

我國企業盈餘穩健特性之研究

戚務君*

國立政治大學會計學系

廖益均

國立臺灣大學會計學系

林嬋娟

國立臺灣大學會計學系

摘要

在運用Basu (1997) 的盈餘時效性不對稱模型，同時也利用了跨國性的研究資料之後，會計學者認為法律制度分類(習慣法vs. 成文法)與誘因環境，是造成盈餘穩健程度影響的二項決定性因素。參照相同的研究模式，本研究探討我國企業盈餘的穩健特性。研究結果顯示，我國企業早期(1981年~1994年)的會計盈餘的確並未具備穩健特性，這個結果與過去傳統文獻上依法律制度分類與誘因環境對盈餘穩健程度影響的主張相同。換言之，屬於成文法體系且基本上強調人際關係網路的我國，企業的會計盈餘並不具備穩健特性。然而，隨著我國資本市場的成熟與發展，本研究發現，臺灣企業近期的會計盈餘已經具備了穩健原則的特性。本研究相信，藉由臺灣的現象與證據，過去會計學者進行跨國性比較的主張與結論，可能會隨著各個國家資本市場的成熟而有明顯的改變。此外，我們也利用Beaver and Ryan (2000)的模型進行額外的測試，也得到一致的證據。最後，在控制企業的經營績效後，本研究發現衡量債權人與股東潛在利益衝突的代理變數中，營運不確定性及股利支付水準與盈餘穩健程度的變化具顯著關聯性，但負債比率的解釋力並不顯著。

關鍵詞：盈餘穩健性、債權人與股東利益衝突、盈餘股票報酬率關聯性

* 我們非常感謝論文審查人給予的寶貴建議。

An Investigation of Conservatism Accounting in Taiwan

Wuchun Chi

Department of Accounting
National Chengchi University

Yi-Chun Liao

Department of Accounting
National Taiwan University

Chan-Jane Lin

Department of Accounting
National Taiwan University

Abstract

The main purpose of this study is to investigate whether accounting earnings of Taiwanese firms possess the conservatism property, where conservatism is operationalized using Basu's (1997) model. In addition, this study also examines whether accounting conservatism could mitigate potential conflicts between bondholders and shareholders. The empirical results indicate that during the sample period of 1981-2003, accounting earnings did not show the property of conservatism in early years, but they become conservative from 1994 on. That means the traditional view on the effect of law dichotomous (i.e., common law versus code law) and incentives on earnings conservatism around the world might not be proper for the emerging market that are evolving to a well-developed one. As to the effect of bondholder-shareholder conflict, this study finds that, after controlling for firm performance, accounting conservatism plays a role in mitigating bondholder-shareholder conflicts even in a country with code law and guanxi-based networks, such as Taiwan.

Keywords: Accounting conservatism; Bondholder-shareholder conflicts; Earnings-returns relationship.

壹、前言

近年來，國際會計準則委員會(International Accounting Standards Board)與美國財務會計準則委員會(Financial Accounting Standards Board)均考慮將穩健性從觀念公報中移除¹，因而衍生許多針對穩健會計的學術研究²。然而，如果依據Ball, Kothari and Robin (2000)與Ball, Robin and Wu (2003)等研究，我國的會計盈餘係不具備穩健的特性(詳見以下的說明)。因此，本研究認為有必要針對我國的資料進行深入的調查。

本文主要在檢視我國企業的會計盈餘是否具備穩健原則的特性，並研究債權人與股東間潛在的利益衝突，是否得以解釋我國企業盈餘穩健程度的水準。更重要的是，將我們的研究成果與過去的相關研究進行比對。依照Basu (1997)的分析架構，本研究所定義的盈餘穩健特性為：財務報告體系於認列經濟盈餘與經濟損失時，其相對的時效性並不具對稱性。在過去利用跨國性資料的相關研究當中，會計學者認為法律制度分類(習慣法vs. 成文法)與誘因環境，是造成盈餘穩健程度影響的二項決定性因素。倘若直接套用過去的相關研究結果，屬於成文法體系且相當強調人際關係網路(guanxi networks)的臺灣，其會計盈餘將不會具備穩健原則的特性。然而，我們的實證結果卻顯示，我國企業早期(與過去相關進行跨國性研究的分析期間相當)的會計盈餘的確並未具備穩健特性；然而，隨著我國資本市場的成熟與發展，臺灣企業的會計盈餘則已經具備了穩健原則的特性。因此，本研究認為，藉由臺灣的現象與證據，過去會計學者進行跨國性比較的主張與結論，可能會隨著各個國家資本市場的成熟而有明顯的改變³。

本文除了對會計研究有具體的學術貢獻之外，對於臺灣本地而言，就以下二個觀點，我們的研究也有相當程度的重要性。第一，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，即有最佳的保障。事實上，

¹ 相關的討論請參閱http://www.fasb.org/project/cf_materials&minutes.shtml。

² 例如，Ahmed and Duellman (2007)、Beatty, Weber, and Yu (2008)、Chen, Hemmer, and Zhang (2007)、Givoly, Hayn, and Natarajan (2007)、Khan and Watts (2007)、LaFond and Roychowdhury (2008)、Qiang (2007)、Roychowdhury and Watts (2007)以及Zhang (2008)。至於Chi, Liu, and Wang (2008)以及Chi and Wang (2008)則利用臺灣的資料，分別研究公司治理與資訊不對稱與會計穩健性的關聯性。

³ Givoly and Hayn (2000)認為，更為完善的財務會計準則、訴訟風險的提高以及更善盡專業責任的會計師等因素，可能使會計盈餘日趨穩健。基於此項理由，我國近年來新增(或修訂)許多財務會計準則公報與審計準則公報，也會提高會計盈餘的穩健性。

藉由前述對公司治理與債務協議的正面影響，具穩健特性的會計盈餘得以有效地降低股東與債權人所要求的資金成本，並提高公司的價值。Watts (2003)的研究指出，效率契約機制與降低期望訴訟成本是穩健原則最重要的功能。但在跨國性比較的研究中，Ball, Kothari and Robin (2000)與Ball, Robin and Wu (2003)發現，法律制度與誘因環境對各國盈餘數字穩健性的差異有深遠的影響⁴。倘若直接套用他們的研究結果，由於我國係屬成文法體系，且係相當強調人際關係網路(guanxi networks)的經濟社會，因此，根據他們的研究結果，我國企業的會計盈餘可能不會具備穩健原則的特性⁵。然而，由於前述研究並未包含我國的資料，故是否可以由Ball et al. (2000)與Ball et al. (2003)的研究結果直接加以推論至我國，很明顯地，就成為一個實證研究的課題⁶。第二，Ahmed et al. (2002)的實證結果顯示，基於債權人與股東間潛在存在的利益衝突，為了能夠有效降低雙方的交易成本，因而促成盈餘具穩健特性的會計實務需求與運作。該研究的理論基礎如下：由於債權人與股東間有潛在的利益衝突(Jensen and Meckling 1976)，而管理當局藉由其建立的名聲，承諾不於事後(ex post)採取機會性的會計選擇(opportunistic accounting choices)，是一套有效降低交易成本(transaction cost)的機制(Milgrom and Roberts 1992)，因此，Ahmed et al. (2002)認為債權人與股東利益衝突愈大，會計盈餘愈穩健，而該研究之實證結果也支持其研究假說。然而，針對較成熟且採行習慣法的資本市場(如美國)所獲得的證據，是否得以直接推論至較屬新興市場且採行成文法體系的我國，也就成為一個非常值得探究的實證議題。由於我國的會計研究並未曾針對這些問題進行學術性的探討，因此，我們也相信，能夠具體地回答前述問題，也同時提高我們對於臺灣本地的瞭解。

具體而言，本研究發現 Ball et al. (2000)與Ball et al. (2003)的研究成果可以適用於早期的我國。但是，本研究利用後期的資料則發現，我國企業的會計盈餘已經具備穩健原則的特性。由於Ball et al. (2000)與Ball et al. (2003)的研究期間均係1996年(含)以前的資料，換言之，藉由本研究的發現，Ball et al. (2000)與Ball et al. (2003)等過去相關跨國性比較研究的主張，可能已經不再適用。本研究相信，若能重新利用近十年的資料再進行相關的跨國性比較，應具有相當的學術價值。此外，在控制企業的經營績效後，本研究發現，在以營運不確定性與

⁴ Ball et al. (2000)與Ball et al. (2003)分別調查全球七大工業國(即美國、加拿大、澳洲、英國、法國、德國與日本)與東亞四國(即香港、馬來西亞、新加坡與泰國)之會計盈餘穩健性程度的異同。

⁵ 其他的運作體系，如德國的利害關係人(stakeholder)體系，日本的集團企業(keiretsu)體系，韓國的集團企業(chaebol)體系等，在相關的研究中，多被認為屬於內部人(insider)直接解決訊息不對稱的經濟體系，因而對於高品質財務報表的需求並不殷切(見Ball and Shivakumar 2005, p. 98)。

⁶ 除了從外部財務報表使用者的觀點討論會計盈餘穩健特性的需求外，也有許多研究係由企業內部管理控制的角度(參閱Kwon, Newman and Suh 2001)，以及由權益評價的角度研究會計盈餘的穩健特性(參閱Zhang 2000以及Penman and Zhang 2002)。

股利支付水準為代理變數的前提下，債權人與股東間存在潛在的利益衝突，可以系統性地解釋我國盈餘穩健程度的水準。

本文續後架構如下：第二節進行文獻回顧與介紹研究方法，以說明本研究調查我國企業會計盈餘是否具備穩健特性的主要分析程序，第三節彙整樣本選擇與實證結果，第四節則由債權人與股東潛在利益衝突的角度，討論盈餘穩健程度與公司特性間之關聯性，第五節為敏感性測試，最後則為結論與建議。

