

分析師預測與管理當局預測對於企業評價之相對有用性：發佈時機與先後順序

程心瑤*

中原大學

蔡宜芬

台灣武田藥品財務部

摘要

財務預測是投資人進行投資決策時的一項重要參考依據，然而財務預測具有高度的未來不確定性，所以其可靠性可能亦較低。基於這個原因，財務預測是否有用，一直以來即為財務預測使用者所關心的議題。一般來說，分析師和管理當局預測為投資人主要的兩個財務預測資訊來源，本研究透過 Ohlson (1995) 模型來探討分析師預測與管理當局預測於企業評價之相對有用性，本研究之主要發現有二：第一、管理當局的第一次（最後一次）財測對於股價的解釋能力高（低）於分析師的第一次（最後一次）財測。第二、就大公司的年度最後一次財測而言，分析師預測對股價的解釋能力較高，而就小公司的年度第一次財測而言，管理當局預測對於股價的解釋能力較高，然而大（小）公司第一次（最後一次）的分析師預測和管理當局預測之有用性則無顯著差異。

關鍵詞：分析師預測、管理當局預測、價值攸關性、Ohlson 模型

*作者感謝林修葳教授、王泰昌教授與林宛瑩教授對本文前一版「分析師預測與管理當局預測於企業評價之相對有用性研究—Ohlson 模型之應用」一文以及兩位匿名評審對本文提供的寶貴建議。

收稿日：2004 年 11 月

接受日：2005 年 10 月

二審後接受

The Relative Usefulness of Analyst Forecasts and Management Forecasts in Business Valuation: Timing and Sequence of Forecasts

Hsin-Yao Cheng

Chung Yuan Christian University

Yi-Fen Tsai

Takeda Chemical Industries (Taiwan) Ltd.

Abstract

Since financial forecasts reflect the management's best estimations of a company's future financial position, operation results, and changes in cash flows, they are usually regarded as more relevant to the financial statement users. Therefore, the usefulness of financial forecasts to investors has been a crucial issue to the accounting academic. In general, there are two major sources of financial forecasts: one from the managements and the other one from the analysts. This study adopts the Ohlson (1995) model to examine the relative usefulness of analyst and management forecasts in the business valuation process. The empirical results reveal two major findings. First, managements' forecasts are more (less) useful than analysts' forecasts when the forecasts are made in the beginning (at the end) of the year. Second, firm size and the timing of forecasts influence the relative usefulness of management and analyst forecasts in different way. For large firms, for example, analysts' forecasts are more useful than managements' forecasts when the forecasts are made at the end of the year. For small firms, on the other hand, managements' forecasts are more useful than analysts' forecasts when the forecasts are made in the beginning of the year.

Keywords: *Analyst forecasts, Management forecasts, Ohlson model, Value relevance.*

Submitted November 2004
Accepted October 2005
After 2 rounds of review

壹、緒論

由於資本市場的蓬勃發展，會計資訊漸為投資人所重視。財務報表的功用即在提供充分的資訊，以幫助報表使用者作成各類決策。然而，歷史性財務報表所提供的是企業過去的經營績效，已無法滿足報表使用者的需求，因此，預測性財務資訊的重要性與日俱增。財務預測包含了企業對其未來財務狀況、經營成果及現金流量所作的最適估計。相較於歷史性的財務報表，這些預測性質的資訊對於報表使用者而言可能更具決策攸關性(Ajinkya and Gift 1984; Jennings 1987; Baginski and Hassell 1990)。

財務預測除了在投資人決策過程中扮演重要的角色外，在學術研究方面，亦為市場預期盈餘的代理變數(Schipper 1991)。國內外對於財務預測的相關研究，包括財務預測的資訊內涵(如：Givoly and Lakonishok 1979)、預測準確性(如：Butler and Lang 1991)、影響預測準確性的因素(如：Mak 1989)以及股票價格對盈餘預測的反應(如：Biddle and Ricks 1988)等。財務預測雖具攸關性，但其係對未來之估計，故上述研究中，最為財務預測使用者所關心者為預測之準確性。因此，過去研究的重心仍著重在影響分析師預測準確性之因素(如：Atiase 1985; Freeman 1987; Thompson et al. 1987; Bhushan 1989; Kross et al. 1990)、管理當局財務預測準確度(如：Porter 1982; Mak 1989)及分析師與管理當局預測二者間之相對準確性的探討(如：吳安妮 1993; Jaggi 1980; Hassell and Jennings 1986)。然而，以往國內外關於預測準確度之研究結果，並無一致之結論，其中尤以管理當局預測與分析師預測之相對準確度(relative accuracy)的結論最為分歧。究其原因，可能係採用之研究方法、研究期間、樣本選擇條件、預測資訊來源及預測誤差衡量方法不同所致。

不同於以往國內外有關預測相對精確度的文獻，本研究擬探討分析師預測與管理當局預測對於解釋股價之相對有用性(relative usefulness)。財務預測的相對有用性是一個重要的議題，其原因有三：第一，過去有關財測相對準確性的文獻多是以事後的預測誤差(即財務預測與實際盈餘之間的差異)為衡量標準，無法在事前為財務預測資訊的使用者提供客觀的參考依據。由於財務預測的主要目的是在提供投資人企業評價的有用資訊，因此如何能從投資人的角度評估財務預測的相對有用性，實為投資人關心的議題。其次，無論是對管理當局或是對分析師而言，財務預測的揭露都需要投入相當多的資源，耗費相當大的成本(Dye 1990)。若所提供的財務預測資訊無法對於投資人在進行企業評價時提供重要的參考，則是否有必要提供財務預測資訊以及如何更有效率地運用財務預測資源，值得會計學術界做深入的探討。最後，Hassell and Jennings (1986)與Waymire (1986)之研究均發現，財務預測的相對準確性會受到管理當局預測與分析師預測的不同發佈時機及先後順序的影響。吳安妮 (1993)以台灣的資料進行分析，也得到類似的結果。因此，本研究擬同時考慮財測的發佈時機與先後順序，以便更進一步了解分析師和管理當局預測的相對有用性。

本研究利用 Ohlson (1995) 模型進行實證分析。Ohlson 模型利用企業之帳面價值(book value)、異常盈餘(abnormal earnings)以及其他資訊(other information)三個要素來解釋股價。Bernard (1995) 以四年的會計資訊檢測 Ohlson (1995) 模型, 結果顯示該模型的解釋能力(以 R^2 衡量)高達 68%。因此, Ohlson 模型可以說是為財務會計實證中的企業評價研究提供一個嶄新的會計理論基礎。自 Ohlson 模型提出之後, 許多會計學者均嘗試檢驗其有效性(如: Barth et al. 1999; Dechow et al. 1999; Francis et al. 2000; Bell et al. 2002)。其中, Bell et al. (2002) 是以 Ohlson 模型為理論架構, 並參考 Barth et al. (1999) 的實證設計之價值攸關性文獻。Dechow et al. (1999) 則為首篇同時考量帳面價值、異常盈餘與資訊動態假設, 直接檢測 Ohlson 模型之效度。由於「其他資訊」為 Ohlson 模型中的一個重要衡量變數, 本研究採用 Dechow et al. (1999) 的研究方法, 並參考吳安妮(1993)的預測時機分類, 分別以年度第一次及最後一次的分析師財務預測與管理當局財務預測來捕捉其他資訊, 以測試分析師預測與管理當局預測於企業評價之相對有用性。

