模型存有嚴重的遺漏變數問題，企業的資訊環境、資訊揭露政策與獨立的經濟事件等因素均影響企業穩健特性，均未考慮於模型之中，使得Basu模型在衡量企業穩健程度上的可靠性令人存疑。Ball and Shivakumar (2005)也指出Basu模型在設計上存在的一些未盡之處，包括無法考慮會計盈餘的暫時性影響因素，例如無法分離會計盈餘中的暫時性損益與應計項目，也無法判斷盈餘管理對會計盈餘的長短期影響；而且Basu模型無法衡量未上市企業的穩健性。

Basu模型在估計上的侷限還包括無法度量個別公司獨立年度(firm-year)的穩健程度，使得研究模型必須透過繁複的交乘項，謹慎的解釋透過穩健的效果對研究主題的邊際增額影響。事實上，Basu模型以各產業逐年(industry-year)計算盈餘的不對稱時效性，或須以時間序列估計各公司一段時間前後期(firm-years)的盈餘的不對稱時效性；假設前提為在同一產業所有公司的盈餘穩健特性是屬同質性的(homogenous)；個別公司的營運特徵也保持固定，沒有變化。但事實上，企業的環境和內部條件時常變化盈餘穩健程度也會隨時間不同；投資人與管理當局間的資訊不對稱程度隨企業的成長機會而變化，對穩健會計的需求也會有所差異(LaFond and Watts, 2008)。因此，如何衡量同一產業之下，不同公司間穩健特性的橫斷面差異，是重要的議題(Ryan, 2006; Callen et al., 2008; Lai and Taylor, 2008)。為解決Basu(1997)無法獲取公司間橫斷面條件穩健之問題，Khan and Watts (2009)遂建構了以個別企業逐年可估算的穩健值(C\_Score)。

---

述的會計盈餘穩健性。由於條件穩健的“損失及時性認列”的特性有利於向締約各方更早揭示不確定性和風險，因而增進債務契約、薪酬契約和公司治理的效率性，使得穩健性成為一項重要的會計品質特性。

## 二、估計穩健值(C\_Score)

Watts(2003a)提出企業對於穩健性的需求源於契約、訴訟、稅務及管制，此四項要素皆隨投資機會(Investment opportunity set, IOS)變化，換言之，擷取企業的IOS變化將可衡量穩健程度的高低。因此，Khan and Watts(2009)主張藉由捕捉企業投資機會以捕捉會計積極程度與穩健程度<sup>9</sup>。具體而言，透過擇選市價淨值比(MB)、公司規模(SIZE)、負債比率(LEV)為投資機會代理變數，並同時用以控制公司特性，Khan and Watts(2009)建構公司年度穩健衡量值，並稱之為C\_Score。而擇選市價淨值比(MB)、公司規模(SIZE)、負債比率(LEV)為投資機會代理變數的主要理由分述如下：

### (一)市價淨值比(MB)

相對於資產配置成熟的公司，高市價淨值比的企業成長機會較高，而高成長機會與代理成本呈正相關(Smith and Watts, 1992)，穩健性則是回應代理成本之有效治理機制(Watts, 2003a)，因此市價淨值比與會計穩健性呈高度正向相關。另一方面，市值淨值比與穩健性間的緊密關係，不但來自於Watts(2003a)提出之四個層面的因素，也同時涉及其與股價間的關係；Khan and Watts(2009)認為時效不對稱(條件穩健)就如同穩健的流量一般，而市價淨值比(非條件穩健)則有如穩健的存量，當時效不對稱致使淨資產不斷被累積低估時，代表時效不對稱與期末市值淨值比可能呈現正向關係。Roychowdhury and Watta (2007)指出當市價淨值比與穩健間未呈顯著的正向關係，則可能源自於市價淨值比本身的「緩衝問題(buffer problem)」<sup>10</sup>。儘管市值淨值比將隨著計算期間的長短與穩健的關係將產生不同，過去文獻顯示期末市值淨值比可一致的衡量穩健，因此，Khan and Watts(2009)以期末市值淨值比計算C\_Score。

### (二)公司規模(SIZE)

<sup>9</sup> 但他們並不區分債務契約、稅務考量、管制機構、法律制度這四項因素對穩健性的影響，主要理由為(1)因資料取得之困難或模型設定的問題，這四者無法同時被解釋，亦或無法可靠的被衡量；(2)衡量穩健的變數愈多，將使得資料取得的限制愈大，樣本規模變少，失去代表性。

<sup>10</sup> 短期之期初市價淨值比與穩健流量呈現負相關，肇因於前期期末認列之資產增值降低了認列資產價值損失的必要性，因而產生緩衝問題；又因期末的市值淨值比為期初市價淨值比的函數，導致期末市價淨值比與穩健性呈負相關。於長期(二年以上)的情況下，緩衝問題的影響將消失。具體而言，Roychowdhury and Watts (2007)檢視時間效果對時效不對稱與期末非條件穩健關係之影響。就短期(一年)而言，期初與期末非條件穩健具有高度關連性，當期初非條件穩健高時，則此部分價值減損自然不必認列，及時性為低，但因受限於期間較短，及時性不足以影響期末非條件穩健程度，因此期初非條件穩健特性仍會延續，使得期末非條件穩健與條件穩健呈負相關。就長期(二年以上)而言，由於期初與期末非條件穩健不再具有高度關連性，當期初非條件穩健高時，則此部分價值減損自然不必認列，及時性為低，在長期時間下，因期末非條件穩健受及時性影響期間較長，所累積的及時性足以改變期初非條件穩健之特性，導致非條件穩健由期初的穩健變為期末的不穩健，以致期末非條件穩健與條件穩健呈正向關係。顯見條件穩健之高低取決於期初非條件穩健之大小，且時間長短改變條件穩健與非條件穩健間之關係。

大型企業多處於成熟階段，資訊環境較佳，企業的特定風險與資訊不對稱程度較低。過去文獻亦證實大型企業相較於小型企業之資訊不對稱風險較低(Easley et al., 2002)。然而，大型企業營運複雜，擁有眾多營運部門或國內外子公司，可能透過部門之間損益的移轉平滑盈餘，以減少稅務負擔。另一方面，大型企業受到較多關注，政治成本與訴訟風險也相對提高。雖然大企業對穩健的需求，尚未有一致的結論，但相當確定兩者間存在關聯性，因此，Khan and Watts(2009)以期末市值淨值比計算C\_Score。

### (三)負債比率(LEV)

Ahmed et al. (2002) 發現穩健會計可以減輕股東和債權人間對股利政策的利益衝突，並能降低債務成本。從契約理論而言，由於締約雙方需要以會計資訊作為締約的依據，如果公司自願採取穩健會計，可以增加公司的隱藏性保留(hidden reserve)彈性、減少透過發放過多股利導致移轉債權人的財富到控制股東，因而可以向債權人傳遞他們的利益受到良好保障的訊息(Beekes et al. 2004)。Ball and Shivakumar(2005)指出，及時認列損失與公司治理及債務協議間有密切的關連。就公司治理的角度而言，愈及時地認列損失，愈可以使得經理人不去選擇淨現值為負的投資計畫；就債務協議的效率性而言，愈具穩健特性的會計盈餘，愈能促使債務契約更形嚴格，而嚴謹的債務契約對債權人而言，即有更佳的保障。

基於上述原因，Khan and Watts(2009)選擇市價淨值比(MB)、公司規模(SIZE)、負債比率(LEV)成為投資機會代理變數。而他們發展之公司年度穩健衡量值，乃建構於傳統Basu (1997) 不對稱認列時效性模型之上，衡量橫斷面條件穩健模型可表達為：

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \beta_3 R_i + \beta_4 D_i R_i + e_i \dots\dots\dots (1)$$

其中，下標 i 代表第 i 家公司， $X_i$  為第 i 家公司的會計盈餘， $R_i$  則為第 i 家公司的報酬率(用以衡量消息)，當  $R < 0$  時代表壞消息的虛擬變數 D 為 1，反之 D 為 0；e 為殘差項。好消息的反應速度為  $\beta_3$ ；而壞消息相對於好消息的增額時效性為  $\beta_4$ ，於是  $\beta_3 + \beta_4$  即表示壞消息反應速度。