貳、文獻回顧與研究方法

一、文獻回顧

穩健原則是一項非常重要的會計原則，它不僅出現於重要的會計公報中⁷，Sterling (1970)更主張，穩健特性是對會計評價工作影響最深遠的會計原則。在測試盈餘穩健性的實證研究當中，Basu (1997)模型具有非常關鍵性的貢獻(Ball and Shivakumar 2005)。Basu (1997)定義的穩健原則特性為：會計人員於財務報表認列好消息所需要的驗證程度，會較認列壞消息時更為嚴謹。換言之，他強調穩健特性為會計盈餘對於認列壞消息的速度，較認列好消息的速度更為及時。自從Basu (1997)利用不對稱模型檢視盈餘數字的穩健性後，續後即有許多與穩健原則有關的研究與討論⁸。

在運用Basu (1997)模型的相關研究當中，有部份研究的重心在於比較公司間盈餘的穩健程度(例如，Kwon 2002；Huijgen and Lubberink 2003；Chandra, Wasley and Waymire 2004；Ball and Shivakumar 2005)，部份研究則係檢視不同期間盈餘數字穩健程度的變化(例如，Givoly and Hayn 2000；Holthausen and Watts 2001；Sivakumar and Waymire 2003)。Krishnan (2005a)的研究則發現，安達信會計師事務所在恩隆案發生所在地休士頓之審計客戶，對於壞消息及時報導的速度，相較於安達信會計師事務所其餘地區之審計客戶，以及其他五大會計師事務所的審計客戶而言，是較不及時的。另有學者研究有關盈餘穩健程度對資金成本的影響(例如，Francis et al. 2004)，以及董事會組成對盈餘穩健程度的影響。此外，亦有許多進行跨國性盈餘穩健程度之比較研究(例如，Ball et al. 2000；Ball et al. 2003；Giner and Rees 2001；Jindrichovska and Kuo 2003；Pope and Walker 1999；Tazawa 2003)。而亦有許多研究係將盈餘的穩健程度與五大事務所、產業專家以及審計公費等重要的審計議題相結合(例如，Basu, Hwang

⁷ 例如APB第4號的第171段、FASB觀念公報第2號的名詞解釋與FASB觀念公報第6號的第44段。

⁸ 其他與穩健特性有關的研究方法有：(1)由會計淨利中暫時性利得與損失的組成成份出發(見Basu 1997)；(2)由市值對淨值比出發(見Ryan 1995與Beaver and Ryan 2000)；(3)由累積應計金額(見Givoly and Hayn 2000)；與(4)由應計與現金流量的關係出發(見Ball and Shivakumar 2005)。

and Jan 2001；Gul, Srinidhi and Shieh 2002；Ruddock, Taylor and Taylor 2002；Kelley, Shores and Tong 2003；Krishnan 2003；Krishnan 2005b)。

二、研究方法

所謂的Basu (1997)模型係利用過去財務會計文獻所發現股價先行會計盈餘(stock prices lead accounting earnings)反應的現象(例如，Ball and Brown 1968；Beaver, Lambert, and Morse 1980；Kothari and Sloan 1992)，再配合會計處理之穩健原則所強調的預期未來損失(非預期未來利潤)應及時認列，而主張相較於認列好消息(以正的報酬率加以衡量)而言，具穩健特性的會計盈餘將使得盈餘對壞消息(以負的報酬率加以衡量)的認列較為及時。具體而言，股價與盈餘在認列壞消息時的關聯性會大於認列好消息時的關聯性。因此，Basu (1997)設定以下的迴歸模型：

$$\frac{X_t}{P_{t-1}} = b_0 + b_1 NEG_t + b_2 R_t + b_3 R_t \times NEG_t + u_t \quad (1)$$

其中， X_t 代表第t期的會計盈餘、 P_{t-1} 表示期初的股價、 R_t 為該期之股票報酬率、 NEG_t 為分類該筆觀察值是否為壞消息的虛擬變數(若 $R_t < 0$ 則 $NEG_t = 1$ ，反之 $NEG_t = 0$)、 u_t 則為殘差項。由於 b_2 係數代表會計盈餘 X_t 對於好消息的敏感程度，而 b_3 係數則代表會計盈餘 X_t 對於壞消息的增額敏感程度，因此，若實證結果顯示 $b_3 > 0$ ，則支持會計盈餘具備穩健特性的假說。

本研究在實際應用Basu (1997)的模型時，與過去文獻相同，將會計盈餘 X_t 定義為不含非常項目之損益(見Pope and Walker 1999；Ball et al. 2000；Ballet al. 2003)。此外，就報酬率 R_t 而言，Basu (1997)曾經提供三種計算方式：

1. 對應會計盈餘宣告期間之報酬率(inter-announcement period returns)；
2. 市場調整後對應會計盈餘宣告期間之報酬率(market-adjusted inter-announcement period returns)；
3. 與會計期間對應之報酬率(fiscal year returns)。

所謂「對應會計盈餘宣告期間之報酬率」，若以我國在會計年度結束後四個月內應公開年度財務報表之曆年制公司為例，係指以5月1日至隔年4月30日買進並持有(buy-and-hold)之股票的報酬率。而所謂「市場調整後對應會計盈餘宣告期間之報酬率」，係前述「對應會計盈餘宣告期間之報酬率」減對應年度所有樣本之平均報酬率。⁹最後，所謂「與會計期間對應之報酬率」係指利用與會計期間完全相同的期間計算個股的報酬率。以曆年制公司為例，即計算1月1日至12月31日買進並持有之股票的報酬率。與Basu (1997)的研究相同，本研究主要在探討「對應會計盈餘宣告期間之報酬率」的分析結果。其餘方式之結果則

⁹ 在此假設下盈餘亦相對應減去對應年度所有樣本之平均盈餘。

於第五節的敏感性測試中，再一併說明討論。

參、樣本選擇與實證結果

為具體瞭解我國企業的會計盈餘是否具穩健原則的特性，以及瞭解此特性的趨勢，本研究以臺灣經濟新報社(以下簡稱TEJ)自1981年至2003年所收錄之所有上市上櫃公司為研究樣本。表一彙總本研究的樣本資料¹⁰。

表一 樣本選擇

年度	公司家數	遺漏				剩餘樣本
		非曆年制公司	非常項目前 每股盈餘	期初股價	報酬率	
1981	101	(0)	(16)	(65)	(3)	17
1982	107	(0)	(18)	(9)	(5)	75
1983	112	(0)	(19)	(8)	(5)	80
1984	116	(0)	(19)	(5)	(4)	88
1985	121	(0)	(13)	(7)	(4)	97
1986	126	(0)	(11)	(9)	(3)	103
1987	139	(0)	(7)	(15)	(3)	114
1988	162	(0)	(4)	(25)	(3)	130
1989	179	(0)	(6)	(22)	(0)	151
1990	199	(0)	(5)	(24)	(1)	169
1991	228	(0)	(0)	(35)	(5)	188
1992	266	(0)	(0)	(42)	(5)	219
1993	295	(0)	(1)	(36)	(6)	252
1994	326	(1)	(0)	(39)	(7)	279
1995	389	(1)	(0)	(72)	(6)	310
1996	462	(1)	(0)	(78)	(3)	380
1997	519	(1)	(2)	(61)	(2)	453
1998	614	(1)	(1)	(98)	(13)	501
1999	727	(2)	(3)	(124)	(10)	588
2000	832	(2)	(9)	(118)	(15)	688
2001	919	(2)	(9)	(119)	(29)	760
2002	1,025	(2)	(11)	(153)	(20)	839
2003	1,097	(3)	(7)	(107)	(17)	963
合計	9,061	(16)	(161)	(1,271)	(169)	7,444

註：以每年12月31日認定上市上櫃；期初股價係指前一年12月31日之收盤價；報酬率為當年度5月1日至隔年4月30日買進並持有之股票的報酬率。

表一顯示，自1981年至2003年共計有9,061筆上市上櫃公司。平均而言，我國上市上櫃公司之家數每年約以12%的幅度成長。本研究依序刪除非曆年制公司(共16筆)、每股盈餘資料遺漏(共161筆)、期初股價缺失(共1,271筆)以及股票

¹⁰ 由於進行第(1)式的估計時，僅利用盈餘與股票報酬率的資料，而未利用其他的財務比率，因此與Basu (1997)的研究相同，本研究並未刻意將金融相關產業予以剔除。事實上，若將金融相關產業予以剔除，亦不影響本研究的結論。

報酬率無法計算者(共169筆)之樣本，最後得到7,444筆研究資料。

表二進一步分年度報導盈餘與報酬率的敘述統計量。若盈餘具備穩健原則的特性，則隱含盈餘係具左偏分配特性(見Ball et al. 2000)，因此本研究首先說明我國盈餘的偏態分配程度。