本研究的實證結果有以下的二項發現: 第一, 在不考慮分析師和管理當局財測發佈的先後順序之情況下, 管理當局的第一次財測對於股價的解釋能力高於分析師的第一次財測, 而分析師的最後一次財測對於股價的解釋能力則高於管理當局的最後一次財測。當我們將財測發佈的先後順序納入分析之後, 結果顯示管理當局第一次財測和分析師最後一次財測仍然有較高的股價解釋能力。這個結果意味著, 財測發佈的先後順序並不會影響分析師和管理當局預測的相對有用性, 但是財測發佈的不同時機則會顯著影響分析師與管理當局財測的相對有用性。其次, 當我們考慮公司的規模大小對於財務預測的相對有用性之影響時, 實證結果顯示: 就大(小)規模公司而言, 管理當局與分析師的第一次(最後一次)財測並無顯著差異。反之, 大(小)規模公司的分析師最後一次(第一次)財測對於投資人在進行企業評價時, 則有相對於管理當局財測而言顯著較高(低)的有用性。

本文續後結構如下: 第二節為研究方法, 介紹本研究所採用之 Ohlson 模型, 並說明實證模型及樣本篩選之標準; 第三節為實證結果與分析, 分別闡述本研究之統計分析結果與發現; 第四節為結論與建議。

貳、研究方法

一、分析模式

1. Ohlson 模型

在過去文獻所發展之評價模型中, Ohlson (1995) 所提出之剩餘所得評價模型(residual income valuation model) 因同時將損益表與資產負債表中之會計資訊納入企業的權益評價過程中, 故受到許多會計實證研究者的高度重視(如: Frankel and Lee 1998; Dechow et al. 1999; Francis et al. 2000)。正如同 Bernard

(1995)所指出，Ohlson 模型是近年來資本市場相關研究中的重要發展，此模型之研究成果提供一個嶄新的會計理論架構來作為企業評價研究的基礎。自 Ohlson 模型提出之後，許多會計學者均嘗試檢驗其有效性（如：Lundholm 1995；Beaver 1999；Dechow et al. 1999；Myers 1999；Francis et al. 2000）。其中，Dechow et al. (1999)為首篇同時考量帳面價值、異常盈餘與資訊動態假設，直接檢測 Ohlson 模型之效度。因此，本研究以 Ohlson 模型探討分析師預測與管理當局預測對於企業評價之相對有用性，並參考 Dechow et al. (1999)的研究設計，對異常盈餘(x_t^a)及其他資訊(v_t)加以估計。

Ohlson 模型之基本精神在於股價係未來股利的折現值，利用財務會計之 clean surplus relation（即：企業之期末權益 = 期初權益 + 會計淨利 - 股利）以及無限期後之股東權益的帳面價值為 0 兩項前提，並定義第 t 期之每股異常盈餘（abnormal earnings，以 x_t^a 表示）為該期之每股會計盈餘（以 x_t 表示）減必要報酬率（以 r 表示）乘以期初每股帳面值（以 BV_{t-1} 表示），即可以得到 t 期之股價（以 P_t 表示）為：

$$P_t = BV_t + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_t(x_{t+t}^a)}{(1+r)^t} \quad (1)$$

為了免除股利之估計，而得以逕行採用財務報告資訊來解釋股價，以進一步瞭解會計資訊所扮演之衡量角色(measurement perspective)的重要性，Ohlson (1995)構建以下兩個資訊動態(information dynamics)的假設：

$$x_{t+1}^a = ? x_t^a + v_t + e_{t+1} \quad (2)$$

$$v_{t+1} = ? v_t + ?_{t+1} \quad (3)$$

其中 $?$ 為前期異常盈餘的持續性(abnormal earnings persistence)，而 v_t 為企業於第 t 期之「其他資訊」，亦即對投資人之決策具攸關性之市場已知訊息，但未反應於個別公司之當期異常盈餘中的資訊（如：公司開發出對產品改良有高度影響之技術或公司計畫購併其他企業等）。由於本期之「其他資訊」對下期異常盈餘有一定的影響，Ohlson (1995)將其列為捕捉下期異常盈餘的重要變數。 γ 為前期其他資訊之持續性，至於 ε 與 η 則為彼此間獨立之殘差項。上述第(2)及 (3)式均假設「異常盈餘」及「其他資訊」呈現一階自我迴歸(first-order autoregression)，而第 t 期之「其他資訊」僅會對次期之異常盈餘有所影響。

根據上述的資訊動態假設，Ohlson (1995)證明企業的權益市價可以由來自資產負債表的帳面值以及損益表的盈餘加以解釋。亦即， P_t 可以下列第(4)式表示之：

$$P_t = BV_t + a_1 \cdot x_t^a + a_2 \cdot v_t \quad (4)$$

其中 $a_1 = ?/(1+r-?)$ 且 $a_2 = (1+r)/[(1+r-?)(1+r-?)]$ 。很明顯的，Ohlson (1995)模型擬利用企業的帳面值、異常盈餘及「其他資訊」三個基本要素來解釋股價。

2. 異常盈餘(unexpected earnings)與其他資訊(other information)之估計

雖然 Penman and Sougiannis (1997)、Frankel and Lee (1998)與 Francis et al. (2000)分別透過加入終值的假設來檢測 Ohlson 模型於解釋股價的能力, Dechow et al. (1999)是首篇同時考量帳面值(book value)、異常盈餘(abnormal earning)、資訊動態假設(information dynamics)以及其他市場已知但無法由財務報表得悉之未來異常盈餘資訊, 來直接測 Ohlson 模型的效度。因此, 本研究在計算異常盈餘 x^a 與其他資訊 v 時採用 Dechow et al. (1999)的研究設計。

由於異常盈餘 x_t^a 的定義為 $(x_t - r \cdot BV_{t-1})$, 因此本研究需要針對必要報酬率 r 進行估計以求算 x_t^a ¹。本研究首先以第 i 家公司樣本年度前十年之平均稅後股東權益報酬率(ROE)估計該公司之必要報酬率 r_i 。為避免個別公司之實際 ROE 有平均數複歸(mean-reverting)的現象, 本研究接著將各樣本公司依其所屬之產業加以分類, 以計算各產業的平均 ROE; 最後, 本研究以該產業的平均 ROE 作為各樣本公司之必要報酬率 r 的估計數, 來計算各公司之異常盈餘²。