Watts(2003a)指出公司盈餘穩健程度會下列四項因素產生變異，分別為：契約(包含債務契約與酬勞契約)、法制、稅務與管制，而這些因素又隨公司投資機會的變化不同，擷取企業的IOS變化將可衡量穩健程度的高低。因此，Khan and Watts(2009)主張藉由捕捉企業投資機會以擷取會計盈餘報導的積極程度(式(2))與穩健程度式((3))。

$$G\_Score = \beta_3 = \mu_1 + \mu_2 Size_i + \mu_3 M/B_i + \mu_4 Lev_i \dots\dots\dots (2)$$

$$G\_Score = \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 Size_i + \lambda_3 M/B_i + \lambda_4 Lev_i \dots\dots\dots (3)$$

為能估計公司年度穩健值 Khan and Watts(2009)將公司規模、市價淨值比與負債比率三項代表投資機會之代理變數分別與 Basu(1997)模型中之  $R_i$  及  $D_i R_i$  相



乘，再同時控制公司特性變數(規模、市價淨值比、負債比率)，分年進行迴歸，如式(4)。接著，將迴歸後產生之係數( $\hat{\mu}_1$ 及 $\hat{\lambda}_1$ )與當年度之公司特性變數交乘，如式(5)及式(6)，分別產生衡量公司年度好消息時效性衡量值 G\_Score，同式(2)中之 $\beta_3$ ，而公司年度壞消息 增額時效性衡量值 C\_Score，同式(2)中之 $\beta_4$ ，其中，C\_Score 即為公司年度穩健衡量值。

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + R_i (\mu_1 + \mu_2 \text{Size}_i + \mu_3 M/B_i + \mu_4 \text{Lev}_i) + D_i R_i (\lambda_1 + \lambda_2 \text{Size}_i + \lambda_3 M/B_i + \lambda_4 \text{Lev}_i) + (\delta_1 \text{Size}_i + \delta_2 M/B_i + \delta_3 \text{Lev}_i + \delta_4 D_i \text{Size}_i + \delta_5 D_i M/B_i + \delta_6 D_i \text{Lev}_i) + \varepsilon_i \dots\dots\dots (4)$$

$$G\_Score = \hat{\beta}_3 = \hat{\mu}_1 + \hat{\mu}_2 \text{Size}_i + \hat{\mu}_3 M/B_i + \hat{\mu}_4 \text{Lev}_i \dots\dots\dots (5)$$

$$G\_Score = \hat{\beta}_4 = \hat{\lambda}_1 + \hat{\lambda}_2 \text{Size}_i + \hat{\lambda}_3 M/B_i + \hat{\lambda}_4 \text{Lev}_i \dots\dots\dots (6)$$

### 參、樣本與C\_Score估計

#### 一、樣本選取與資料來源

本文資料取自台灣經濟新報(Taiwan Economic Journal, 簡稱 TEJ)之上市櫃公司，由於 TEJ 於 2000 年始同時公開上市上櫃公司的日內資料，故資料受限於個股買賣方成交量資訊，樣本起訖年度為 2000 年到 2008 年。選樣期間因研究變數涉及前期資料而為 1999 年到 2008 年，進一步刪除資料缺漏者，以及年度總資產或是淨值為負之觀察值。與 Hayn (1995)以及 Basu(1997)相同，以財務年度結束四個月後之累積 12 個月之月報酬累積計算年度報酬率<sup>11</sup>。此外，刪除當年度股價低於 1 元者，以及為了排除極端值的影響，我們參照 Ball et al.(2000)與 Khan and Watts (2009)刪除盈餘、報酬、規模、市值淨值與折舊費用比高於樣本 99%分位與低於 1%分位之觀察值。樣本篩選擇結果最終得到 6,812 筆觀察值，樣本篩選過程見表 1。

表 1 樣本刪選過程

刪選過程	觀察值
1999 年至 2008 年原始觀察值	27281
刪除	
無完整回歸模型變數者	(8318)
總資產或權益為負值者	(19)
當年度股價低於 1 元者	(26)
盈餘、報酬、規模、市值淨值與折舊費用比高於樣本 99%分位與低於 1%分位者	(11637)
其他控制變數(PIN、Volatility、NOAcc、CFOA、TCRI、Age、Inv.Cycle)	(469)
合計	6,812

<sup>11</sup> 台灣企業之年度財務報告書最遲須於四月底上傳至證券交易所及櫃買中心，因此本文計算的年報酬由財務報告書發佈後 5 月起算至隔年 4 月止。舉例而言，99 年度之年報酬為 99 年 5 月到 100 年 4 月之月報酬連乘。

## 二、敘述性統計

表 2 為各項有關變數的敘述統計量，分別列示各變數之平均數、標準差、中位數及第一與第三四分位數，整體樣本之分佈大致與過去文獻一致(Lai and Taylor, 2008；Khan and Watts, 2009；Chi et al., 2009)。<sup>12</sup>由於以期初市值平減的非常損益(Earnings)平均數(中位數)為 0.03(0.056)，顯示樣本企業多為獲利企業，且樣本分配呈現左偏的情形，顯示台灣企業在 2000 至 2008 年間存有會計盈餘具有穩健原則的特性(Ball et al. 2000)；Return 的標準差為 0.517，平均數(中位數)為 0.067(-0.02)，可以發現在研究期間，平均年度股票市場投資呈現正報酬，且有呈現右偏分配的情形，支持過去文獻(Ball et al. 2000；Ball et al. 2003；戚務君、廖益均與林嬋娟，2008)。以權益市值(百萬元)取自然對數衡量的企業規模(SIZE)平均數(中位數)為 7.872(7.754)；市值淨值比(M/B)的平均數(中位數)為 1.317(1.069)，相對小於相關文獻(Lai and Taylor, 2008；Khan and Watts, 2009)，顯示台灣企業的成長性未在資本市場上得到肯定。以市值平減長短期負債的槓桿度(Lev)有偏高的平均數與中位數，分別為 0.954 與 0.656，這表示台灣企業之負債占權益市值比重較高<sup>13</sup>以日報酬滾動 288 天計算之日股票報酬標準差(Volatility)，平均與中位數之皆為 0.028，分配頗為一致；非營業應計數(NOAcc)與投資循環(Inv.Cycle)的敘述統計與相關文獻接近。TCRI<sup>14</sup>的平均數(中位數)為 5.728 (6.000)，顯示多數台灣企業信用評等被列為中度風險；PIN 值的標準差為 0.105，平均數(中位數)為 0.155(0.143)，與相關研究接近 (Brwon and Hillegeist 2007；LaFond and Watts 2008；Chi et al. 2009；Chi and Wang, 2009)。企業的平均成立年數(Age)為 25.491，略高於中位數 24.000，顯示樣本公司多為成立年數超過二十五年的成熟企業。由於樣本變數有出現偏態的現象，因此相關係數表同時列示有母數的 Pearson 相關係數與無母數的 Spearman 的等級相關係數。

表 3 報導本文所採用變數之相關係數矩陣。右上(左下)為 Pearson(Spearman)相關係數，我們估計每年的橫斷面相關係數，再將各年度係數予以平均。企業規模愈大，其槓桿度(Lev)、股價波動性(Volatility)與資訊不對稱程度(PIN)較低，證實大型企業平均而言資訊不對稱程度及非系統之不確定性較低。另一方面，企業規模與盈餘(Earnings)、報酬率(Return)、市值淨值比(M/B)、來自營業活動之現金流量(CFOA)、以及企業成立年數正相關與 TCRI 負相關；顯示大型企業的獲利性、成長性、流動性以及信用評等較佳。負債比率(LEV)與市值淨值比(M/B)之 Pearson(Spearman)相關係數為-0.415(-0.540)，此部分與 Mayers(1977)及 Smith and Watts(1992)提出之契約、規模與累進稅假說一致。

<sup>12</sup> 公司規模(Size)的部分，Khan and Watts(2009)所報導之平均數、Q1、中位數與 Q3 分別為 4.765、3.216、4.601 與 6.218，而本文所得之值分別為 7.872、6.897、7.754 與 8.689，造成此二者之差異原因為本文之資料採用千元為單位。

<sup>13</sup> 台灣企業約只有 50%企業市值超過帳面價值，M/B 之中位數為 1.069，半數企業市值低於帳面價值，使得負債除上市值之比率平均高達 0.9。

<sup>14</sup> 資料取自臺灣經濟新報(簡稱 TEJ)之台灣企業信用風險指標(Taiwan Corporate Credit Risk Index，簡稱為 TCRI)，其值域為 1(信用風險最低)至 10 (已違約的企業)；本文根據 Beatty et al.(2008)以企業信用評等取代破產指數作為企業的授信風險代理變數。