表二 基本敘述統計量

年度	觀察值數	盈餘： X_t/p_{t-1}			報酬率： R_t		
		負值(%)	平均數	中位數	負值(%)	平均數	中位數
1981	17	11.8%	1.182	0.062	70.6%	-0.022	-0.064
1982	75	29.3%	0.370	0.078	10.7%	0.370	0.334
1983	80	13.8%	0.507	0.253	17.5%	0.345	0.255
1984	88	14.8%	0.432	0.296	85.2%	-0.184	-0.204
1985	97	32.0%	0.122	0.147	16.5%	0.268	0.260
1986	103	17.5%	0.536	0.279	0.0%	0.975	0.874
1987	114	15.8%	0.479	0.270	5.3%	1.013	0.719
1988	130	14.6%	0.286	0.150	0.0%	1.437	1.158
1989	151	13.2%	0.107	0.057	21.2%	0.435	0.324
1990	169	27.2%	0.033	0.016	97.0%	-0.389	-0.398
1991	188	17.6%	0.067	0.046	77.7%	-0.116	-0.131
1992	219	23.7%	0.061	0.037	68.9%	-0.060	-0.095
1993	252	19.8%	0.114	0.052	38.9%	0.154	0.077
1994	279	9.0%	0.080	0.047	56.6%	0.038	-0.044
1995	310	18.1%	0.053	0.037	63.2%	-0.055	-0.059
1996	380	15.0%	0.078	0.048	8.4%	0.647	0.419
1997	453	11.5%	0.078	0.049	66.2%	0.032	-0.133
1998	501	29.5%	0.017	0.027	80.0%	-0.219	-0.249
1999	588	27.9%	0.012	0.037	63.1%	0.156	-0.167
2000	688	29.7%	-0.030	0.035	92.4%	-0.378	-0.418
2001	760	35.5%	-0.130	0.042	32.2%	0.262	0.149
2002	839	31.3%	-0.127	0.040	82.7%	-0.270	-0.337
2003	963	22.2%	-0.031	0.069	11.5%	0.626	0.431
合計	7,444	24.0%	0.030	0.047	51.9%	0.137	-0.024

註： X_t 係指非常項目前每股盈餘； p_{t-1} 係指前一年12月31日之收盤價； R_t 為當年度5月1日至隔年4月30日買進並持有之股票的報酬率。

在1981年至1997年之間，除了1985年以外，我國的盈餘均為右偏；反之，在1998年至2003年之間，則全部均為左偏。換言之，由表二的資料顯示，我國企業早期的會計盈餘並不具備穩健原則的特性，但該結論在1998年後卻產生了變化。其次，與Basu (1997)、Ball et al. (2000)與Ball et al. (2003)等研究相同，股東具責任有限特性的股票報酬率，自1981年至2003年，每一年均為右偏的分配。最後，由於股票報酬率為負值的情況，在1986年與1988年這二年並不存在，所以本研究在分年度進行第(1)式的迴歸分析時，會先排除這二年度的資

料。惟為求樣本的完整性，在利用全部樣本進行第(1)式的估計時，仍保留這二年度資料。

表三 我國會計盈餘穩健特性的整體分析

$$X_t / p_{t-1} = b_0 + b_1 NEG_t + b_2 R_t + b_3 R_t \times NEG_t + u_t$$

<i>Panel A</i> ：個別年度分析							
年度	觀察值	b_0	b_1	b_2	b_3	Adj. R^2	F-統計量
1981	--	--	--	--	--	---	---
1982	75	-0.047 (-0.394)	0.417 (0.637)	1.008* (1.921)	0.028 (0.022)	0.012	1.297
1983	80	0.266 (1.553)	-0.081 (-0.433)	0.814** (2.121)	1.680*** (2.758)	0.134	5.069***
1984	88	0.886 (0.767)	-0.215 (-0.185)	0.604 (0.188)	0.762 (0.236)	0.059	2.810**
1985	97	0.078 (0.388)	-0.380 (-1.018)	0.327 (0.848)	-0.731 (-0.787)	0.014	1.452
1986	--	--	--	--	--	---	---
1987	114	-0.789*** (-3.171)	0.329 (1.053)	1.200*** (4.683)	-5.079*** (-2.808)	0.620	62.546***
1988	--	--	--	--	--	---	---
1989	151	0.116*** (4.220)	-0.028 (-0.753)	-0.004*** (-0.062)	0.021 (0.196)	-0.017	0.157
1990	--	--	--	--	--	---	---
1991	188	0.073*** (2.918)	0.022 (0.614)	-0.007 (-0.076)	0.156 (0.901)	-0.007	0.566
1992	219	0.067* (1.725)	0.043 (0.973)	0.310 (1.272)	0.136 (0.515)	0.163	15.126***
1993	252	0.053 (1.326)	-0.010 (-0.248)	0.359** (2.464)	-0.153 (-0.857)	0.158	16.691***
1994	279	0.044** (2.014)	0.060 (1.477)	0.287** (2.562)	0.103 (0.413)	0.187	22.250***
1995	310	0.102*** (3.692)	-0.021 (-0.633)	-0.124* (-1.872)	0.354*** (4.254)	0.021	3.249**
1996	380	-0.010 (-0.582)	0.061*** (3.080)	0.130*** (4.657)	0.113 (0.928)	0.260	45.464***
1997	453	0.141*** (8.039)	-0.065*** (-3.039)	0.003 (0.095)	0.139** (2.527)	0.089	15.652***
1998	501	0.083*** (3.041)	0.001 (0.033)	-0.152 (-1.108)	0.385*** (2.702)	0.177	36.871***
1999	588	0.062*** (8.251)	0.103*** (2.644)	0.015*** (3.344)	0.556*** (3.991)	0.248	65.653***
2000	688	0.086*** (3.462)	0.137*** (3.387)	-0.045 (-0.440)	0.653*** (4.587)	0.117	31.488***
2001	760	0.096 (1.395)	-0.157 (-1.227)	-0.475** (-2.549)	0.815* (1.851)	0.041	11.832***
2002	839	0.161** (2.322)	0.033 (0.257)	-0.099 (-0.414)	1.025** (2.490)	0.017	5.780***
2003	963	0.107 (0.983)	-0.186 (-1.383)	-0.169 (-0.872)	0.609** (1.991)	0.013	5.120***

表三 (續)

Panel B：不具穩健特性期間的合併分析1981~1994

觀察值	b_0	b_1	b_2	b_3	Adj. R^2	F-統計量
1,962	-0.039 (-0.259)	0.157 (1.031)	0.548** (2.112)	-0.300 (-1.131)	0.138	105.72***

Panel C：具穩健特性期間的合併分析1995~2003

觀察值	b_0	b_1	b_2	b_3	Adj. R^2	F-統計量
5,482	0.046* (1.701)	0.067* (1.714)	-0.061 (-0.990)	0.590*** (4.717)	0.013	24.176***

註：變數定義： X_{it} = 第*t*期之年報所報導之非常損益前每股盈餘；

p_{t-1} = 期初股價，係指前一年度12月31日之收盤價；

R_{it} = 第*t*期5月1日至次年4月30日之股票報酬率；

NEG_{it} = 虛擬變數：若 $R_{it} < 0$ 為1，反之為0。

此處報導異質與一致性共變數矩陣估計式(heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator)下的*t*值(White, 1980)，「*」、「**」與「***」分別代表達10%、5%與1%之顯著水準。

表三逐年報導我國會計盈餘穩健特性的實證結果。然而，基於以下原因，本研究省略了1981年、1986年、1988年與1990年等四年的個別年度分析，其理由說明如下：第一，1981年可供分析的觀察值僅17筆資料(見表二)，為避免自由度過低，因此在針對個別年度進行第(1)式的分析時，本研究排除該年度的樣本資料。第二，1986年與1988年這二年度的樣本，完全未發生負報酬率的情況(見表二報酬率負值%欄)，而1990年度之樣本負報酬率的比重則高達97%(見表二報酬率負值%欄)，為避免造成迴歸分析無法估計係數(即1986年與1988年)，或受制於虛擬變數資料的筆數過低，而造成估計係數會非常敏感的結果(即1990年)，在逐年分析的過程中，本研究排除這三年度的樣本資料¹¹。

與表二的結果相似，在1997年(含)以前，我國的會計盈餘僅於1983年(b_3 係數為1.680， p -值<1%)、1995年(b_3 係數為0.354， p -值<1%)與1997年(b_3 係數為0.139， p -值<1%)等三年度具備穩健原則的特性。反之，在1998年(含)以後，每一年的會計盈餘均具備穩健原則的特性。具體而言，本研究發現，我國企業早期的會計盈餘並不具備穩健原則的特性，但近年來則已經充份地具備此特性。若由Basu (1997)的模型做為區隔，表三的結果顯示1981年~1994年為不具穩健特性的期間，而1995年~2003年則為具穩健特性的期間。

為了進一步釐清我國會計盈餘穩健特性的結構性轉變，是否導因產業別的不同而有所差異，本研究進一步將樣本觀察值區分產業別，以檢視盈餘穩健性

¹¹ 與美國的資料相同，由Adj. R^2 的趨勢，我們也發現會計盈餘與股票報酬率的關係有遞減的傾向。由於本研究的目的並不在於探討此議題，因此，我們並未針對此現象繼續處理。有興趣的讀者可以參考Ryan and Zarowin (2003)的討論與分析。

表四 依產業別分類之樣本分佈

產業別	不具穩健特性期間： 1981~1994			至少有五 筆觀察值	具穩健特性期間： 1995~2003			至少有五 筆觀察值
	R_{it} 為負	R_{it} 為正	總計		R_{it} 為負	R_{it} 為正	總計	
水泥業	32	42	74	✓	43	28	71	✓
食品業	78	95	173	✓	138	92	230	✓
塑膠業	49	82	131	✓	104	91	195	✓
紡織人纖	136	162	298	✓	270	181	451	✓
機電業	34	34	68	✓	130	128	258	✓
電線電纜	36	55	91	✓	72	48	120	✓
化學業	66	66	132	✓	161	122	283	✓
玻璃陶瓷	13	22	35	✓	42	20	62	✓
造紙業	31	59	90	✓	37	29	66	✓
鋼鐵金屬	52	32	84	✓	141	118	259	✓
橡膠輪胎	28	34	62	✓	40	38	78	✓
運輸工具	17	11	28	✓	23	18	41	✓
資訊電子	80	115	195	✓	887	882	1,769	✓
營建業	54	48	102	✓	233	166	399	✓
運輸業	22	25	47	✓	88	84	172	✓
觀光業	21	27	48	✓	43	31	74	✓
金融保險	50	99	149	✓	212	150	362	✓
百貨業	38	41	79	✓	66	46	112	✓
證券業	0	0	0		70	44	114	✓
投信業	1	2	3		3	5	8	
其他	42	31	73	✓	183	175	358	✓
總計	880	1,082	1,962		2,986	2,496	5,482	