Dechow et al. (1999)之實證模型中的另外一個重要變數為企業於第 t 期之「其他資訊」, 亦即對投資人之決策具攸關性之市場已知的未來盈餘訊息, 但未反應於個別公司之當期異常盈餘中的資訊。換句話說,

$$v_t = \phi_t^{\text{MKT}} - \phi_t^{\text{FS}} \quad (5)$$

其中 ϕ_t^{MKT} 為第 t 期整體股票市場對第 $t+1$ 期異常盈餘的資訊集合, 而 ϕ_t^{FS} 則為在第 t 期財務報表中所能反應之 $t+1$ 期異常盈餘資訊集合。在 Ohlson (1995)模型中, 針對第 $t+1$ 期的預期異常盈餘而言, ϕ_t^{FS} 即為 $? \cdot x_t^a$, 至於 ϕ_t^{MKT} 的衡量, Ohlson and Zhang (1998)、Beaver (1999)與 Dechow et al. (1999)均曾建議以財務分析師之預測來加以捕捉。本研究以 Dechow et al. (1999)的方法衡量第(5)式, 亦即,

$$v_t^f = (f_t^f - r \cdot BV_{t-1}) - ? \cdot x_t^a \quad (6-1)$$

$$v_t^m = (f_t^m - r \cdot BV_{t-1}) - ? \cdot x_t^a \quad (6-2)$$

其中, f_t^f (或 f_t^m) 為財務分析師 (管理當局) 在第 t 期對企業第 $t+1$ 期的盈餘預測, 因此, $(f_t^f - r \cdot BV_{t-1})$ (或 $f_t^m - r \cdot BV_{t-1}$) 即代表第 t 期整體股票市場對第 $t+1$ 異常盈餘的資訊集合。經扣除第 t 期財務報表中所能反應之 $t+1$ 異常盈餘資訊集合 $? \cdot x_t^a$ 後, 即可得到 Ohlson (1995)模型中以分析師 (或管理當局) 預測為基礎的其他資訊 v_t 。

在上述的第(6-1)及(6-2)式中, 我們可以發現異常盈餘的持續性? 是計算 v_t 的一項重要因素。本研究採用 Dechow et al. (1999)所提供之既定條件 ω^c

¹在計算異常盈餘時, 每股盈餘 x_t 之衡量採用各樣本公司本期繼續營業部門之每股稅後盈餘。Dechow et al. (1999)指出, 雖然以繼續營業部門每股淨利定義每股盈餘與 Ohlson (1995)中 clean surplus 的假設相違, 卻可以消除停業部門損益、非常損益及會計原則累積影響數等暫時性盈餘對預測異常盈餘的影響

²有別於本研究採取之產業平均 ROE, Dechow et al. (1999)係假設所有樣本公司之必要報酬率均為 12%。

(conditional ω)來估計本期異常盈餘的持續性。我們透過下列第(7)式，分別針對各年度橫斷面(cross-sectional)的資料估計影響異常盈餘水準的線性函數：

$$x_t^a = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1}^a + \beta_2 (x_{t-1}^a \cdot q1_{t-1}) + \beta_3 (x_{t-1}^a \cdot q2_{t-1}) + \beta_4 (x_{t-1}^a \cdot ind_{t-1}) + e_t \quad (7)$$

其中

$q1_{t-1}$ = 業外損益 $_{t-1} \div BV_{t-2}$ ，用以衡量業外損益(nonrecurring items)大小對異常盈餘持續性的影響³；

$q2_{t-1}$ = 營運性應計項目 $_{t-1} \div$ 總資產 $_{t-2}$ ，用以衡量營運性應計項目(operating accruals)的大小對異常盈餘持續性的影響⁴；

ind_{t-1} = 第 $t-1$ 期產業之異常盈餘持續性高低的虛擬變數⁵。為了估計該變數，我們首先透過下式以橫斷面資料進行非既定條件下 ω^u (unconditional ω)的估計：

$$x_{t+1}^a = a + \omega^u \cdot x_t^a + e_t$$

其中， ω^u 為異常盈餘持續性 ω 的估計值， e 為該式的殘差項。其次，彙總所有產業之 ω ，以計算其中位數；最後，再將該產業之 ω 高於（低於）中位數者設定其 ind_{t-1} 為1(0)。

以第(7)式所估計得到之 β_1 、 β_2 、 β_3 與 β_4 ，代入下列第(8)式之個別公司的 ω^c 估計方程式中：

$$\omega_t^c = \beta_1 + \beta_2 \cdot q1_t + \beta_3 \cdot q2_t + \beta_4 \cdot ind_t \quad (8)$$

可得到個別公司之異常盈餘持續率 ω^c 。再將 ω^c 代入(6-1)及(6-2)式中，即可求得 v_t^f 與 v_t^m 。

二、其他控制變數

1. 產業差異對股價之影響

由於受到國際競爭及產業分工原則的影響，我國產業結構持續調整，致傳統製造業之生產總額占全體製造業的比重，由85年的59.6%降為90年的53.3%，而在非傳統製造業中，因為高科技產業的持續成長，五年來的生產總額比重已由40.4%增為46.7%。而近幾年來，我國證券市場成長快速，總成交值從84年的十兆三千億元成長至89年的三十兆一百六十七億元，成長達199%，而總成交股數也從六千萬股增加至一億六千四百八十萬股，成長了173%。其中的高科技產業在88年的總成交金額為十九兆四千三百六十億元，89年為二十二兆六千六百億元左右，成長了16.6%；反觀扣除高科技與金融類股的傳統產業類股在88年的總成交金額為六兆五千三百六十億元，89年為新台幣五兆四千六百三十億元，衰退了19.4%，由此可見在產業的績效和股市的

³Fairfield, Sweeney, and Yohn (1996) 發現業外損益項目的持續性是相當低的。因此，我們可以合理預期， $q1_{t-1}$ 愈大的公司，其 x_{t-1}^a 的持續性愈低。換句話說， ω_2 的預期方向為負。

⁴根據 Sloan (1996) 的研究，營運性應計項目的持續性是低於營業活動現金流量的持續性，亦即，對於愈極端營運性應計的公司而言，其會計報酬率之持續性愈低，因此，我們可以合理預期， $q2_{t-1}$ 愈大的公司，其 x_{t-1}^a 的持續性愈低。換句話說， ω_3 的預期方向為負。

⁵Ahmed (1994) 的研究指出，產業結構與各公司之獲利能力間有密切的關係，故 ω_4 的預期方向為正。

交易情況方面, 高科技產業和傳統產業確實存在顯著的差異。由於在本研究全部的 1,663 家樣本中, 高科技產業公司的總家數為 698, 佔總樣本的 42%, 因此為控制產業差異對分析師及管理當局財測之相對有用性的可能影響, 並以 IND 作為公司所屬產業的虛擬變數, 若為高科技產業 (即在台灣經濟新報社資料庫中的公司代碼前二碼為 23、24 或 30 者) 為 1, 非高科技產業為 0。