表 2 敘述統計量

變數	平均數	標準差	Q1	中位數	Q3
Earnings	0.030	0.143	0.008	0.056	0.101
Returns	0.067	0.517	-0.298	-0.029	0.302
Size	7.872	1.311	6.897	7.754	8.689
M/B	1.317	0.883	0.713	1.069	1.653
Lev	0.954	0.974	0.305	0.656	1.266
Volatility	0.028	0.008	0.022	0.028	0.033
NOAcc	-0.013	0.154	-0.073	-0.008	0.056
CFOA	0.070	0.125	0.015	0.066	0.129
Inv.Cycle	0.019	0.020	0.004	0.014	0.028
TCRI	5.728	1.574	5.000	6.000	7.000
PIN	0.155	0.105	0.082	0.143	0.208
Age	25.491	11.732	16.000	24.000	33.000

此表為 2000 年到 2008 年計 6812 筆公司年度觀察值之敘述統計量。分別報導平均數、標準差、第一四分位數(Q1)、中位數及第三四分位數(Q3)，Earnings 為非常損益前淨利以期初市值評減，Returns 為年報酬，Size 為權益市值取自然對數，M/B 為市值淨值比，Lev 為短期負債加長期負債再以市值評減，Volatility 為公司之日股報酬標準差，NOAcc 為非營業應計以期初資產評減，CFOA 為來自營業部門之現金流量以期初資產評減，Inv.Cycle 隨投資循環增加而減少，TCRI 為 TEJ 研究員對於公開發行公司之信用評等(TCRI 信用評等分 1 至 9 等 等級愈小表示信用愈佳 信用評等第 10 等表示該公司已發生財務危機)，PIN 為 Easley et al.(2002)發展之資訊不對稱代理變數，AGE 為以年計算之公司年齡。

表 3 相關係數矩陣 (右上為 Pearson, 左下為 Spearman)

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.
1.Earnings			0.267	0.224	-0.324	-0.233	0.007	0.192	0.002	-0.440	0.009	0.011
2>Returns	0.348		0.093	0.153	-0.099	-0.056	-0.020	0.068	-0.010	-0.081	-0.048	0.093
3.Size	0.276	0.113		0.372	-0.212	-0.090	-0.028	0.185	0.135	-0.570	-0.117	0.084
4.M/B	0.344	0.133	0.385		-0.415	0.024	-0.094	0.247	0.035	-0.328	-0.040	-0.280
5.Lev	-0.275	-0.107	-0.220	-0.540		0.107	0.082	-0.242	-0.043	0.449	0.005	0.120
6.Volatility	-0.205	-0.102	-0.068	0.014	0.073		-0.069	-0.085	0.022	0.319	-0.199	-0.189
7.NOAcc	-0.075	-0.046	-0.015	-0.042	0.098	-0.077		-0.493	-0.016	0.039	0.033	0.034
8.CFOA	0.324	0.102	0.197	0.275	-0.341	-0.108	-0.430		0.134	-0.300	-0.009	-0.092
9.Inv.Cycle	0.002	-0.015	0.117	0.067	-0.013	-0.002	0.018	0.129		-0.104	-0.025	-0.063
10.TCRI	-0.445	-0.109	-0.561	-0.377	0.442	0.311	0.026	-0.349	-0.108		0.020	-0.011
11.PIN	-0.007	-0.047	-0.106	-0.046	0.006	-0.219	0.039	-0.008	-0.031	0.011		-0.010
12.AGE	-0.002	0.116	0.068	-0.290	0.160	-0.209	0.026	-0.128	-0.020	-0.019	-0.003	

右上(左下)為 Pearson(Spearman)相關係數矩陣，Earnings 為非常損益前淨利以期初市值評減，Returns 為年報酬，Size 為權益市值取自然對數，M/B 為市值淨值比，Lev 為短期負債加長期負債再以市值評減，Volatility 為公司之日股報酬標準差，NOAcc 為非營業應計以期初資產評減，CFOA 為來自營業部門之現金流量以期初資產評減，Inv.Cycle 隨投資循環增加而減少，TCRI 為公開發行公司之信用評等(TCRI 信用評等分 1 至 9 等 等級愈小表示信用愈佳 信用評等第 10 等表示該公司已發生財務危機)，PIN 為 Easley et al.(2002)發展之資訊不對稱代理變數，AGE 為以年計算之公司年齡。

### 三、C\_Score 的估計與敘述統計

表4為以傳統Basu(1997)穩健模型以及控制規模、市值淨值比與槓桿度後之模型(LaFond and Watts, 2008)，實證分析台灣企業盈餘穩健特性。我們採用Fama and Macbeth (1973)估計每年迴歸係數，並報導2000至2008年之迴歸係數平均值於表4，換言之，表中之 t 值係由9個係數之標準差而得。由表3第一欄的實證結果可知，在本文的實證期間，台灣企業具有盈餘報導的穩健性。具體而言，基於Basu模型中股票報酬與盈餘呈顯著正向，衡量壞消息增額時效性D\*Ret的係數與 t 值分別為0.187與12.68，顯著支持台灣上市上櫃企業在2000至2008年間，具有會計盈餘的穩健性。

表 4 估計迴歸式之平均係數

	預期 方向	本文樣本				Khan and Watts(2009)	
		Basu 係數	Basu t-值	係數	t-值	係數	t-值
Intercept		0.094	24.95	-0.009	-0.30	0.083	7.53
D		0.002	0.34	-0.019	-0.87	-0.024	-3.56
Ret	+	0.027	4.74	-0.170	-1.17	0.031	1.84
Ret×Size	+			0.042	1.54	0.005	2.25
Ret×M/B	-			-0.050	-1.48	-0.006	-2.00
Ret×Lev	-			-0.063	-1.01	0.005	0.77
D×Ret	+	0.187	12.68	0.555	2.92	0.237	10.78
D×Ret×Size	-			-0.083	-2.66	-0.033	-7.42
D×Ret×M/B	+			0.103	1.83	-0.007	-0.93
D×Ret×Lev	+			0.146	2.46	0.033	1.86
Size				0.008	1.74	0.005	4.83
M/B				0.017	2.70	-0.017	-7.93
Lev				-0.017	-1.40	-0.008	-3.61
D×Size				0.004	1.21	0.003	3.45
D×M/B				-0.007	-0.70	-0.001	-0.42
D×Lev				-0.005	-0.38	-0.002	-0.88
Adj.Rsq.			0.089	0.27		0.24	

此表報導 2000 年到 2008 年計 6812 筆公司年度觀察值之年度橫斷面(annual cross-sectional Fama-Macbeth)盈餘與上表所列變數迴歸之平均係數。D 為虛擬變數，其值為 1 表股票報酬(Ret)為負值，反之為 0，"×" 代表相乘；Size 為權益市值取自然對數；M/B 為市值淨值比；Lev 為短期負債加長期負債再以市值評減；Adj.Rsq. 為 9 年迴歸平均之 adjusted R<sup>2</sup>。上表估計所得之係數用來計算本文之 C\_Score 與 G\_Score。

表4的第二欄採用LaFond and Watts (2008)存有控制變數的模型估計，除了年報酬(Ret)與盈餘之關係為不顯著的負向關係之外，其他主要變數及其他公司特性變數之估計係數方向皆與Khan and Watts(2009)一致，為了便於比較，本文亦將

Khan and Watts(2009)的實證結果列於表4的第三欄。基於年報酬與盈餘間存在不顯著的負向關係(*Ret*與*Earning*之係數為-0.170, t 值-1.17), 我們作進一步的測試分析, 發現股票報酬平均數對盈餘存在正向影響<sup>15</sup>。