註：產業別係依照TEJ產業別代碼為分類依據； R_{it} = 第*i*期5月1日至次年4月30日之股票報酬率。

度的變化¹²。表四報導「不具穩健特性期間」與「具穩健特性期間」依產業別與報酬率正負分類之樣本分佈，為避免自由度過低，本研究排除每組(即報酬率為正與報酬率為負)之樣本觀察值數少於五筆之產業。

表五進一步報導依產業別分類之盈餘與報酬率的敘述統計量，以及估計第

¹² 本小節的說明並非強調盈餘的穩健性應該與產業別有關。而是為了避免我們的發現係受到特定產業的影響所致。

(1)式的迴歸結果。由敘述統計量可以發現，不論係「不具穩健特性期間」或「具穩健特性期間」，每個產業的報酬率均為右偏。此外，若從盈餘的敘述統計量來看，在不具穩健特性期間，只有化學業與運輸業之會計盈餘是左偏的，顯示在不具穩健特性期間，大部份產業的會計盈餘均為不穩健的；反之，在具穩健特性期間，只有橡膠輪胎與證券業之會計盈餘是右偏的，顯示在具穩健特性期間，大部份產業的會計盈餘均為穩健的。

表五 不同產業之會計盈餘穩健性

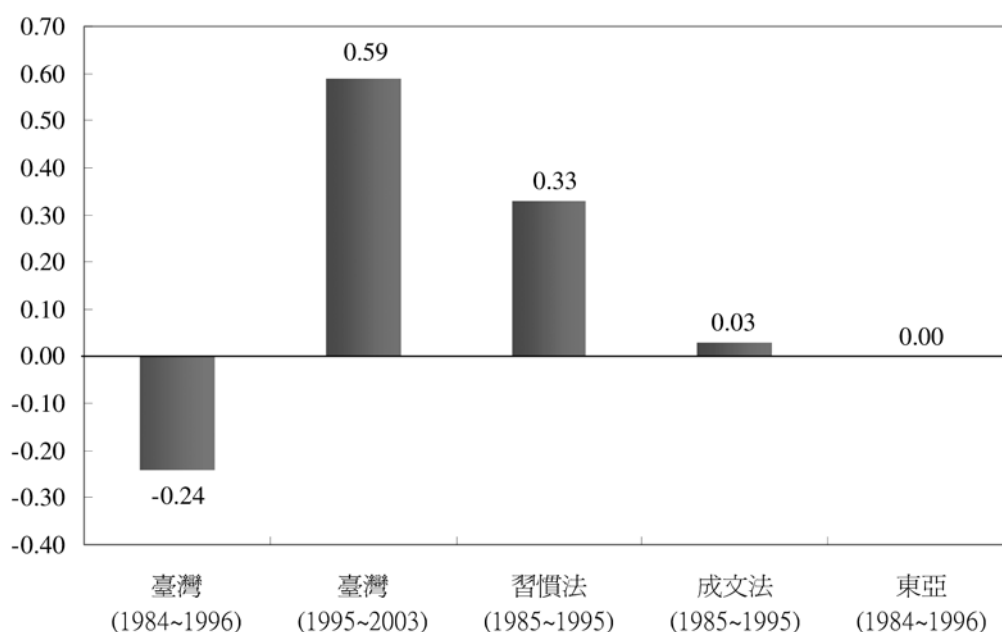
$$X_t / p_{t-1} = b_0 + b_1 NEG_t + b_2 R_t + b_3 R_t \times NEG_t + u_t$$

產業別	不具穩健特性期間：1981~1994						具穩健特性期間：1995~2003					
	觀察值	盈餘： X_t/p_{t-1}		報酬率： R_t		b_3	觀察值	盈餘： X_t/p_{t-1}		報酬率： R_t		b_3
		平均數	中位數	平均數	中位數			平均數	中位數	平均數	中位數	
水泥業	74	0.227	0.130	0.293	0.076	0.273	71	0.005	0.037	-0.021	-0.073	0.691
食品業	173	0.083	0.038	0.196	0.040	0.150*	230	-0.078	0.026	-0.027	-0.099	0.478*
塑膠業	131	0.227	0.105	0.259	0.113	0.251	195	-0.068	0.045	0.073	-0.034	1.126**
紡織人纖	298	0.051	0.042	0.271	0.072	0.295*	451	-0.128	0.005	-0.004	-0.139	0.347
機電業	68	0.161	0.057	0.184	-0.008	-0.009	258	0.031	0.052	0.094	-0.001	0.142*
電線電纜	91	0.149	0.075	0.236	0.079	-0.189	120	-0.037	0.035	0.056	-0.075	0.588**
化學業	132	0.012	0.041	0.203	-0.002	-0.289	283	0.047	0.058	0.058	-0.048	0.362***
玻璃陶瓷	35	0.232	0.104	0.226	0.121	0.491	62	-0.033	0.000	-0.087	-0.168	0.228
造紙業	90	0.170	0.036	0.299	0.204	0.016	66	0.009	0.019	-0.016	-0.110	-0.127
鋼鐵金屬	84	0.061	0.029	0.113	-0.055	-0.155	259	-0.030	0.033	0.121	-0.052	0.422
橡膠輪胎	62	0.104	0.099	0.257	0.047	-0.075	78	0.068	0.054	0.097	-0.009	0.106*
運輸工具	28	0.053	0.017	-0.003	-0.082	-0.029	41	-1.050	0.086	0.106	-0.044	4.198
資訊電子	195	0.377	0.067	0.194	0.119	-0.816	1,769	0.047	0.055	0.177	-0.005	0.130***
營建業	102	0.126	0.058	0.293	-0.029	0.065	399	-0.333	0.011	0.186	-0.147	2.449***
運輸業	47	-0.003	0.059	0.160	0.020	0.609*	172	0.045	0.048	0.053	-0.018	0.173**
觀光業	48	0.049	0.024	0.228	0.021	-0.061	74	0.009	0.026	-0.005	-0.104	0.224*
金融保險	149	0.784	0.221	0.418	0.212	0.686	362	0.011	0.052	0.024	-0.087	0.759**
百貨業	79	0.120	0.033	0.226	0.066	-0.055	112	-0.123	0.035	0.033	-0.047	1.278***
證券業	--	--	--	--	--	--	114	0.089	0.073	0.167	-0.114	0.342***
其他	73	0.408	0.028	0.333	-0.058	-0.925***	358	-0.001	0.060	0.067	-0.009	0.396**

註：此處報導異質與一致性共變數矩陣估計式(heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator)下的t值(White, 1980)，「*」、「**」與「***」分別代表達10%、5%與1%之顯著水準。變數定義： X_t =第t期之年報所報導之非常損益前每股盈餘； p_{t-1} =期初股價，係指前一年度12月31日之收盤價； R_t =第t期5月1日至次年4月30日之股票報酬率； NEG_t =虛擬變數：若 $R_t < 0$ 為1，反之為0。

若進一步利用Basu的模型檢視每個產業之會計盈餘的穩健程度，由表五的結果可以發現，在不具穩健特性期間，只有食品業、紡織人纖與運輸業的會計盈餘是穩健的(佔不具穩健特性期間樣本總數的26.4%)；而在具穩健特性期間，只有水泥業、紡織人纖、玻璃陶瓷、造紙業、鋼鐵金屬與運輸工具的會計盈餘是不穩健的(佔具穩健特性期間樣本總數的17.4%)，其中在這不穩健的六個產業當中，水泥業、玻璃陶瓷與鋼鐵金屬的穩健程度指標係數 b_3 已達單尾顯著水準(水泥業 p -值為0.144、玻璃陶瓷 p -值為0.135、鋼鐵金屬 p -值為0.147)，顯示在具穩健特性期間，大部份產業的會計盈餘均係穩健的，這與敘述統計量結果係一致的，而這個結果也代表會計盈餘具備穩健特性與否與產業別無關。

在以第(1)式為前提下，利用Ball et al. (2003, p. 250)，本研究於圖一比較習慣法國家(澳洲、加拿大、英國與美國；研究期間為1985年~1995年)、成文法國家(法國、德國與日本；研究期間為1985年~1995年)、東亞四國(香港、馬來西亞、新加坡與泰國；研究期間為1984年~1996年)與我國企業盈餘的穩健程度。此外，為提高我國與東亞四國間的可比較性，本研究改以1984年~1996年的資料(觀察值數為2,480)，再重新進行第(1)式的迴歸分析計，估計結果發現，對應的 b_3 係數為-0.24， p -值則為0.278。



圖一 我國與習慣法、成文法以及東亞國家（地區）盈餘穩健程度的比較

與Ball et al. (2003)的研究結果類似，我國早期的盈餘屬性不僅未具備穩健特性，在與他們相同的分析期間(即1984年~1996年)，我國的 b_3 係數(-0.24)較東亞四國的平均水準(0.00)為低。然而，我國企業近期的盈餘屬性不僅已具備穩健特性，且近期的 b_3 係數(0.59)已較習慣法的平均水準(0.33)為高。值得注意的是，這個比較並非主張我國會計盈餘的穩健程度已較習慣法國家的平均水準為優(因為比較期間完全不同)，而係強調隨著時間的演進，過去文獻無論係由「習慣法 vs. 成文法(Ball et al. 2000)」的觀點，或係由財務報告編製者與查核者誘因的角度(Ball et al. 2003)所發現的證據與討論，很可能因時空的變化而有所改變。相信這個發現非常值得會計學者爾後再進行跨國性比較的研究與分析。