2. 股東可扣抵稅額揭露對股價之影響

我國所施行之兩稅合一制度係採全部設算扣抵法 (full imputation credit), 亦即企業所繳納之營利事業所得稅可以扣抵股東個人之綜合所得稅⁶。其基本精神為, 股東適用之邊際稅率高於公司稅率者, 必需補稅; 而股東適用之邊際稅率低於公司稅率者, 則可退稅。因此, 公司於營利事業階段所賺得之稅前淨利, 實質上已屬營利事業為股東個人所賺取之營利所得, 故具有資產的性質 (戚務君、俞洪昭、許崇源與曹美娟 2001; Yu, Chi and Hsu 2003)。我國現行財務會計準則規定於財務報表附註中揭露該股東可扣抵稅額之資訊⁷。

股東可扣抵額帳戶為兩稅合一下之產物, 該帳戶係記載股東獲配股利之可扣繳的總數, 對股東而言實屬資產, 戚務君等人 (2001) 與 Yu et al. (2003) 的實證結果均顯示, 股東可扣抵稅額之揭露具價值攸關性。因此, 本研究控制股東可扣抵稅額對股價之影響, 而將該變數納入分析模型中。本研究係以樣本公司各年底的股東可扣抵稅額帳戶餘額加 (減) 期末應計 (退) 所得稅 (以 IC_t 表示), 作為股東可扣抵稅額的衡量基礎。

3. 自結損益制度對財務預測的影響

財政部證券暨期貨管理委員會 (以下稱「證期會」) 於民國九十一年十一月十四日公布「公開發行公司公開財務預測資訊處理準則」, 其中第十九條規定: 已公開財務預測之公司應於年度終了後一個月內, 公告申報預計損益表 (含原預測數及歷次修正數) 之達成情形及差異原因。第二十條規定: 已公開財務預測之公司於公告申報年度財務報告時, 稅前損益之實際數與預測數或與依第十九條公告申報之預計損益表達成情形差異變動達百分之二十以上且影響金額達新臺幣三千萬元及實收資本額之千分之五者, 應公告申報差異金額及原因, 並洽請會計師就公司說明內容之合理性表示意見後, 併同年度財務報告公告並申報本會。上開說明資料, 應列為營業報告書內容之一部份, 提報股東會。

⁶我國實行兩稅合一之經過與相關事件日之分析, 參見許崇源、俞洪昭、洪盈斌與戚務君 (2000)。

⁷依所得稅法第 66 條之 1 第 1 項規定, 凡依本法規定課徵營利事業所得稅之營利事業, 應自 87 年度起, 在其會計帳簿外設置股東可扣抵稅額帳戶, 用以記錄可分配予股東或社員之所得稅額, 並依本法規定保持足以正確計算該帳戶金額之憑證及紀錄, 以供稽徵機關查核。新設立之營利事業, 應自設立之日起設置並記載。所得稅法第 66 條之 6 亦規定, 營利事業分配屬 87 年度或以後年度之盈餘時, 應以股利或盈餘之分配日, 其股東可扣抵稅額帳戶餘額, 占其帳載累積未分配盈餘之比率, 作為稅額扣抵比率, 按各股東或社員獲配股利淨額或盈餘淨額計算其可扣抵之稅額, 併同股利或盈餘分配。其計算公式如下: (1) 稅額扣抵比率 = 股東可扣抵稅額帳戶餘額 ÷ 累積未分配盈餘帳戶餘額; (2) 股東可扣抵稅額 = 股利淨額 × 稅額扣抵比率; (3) 股利總額 = 股利淨額 + 股東可扣抵稅額。

此一規定之訂定主要是希望能及時提供投資大眾財務資訊，縮短公告第三季季報（每年十月三十一日前）與年度財報（次年四月三十日前）相隔六個月毫無強制公告財務資訊的「空窗期」。此規定於民國九十一年度（申報民國九十年年度損益）試辦，對象為已公開財務預測之公開發行公司，鼓勵各該公司於年度終了後一個月內須申報預計損益表（即本研究所稱之「自結損益」），並說明財務預測達成情形及差異原因，而且若與嗣後公告申報經會計師查核之稅前損益差異過大時，亦須一併公告差異金額及原因。民國九十一年十一月十四日證期會將此自結損益的規定正式公布，因此自民國九十二年度起（申報民國九十一年度損益），要求所有已公開財測之公司須於每年一月三十一日前，申報並公告前年度之自結損益。

實施公告自結損益規定為財務預測制度之一大變革，也是台灣相較於其他實施財務預測國家之一大特色。其主要目的為提高資訊發佈的時效性，讓投資大眾能及時作出決策。但是，由於該準則規定已公開財務預測之公司於公告申報年度財務報告時，稅前損益之實際數與預測數有重大差異變動時，應公告申報差異金額及原因，因此，公司可能不樂見自結損益與財務預測差異過大，導致公司在公告財務預測時，較趨保守，以免財務預測與自結損益之間的差異超過該準則所規定的差異門檻。換句話說，自結損益制度的實施可能會影響到管理當局的財測，進而影響管理當局及分析師的財務預測對於企業評價之有用性。為控制自結損益制度透過管理當局預測進而對企業評價之有用性造成的影響，本研究以 SF_t 作為實施自結損益制度的虛擬變數。由於該制度於民國九十一年度申報民國九十年年度損益時係鼓勵性質，直到民國九十二年度才全面實施，因此在九十一年度已自行公告自結損益以及九十二年度之樣本，其 SF_t 值為1，否則 SF_t 值為0。

綜合上述的說明，本研究擬以下列第(9-1)及(9-2)式測試分析師與管理當局預測的相對有用性：

$$P_t = a_0 + a_1 \cdot BV_t + a_2 \cdot x_t^a + a_3 \cdot v_t^f + a_4 \cdot IND_t + a_5 \cdot IC_t + a_6 \cdot SF_t + e_t \quad (9-1)$$

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot BV_t + \alpha_2 \cdot x_t^a + \alpha_3 \cdot v_t^m + \alpha_4 \cdot IND_t + \alpha_5 \cdot IC_t + \alpha_6 \cdot SF_t + e_t \quad (9-2)$$

其中

- P_t = 企業在第 t 期期末的普通股每股股價；
- BV_t = 企業在第 t 期之帳列每股淨資產；
- x_t^a = 企業在第 t 期之每股異常盈餘；
- v_t^f = 以分析師預測計算之第 t 期其他資訊；
- v_t^m = 以管理當局預測計算之第 t 期其他資訊；
- IND_t = 企業所屬產業的虛擬變數，高科技產業（在台灣經濟新報社資料庫中公司代碼前兩碼為23、24或30者）為1，其他為0；
- IC_t = 企業在第 t 期期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額加（減）期末應計（退）所得稅；
- SF_t = 企業在第 t 期已公告自結損益數字者為1，其他為0。
- e_t = 殘差項。