本文主要探討的變數中, 壞消息增額時效性(*D*×*Ret*)亦為顯著正向, 符合我們的預期, 亦即樣本企業存有會計盈餘報導的穩健性。其他變數部分, 股票報酬與企業規模交乘項(*Ret*×*Size*)對盈餘之影響為正向(係數為 0.042, t 值為 1.54), 顯示大規模公司傾向及時報導好消息; 相對地, 交乘項 *D*×*Ret*×*Size* 顯著為負值, 則指出大型企業並未存有增額的穩健性。換言之, 台灣的大型企業符合 LaFond and Watts(2008)指的低穩健性的公司, 因其擁有較高的好消息時效性及較低的壞消息增額時效性。股票報酬與市值淨值比(*Ret*×*M/B*)之估計係數為負向, 支持高成長的公司較為穩健, 及時報導好消息的即時性較低, 虛擬變數與股票報酬及市值淨值比之交乘項(*D*×*Ret*×*M/B*)估計係數為顯著正項, 顯示本文之樣本企業中, 市值淨值比高的企業較為穩健。股票報酬與負債比率之交乘項(*Ret*×*Lev*)估計係數未達統計顯著水準, 但加入虛擬變數之股票報酬與負債比率之交乘項 (*D*×*Ret*×*Lev*)估計係數為顯著正項, 表示負債占市值比愈高之公司對壞消息增額時效性的需求愈強, 亦即愈穩健, 支持過去文獻指出債務契約提高了會計穩健性的需求(Watts, 2003; Ahmed et al.,2002 ; Beatty et al.,2008 ; Ball, Robin & Sadka,2008 ; Zhang,2008)。

表 5 之 Panel A 報導整體樣本 C\_Score 與 G\_Score 之敘述統計量。其中, C\_Score(G\_Score)平均與中位數分別為 0.192(0.037)及 0.170(0.032), 顯示 C\_Score 與 G\_Score 無明顯偏態分佈, C\_Score 之第一四分位數(Q1)為正值, 因此本樣本 75%以上之公司皆具有穩健特性。與 Khan and Watts(2009)的樣本敘述統計量相較, 本文的 C\_Score 數值較高 G\_Score 較低, 顯示台灣公司更具穩健性)。

表 5 之 Panel B 報導 C\_Score 及 G\_Score 之 Pearson(右上)與 Spearman(左下)相關係數矩陣, 二者關係為顯著負向, 表示較高的不對稱時效性(壞消息相對於好消息之增額時效性)部分來自於較低的好消息時效性(Roychowdhury and

<sup>15</sup> 為了進一步測試台灣企業平均而言股價與盈餘是否為正相關, 首先我們以股票報酬平均數 (*Ret*)0.067 為基準, 規模、市值及負債淨值比與股價交乘項(*Size\_R*、*MB\_R*、*Lev\_R*)係數表示公司特性(規模、市值、負債淨值比)對盈餘的增額影響; 利用各公司特性分佈於 Q1 與平均之數值, 與上述各交乘項係數相乘, 得到以在平均股價報酬的基礎下, 加總 Q1 或平均之公司特性對盈餘之增額影響為 0.273 與 0.303, 亦即台灣企業股價與盈餘呈正相關。本文另外提供 Basu(1997)模型之估計係數結果報導於表 3, 其中股價與盈餘呈顯著正相關, 支持本文上述推論。詳細計算列表如下:

	係數	Q1	平均數	係數×Q1	係數×平均數
Size_R	0.042	7.872	6.897	0.331	0.290
MB_R	-0.050	1.317	0.713	-0.065	-0.035
Lev_R	-0.063	0.954	0.305	-0.060	-0.019
return 平均數			0.067	0.067	0.067
合計				0.273	0.303

Watts,2007;LaFond and Watts,2008 ;Khan and Watts, 2009) , 亦即無論以 Pearson 相關係數與無母數的 Spearman 的等級相關係數, 會計盈餘報導壞消息的增額速度與報導好消息的速度, 皆呈現顯著的負向關係。

表 5 C\_Score 與 G\_Score 之敘述統計量及相關係數

variable	平均數	標準差	Q1	中位數	Q3
Panel A: C_Score 與 G_Score 之敘述統計量					
C_Score	0.192	0.324	0.032	0.170	0.302
G_Score	0.037	0.254	0.010	0.032	0.093
Panel B: 相關係數矩陣(右上為 Pearson, 左下為 Spearman)					
			C_Score		G_Score
C_Score					-0.814 <sup>***</sup>
G_Score			-0.643 <sup>***</sup>		

此表分別報導 C\_Score 與 G\_Score 之平均數、標準差、第一四分位數(Q1)、中位數、第三四分位數(Q3)、Pearson 與 Spearman 相關係數矩陣。C\_Score 之計算乃由表 3 所估計出之參數而得, 本樣本期間為 2000 年至 2008 年共 6812 筆公司年度值。\*, \*\*, \*\*\* 分別表示達雙尾 10%、5%、1% 顯著水準。

## 肆、實證結果

### 一、依 C\_Score 分組驗證與 Basu measure 的相關性

為了評估 C\_Score 是否能成為衡量企業會計穩健性之有效指標, 我們檢視 C\_Score 是否與 Basu(1997)係數吻合一致。具體而言, 我們逐年依所有樣本公司之 C\_Score 的數值由大至小排序, 並進一步將樣本公司依 C\_Score 之各十分位分為十組, 以各組資料估計傳統的 Basu(1997)係數, 檢視 C\_Score 之各十分位分組是否與 Basu(1997)呈同調的增減變動。簡言之, 我們比較考量公司特性之年度穩健值(C\_Score)與傳統穩健值(Basu 係數)之間, 是否存在高度相關性, 以此作為驗證實證 C\_Score 是否能與 Basu 係數一致, 而成為衡量個別企業年度會計穩健性之有效指標, 結果列於表 6。

由表 6 可以發現由 C\_Score 十分位最低組(組別 Lo) 之 Basu 不對稱時效性 (Ret×D)係數 0.003 至最高組(組別 Hi) Basu 係數 0.213, Basu 不對稱時效性係數 (Ret×D)與以 C\_Score 十分位分組的序列呈同調增加, 且兩者係數存在顯著的差異(相關係數為 0.209, p 值小於 0.01)。除此之外, 各十分位與對應之 Basu 係數呈顯著正相關(相關係數為 0.896, p 值小於 0.01)。在好消息的即時報導部分, 採用台灣樣本所得之 Basu 好消息時效性係數與十分位成顯著負相關(相關係數為 -0.788, p 值小於 0.01), 此結果亦顯示高穩健性之公司其好消息時效性較低; 相對地, 報導較多好消息之公司其穩健性較低。整體而言, 表 6 顯示 C\_Score 為能有效區分公司穩健性程度之指標, 與 Basu 之不對稱時效性相當一致。

表 6 依 C\_Score 各十分位估計之 Basu 係數

C_Score decile	Intercept	D	Ret	Ret×D
Lo	0.107	-0.016	0.077	0.003
2	0.109	-0.008	0.077	0.038
3	0.101	0.001	0.071	0.060
4	0.099	0.011	0.056	0.119
5	0.109	-0.029	0.047	0.074
6	0.073	0.007	0.051	0.075
7	0.094	0.020	0.027	0.235
8	0.067	0.017	0.016	0.218
9	0.099	-0.014	-0.041	0.286
Hi	0.028	-0.009	0.038	0.213
Rank Corr.			-0.788***	0.896***
Hi-Lo			-0.038	0.209***
預期方向			(-)	(+)

此表報導以 C\_Score 各十分位大小為基礎估計 Basu 迴歸式之參數。本樣本期間為 2000 年至 2008 年共 6812 筆公司年度值。各公司每年將以 C\_Score 大小分成十組，皆者採用下列 pooled regression 估計個十分位之參數： $X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \beta_3 R_i + \beta_4 D_i R_i + e_i$ ，X 為每股盈餘以期初股價評減；D 為虛擬變數，其值為 1 表報酬(Ret)為負值，反之為 0；各欄位分別為常數項(Intercept)，虛擬變數(D)，好消時之時效性(Ret)及 Basu 不對稱時效性係數(Ret×D)。Basu 穩健值隨著 C\_Score 十分位大小的增加而增加。Rank Corr.顯示 C\_Score 各十分位對應各等級 Basu 係數之關係。Hi-Lo 為最高分位係數減最低分位係數之值。\*，\*\*，\*\*\* 分別表示達雙尾 10%、5%、1%顯著水準。

## 二、C\_Score 與企業特徵之關聯性

首先檢視 C\_Score 與資產報酬率(ROA)與非營業應計數(NOAcc)的相關性；接著，探討其他與會計穩健性有關的企業特性，包括市值淨值比(MB)、企業規模(Size)、槓桿度(Lev)、投資循環(InvCy)、信用評等(TCRI)、資訊不對稱程度(PIN)、日報酬標準差(Volatility)以及企業成立年數(AGE)等。