肆、穩健程度與公司特性的關聯性

本研究於本節進一步探討公司特性與盈餘穩健程度的關聯性。就解決債權人與股東間潛在的利益衝突而言，Ahmed et al. (2002)認為債權人與股東利益衝突愈大的公司，愈傾向採取更為穩健的會計政策；而會計盈餘愈穩健的公司，其舉債的資金成本也愈低。該研究的主要論述為，穩健的會計政策會造成較低的盈餘與保留盈餘水準，進而得以限制股利的發放。此外，在會計處理的淨剩餘關係(clean surplus relation)下，較穩健的會計盈餘會造成較低資產與較高負債的現象，而這些結果均可降低債權人的風險，對債權人形成更有利的保護。

為了驗證前述的假說，Ahmed et al. (2002)分別以營運不確定性、股利水準與負債比率等三個代理變數，探討債權人與股東的潛在利益衝突。就營運不確定性而言，未來營運的不確定性愈大，代表當期發放過多股利予股東的機率愈高，所以營運的不確定水準是一個重要的利益衝突指標。與Ahmed et al. (2002)相同，本研究以六期資產報酬率的標準差($STDROA$)衡量企業的營運不確定性。另外二個指標則分別以六期資料所計算之平均股利水準(DIV)與長期負債比率(LEV)衡量。就債權人的觀點而言，股利水準或負債比率愈高，在其它條件不變的前提下，其與股東有利益衝突的可能性也愈高¹³。

而債權人與股東潛在利益衝突觀點，是否也可以解釋我國企業會計盈餘的穩健性，本研究則利用以下的迴歸模型進行分析：

$$\frac{X_t}{P_{t-1}} = b_0 + b_1 NEG_t + b_2 R_t + b_3 R_t \times NEG_t + b_4 R_t \times NEG_t \times STDROA_t + b_5 R_t \times NEG_t \times DIV_t + b_6 R_t \times NEG_t \times LEV_t + u_t \quad (2)$$

¹³ 以六年的資料計算 $STDROA$ 與平均 LEV 與 DIV ，係採取與Ahmed et al. (2002, p. 876)完全相同的計算方式。事實上，若改用五年或七年的資料計算 $STDROA$ 、 LEV 與 DIV ，亦完全未改變本研究的結論。

其中：

$STDROA_t$ = 先以非常損益前淨利除以期初總資產計算第 t 年的資產報酬率(ROA_t)，再以第 t 年至 $t-5$ 年共計六年的資料計算 ROA 的標準差；

DIV_t = 第 t 年至 $t-5$ 年普通股現金股利除以期初總資產的平均數；

LEV_t = 第 t 年至 $t-5$ 年長期負債除以期初總資產的平均數。

理論上，第(2)式的估計係數 b_3 仍得以衡量我國企業會計盈餘的穩健程度¹⁴。而若債權人與股東潛在的利益衝突，可以系統性地解釋我國企業會計盈餘的穩健程度，則第(2)式中的估計係數 b_4 、 b_5 與 b_6 均應為正值。

表六 公司特性的敘述統計量

Panel A: 樣本選擇過程(1995~2003)								
	全部樣本			減: 金融業		不含金融業樣本		
原始樣本(見表三Panel C)	5,482			484		4,998		
減: 缺 $STDROA$	(143)			(56)		(87)		
缺 DIV	(36)			(4)		(32)		
缺 LEV	(0)			(0)		(0)		
	5,303			424		4,879		
Panel B: 基本統計量								
	含金融業(觀察值數: 5,303)			不含金融業(觀察值數: 4,879)				
變數	平均數	中位數	標準差	平均數	中位數	標準差		
$STDROA$	0.063	0.043	0.280	0.067	0.046	0.292		
DIV	0.010	0.004	0.018	0.011	0.004	0.018		
LEV	0.089	0.066	0.091	0.095	0.075	0.091		
ROA	0.060	0.047	0.138	0.063	0.052	0.143		
Panel C: 相關係數矩陣								
	含金融業				不含金融業			
	$STDROA$	DIV	LEV	ROA	$STDROA$	DIV	LEV	ROA
$STDROA$		-0.109***	0.114***	0.162***		-0.159***	0.019	0.107***
DIV	0.042***		-0.143***	0.491***	0.037***		-0.190***	0.484***
LEV	0.009	-0.114***		-0.016	-0.001	-0.145***		-0.081***
ROA	0.832***	0.290***	-0.024*		0.834***	0.278***	-0.042*	

註: 變數定義

$STDROA_t$ = 第 t 年至第 $t-5$ 年共六年資料之 ROA 的標準差；

DIV_t = 第 t 年至 $t-5$ 年普通股現金股利除以期初總資產的平均數；

LEV_t = 第 t 年至 $t-5$ 年長期負債除以期初總資產的平均數。

ROA_t = 第 t 年至 $t-5$ 年非常損益前淨利除以期初總資產的平均數。

「*」、「**」與「***」分別代表達10%、5%與1%之顯著水準。此外，缺失值有許多部份係重疊，因此，不代表 $STDROA$ 的缺失值最多，也不意謂 LEV 沒有缺失值。最後，Panel C 的左下(右上)部份為Pearson (Spearman) 相關係數矩陣。

¹⁴ 更精確的說法應為 $b_3 + b_4 \text{mean}(STDROA) + b_5 \text{mean}(DIV) + b_6 \text{mean}(LEV)$ ，而非 b_3 本身，其中 $\text{mean}(\cdot)$ 代表括弧內該變數的平均值。

為避免金融業的 ROA 、 DIV 與 LEV 等變數與一般製造業有顯著的差別，本研究在進行第(2)式的估計時，進一步將其區分為含金融業與剔除金融業等二種情況加以分析。表六的Panel A報導在穩健期間內，再額外進行第(2)式的樣本選擇過程。我們依 $STDROA$ 、 DIV 與 LEV 的順序剔除遺漏的觀察值。值得注意的是，由於缺失值的重疊部份很大，故剔除遺漏的順序會影響報導的過程，但不影響結果。換言之，本研究的樣本並不代表 $STDROA$ 遺漏最多，或者 LEV 沒有缺失值。Panel A報導全部樣本(即含金融產業)的觀察值數為5,303筆資料，剔除金融業樣本的觀察值數則為4,879筆資料。

表六的Panel B報導公司特性的基本統計量。由於所有變數的平均值均大於其中位數，代表無論 $STDROA$ 、 DIV 、 LEV 與 ROA 等變數，均包含較高之極端值。此外，含金融業的全部樣本，其變數的標準差也較低。最後，由於全部樣本的平均數與中位數，均低於剔除金融業樣本後的平均數與中位數，換言之，金融業的 DIV 、 LEV 與 ROA 低於一般製造業的平均水準¹⁵。Panel C則報導公司特性的相關係數矩陣。值得注意的是， DIV 與 $STDROA$ 均與 ROA 呈顯著的正相關¹⁶。因此，若單純地運用 DIV 進行分析，將弱化該變數衡量利益衝突的效果。換言之， DIV 與 $STDROA$ 可能間接捕捉到企業獲利能力的效果，而非僅單純地衡量股利的支付水準。為了排除企業獲利能力對於盈餘穩健程度的影響，本研究在進行第(2)式的估計時，會額外再加入 $R_i \times NEG_i \times ROA_i$ 的控制變數。表七報導利用具穩健期間的資料進行第(2)式的估計結果。

由於包含與剔除金融業的實證結論均相同，以下僅就包含金融業的全部樣本(即Panel A的部份)加以說明。首先，與表三的結果相同， $R_i \times NEG_i$ 的估計係數 $b_3 = 0.478$ 為顯著的正值(p -值小於1%)。其次，與Ahmed et al. (2002)的主張相同， $R_i \times NEG_i \times STDROA_i$ 的估計係數 $b_4 = 1.833$ (p -值小於1%)與 $R_i \times NEG_i \times LEV_i$ 的估計係數 $b_6 = 0.058$ (p -值大於10%)均為正值，但是僅 b_4 的結果為顯著，而 b_5 則僅為方向上一致。換言之，營運的不確定性的確可以系統性地解釋我國企業會計盈餘的穩健程度。如果營運的不確定性可以代表資訊不對稱的程度，則這個發現與LaFond and Watts (2008)的主張一致。具體而言，穩健會計可以降低資訊不對稱的情況。相反的，與Ahmed et al. (2002)的發現相悖的是， $R_i \times NEG_i \times DIV_i$ 的估計係數 $b_6 = -15.338$ (p -值大於1%)為顯著的負值¹⁷。換言之，與預期之債權人與股東利益衝突的觀點相反，股利水準愈高的公司，會計

¹⁵ 這是因為本研究定義的 LEV 為長期負債比率而非負債比率。

¹⁶ 然而 $STDROA$ 與 DIV 在Spearman相關係數卻呈現負向的關聯性。我們猜測，這是因為無論 $STDROA$ 與 DIV 均存有許多極端值的原因。

¹⁷ 在取絕對值之後，係數 b_6 的估計結果會明顯地較其他估計係數為高的結果，係因為 DIV 明顯地小於其他的研究變數。

表七 穩健程度與公司特性的關聯性

$$\frac{X_t}{P_{t-1}} = b_0 + b_1 NEG_t + b_2 R_t + b_3 R_t \times NEG_t + b_4 R_t \times NEG_t \times STDROA_t + b_5 R_t \times NEG_t \times DIV_t + b_6 R_t \times NEG_t \times LEV_t + b_7 R_t \times NEG_t \times ROA_t + u_t$$