藉由第(9-1)式與第(9-2)式之迴歸結果，我們可以得知分析師預測與管理當局預測對股價之解釋能力何者較高。但僅比較(9-1)與(9-2)之迴歸分析結果，無

法提供統計上可靠之證據。因此, 本研究進一步以 Vuong (1989) test 的 z 值來檢驗何者擁有相對較高之調整後解釋能力 (即 Adj. R^2)。檢驗步驟係參考 Dechow (1994) 之研究設計, 簡要說明如下:

首先, 我們分別計算第(9-1)、(9-2)式各觀察值之殘差:

$$e_{fi} = P_{ti} - a_0 - a_1 \cdot BV_{ti} - a_2 \cdot x_t^a - a_3 \cdot v_t^f - a_4 \cdot IND_{ti} - a_5 \cdot IC_{ti} - a_6 \cdot SF_{ti}$$

$$e_{mi} = P_{ti} - a_0 - a_1 \cdot BV_{ti} - a_2 \cdot x_t^a - a_3 \cdot v_t^m - a_4 \cdot IND_{ti} - a_5 \cdot IC_{ti} - a_6 \cdot SF_{ti}$$

並取得第(9-1)與(9-2)式迴歸之殘差平方和(residual sum of squares), 分別以 RSS_f 及 RSS_m 表示, 再代入下式:

$$m_i = \frac{1}{2} \log \left[\frac{RSS_m}{RSS_f} \right] + \frac{n}{2} \left[\frac{(e_{mi})^2}{RSS_m} - \frac{(e_{fi})^2}{RSS_f} \right]$$

最後, 以 m_i 對常數進行簡單迴歸, 可得該常數之 t 值。將該 t 值乘上 $\sqrt{\frac{n-1}{n}}$ 即可求出 Vuong test 所需要之 z 值。若 z 值顯著為正, 表示以分析師預測解釋股價之能力較高; 反之, 則代表管理當局預測對股價之解釋能力較高。

4. 財務預測發佈的時機及先後順序於企業評價之相對有用性的影響:

Hassell and Jemmings (1986) 的研究發現, 一般而言, 管理當局之預測比財務分析師準確。但是, 若分析師的財測是在管理當局預測發佈後九星期才發佈, 則分析師預測的準確度就比管理當局高。Waymire (1986) 也證實, 比管理當局早發佈的分析師預測, 其準確度不如管理當局, 而比管理當局後發佈的分析師預測, 其準確度和管理當局無顯著差異。基於這些研究發現, 吳安妮 (1993) 採用年度第一個預測值、年度的平均預測值及年度的最後一個預測值等三個不同的預測時機, 以台灣資料來探討財務分析師、管理當局、及統計模式預測的相對準確度。實證結果發現, 分析師、管理當局及統計模式三種預測的相對準確度確實會受不同的財務預測發佈時機影響。

雖然上述的研究發現財務預測發佈的時機與先後順序對於管理當局以及分析師之財測的相對準確度有影響, 但是並無研究探討這些因素對於管理當局以及分析師之財測的相對有用性是否也具有顯著的影響, 因此, 本研究參考吳安妮(1993)的研究設計, 在以上述第(9-1)及(9-2)式探討財務預測及管理當局預測相對有用性的影響時, 同時採用年度第一次及最後一次財測的資料。亦即, 在(9-1)及(9-2)式中, v_t^f 與 v_t^m 的衡量方式有二: 以年度第一次分析師與管理當局財務預測為基礎計算的其他資訊(以 v_{first}^f 以及 v_{first}^m 表之); 年度最後一次分析師與管理當局財務預測為基礎計算的其他資訊(以 v_{last}^f 以及 v_{last}^m 表之)。

此外, 本研究也參酌吳安妮 (1993) 的研究建議, 將管理當局財測和分析師財測按照發佈時間的先後順序分成管理當局預測時機較管理當局早及分析師預測時機較管理當局早兩組, 來探討分析師與管理當局的預測在不同時間點之先後順序中的相對有用性。

三、樣本選擇與研究期間

由於我國係於民國 87 年開始實施兩稅合一制度，為配合第(9)式將股東可扣抵稅額納入分析，本研究以民國 87 至 92 年為研究期間，資料來源為台灣經濟新報社資料庫(Taiwan Economic Journal, TEJ)。為有效檢定假說，以下列四個條件篩選樣本：(1)排除無分析師與管理當局年度財務預測之公司，(2)排除資料不完備者，(3)排除非曆年制公司，以獲得一致之比較基礎，(4)排除性質特殊之金融保險業。符合這些條件的樣本共計 1,663 家公司之觀察值。

參、實證結果與分析

一、基本？述統計量

表一彙總報導各項變數資料之？述統計量。該表顯示自 87 年至 92 年年底全體樣本公司之平均每股收盤價(P)為\$21.9916；平均每股股東權益帳面價值(BV)為\$15.5336；以公司所屬產業的全部公司前十年平均 ROE 為必要報酬率所計算之每股異常盈餘(x^a)平均為每股\$0.2226；以年度第一次分析師預測為基礎所計算之其他資訊(v_1^f)為每股\$0.1961；以年度最後一次分析師預測為基礎所計算之其他資訊(v_2^f)為每股-\$0.1384；以年度第一次管理當局預測為基礎所計算之其他資訊(v_1^m)為每股-\$0.0001；以年度最後一次管理當局預測為基礎所計算之其他資訊(v_2^m)為每股-\$0.2856；平均每股股東可扣抵稅額(IC)為\$0.2874。表一顯示，各樣本公司的平均每股股東權益帳面價值、異常盈餘及股東可扣抵稅額存在很大的差異。

表一 各變數之？述統計量[†] (n = 1,663)

統計量	平均數	標準差	最小值	最大值	Q1	中位數	Q3
P _{12/30}	21.9916	17.7163	1.9000	107.7600	9.6300	15.9000	27.6550
BV	15.5336	5.6429	1.0596	61.0977	12.2768	14.3921	17.8749
x^a	0.2226	0.2357	-8.3019	6.0377	0.0091	0.0639	0.2852
v_{first}^f	0.1961	0.7105	-7.6131	8.2143	-0.5429	-0.1993	0.3099
v_{last}^f	-0.1384	0.9972	-7.5295	7.8174	-0.6462	-0.1973	0.2723
v_{first}^m	-0.0001	1.0199	-6.5402	23.0620	-0.5012	-0.2888	0.1980
v_{last}^m	-0.2856	0.9507	-6.6419	22.2094	-0.7499	0.1548	0.1729
IC	0.2874	0.3820	0.0000	3.3618	0.0325	0.1429	0.3815