### (一)資產報酬率(ROA)與非營業應計數(NOAcc)

條件穩健的特性即為對利得的認列要求較高的驗證，而使得損失更即時的反應在會計盈餘之中，這將使得負的應計數增加；換言之，較穩健的企業因提高未實現損失的認列，導致有較高的負向應計數與較低總應計數，因此使得資產報酬率(ROA)與非營業應計(NOAcc)隨穩健程度增加而下降。具體而言，由於會計穩健性高的公司，對於利得需要較高的驗證，因此較晚認列利得並有有較大的沖銷數，使得資產報酬率(ROA)與非營業應計數(NOAcc)的波動性較高，且分配傾向負偏。過去文獻亦指出資產報酬率(ROA)與非營業應計數(NOAcc)之平均數、變異程度與負偏態(negative skewness)可用以衡量企業會計穩健性特質(Basu,1995；Givoly and Hayn, 2000；Watts, 2003b)。

基於上述，我們依所有樣本公司之 C\_Score 的數值逐年由大至小排序，並進

一步將樣本公司依 C\_Score 之各十分位分為十組，檢視各組資產報酬率(ROA)與非營業應計(NOAcc)平均數、標準差及偏態之分佈，藉此了解以 C\_Score 衡量的穩健值是否能印證過去文獻的主張，隨穩健性的增加，資產報酬率(ROA)與非營業應計數(NOAcc)之平均數愈小，變異程度愈大，以及較明顯的負偏態。而表 7 報導此項企業特徵的實證結果。

表 7 依 C\_Score 十分位得到之 ROA 與 NOAcc 之分佈

C_Score Decile	ROA			NOAcc		
	平均數	標準差	偏態	平均數	標準差	偏態
1	0.127	0.099	0.508	-0.029	0.229	-2.217
2	0.111	0.088	-0.259	-0.027	0.197	-6.591
3	0.102	0.074	0.153	-0.019	0.161	-2.062
4	0.084	0.075	-0.828	-0.008	0.120	-0.115
5	0.086	0.078	0.661	-0.002	0.125	-0.728
6	0.075	0.072	-0.205	-0.007	0.115	0.188
7	0.071	0.078	-0.251	-0.013	0.116	0.009
8	0.061	0.081	-0.273	-0.008	0.135	-0.730
9	0.060	0.078	-0.308	-0.003	0.135	-0.542
10	0.038	0.102	-0.549	-0.018	0.163	-3.460
Rank.Corr.	-0.979***	-0.002	-0.448	0.588*	-0.569*	0.342
預期方向	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(-)

此表報導依據 C\_Score 各十分位大小排列後 ROA 及 NOAcc 之平均數、標準差及偏態。本樣本期間為 2000 年至 2008 年共 6812 筆公司年度值。公司每年依 C\_Score 大小分成十組，接著再計算各組之 ROA 與 NOAcc 之平均數、標準差與偏態。ROA 為非常損益前淨利除上期初資產，NOAcc 為非營業應計除上期初資產。Rank Corr. 為 C\_Score 各十分位值與對應欄位數值大小之關係。\*，\*\*，\*\*\* 分別表示達雙尾 10%、5%、1% 顯著水準。

表 7 底部呈現各分位之平均數、標準差及偏態與各十分位相關係數。由表 7 可以發現，與 Givoly and Hayn(2000)及 Watts(2003b)一致，愈穩健之公司資產報酬率(ROA)愈低，相關係數為顯著負向(係數為-0.979，p 值小於 0.01)。但在標準差與偏態的部分，資產報酬率(ROA)與非營業應計(NOAcc)皆與與預期方向不符。

## (二)與會計穩健性有關的企業特性

與Khan and Watts(2009)相同，本文進一步透過檢視其他與會計穩健性有關的企業特性和C\_Score之間，是否存在與過去文獻一致的關聯性。這些企業特性變數包括市值淨值比(MB)、企業規模(Size)、槓桿度(Lev)、投資循環(InvCy)、信用評等(TCRI)、資訊不對稱程度(PIN)、日報酬標準差(Volatility)以及企業成立年數(AGE)等；透過這項檢視，可進一步瞭解以C\_Score作為衡量企業遵循會計穩健原則程度的可行性。

擁有高市價淨值比(MB)的企業，擁有較多的成長機會；而成長機會與代理成本呈正相關(Smith and Watts, 1992)，穩健性則是回應代理成本之有效公司治理機制(Watts, 2003a)，顯示市價淨值比與會計穩健有高度相關；而高市價淨值比公



司之股價波動將較劇烈，因為其市值中包含較多風險性的成長機會，於是，股價波動幅度大之公司未來可能蒙受較大的損失引發訴訟，因此需求穩健。但另一方面，因期末的市值淨值比為期初市值淨值比的函數，Roychowdhury and Watts(2007)指出衡量期間的長短會影響市價淨值比與穩健會計間的關係；Ball and Kothari(2007)發現條件穩健程度與期末市值淨值比呈負相關。基於過去研究發現不一致，本文不作方向上的預期。

大型企業大多處於企業成熟階段，提供較豐富的公開資訊，將減少對於未來計畫實踐之不確定性與資訊不對稱；然而，大型的企業營運型態較複雜，擁有較多的部門，又可能同時增加資訊不對稱，過去文獻證據證實大型公司相較於小型公司面臨之資訊不對稱風險較低(Easley et al., 2002)，這也暗示大型公司來自契約需求的穩健性較低，因此預期企業規模(Size)與C\_Score方向為負。對於高槓桿(Lev)的公司，其股東與債權人間存在衝突。常見二者之代理問題才在於股東股利過度發放、資產的替換、投資過度保守與所有權的稀釋。債務契約對穩健的需求來自於穩健會計使盈餘保持在較低的水準，因此，限制了資源分散的可能性，且及時反應債務契約的違約(Watts and Zimmerman, 1986)，暗示高負債比率公司契約需求性質的穩健性較高。此外，財務危機公司訴訟風險較高，而財務危機的風險將隨著槓桿程度而增加，顯示高負債公司的訴訟性需求穩健較高。

Watts(2003a)指出穩健性存在理論基礎源於：契約、訴訟、稅務及管制。經理人與股東間的契約行為，因存在資訊不對稱而可能產生道德危險(moral hazard)，而穩健會計原則可透過保守的報導會計盈餘，使企業的盈餘與資產不至高估，避免經理人過度地給付報酬予自己或其他利益團體，進而保障了債權人的權益。基於財務危機公司違約風險較高，可能有較高的穩健性需求；因此，我們檢視穩健值(C\_Score)與信用風險指標(以 TCRI 衡量)關係是否與過去文獻一致<sup>16</sup>。過去文獻指出蒙受損失之企業承受之訴訟風險較高(Kellogg, 1984)；而高訴訟風險之企業傾向低估盈餘及淨資產(Beaver, 1993; Watts, 1993, 2003a; Basu, 1997)，提高條件穩健性。因此預期 C\_Score 與 TCRI 為正相關。企業內部人及外部人間的資訊不對稱程度，隨投資循環長度擴大。原因在於企業營運績效的不確性增加，代理成本隨之提高。本文以折舊加上攤提除上總資產計算投資循環(Inv.Cycle)，數字愈大投資循環愈短，預期 C\_Score 與 Inv.Cycle 呈負向關係。以個別企業日股報酬標準差(Volatility)幅度衡量個別企業之系統風險，隨企業經營風險的不確定性增加而提高，擴大代理成本，因此預期 C\_Score 與 Inv.Cycle 呈正向關係。

成立期間較短的企業處於成長階段，Smith and Watts(1992)指出成長性提高代理成本，因此提高對穩健性的需求；本文預期 C\_Score 與企業成立年數(Age)呈現負向關係。表 8 報導各公司特性變數於各十分位下之平均數。

<sup>16</sup> Khan and Watts(2009)採用 Shu(2000)發展之訴訟風險值，礙於台灣無資料可以衡量此變數，我們以台灣經濟新報之信用風險指標 TCRI 代替之。TCRI 為 TEJ 對於公開發行公司之信用評等，TCRI 信用評等分 1 至 9 等 等級愈小表示信用愈佳 信用評等第 10 等表示該公司已發生違約或是財務危機。