Panel A: 未含經營績效做為額外的控制變數				
	含金融業		不含金融業	
變數	係數	t值	係數	t值
截距項	0.051	1.753 [*]	0.049	1.606
NEG_t	0.033	0.823	0.025	0.587
R_t	-0.068	-1.019	-0.073	-1.055
$R_t \times NEG_t$	0.478	3.127 ^{***}	0.459	2.753 ^{***}
$R_t \times NEG_t \times STDROA_t$	1.833	3.022 ^{***}	1.882	3.054 ^{***}
$R_t \times NEG_t \times DIV_t$	-15.338	-5.480 ^{***}	-15.863	-5.161 ^{***}
$R_t \times NEG_t \times LEV_t$	0.058	0.123	0.080	0.158
觀察值數	5,303		4,879	
Adj. R^2	0.020		0.019	
F-統計量	18.582 ^{***}		16.553 ^{***}	
Panel B: 含經營績效做為額外的控制變數				
	含金融業		不含金融業	
變數	係數	t統計量	係數	t值統計量
截距項	0.051	1.753 [*]	0.049	1.606
NEG_t	-0.008	-0.209	-0.018	-0.438
R_t	-0.068	-1.019	-0.073	-1.055
$R_t \times NEG_t$	0.404	2.947 ^{***}	0.380	2.557 ^{**}
$R_t \times NEG_t \times STDROA_t$	3.330	3.907 ^{***}	3.359	3.982 ^{***}
$R_t \times NEG_t \times DIV_t$	6.800	2.591 ^{***}	6.516	2.597 ^{***}
$R_t \times NEG_t \times LEV_t$	0.080	0.180	0.101	0.213
$R_t \times NEG_t \times ROA_t$	-6.691	-4.446 ^{***}	-6.650	-4.398 ^{***}
觀察值數	5,303		4,879	
Adj. R^2	0.048		0.047	
F-統計量	39.123 ^{***}		35.244 ^{***}	

註：變數定義： X_t = 第t期之年報所報導之非常損益前每股盈餘； P_{t-1} = 期初股價，係指前一年度12月31日之收盤價； R_t = 第t期5月1日至次年4月30日之股票報酬率； NEG_t = 虛擬變數：若 $R_t < 0$ 為1，反之為0； $STDROA_t$ = 第t至t-5年資產報酬率的標準差； DIV_t = 第t年至t-5年普通股現金股利除以期初總資產的平均數； LEV_t = 第t年至t-5年長期負債除以期初總資產的平均數。此處報導異質與一致性共變數矩陣估計式(heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator)下的t值(White, 1980)，「*」、「**」與「***」分別代表達10%、5%與1%之顯著水準。

盈餘的穩健程度反而愈差¹⁸。

為了排除企業的獲利能力對於盈餘穩健程度的影響，表七的Panel B報導額外考慮經營績效後的實證結果。由於無論包含或剔除金融業的樣本，其主要的實證結論均相同，以下亦僅就包含金融業的全部樣本加以說明。在額外

¹⁸ 本研究曾經以 $\Delta STDROA_t$ (即 $STDROA_t$ 減 $STDROA_{t-1}$)、 ΔDIV_t (即 DIV_t 減 DIV_{t-1})與 ΔLEV_t (即 LEV_t 減 LEV_{t-1})替換 $STDROA$ 、 DIV 與 LEV 重新進行第(2)式的估計，但是仍未能獲得 ΔDIV_t 對盈餘穩健性有正面影響的證據。除此之外，與 $STDROA_t$ 相比，若改以 $\Delta STDROA_t$ 進行分析，仍發現對盈餘穩健程度有正面影響的證據，惟對應係數的顯著性將會下降。

加入經營績效的控制變數後，與Panel A結果相同的是， $R_i \times NEG_i$ 的估計係數 $b_3 = 0.404$ (p-值小於1%)與 $R_i \times NEG_i \times STDROA_i$ 的估計係數 $b_4 = 3.330$ (p-值小於1%)仍然均獲得顯著性的結果，至於 $R_i \times NEG_i \times LEV_i$ 的估計係數 $b_5 = 0.080$ (p-值大於10%)則仍未能達傳統的顯著性結果。然而，在額外加入經營績效的控制變數後， $R_i \times NEG_i \times DIV_i$ 的估計係數 $b_6 = 6.800$ (p-值小於1%)則轉變為顯著正值的結果。換言之，在額外加入企業經營績效做為控制變數後，本研究發現，在以企業營運不確定性與股利水準為代理變數的前提下，債權人與股東潛在利益衝突的觀點亦得以正面地解釋我國企業會計盈餘的穩健程度。最後， $R_i \times NEG_i \times ROA_i$ 的估計係數為-6.691 (p-值小於1%)，隱含企業盈餘的穩健程度會受其獲利能力的影響。具體而言，過去平均獲利能力愈差的公司，當期盈餘的穩健程度會愈佳。倘若本研究的 ROA 得以反應企業對未來獲利能力的預期時¹⁹，則本研究的發現亦代表我國企業會計盈餘的穩健程度，相當程度地也反應了企業未來的獲利能力。換言之， ROA 愈差的公司，其會計盈餘的穩健程度愈高，也完全符合財務會計穩健原則的特性。

伍、敏感性測試

為避免股票報酬率衡量期間的不同，以及股票報酬率與盈餘是否經調整年度的平均值與否，影響到本文的研究結論，本研究參仿Basu (1997)的分析方法，分別再利用「市場調整後對應會計盈餘宣告期間之報酬率」法(即會計盈餘與股票報酬率，均以當年度對應之平均值加以調整)，以及「與會計期間對應之報酬率」法(即以當年度1/1~12/31期間所計算之股票報酬率)進行敏感性測試。

表八重新檢視表三的實證結果。第一欄為年度，由於1981年僅有17筆資料(見表二)，故本研究省略了1981年的估計。此外，為便於比較，表八的第二欄與表三的 b_3 欄相同。至於第三欄則為利用當年度5月至次年度4月的期間所計算之個別公司報酬率，先減掉當年度之平均報酬率後，計算出股票大盤調整後(market adjusted)報酬率，做為進行Basu (1997)模型估計時的自變數，而所有會計盈餘資料也同樣地先以當年度之平均盈餘先進行調整的動作，再做為迴歸模型的依變數。實證結果仍支持我國企業早期(1994年以前)會計盈餘不具備穩健特性的結論；但近期(1995年以後)則具備穩健特性的發現。換言之，在控制市場因素後，本研究的結果仍係完備的(robustness)。然而，若將計算報酬率的期間改為當年度1月至12月時，由第三欄與第四欄的結果看來，本研究主張的證據則變得較為薄弱。惟基於許多財務會計的研究發現，股票市場對未預期盈餘有正向關聯性

¹⁹ 例如Sloan (1996, p. 299)以當年度盈餘(經期初之資產平減)對次一年度盈餘(經期初之資產平減)進行迴歸分析後發現，平均而言，盈餘的持續性可達84.1%。

的結果，本研究仍認為以當年度5月至次年度4月期間所計算之股票報酬率進行的推論，應較為適切。

表九則重新檢視表七Panel B的實證結果，其中Panel A為包含金融業之全部樣本的估計結果，而Panel B則報導剔除金融業後的所有分析結果。與先前的發現一致，本研究衡量債權人與股東潛在利益衝突的變數 $STDROA_t$ 與 $R_t \times NEG_t$ 之交乘項均仍為顯著的正值，但 $DIV_t \times R_t \times NEG_t$ 的估計係數，於(D)欄與(H)欄的估計結果則顯示未能獲得傳統的顯著性證據。但就整體而言， DIV 對於盈餘的穩健性仍有正面的解釋能力。最後，若以當年度1月至12月的未平減資料加以分析，本研究還獲得 $R_t \times NEG_t \times LEV_t$ 的估計結果為顯著正值($b_6 = 0.538$ ，p-值<10%)的證據，而 $R_t \times NEG_t \times ROA_t$ 的估計結果則仍均為顯著的負值。具體而言，本研究實證結果發現營運不確定性($STDROA$)與股利水準(DIV)會明顯地提高企業盈餘的穩健性，至於負債比率(LEV)對企業盈餘穩健性的影響，則僅為方向上的一致。

此外，為了能夠適度地減緩於進行第(2)式估計所受到的橫斷面相關性影響(cross-sectional correlations)，與Ball et al. (2000)與Krishnan (2005a, 2005b)相同，