[†]在本表中，P_{12/30}代表各年底之收盤價；BV代表各年底每股帳列淨資產； x^a 代表每股異常盈餘； v_{first}^f 代表以年度第一次分析師財務預測衡量之其他資訊； v_{last}^f 代表以年度最後一次分析師財務預測衡量之其他資訊； v_{first}^m 代表以年度第一次管理當局財務預測衡量之其他資訊； v_{last}^m 代表以年度最後一次管理當局財務預測衡量之其他資訊；IC代表期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 + 應計所得稅或期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 - 應退所得稅。

表二報導各變數間之相關係數。該表顯示，所有自變數中，每股股東權益的帳面價值、每股異常盈餘、 v_{last}^f 、 v_{first}^m 與 v_{last}^m 等變數均和股價呈正相關，與Dechow et al. (1999)測試 Ohlson 模型時的各變數方向相符。IND 變數與股價呈正相關，表示高科技產業的股價較一般產業高，與台灣資本市場在樣本期間的

現況相符。股價與每股可扣抵稅額呈正相關，與投資人視可扣抵稅額為資產的假設相符。實施自結損益制度的虛擬變數與股價呈正相關，表示實施自結損益制度的樣本公司股價會不同於未實施該制度之公司，與自結損益制度能提高資訊發佈之時效性，進而提供更有效的資本市場評價資訊的立法目的相一致⁸。

表二 相關係數矩陣[†] (n = 1,663)

	P _{12/30}	BV	x ^a	V _{first} ^f	V _{last} ^f	V _{first} ^m	V _{last} ^m	IND	IC	SF
P _{12/30}		0.6420***	0.4990***	-0.0390	0.0700***	-0.0560**	0.1400***	0.4820***	0.3930***	0.0810***
BV	0.4910***		0.4070***	-0.1990***	0.1050***	-0.2030***	0.0010	0.3960***	0.4420***	0.0140
x ^a	0.4330***	0.4920***		-0.0750***	0.3070***	-0.0980***	0.4980***	0.0720***	0.4540***	-0.0360
V _{first} ^f	-0.0110	-0.0540**	-0.0400		0.6030***	0.7960***	0.4010***	-0.1400***	-0.0590**	-0.0620*
V _{last} ^f	0.1320***	-0.1230***	0.1980***	0.0710***		0.5560***	0.7140***	-0.2920***	0.0680***	-0.2130**
V _{first} ^m	0.0170	-0.2620***	-0.2350***	0.1100***	0.5490***		0.4390***	-0.1380***	-0.0800***	-0.0590*
V _{last} ^m	0.1540***	-0.0310	0.4690***	0.0310	0.6300***	0.3260***		-0.2370***	0.1640***	-0.1740**
IND	0.3150***	0.3770***	0.0980***	-0.0360	-0.2240***	-0.1200***	-0.1840***		0.1590***	0.2200**
IC	0.3120***	0.4390***	0.4390***	-0.0270	0.0760***	-0.0970***	0.1350***	0.1430***		0.1120***
SF	0.0430*	0.0030	-0.0110	-0.0220	-0.1700***	-0.0570**	-0.1370***	0.2200***	0.1190***	

[†]在本表中，左下角為 Pearson 相關係數；右上角為 Spearman 相關係數。** 表示達 5% 的顯著水準；*** 表示達 1% 的顯著水準。P_{12/30} 代表各年底之普通股每股股價；BV 代表各年底每股帳列淨資產；x^a 代表每股異常盈餘；V_{first}^f 代表以年度第一次分析師財務預測衡量之其他資訊；V_{last}^f 代表以年度最後一次分析師財務預測衡量之其他資訊；V_{first}^m 代表以年度第一次管理當局財務預測衡量之其他資訊；V_{last}^m 代表以年度最後一次管理當局財務預測衡量之其他資訊；IND 代表公司所屬產業的虛擬變數，高科技產業(在臺灣經濟新報社資料庫中的公司代碼前二碼為 23、24 或 30 者)為 1，其他為 0；IC 代表期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 + 應計所得稅或期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 - 應退所得稅；SF 代表自結損益制度的虛擬變數，已公告自結損益數字者 1，其他為 0。

二、實證結果分析

1. 財務預測發佈時機—年度第一次 vs. 年度最後一次：

本研究以既定條件下各公司之個別異常盈餘持續率 ω^c 計算「其他資訊」，第(7)式之迴歸分析結果列於表三。該表顯示各變數之估計係數均與預期方向相符，而 w_0 、 w_1 與 w_2 均達顯著水準。

將表三所估計得到之 η_1 、 η_2 、 η_3 與 η_4 ，代入個別公司的 η^c 估計方程式中(即第 9 式)，即可得到個別公司之異常盈餘持續率 ω^c ，然後分別以分析師預測與管理當局預測所求得之異常盈餘，減去本期異常盈餘持續至下期的部分來計算「其他資訊」 v^f 及 v^m 。表四為利用 Ohlson 模型測試分析師預測與管理當局預測於企業評價之有用性的實證結果。

⁸另外兩個可能導致實施自結損益制度的虛擬變數與股價呈正相關的原因為(1)年度間股票價值差距造成的影響及(2)股價較高之公司自願採用自結損益制度的結果。我們感謝評論人提供這兩個額外的可能原因。然而，由於實施自結損益制度的虛擬變數在本文中僅是控制變數，因此造成其與股價正相關的真正原因為何，並不是本文所要探討的重點。

表三 影響異常盈餘持續率之因素[†]

$$x_t^a = \omega_0 + \omega_1 x_{t-1}^a + \omega_2 (x_{t-1}^a \cdot q1_{t-1}) + \omega_3 (x_{t-1}^a \cdot q2_{t-1}) + \omega_4 (x_{t-1}^a \cdot ind_{t-1}) + e_t$$

預期方向	ω_0 ?	ω_1 ?	ω_2 (-)	ω_3 (-)	ω_4 (+)	Adj. R ²	F 值
係數	-0.6235	0.4930	-0.4055	-0.0865	0.0249	0.2318	181.58***
t 值	-19.0052***	15.6652***	-2.2729**	-0.3437	0.7576		

[†]在本表中，*表示 10% 顯著水準；**表示 5% 顯著水準；***表示 1% 顯著水準。q1_{t-1} 代表 |業外損益_{t-1} ÷ BV_{t-2}|，用以衡量業外損益(nonrecurring items)大小對異常盈餘持續性的影響；q2_{t-1} 代表 |營運性應計項目_{t-1} ÷ 總資產_{t-2}|，用以衡量營運性應計項目(operating accruals)的大小對異常盈餘持續性的影響；ind_{t-1} 代表第 t-1 期產業之異常盈餘持續性高低的虛擬變數。為了估計該變數，我們首先透過下式以橫斷面資料進行非既定條件下 ω (unconditional ω) 的估計： $x_{t+1}^a = a + \omega \cdot x_t^a + e_t$ ，其中， ω 為異常盈餘持續性 ω 的估計值，e 為該式的殘差項。其次，彙總所有產業之 ω ，以計算其中位數；最後，再將該產業之 ω 高於 (低於) 中位數者設定其 ind_{t-1} 為 1 (0)。