表 8 依 C\_Score 十分位估計之公司特性變數平均值

C_Score Decile	C_Score	G_Score	MB	Size	Lev	InvCy	Volatility	TCRI	AGE	PIN <sub>t-1</sub>	PIN	PIN <sub>t+1</sub>
1	-0.163	0.155	2.033	9.305	0.653	0.021	0.028	4.547	25.999	0.123	0.132	0.138
2	-0.019	0.114	1.589	8.634	0.633	0.021	0.027	4.966	26.041	0.138	0.157	0.155
3	0.047	0.091	1.443	8.284	0.632	0.020	0.028	5.203	25.947	0.134	0.156	0.156
4	0.099	0.077	1.285	7.920	0.682	0.019	0.027	5.526	25.257	0.147	0.157	0.164
5	0.148	0.060	1.243	7.715	0.746	0.020	0.028	5.699	25.110	0.151	0.159	0.168
6	0.196	0.040	1.167	7.588	0.806	0.021	0.028	5.846	25.319	0.155	0.149	0.158
7	0.249	0.022	1.156	7.439	0.897	0.018	0.028	5.974	25.063	0.153	0.161	0.162
8	0.314	-0.004	1.108	7.439	1.090	0.019	0.028	6.193	25.394	0.147	0.158	0.159
9	0.404	-0.039	1.080	7.270	1.311	0.018	0.029	6.488	25.461	0.141	0.160	0.146
10	0.650	-0.144	1.062	7.113	2.099	0.017	0.030	6.851	25.319	0.151	0.158	0.148
Rank Corr.		-0.952***	-0.876***	-0.939***	0.830***	-0.820***	0.815***	0.990***	-0.664**	0.657**	0.556*	0.064
Hi-Lo	0.813***	-0.298***	-0.971***	-2.191***	1.446***	-0.004***	0.002***	2.304***	-0.680	0.028***	0.026***	0.011*
預期方向	(+)	(-)	(-/ +)	(-)	(+)	(-)	(+)	(+)	(-)	+	+	?

公司每年依照 C\_Score 大小分成十組，再依序報導各組之公司特性變數平均值。穩健值隨著 C\_Score 十分位之增加而增加。G\_Score 為好消息之時效性，Size 為權益市值取自然對數，M/B 為市值淨值比，Lev 為短期負債加長期負債再以市值評減，Volatility 為公司之日股報酬標準差，NOAcc 為非營業應計以期初資產評減，CFOA 為來自營業部門之現金流量以期初資產評減，Inv.Cycle 隨投資循環增加而減少，TCRI 為 TEJ 研究員對於公開發行公司之信用評等(TCRI 信用評等分 1 至 9 等 等級愈小表示信用愈佳 信用評等第 10 等表示該公司已發生財務危機)，PIN 為資訊不對稱代理變數，AGE 為以年計算之公司年齡。Rank Corr. 為 C\_Score 等級與對應各等級公司特性平均數之關係。Hi-Lo 為 C\_Score 最高等級數值減 C\_Score 最低等值數值。\*，\*\*，\*\*\* 分別表示達雙尾 10%、5%、1% 顯著水準。

公司每年依照 C\_Score 排序後依各十分位分成十組，再依此排序報導各組之公司特性變數平均值；Rank Corr.為 C\_Score 等級與對應各等級公司特性平均數之關係。Hi-Lo 為 C\_Score 最高等級數值減 C\_Score 最低等值數值。

由表 8 中的第一欄可見穩健值隨著 C\_Score 十分位之增加而增加；G\_Score 為好消息之時效性，顯著地隨穩健值(C\_Score)增加而下降。公司特性的部分，TCRI 與 C\_Score 呈顯著正相關，表示 C\_Score 最高者與最低者信用評等有顯著差距，亦即穩健性與信用評等(TCRI)有顯著正相關，支持過去文獻提出穩健與信用風險提高之關連。此外，其他公司特性變數負債比率(Lev)與穩健呈同調性成長，表示穩健的需求與企業債務占資本結構的比率呈正相關；市值淨值比(MB)與穩健呈負相關，基於文獻提出市值淨值比可衡量穩健的存量(Roychowdhury and Watts, 2007)，愈低之市值淨值比表公司盈餘愈穩健，本文結果發現 C\_Score 與市值淨值比與所衡量的穩健關係一致；公司規模(Size)與穩健呈負相關，最穩健者與穩健性最低者之規模有顯著差異，顯示穩健性會隨著企業規模大小而有不同；投資循環(Inv.Cycle)長短與穩健呈同調性增加，投資循環愈長者期會計盈餘愈穩健；日股價報酬波動性(Volatility)與穩健呈正相關；公司年齡(AGE)與穩健亦呈正相關，本表報導之公司特性變數與 C\_Score 之關係，與 Khan and Watts(2009)的實證結果相當一致。

### (三)C\_Score 與資訊不對稱

經理人與股東間的資訊不對稱衍生私有資訊需求，擁有較多的私有資訊的內部股東相對於其他外部股東，更容易在資本市場上獲利，股東間的資訊不對稱造成權益資金成本增加。本文採用 Easley et al.(2008)提出之 PIN 的簡化式作為資訊不對稱之代理變數<sup>17</sup>，預期資訊不對稱(PIN)與穩健值(C\_Score)為正向關係。另外，為了進一步了解資訊不對稱(PIN)與穩健值(C\_Score)間的因果關係，除了當期的 PIN 之外，本文亦一併將前期與後期的 PIN 值；各依時分位排序，進而與 C\_Score 的十分未排序比較，檢視解資訊不對稱(PIN)與穩健值(C\_Score)間的因果關係。

由表 8 之最右三欄可知，當期(PIN<sub>t</sub>)以及前期(PIN<sub>t-1</sub>)資訊不對稱與穩健性(C\_Score)呈顯著的同調性增加，但與下一期的資訊不對稱(PIN<sub>t+1</sub>)則呈不顯著的關聯性，故可支持 Lafond and Watts(2008)所提出資訊不對稱引發穩健會計需求的主張。換言之，當期的穩健值會隨著前期資訊不對稱(PIN<sub>t-1</sub>)之增加而上升，而當

<sup>17</sup> 由於 PIN 能明確反映出證券交易市場上「不具有」優勢資訊的參與者所面臨的資訊不對稱情況，因而受到財務與會計文獻上廣泛的探討與應用 (eg., Easley, Hvidkjaer and O'Hara, 2004; Brown, Hillegist, and Lo, 2004; LaFond and Watts, 2008; Khan and Watts, 2009; Chi, Liu and Wang, 2009)，而上述文獻亦肯定了 PIN 能表現證券交易市場資訊不對稱程度。然而，Easley et al. (2008)指出 Easley et al.(1996)所提出 PIN 的估計模型存在求解概似函數的數值過程產生不易收斂的問題，造成許多公司無法計算個別的 PIN 值，因此建議後續的研究以對數轉換來克服樣本大量下降的研究限制。具體而言，本文以下式計算資訊不對稱：

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\varepsilon} = \frac{E[B-S]}{E[B+S]}$$

上式中分子為以日資料計算不平衡買賣單交易量的期望值，分母則為即為買賣單交易總量的期望值。

期穩健值與當期資訊不對稱( $PIN_t$ )呈同調性成長，次期資訊不對稱( $PIN_{t+1}$ )與穩健之關連則不明顯。

由表 8 盈餘穩健性大小與市值淨值比(M/B)、公司規模(Size)、負債比率(Lev)、投資循環(Inv.Cycle)、資訊不對稱(PIN)、日股票報酬波動性(Volatility)、信用風險(TCRI)與公司年齡(AGE)等有顯著關連，顯示 C\_Score 會隨著公司特性的變化有明顯的變異，支持 Khan and Watts(2009)以捕捉投資機會衡量穩健的論點，本文進一步分別分析 C\_Score 與資訊不對稱與資金成本之關連，除提供穩健採用便利性之證據外，亦即以台灣資料分析穩健與資金成本之關係。

### 三、資金成本與 C\_Score

Ahmed et al. (2002) 發現穩健會計可以減輕股東和債權人間對股利政策的利益衝突，因而能降低債務資金成本。Ball and Shivakumar(2005)亦指出，就公司治理的角度而言，愈及時地認列損失，愈可以使得經理人不去選擇淨現值為負的投資計畫；就債務協議的效率性而言，愈具穩健特性的會計盈餘，能促使債務契約更形嚴格；而嚴謹的債務契約對債權人而言，即有更佳保障。過去文獻大多指出若公司自願採取穩健會計，可以向債權人傳遞他們的利益受到良好保障的訊息(Beekes et al. 2004)。