表八 盈餘穩健特性之敏感性分析

$$X_t / p_{t-1} = b_0 + b_1 NEG_t + b_2 R_t + b_3 R_t \times NEG_t + u_t$$

年度	計算報酬率期間：當年5/1~次年4/30				計算報酬率期間：當年1/1~當年12/31			
	未調整平均值		調整平均值		未調整平均值		調整平均值	
1982	0.028	(0.022)	4.208	(-0.743)	-8.229	(-2.133)**	-5.753	(-1.663)
1983	1.680	(2.758)***	-0.670	(1.766)*	0.932	(0.579)	0.868	(0.650)
1984	0.762	(0.236)	1.664	(-0.157)	-1.331	(-0.979)	-2.137	(-1.326)
1985	-0.731	(-0.787)	-0.173	(0.754)	1.068	(1.820)*	0.929	(1.231)
1986	na.	na.	0.422	(1.614)	2.066	(1.156)	-0.565	(-0.594)
1987	-5.079	(-2.808)***	1.142	(-1.218)	-3.175	(-0.981)	-0.367	(-0.264)
1988	na.	na.	-0.543	(-0.619)	-1.412	(-1.278)	-0.160	(-0.656)
1989	0.021	(0.196)	-0.134	(0.589)	-0.217	(-11.593)***	-0.017	(-0.406)
1990	na.	na.	0.065	(0.037)	0.504	(3.724)***	0.382	(2.561)**
1991	0.156	(0.901)	0.005	(0.756)	0.288	(0.769)	0.174	(0.825)
1992	0.136	(0.515)	0.156	(0.707)	0.730	(4.418)***	0.281	(1.380)
1993	-0.153	(-0.857)	0.174	(-0.453)	0.777	(2.130)***	-0.284	(-1.568)
1994	0.103	(0.413)	-0.101	(0.245)	0.584	(1.581)	0.303	(1.905)*
1995	0.354	(4.254)***	0.057	(3.823)***	0.369	(0.491)	0.343	(0.972)
1996	0.113	(0.928)	0.326	(-0.878)	0.968	(2.168)	0.247	(1.578)
1997	0.139	(2.527)***	-0.055	(2.995)***	-0.042	(-0.764)	-0.075	(-1.173)
1998	0.385	(2.702)***	0.153	(3.547)***	0.148	(1.925)*	0.140	(2.413)**
1999	0.556	(3.991)***	0.378	(4.193)***	0.438	(4.414)***	0.438	(4.414)***
2000	0.653	(4.587)***	0.419	(5.220)***	0.407	(3.496)***	0.537	(3.461)***
2001	0.815	(1.851)*	1.266	(3.307)***	9.132	(1.695)*	4.983	(1.743)*
2002	1.025	(2.490)**	0.939	(1.817)*	0.151	(0.893)	0.165	(1.246)
2003	0.609	(1.991)**	1.362	(1.978)***	1.152	(1.210)	1.018	(2.982)***

註：變數定義： X_t = 第t期之年報所報導之非常損益前每股盈餘(分未調整或已調整資料)； p_{t-1} = 期初股價，係指前一年度12月31日之收盤價； R_t = 第t期5月1日至次年4月30日之股票報酬率(分未調整或已調整資料)或第t期1月1日至當年12月31日之股票報酬率(分未調整或已調整資料)； NEG_t = 虛擬變數(若 $R_t < 0$ 為1，反之為0)。所謂未調整資料，為原始股票報酬率與盈餘資料，而所謂的已調整資料，為股票報酬率與盈餘資料均以當年度對應平均值調整以後的報酬率與盈餘。此外，此處報導異質與一致性共變數矩陣估計式(heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator)下的t值(White, 1980)，「*」、「**」與「***」分別代表達10%、5%與1%之顯著水準。

本研究額外再以Fama and MacBeth (1973)的程序重新計算 t -統計量。比照表九的分析內容，這個額外的分析結果(未列表)也未改變本研究的實證結果。而由於本研究僅將 $STDROA$ 、 DIV 、 LEV 與 ROA 等變數與 $R_t \times NEG_t$ 的交乘項進行分析，而忽略了這些變數與 R_t 直接交乘的影響。因此，在進行第(2)式的估計時，本研究亦額外加入 $R_t \times STDROA_t \times R_t \times DIV_t \times R_t \times LEV_t$ 與 $R_t \times ROA_t$ 等變數，而相關的估計結果(未列表)也未改變本研究實證結果的主要發現。

除了Basu的方式之外，我們也參考Beaver and Ryan (2000) 與Ahmed and Duellman (2007) 的方式進行研究。迴歸模型如下：

$$CON_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_t + \sum_{j=0}^6 \beta_j R_{i,t-j} + u_{i,t} \quad (3)$$

其中(省略下標) CON 為「帳面值對市值比」乘以「-1」， $POST$ 為指標變數(1995年~2003年為1；反之則為0)， R 則為1月1日至12月31日之股票年報酬率。由於 CON (已經乘以-1)愈大代表盈餘愈為保守，所以我們預期 $POST$ 的估計係數為正。在估計第(3)式時，我們會以棋盤式(panel)的方式進行估計，並報導固定效果(fixed effect)與隨機效果的估計結果。與Beaver and Ryan (2000)以及Ahmed and Duellman (2007)相同，我們在分析第(3)式時將金融產業予以排除。值得注意的是，由於在分析第(3)式時需要前六期的報酬率，所以實際的研究期間變為1987年~2003年。

表九 穩健程度與公司特性關聯性的敏感性分析

$$\frac{X_t}{p_{t-1}} = b_0 + b_1 NEG_t + b_2 R_t + b_3 R_t \times NEG_t + b_4 R_t \times NEG_t \times STDROA_t + b_5 R_t \times NEG_t \times DIV_t + b_6 R_t \times NEG_t \times LEV_t + b_7 R_t \times NEG_t \times ROA_t + u_t$$

Panel A: 含經營績效做為額外的控制變數 (含金融業)

變數	報酬率期間: 當年5/1 ~ 次年4/30		報酬率期間: 當年1/1 ~ 當年12/31	
	未調整平均值	調整平均值	未調整平均值	調整平均值
	(A)	(B)	(C)	(D)
截距項	0.051*	0.134***	-0.002	0.089***
NEG_t	-0.008	-0.049	-0.031	-0.034
R_t	-0.068	-0.081	0.049	0.065*
$R_t \times NEG_t$	0.404***	0.409***	0.097	0.179***
$R_t \times NEG_t \times STDROA_t$	3.330***	2.902***	2.277***	2.616***
$R_t \times NEG_t \times DIV_t$	6.800***	5.662***	3.234**	2.759
$R_t \times NEG_t \times LEV_t$	0.080	-0.073	0.538*	0.016
$R_t \times NEG_t \times ROA_t$	-6.691***	-6.964***	-5.454***	-6.377***
Adj. R^2	0.048	0.042	0.035	0.052
F-統計量	39.123***	34.304***	27.245***	40.560***

Panel B: 含經營績效做為額外的控制變數（含金融業）

變數	報酬率期間: 當年5/1 ~次年4/30		報酬率期間: 當年1/1 ~當年12/31	
	未調整平均值	調整平均值	未調整平均值	調整平均值
	(E)	(F)	(G)	(H)
截距項	0.049	0.130***	-0.004	0.084***
NEG_t	-0.018	-0.045	-0.044	-0.035
R_t	-0.073	-0.083	0.043	0.063*
$R_t \times NEG_t$	0.380**	0.415***	0.078	0.174**
$R_t \times NEG_t \times STDROA_t$	3.359***	2.900***	2.265***	2.625***
$R_t \times NEG_t \times DIV_t$	6.516***	5.671***	2.892*	2.548
$R_t \times NEG_t \times LEV_t$	0.101	-0.090	0.521	0.012
$R_t \times NEG_t \times ROA_t$	-6.650***	-6.966***	-5.429***	-6.400***
Adj. R^2	0.047	0.042	0.034	0.051
F-統計量	35.244***	31.223***	24.220***	36.710***

註: 變數定義: X_t = 第 t 期之年報所報導之非常損益前每股盈餘; p_{t-1} = 期初股價, 係指前一年度12月31日之收盤價; R_t = 第 t 期5月1日至次年4月30日之股票報酬率; NEG_t = 虛擬變數: 若 $R_t < 0$ 為1, 反之為0; $STDROA_t$ = 第 t 至 $t-5$ 年資產報酬率的標準差; DIV_t = 第 t 年至 $t-5$ 年普通股現金股利除以期初總資產的平均數; LEV_t = 第 t 年至 $t-5$ 年長期負債除以期初總資產的平均數; ROA_t = 第 t 年至 $t-5$ 年的平均資產報酬率。此處報導異質與一致性共變數矩陣估計式(heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator)下的 t 值(White, 1980), 「*」、「**」與「***」分別代表達10%、5%與1%之顯著水準。

表十報導估計結果, 我們發現無論是採取固定效果 ($POST$ 的估計係數 0.358) 或者採取隨機效果 ($POST$ 的估計係數 0.247), 估計結果均達到傳統的顯著水準。換言之, 本文的主要發現也通過了此項敏感測試的檢驗。

表十 以Beaver and Ryan (2000) 模型的敏感性分析

$$CON_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_t + \sum_{j=0}^6 \beta_j R_{i,t-j} + u_{i,t}$$

變數 (係數)	fixed effect		random effect	
	係數	t-統計量	係數	z-統計量
截距項 (α_0)	-1.657***	(-22.11)	-1.615***	(-20.26)
$Post (\alpha_1)$	0.358***	(4.90)	0.247***	(3.59)
$R_0 (\beta_0)$	0.005***	(18.40)	0.005***	(16.41)
$R_{-1} (\beta_1)$	0.005***	(16.84)	0.004***	(15.51)
$R_{-2} (\beta_2)$	0.004***	(12.55)	0.004***	(13.04)
$R_{-3} (\beta_3)$	0.003***	(10.08)	0.003***	(10.03)
$R_{-4} (\beta_4)$	0.002***	(7.73)	0.002***	(7.45)
$R_{-5} (\beta_5)$	0.003***	(9.00)	0.003***	(8.51)
$R_{-6} (\beta_6)$	0.002***	(9.15)	0.002***	(8.67)
觀察值數	2,372		2,372	
R^2	0.2259		0.2337	
F-統計量	101.85***			
Wald χ^2 統計量			822.90***	

其中(省略下標) CON 為「帳面值對市值比」乘以「-1」, $POST$ 為指標變數 (1995年~2006年為1; 反之則為0), R 則為1月1日至12月31日之股票年報酬率。由於在分析第(3)式時需要前六期的報酬率, 所以實際的研究期間變為1987年~2003年。