表四之 Panel A 和 Panel B 指出，以 87 年至 92 年各年底股價為因變數⁹時，所有自變數中，除了實施自結損益制度的虛擬變數之外，均達雙尾檢定 1% 的顯著水準，顯示各自變數均具有解釋股價之能力。值得注意的是，在年度第一次財測的 Panel A 中， v^f 與 v^m 的估計係數為 4.0628 與 4.6861 (t 值為 4.1706 與 5.5003；p 值皆小於 0.0000)，顯示分析師預測與管理當局預測對於解釋股價均扮演著重要的角色。在以分析師預測及管理當局預測計算之其他資訊的迴歸式中，每股帳列淨資產之估計係數分別為 1.1979 與 1.3670 (t 值分別為 7.3373 與 7.9672；p 值皆小於 0.0000)，表示以歷史成本所記載的帳面價值可以解釋股價；每股異常盈餘之估計係數分別為 2.9831 與 3.3517 (t 值為 4.7703 與 6.0433；p 值皆小於 0.0000)。此外，產業虛擬變數之估計係數分別為 9.1108 與 9.3297 (t 值為 8.1235 與 8.6499；p 值皆小於 0.0000)，顯示高科技產業公司之股價較其他產業公司之股價顯著較高。每股股東可扣抵稅額之估計係數均顯著，表示股東可扣抵稅額雖未認列為資產，而僅以附註方式揭露，但該資訊於企業評價時的確具價值攸關性，這個結果與戚務君等人 (2001) 與 Yu et al. (2003) 的實證結果相同。

在 v^f 及 v^m 的迴歸式中，實施自結損益制度的虛擬變數之估計係數為 0.2570 與 0.5789 (t 值為 0.2980 與 0.7211；p 值為 0.4888 與 0.4709)，表示實施自結損益制度對以 v^f 及 v^m 為基礎的企業評價均無影響，此結果與過去文獻發現的財務預測誤差重大差異門檻效果一致。由於我國財務預測誤差設有重大差異的門檻，故國內有針對重大差異門檻效果之研究。張永芳 (1999) 及林君怡 (2002)

⁹若以年底之收盤價為因變數，其可能的缺點在於所有自變數的資料均為各年年報的資料，但該財務報表之公告通常係於次年度 4 月份發生。為了確保市場可以完整獲得所有揭露的資訊，本研究同時採用 88 年至 93 年 4 月底之收盤價為另一種衡量因變數的基礎。值得注意的是，採用次年度 4 月底的股價可能導致次年度 1 至 4 月份之其他雜訊進入分析資料中，進而影響迴歸分析之檢定效果。因此過去研究雖有利用財務報表公佈日作為分析的基礎日 (如 Nelson 1996)，但仍有許多研究是以年底之股價進行分析 (如 Barth et al. 1996 與 Eccher et al. 1996)。為了使研究結果更完整，本研究同時考量兩種不同日期 (財務報表日與法定最遲公告日) 之收盤價進入分析模型，測試結果不變，相關測試結果請洽作者。

表四 分析師預測與管理當局預測之相對有用性[†] (n = 1,663)
- 年度第一次財測 vs. 年度最後一次財測

$$P_t = 0 + 1 \cdot BV_t + 2 \cdot x_t^a + 3 \cdot v_t^f + 4 \cdot IND_t + 5 \cdot IC_t + 6 \cdot SF_t + t \quad (\text{第 9-1 式})$$

$$P_t = 0 + 1 \cdot BV_t + 2 \cdot x_t^a + 3 \cdot v_t^m + 4 \cdot IND_t + 5 \cdot IC_t + 6 \cdot SF_t + t \quad (\text{第 9-2 式})$$

Panel A: 年度第一次財測

變數 預期符號	截距項	BV _t (+)	x _t ^a (+)	v _t ^f (+)	v _t ^m (+)	IND _t (+)	IC _t (+)	SF _t (?)	F 值	Adj.R ²	Vuong test
分析師 預測	估計 係數	0.6714	1.1979	2.9831	4.0628	9.1108	3.4788	0.2570	129.21 ^{***}	0.3164	
	t 值	0.3690	7.3373 ^{***}	4.7703 ^{***}	4.1706 ^{***}	8.1235 ^{***}	1.9102 [*]	0.2980			
管理當 局預測	估計 係數	-1.7270	1.3670	3.3517	4.6861	9.3297	2.5254	0.5789	150.16 ^{***}	0.3500	
	t 值	-0.9278	7.9672 ^{***}	6.0433 ^{***}	5.5003 ^{***}	8.6499 ^{***}	1.9098 [*]	0.7211			z 值 = -2.6584 ^{***} (p 值 = 0.0039)

Panel B: 年度最後一次財測

變數 預期符號	截距項	BV _t (+)	x _t ^a (+)	v _t ^f (+)	v _t ^m (+)	IND _t (+)	IC _t (+)	SF _t (?)	F 值	Adj.R ²	Vuong test
分析師 預測	估計 係數	-2.7615	1.3955	2.3722	4.4087	10.3244	2.3606	1.3230	145.49 ^{***}	0.3428	
	t 值	-1.4298	7.9907 ^{***}	3.8171 ^{***}	4.3824 ^{***}	9.9530 ^{***}	1.7699 [*]	1.6265			
管理當 局預測	估計 係數	-1.4158	1.3297	2.2506	2.6507	9.6604	3.3126	0.5288	133.06 ^{***}	0.3228	
	t 值	-0.6900	7.1950 ^{***}	2.6396 ^{***}	1.8208 [*]	9.3668 ^{***}	1.8160 [*]	0.6331			z 值 = 1.7651 ^{**} (p 值 = 0.0388)

[†]在本表中, * 表示達 10% 的顯著水準; ** 表示達 5% 的顯著水準; *** 表示達 1% 的顯著水準。P 代表各年底之普通股每股股價; BV 代表各年底每股帳列淨資產; x^a 代表每股異常盈餘; v^f 代表以分析師財務預測衡量之其他資訊; v^m 代表以管理當局財務預測衡量之其他資訊; IND 代表公司所屬產業的虛擬變數, 高科技產業 (在臺灣經濟新報社資料庫中的公司代碼前二碼為 23、24 或 30 者) 為 1, 其他為 0; IC 代表期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 + 應計所得稅或期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 - 應退所得稅; SF 代表自結損益制度的虛擬變數, 已公告自結損益數字者 1, 其他為 0。