Zhang (2008) 利用財務危機公司樣本並以債券發行利率(Spread)當作資金成本代理變數，指出債權人與債務人皆受惠於穩健的會計盈餘特性。以公司債務契約成立的時點區分，Zhang (2008) 發現債權人在契約成立後可透過穩健會計及時反映壞消息的特性了解債務人的倒帳風險，而債務人則因提供穩健的財報而自債權人獲得較低的資金成本。債務融資可區分為私債(private debt)與公司債(public debt)，私債的債權人(例如銀行)較易於取得企業內部資訊(Fama,1985)，監督效能優於公司債的債權人(Diamond,1984; Boyd and Precott,1986; Berlin and Loyaes, 1998)。基於私債具有資訊取得優勢與較高信用危機之特點，本文預期與於私債主要供應者的銀行，可藉由洞悉財務盈餘穩健水準，決定貸與企業之授信條件；而且，分析台灣近年來企業資金來源之統計資料顯示，債務融資確為國內企業之重要籌資管道，其中銀行又為最主要的債權人，是故本文以企業銀行貸款利率做為資金成本代理變數；並進一步採用公司別的方式計算當年度新增之銀行貸款加權平均利率，相信將更能反映債務人的資金成本

為了討論穩健會計與債務資金成本之關聯，以銀行新增貸款利率做為債務資金成本代理變數，以下列迴歸試探討 C\_Score 與債務資金成本之關聯：

$$\begin{aligned}
 DeMeanBR_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta C\_Score_{t+x} + \alpha_2 Inv.Cycle_t + \alpha_3 QR_t + \alpha_4 ROA_t \\
 & + \alpha_5 TCRR_t + \alpha_6 \Delta LEV_t + \alpha_7 \Delta SIZE_t + \alpha_8 RF_t + \alpha_9 C\_SCORE_{t+x} \\
 & + \sum \gamma_j YearDummy + \varepsilon_t \quad \dots (9)
 \end{aligned}$$

其中，DeMeanBRt為當年度扣除產業平均之銀行新增平均貸款利率<sup>18</sup>，計算時排除非金融借款(如員工借款、租賃公司借款、董監借款等等)，得到當年度新增之銀行貸款金額，再依各筆借款資金額計算加權平均之銀行新增借款利率，最後扣除產業平均數。本文所採之利率為當年度所有種類銀行借款利率之加權平均，包含長短期借款利率、外幣借款利率、變動利率、浮動利率、固定利率等。 $\Delta C\_Score_{t+x}$  (其中， $x=-1,0,+1$ )，分別為前期、當期與次期C\_Score之變動數。

參考相關文獻(Khan and Watts,2009; Zhang,2008)，控制變數包括投資循環(InvCyclet)、速動比率(QRt)、資產報酬率(ROA)、信用評等(TCRI)、負債變動數( $\Delta Lev_t$ )、公司規模(SIZE)以及無風險利率(RF)。其中，投資循環(InvCyclet)為折舊加攤銷費用除上總資產，係控制企業經營風險；速動比率(QR<sub>t</sub>)以現金、短期投資及應收帳款除上流動負債，控制企業的流動性風險；以ROA控制企業經營效率；另以TCRI與負債變動數( $\Delta Lev_t$ )控制企業信用風險；最後，控制企業規模與無風險利率(RF)，RF係為91天國庫券利率，若當年度無則分別以182天或273天利率代替。

表9顯示C\_Score與債務資金成本關聯性的回歸結果。由實證結果可知，於控制投資循環(Inv.Cyclet)、速動比率(ORt)、資產報酬率(ROAt)、信用評等(TCRIt)、負債比率增量( $\Delta Lev_t$ )、公司規模(SIZEt)、無風險利率(RFt)、C\_Score與年度虛擬變數後，並以群聚公司效果(Cluster company)控制標準差進行迴歸分析，發現在資金成本與C\_Score呈現正向關係，顯示資金成本明顯影響穩健需求的情況下，穩健性的增加都會使得債務資金成本減少，不論是前期、當期或次期；前期、當期、次期穩健之增加( $\Delta C\_Score_{t+x}$ ,  $x=-1,0,1$ )使得扣除產業平均之銀行貸款利率顯著下降(係數分別為-0.441、-0.286、-0.419，p-值皆<0.05)，其中前期穩健之增量使得新增銀行貸款利率下降最多，顯示企業盈餘穩健之增加可使銀行給予低於產業平均之貸款利率，支持過去文獻之結論(Zhang, 2008; Beatty, 2008)。

## 伍、結論

本研究探討Khan and Watts(2009)所發展的公司年度穩健值(C\_Score)是否亦適用於台灣，以文獻上提出穩健公司具備之特性進行驗證，實證結果發現C\_Score能有效衡量公司年度穩健值，並且台灣公司普遍具有穩健特性。

本研究以2000至2008年台灣上市上櫃公司為研究對象，檢視C\_Score應用於台灣企業的有效性。實證結果發現在研究樣本期間內，屬於成文法體系的台灣，資本市場已趨成熟，企業之財務報表整體而言具備盈餘穩健特性；在此前提之下，本文針對C\_Score與穩健會計文獻上感興趣的變數進行實證分析，透過檢視實證結果是否與過去採用Basu(1997)模型者一致，以驗證C\_Score作為台灣公司年度穩健值之效度。實證結果指出TCRI與C\_Score呈顯著正相關，間接支持穩健與信用風險提高之關連，此外，穩健的需求與企業債務占資本結構的比率呈正相關，C\_Score與市值淨值比與所衡量的穩健關係一致，穩健性會隨著企業規模大

<sup>18</sup> 由於公司不一定每年都會有新增之銀行貸款利率，再因本文為衡量穩健之變動對債務資金成本之影響，損失之資料造成觀察值降為3,407筆。

小而有不同，投資循環愈長者期會計盈餘愈穩健，進而支持Khan and Watts(2009)以捕捉投資機會衡量穩健的論點。

表 9 資金成本與 C\_Score 之迴歸結果

$$DeMeanBR_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta C\_Score_{t+x} + \alpha_2 Inv.Cycle_t + \alpha_3 QR_t + \alpha_4 ROA_t + \alpha_5 TCRI_t + \alpha_6 \Delta Lev_t + \alpha_7 \Delta SIZE_t + \alpha_8 RF_t + \alpha_9 C\_Score_{t+x} + \sum \gamma_j YearDummy + \varepsilon_t$$

	x=-1	x=0	x=+1
Intercept	-4.461*** (0.000)	-4.416*** (0.000)	-5.374*** (0.000)
$\Delta C\_Score_{t+x}$	-0.441*** (0.000)	-0.286*** (0.002)	-0.419*** (0.003)
Inv.Cycle <sub>t</sub>	0.080*** (0.000)	0.078*** (0.000)	0.071*** (0.000)
QR <sub>t</sub>	0.001*** (0.009)	0.001*** (0.007)	0.001** (0.017)
ROA <sub>t</sub>	-0.021*** (0.001)	-0.020*** (0.000)	-0.018*** (0.004)
TCRI <sub>t</sub>	0.172*** (0.000)	0.193*** (0.000)	0.211*** (0.000)
$\Delta Lev_t$	0.012 (0.703)	-0.091*** (0.002)	-0.104*** (0.002)
SIZE <sub>t</sub>	0.034 (0.334)	0.017 (0.578)	0.023 (0.523)
C_Score <sub>t+x</sub>	0.614*** (0.000)	0.525*** (0.000)	0.448** (0.022)
RF <sub>t</sub>	0.419*** (0.000)	0.633*** (0.000)	0.856*** (0.000)
YearDummy	Included	Included	Included
N	2,682	3,407	2,795
adj. R <sup>2</sup>	0.194	0.330	0.337

DeMeanBR<sub>t</sub> 為當年度扣除產業平均之銀行新增平均貸款利率，計算時排除非公司非金融借款(如員工借款、租賃公司借款、董監借款等等)，得到當年度新增之銀行貸款利率，在依各筆借款資金額計算加權平均之銀行新增借款利率，最後再扣除產業平均數，本文所採之利率為當年度所有種類銀行借款利率之加權平均(包含長短期借款利率、外幣借款利率、變動利率、浮動利率、固定利率)； $\Delta C\_Score_{t+x}$ ，x=-1,0,+1，為前期，當期或次期 C\_Score 之增量；InvCycle<sub>t</sub> 為折舊加攤銷費用除上總資產；QR<sub>t</sub> 為速動比率，以現金、短期投資及應收帳款除上流動負債；ROA 為資產報酬率，本期淨利除上總資產；TCRI 為公開發行公司之信用評等(TCRI 信用評等分 1 至 9 等 等級愈小表示信用愈佳 信用評等第 10 等表示該公司已發生財務危機)； $\Delta Lev_t$  為總負債除上總資產比率之增量；SIZE 為總資產取自然對數；C\_Score<sub>t</sub> 為穩健會計之公司年度衡量指標；RF 為 91 天國庫券利率(若當年度無則分別以 182 天或 273 天利率代替)；其餘變數定義皆與上表相同。\*，\*\*，\*\*\* 分別表示達雙尾 10%、5%、1% 顯著水準。