陸、結論與建議

Ball et al. (2000)與Ball et al. (2003)曾經利用跨國性資料，並運用Basu (1997)模型研究影響各國盈餘穩健程度的制度性因素(institutional factors)。他們的研究發現，法律制度的異同(即習慣法vs.成本法)與誘因環境，對各國盈餘數字的穩健程度之差異有深遠的影響。倘若直接利用他們的研究發現進行推論，屬於成文法體系且強調人際關係網路的我國，會計盈餘將不會具備穩健原則的特性。

然而，由於前述的研究均未將我國的資料納入研究樣本，且其研究期間為1996年以前，故瞭解我國企業盈餘穩健特性的實際情況與變化趨勢，就成為本文的第一個研究目的。實證結果顯示，我國企業早期的會計盈餘的確未具備穩健特性。若進一步採行Ball et al. (2003)所涵蓋之研究期間(即1984年~1996年)，本研究發現，我國與香港、馬來西亞、新加坡及泰國等東亞國家(或地區)企業之會計盈餘，均未能具備穩健原則的特性。本研究同時發現，惟隨著資本市場的演進與成熟，我國企業近期的會計盈餘已經充份地具備穩健原則的特性。本研究相信，藉由臺灣的現象與證據，過去會計學者進行跨國性比較的主張與結論，可能會隨著各個國家資本市場的成熟而有明顯的改變。本研究相信，若利用更近期的資料再進行跨國性的調查與比較，可以對影響企業會計盈餘穩健程度的制度性因素有更完整的瞭解。

發現我國企業的會計盈餘於近期具備穩健原則的特性後，本文第二個目的即在於探討盈餘具穩健特性之會計實務需求，與債權人與股東間潛在的利益衝突是否有關。研究結果顯示，在控制企業的經營績效後，營運不確定性以及股利支付水準的確可以解釋盈餘穩健程度的高低。但負債比率的解釋能力則僅方向一致，未具顯著性。

最後，本研究的實證結果同時顯示，經營績效愈差的公司，其會計盈餘有更穩健的現象。雖然此結論係利用過去財務會計發現企業的會計盈餘具一階正向自我相關的證據，加以推論過去經營績效愈差的公司，愈有較穩健的會計盈餘，符合財務會計穩健原則的主張。然而，本研究也認為會計盈餘的穩健特性與未來預期之盈餘水準(或盈餘成長率)間的關係，也是一項非常重要的研究議題。此外，除了債權人的因素外，公司治理以及會計師的角色對會計盈餘穩健程度的影響，以及資訊揭露與會計盈餘穩健程度間之關連，究竟為互補性質或替代性質等問題，也都是非常值得探討。希望本研究的發現可以促使我國爾後的會計研究針對此類議題進行更深入的分析與討論，以瞭解影響我國企業會計盈餘穩健特性的因素與其可能發生之經濟後果。

參考文獻

- American Institute of Certified Public Accountants (AICPA). 1970. *Basic Concepts and Accounting Principles Underlying Financial Statements of Business Enterprises*. Statement of the Accounting Principles Board No. 4. American Institute of Certified Public Accountants, New York, NY.
- Ahmed, A. S., B. K. Billings., R. M. Morton., and M. Stanford-Harris. 2002. The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. *The Accounting Review* 77(4) : 867-890.
- , and S. Duellman. 2007. Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics* 43: 411-437.
- Ball, R., and P. Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6: 159-178.
- , and S. P. Kothari, A. Robin. 2000. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics* 29(1) : 1-51.
- , A. Robin, and J. S. Wu. 2003. Incentive versus standards: properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics* 36 (1-3) : 235-270.
- , and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39(1) : 83-128.
- Basu, S. 1997. The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24(1) : 3-37.
- , L. Hwang., and C. Jan. 2001. Auditor conservatism and quarterly earnings. *Working Paper*, Baruch College.
- Beatty, A., J. Webber, and J. Yu. 2008. Conservatism and debt. *Journal of Accounting and Economics* 45 (2-3) : 154-174.
- Beaver, W. H., R. Lambert., and D. Morse. 1980. The information content of security prices. *Journal of Accounting and Economics* 2(1) : 3-28.
- , and S. Ryan. 2000. Biases and lags in book value and their effects on

- the ability of the book-to-market to predict book return on equity. *Journal of Accounting Research* 38 (1): 127-148.
- Chandra, U., C. Wasley., and G. Waymire. 2004. Income conservatism in the U.S. technology sector. *Working paper*, University of Rochester.
- Chen, Q., T. Hemmer, and Y. Zhang. 2007. On the relation between conservatism in accounting standards and incentives for earnings management. *Journal of Accounting Research* 45 (3): 541-565.
- Chi, W., C. Liu, and T. Wang. 2008. What affects accounting conservatism: A corporate governance perspective. *Working paper*, National Chengchi University and National Taiwan University.
- ., and C. Wang. 2008. Information asymmetry and accounting conservatism: Evidence from Taiwan. *Working paper*, National Chengchi University and National Taipei University.
- Fama, E. F, and J. D. MacBeth. 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *The Journal of Political Economics* 81(3) : 607-636.
- Financial Accounting Standards Board (FASB). 1980. *Qualitative Characteristics of Accounting Information*. Statement of Financial Accounting Concepts No. 2. Stamford, CT: FASB.
- . 1985. *Elements of Financial Statements*. Statement of Financial Accounting Concepts No. 6. Stamford, CT : FASB.
- Francis, J., R. LaFond., P. Olsson., and K. Schipper. 2004. Cost of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79(4) : 967-1010.
- Giner, B., and W. Rees. 2001. On the asymmetric recognition of good and bad news in France, Germany, and the United Kingdom. *Journal of Business Finance and Accounting* 28(9/10) : 1285-1331.
- Givoly, D., and C. 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.
- ., ———., and A. Natarajan. 2007. Measuring reporting conservatism. *The Accounting Review* 82(1) : 65-106.
- Gul, F. A., B. Srinidhi., and T. Shieh. 2002. The Asian financial crisis, accounting conservatism and audit fees: Evidence from Hong Kong. *Working Paper*, City

University of Hong Kong.

- Holthausen R., and R. Watts. 2001. The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standards setting. *Journal of Accounting and Economics* 31(1-3) : 3-75.
- Huijgen, C., and M. Lubberink. 2003. Earnings conservatism, litigation, and contracting: The case of cross-listed firms. *Working paper*, Lancaster University.
- Jensen, M. C., and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305-360.
- Jindrichovska, I., and D. Kuo. 2003. Timeliness of earnings in the Czech market. *Working Paper*, University of Wales Aberystwyth.
- Kelley, S., D. Shores., and Y. Tong. 2003. Independence in appearance, earnings conservatism, and prediction of future of cash flows. *Working Paper*, University of Washington.
- Khan, M. and R.L. Watts. 2007. Estimation and validation of a firm-year measure of conservatism. *Working paper*, Sloan, MIT, Cambridge.
- Kothari, S. P. and R. Sloan. 1992. Information in prices about future earnings: Implications for earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics* 15(2-3) : 143-172.
- Krishnan, G. V. 2003. Does auditors' industry expertise constrain earnings management? *Accounting Horizons* (Supplement): 1-16.
- . 2005a. Did Houston clients of Arthur Andersen recognize publicly available bad news in a timely fashion? *Contemporary Accounting Research* 22(1): 165-193.
- . 2005b. The association between Big 6 auditor industry expertise and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting, Auditing, and Finance forthcoming* 20(3) : 209-228.
- Kwon, S. S. 2002. Value relevance of financial information and conservatism: high-tech versus low-tech stocks. *Working Paper*, Rutgers University – Camden.
- Kwon, Y. K., D. P. Newman, and Y. S. Suh. 2001. The demand for accounting conservatism for management control. *Review of Accounting Studies* 6: 29-51.

- LaFond, R., and S. Roychowdhury. 2008. Managerial ownership and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research* 46 (1): 101-135.
- , and R.L. Watts. 2008. The information role of conservatism. *The Accounting Review* 83 (2): 447-478.
- Milgrom, P., and J. Roberts. 1992. *Economics, Organization & Management*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Penman, S., and X. Zhang. 2002. Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns. *The Accounting Review* 77 (2): 237-264.
- Pope, P., and M. Walker. 1999. International differences in timeliness, conservatism and classification of earnings. *Journal of Accounting Research* 37(3) : 53-99.
- 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(3) : 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.
- Ruddock, C., S. Taylor., and S. Taylor. 2002. Non-audit services and earnings conservatism: Is auditor independence impaired? *Working Paper*, University of Technology, Sydney, Australia.
- Ryan, S. 1995. A model of accrual measurement with implications for the evaluation of the book-to-market ratio. *Journal of Accounting Research* 33 (1): 95-112.
- Ryan, S., and P. A. Zarowin. 2003. Why has the contemporaneous linear returns-earnings relation declined? *The Accounting Review* 78 (2): 523-553.
- 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.
- Sloan R. G. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71 (3): 289-315.
- Sterling, R. R. 1970. *Theory of measurement of enterprise income*. Lawrence, Kansas: University of Kansas Press.
- Tazawa, M. 2003. The timeliness of earnings and accruals under conservatism in

- Japan. *Working Paper*, Nagoya City University.
- Watts, R. 2003. Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. *Accounting Horizons* 17(3) : 207-221.
- White, H. 1980. Heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817-838.
- Zhang, J. 2008. The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting and Economics* 45 (1): 27-54.
- Zhang, X. 2000. Conservative accounting and equity valuation. *Journal of Accounting and Economics* 29(1) : 125-149.