具體而言，本文首先驗證了Khan and Watts (2009)提出的逐年以各企業估算的穩健值(C\_Score)亦適用於台灣企業，有助於研究者與報表使用者了解個別企業各年的穩健特質；其次，透過公司年度(firm-year)檢視企業資訊不對稱與穩健性

特質的關係，驗正LaFond and Watts(2008)與Chi and Wang(2010)所提出盈餘穩健性能減緩資訊不對稱的主張。最後，C\_Score的變化與銀行新增貸款利率呈現負向關聯性，不侷限以財務危機之公司為樣本，實證結果發現不單只有財務困難之企業可利用提高穩健降低資金成本，提高穩健財報以降低資金成本的現象存在於所有一般企業顯示穩健程度的增加有助於降低企業的資金成本，支持過去文獻。

公司年度穩健值C\_Score較傳統Basu(1997)模型便於採用，在於利用Baus(1997)模型驗證各項因素與穩健的交互作用關係時，需放入大量的交乘項，進而增加模型的共線性問題，降低回歸式的解釋能力，C\_Score的採用可解決此問題，C\_Score利於使用者進行分析，因其不必於回歸模型中加入研究變數與股票報酬為正或負之交乘項，可以降低回歸模型共線性的問題，提高模型設定之效度，再者傳統Basu模型無法適用於事件研究(event study)，C\_Score的採用可增加研究議題與方法上的彈性。換言之，透過發現C\_Score與企業不確定性風險、資訊不對稱程度以及信用風險呈現正向關係；與公司成立年數及資產報酬率呈負向關係，實證證據顯示公司穩健值之增加主要為回應資訊不對稱及不確定性風險，與以傳統Basu模型的研究發現一致。本文證實C\_Score與Basu模型具有同樣效度外，支持C\_Score便於採用的益處，將可增加後續相關研究的效率。

### 參考文獻

- Ahmed, A., and S. Duellman. 2007. Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, 43 (2-3), 411-437.
- Ahmed, A., B. Billings, R. Morton, and M. Harris. 2002. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflict over dividend policy and in reducing debt cost. *Journal of Accounting Research* 77: 867-890.
- Ball, R., A. Robin, and J. S. Wu. 2003. Incentives versus standards: Properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics*, 30 (1-3), 235-270.
- Ball, R., S. P. Kothari, and A. Robin. 2000. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29 (1), 1-51.
- Ball, R., S. P. Kothari., and V. Nikolaev. 2009. Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficient and accounting conservatism. *SSRN Working Paper*.
- Ball, R., and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1), 83-128.
- Ball, R., A., Robin, and G. Sadka. 2008. Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. *Review of Accounting Studies* 13(January):168-205.

- Basu, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), 3-37.
- Beatty, A., J. Weber, and J. Yu. 2008. Conservatism and debt. *Journal of Accounting & Economics* 45:154-174.
- Beaver, W.H., and S.G. Ryan. 2005. Conditional and unconditional conservatism: concepts and modeling. *Review of Accounting Studies*, 10 (2-3), 269-309.
- Beekes, W., P. Pope, and S. Young. 2004. The link between earnings timeliness, Berlin, M., and Loyes, J., 1988. Bond covenants and delegated monitoring. *Journal of Finance* 43: 397-412.
- Boyd J. and E. Prescott.1986. Financial intermediary-coalitions. *Journal of Financial Theory* 38:211-232.
- Brown, S., S.A. Hillegeist, and K. Lo. 2004. Conference calls and information asymmetry. *Journal of Accounting and Economics*, 37 (3), 343-366.
- Bushman, R., and J. Piotroski. 2006. Financial reporting incentives for conservative accounting: The influence of legal and political institutions. *Journal of Accounting and Economics*, 42 (1-2), 107-148.
- Callen, J. L., D. Segal, and O. Hope. 2010. The Pricing of Conservatism Accounting and the Measurement of Conservatism at the Firm-year Level. *Review of Accounting Studies* 15:145-178.
- Chi, W. and C. Wang. 2010. Accounting conservatism in a setting of Information Asymmetry between majority and minority shareholders. *International Journal of Accounting*, Forthcoming.
- Chi, W., C. Liu, and T. Wang. 2009. What affects accounting conservatism: A corporate governance perspective. *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 5(1), 47-59.
- Denis, D. J.,and, V. T. Mihov.2003.The choice among bank debt, non-bank private debt, and public debt: evidence from new corporate borrowings. *Journal of Financial Economics* 70:3-28.
- Diamond D.W. 1991. Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt. *Journal of Political Economy* 99(4): 689-721.
- Dietrich, D., K. Muller and E. Riedl, 2007. Asymmetric timeliness tests of accounting conservatism. *Review of Accounting Studies* 6, 267-274.
- earnings conservatism and board composition: Evidence from the UK. *Corporate Governance: An International Review* 12 (1): 47-59.
- Easley, David, Soeren Hvidkjaer, and Maureen O'Hara. 2002. Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance*, 57: 2185-2221.
- Fama, E., 1985. What's different about banks? *Journal of Monetary Economics* 15:29-39.



- Francis, J., R. LaFond, P.M Olsson., and K. Schipper,2004.Cost of equity and earnings attributes.*The Accounting Review*, 79 ( 4 ) ,967-1010.
- Francis,JR., D Wang .2008. The joint effect of investor protection and Big 4 audits on earnings quality around the world .*Contemporary Accounting Research* :157–191
- Givoly, D., and C. K. Hayn. 2000. The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics*, 29 (3), 287-320.
- Givoly, D., C. K. Hayn, and A. Natarajan. 2007. Measuring reporting conservatism. *The Accounting Review*, 82 (1), 65-106.
- Hayn, Carla. 1995. The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics*, 20: 125-153.
- Kellogg, R., 1984. Accounting activities, security prices, and class-action lawsuits. *Journal of Accounting and economics* 6, 185–204.
- Khan, M., and R. L. Watts. 2009. Estimation and empirical properties of a firm-year measure of conservatism. *Journal of Accounting and Economics* 48:132-150
- Krishnan, G. 2005. Did Houston clients of Arthur Andersen recognize publicly available bad news in a timely fashion? *Contemporary Accounting Research*, 22 (1), 165-193.
- LaFond, W., and R. L. Watts. 2008. The information role of conservatism. *The Accounting Review*, 83(2) , 447-478.
- Lai, C. and S. L. Taylor, 2008. Estimating and validating a firm-year-specific measure of conservatism: Australian evidence. *Accounting & Finance* 48:673-695.
- Moerman, R., 2006. The role of information asymmetry and financial reporting quality in debt trading: evidence from the secondary loan market. Working paper, University of Pennsylvania.
- Qiang, X., 2007. The Effects of Contracting, Litigation, Regulation, and Tax Costs on Conditional and Unconditional Conservatism: Cross-Sectional Evidence at the Firm Level. *The Accounting Review* 82 (May):759-796
- Roychowdhury, S., and R. L. Watts. 2007. Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 44(1-2), 2-31.
- Ryan, S.G.2006. Identifying conditional conservatism. *European Accounting Review* , 15( 4 ) : 511-525.
- Sivakumar, K., and G. Waymire. 2003. Enforceable accounting rules and income measurement by early 20th century railroads. *Journal of Accounting Research*, 41 (2), 397-432.

- Smith, Clifford, and Ross L. Watts. 1992. The investment opportunity set and corporate financing, dividend and compensation policies. *Journal of Financial economics*, 32: 263-292.
- Sterling, R. R. 1970. Theory of measurement of enterprise income . Lawrence, Kansas: University of Kansas Press.
- Watts, R. L. 2003a. Conservatism in accounting Part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17 (3), 207-221.
- Watts, R. L. 2003b. Conservatism in accounting Part II: Evidence and research opportunities. *Accounting Horizons*, 17 (4), 287-301.
- Watts, R. L. and J. L. Zimmerman.1986. *Positive Accounting Theory*. New Jersey: Prentice-Hall.
- Zhang, J. 2008. The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting & Economics* 45 (January): 27-54.