的研究皆發現門檻附近的盈餘管理是明顯存在的，與 Burgstahler and Dichev (1997)的實證結果一致。由於在實施自結損益制度之前，分析師預測和管理當局預測是資本市場投資人取得有關公司的財務預測的兩個來源，而在實施自結損益制度之後，雖然公司另外有自結損益的揭露，但是由於該制度規定在財務預測與自結損益差異過大時，應公告申報差異金額及原因，並需向證期會申報，所以管理當局會在發佈財務預測時有盈餘管理的行為，以免財測誤差跨越門檻。因此在實施自結損益制度之後，管理當局的財測與自結損益的誤差會減少，而分析師也會預見在實施自結損益制度之後管理當局預測會較趨近於公司實際的經營結果，使得分析師的財務預測也會和管理當局的財務預測同樣地較為穩健，故實施自結損益制度對分析師及管理當局財務預測的相對有用性不會有顯著影響。值得注意的是，不論是以分析師預測或管理當局預測來捕捉其他資訊，整體迴歸方程式的調整後 R^2 均超過 31%，顯示 Ohlson 模型對於解釋我國股價的能力不低。本研究進一步以 Vuong test 檢定此二迴歸式之調整後 R^2 是否有顯著差異。檢定結果發現 Vuong test 的 z 值為 -2.6584 (p 值為 0.0039)，顯示管理當局預測較分析師預測更能解釋股價，且在統計上達雙尾檢定 1% 之顯著水準。

表四之 Panel B 是以各樣本年度的最後一次財測為基礎，測試結果與 Panel A 相同，所有除了實施自結損益制度以外的自變數都達到雙尾檢定 10% 的顯著水準，而且 \sqrt{f} 及 \sqrt{m} 二迴歸式之調整後 R^2 均超過 32%。在進一步以 Vuong test 檢定二迴歸式之調整後 R^2 之後，發現 z 值為 1.7651 (p 值為 0.0388)，顯示分析師預測較管理當局預測更能解釋股價，且達到雙尾檢定 5% 之顯著水準。

由表四的 Panel A 及 Panel B 可知，就年度第一次財測而言，由於管理當局相對於分析師較具有資訊優勢，因此管理當局預測對於企業評價的有用性會比分析師預測高。但若是年度最後一次財測，則分析師就能夠蒐集到較多的資訊，可以為投資人提供更攸關的企業評價資訊。而相對於有操縱損益動機的管理當局，分析師預測的客觀性也較高，因此分析師預測會較管理當局預測更能解釋股價。

2. 財務預測發佈順序

為探討管理當局和分析師預測發佈的先後順序不同對財務預測之相對有用性的影響，本研究將所有樣本按照管理當局和分析師預測時機的先後順序分成二組。檢驗結果分別列於表五和表六。

表五彙總所有管理當局預測時機早於分析師預測時機的測試結果。Panel A 包含 1,269 家管理當局年度第一次財測的發佈時機早於分析師年度第一次財測的發佈時機之公司。Panel B 則包含 1,242 家管理當局年度最後一次財測的發佈時機早於分析師年度最後一次財測的發佈時機之公司。Panel A 和 Panel B 的結果顯示，無論是年度第一次財測或是最後一次財測，除了實施自結損益制

度的虛擬變數之外的所有自變數都達到雙尾檢定 10% 的顯著水準, 而且 \sqrt{f} 及 \sqrt{m} 二迴歸式之調整後 R^2 均超過 32%, Panel A 中二迴歸式之調整後 R^2 更超過 53%。在進一步以 Vuong test 檢定二迴歸式之調整後 R^2 之後, 發現 Panel A 和 Panel B 的 z 值分別為 -1.0138 和 1.6050 (p 值為 0.1554 和 0.0542), 表示就年度第一次財務預測而言, 管理當局預測和分析師預測對於股價的解釋能力並沒有顯著的不同, 但若是年度最後一次財務預測, 則分析師預測較管理當局預測更能解釋股價, 且在統計上達雙尾檢定 10% 之顯著水準。

表五的結果顯示, 雖然就年度第一次財測而言, 管理當局有相對於分析師較佳的資訊優勢, 但是投資人可能認為管理當局會有基於自利動機的操縱損益行為, 因此在沒有已發佈的分析師預測資訊可供參考的情況下, 比分析師預測發佈時機早的管理當局預測之有用性會降低, 因此與分析師預測的有用性沒有顯著差異。反之, 若是年度最後一次財測, 則因為分析師預測的發佈時機在管理當局之後, 分析師的資訊優勢已經隨著時間和資訊量而提高, 而管理當局最後一次發佈的財務預測更可以提供分析師額外的資訊, 因此就年度最後一次財務預測而言, 在管理當局預測之後發佈的分析師預測對股價的解釋能力比管理當局預測更高。

表六彙總所有分析師預測時機早於管理當局預測時機的測試結果。Panel A 包含 394 家分析師年度第一次財測的發佈時機早於管理當局年度第一次財測的發佈時機之公司。Panel B 則包含 421 家分析師年度最後一次財測的發佈時機早於管理當局年度最後一次財測的發佈時機之公司。Panel A 和 Panel B 的結果顯示, 無論是在年度第一次財測或是最後一次財測的迴歸式中, 除了股東可扣抵稅額和實施自結損益制度的虛擬變數之外的所有自變數都達到雙尾檢定 10% 的顯著水準, Panel A 中 \sqrt{f} 及 \sqrt{m} 二迴歸式之調整後 R^2 超過 12%, Panel B 中二迴歸式之調整後 R^2 均超過 37%。在進一步以 Vuong test 檢定二迴歸式之調整後 R^2 之後, 發現 Panel A 和 Panel B 的 z 值分別為 -2.2961 和 1.4791 (p 值為 0.0108 和 0.0696), 顯示就年度第一次財測而言, 管理當局預測比分析師預測更能解釋股價, 且在統計上達雙尾檢定 5% 之顯著水準。但若是年度最後一次財測, 則分析師預測較管理當局預測更能解釋股價, 且在統計上達雙尾檢定 10% 之顯著水準。

表六的結果顯示, 就年度第一次財測而言, 因為分析師預測的發佈時機較管理當局預測早, 分析師預測可以提供管理當局額外的資訊, 使管理當局有更佳的資訊優勢, 而且投資人已知的分析師預測資訊也可能對管理當局的操縱損益行為產生抑制的作用, 因此管理當局預測對於股價的解釋能力會顯著地大於分析師預測。相反地, 如果是年度最後一次財測, 則雖然分析師預測的發佈時機較管理當局預測早, 但是分析師已經有相對於第一次財測的較佳資訊品質, 又同時具備相對於管理當局的較高客觀性, 使其雖然是在管理當局預測之前發佈, 但仍然有比管理當局預測高的股價解釋能力。

表五 分析師預測與管理當局預測之相對有用性[†]
- 管理當局預測時機較分析師早

$$P_t = 0 + 1 \cdot BV_t + 2 \cdot x_t^a + 3 \cdot v_t^f + 4 \cdot IND_t + 5 \cdot IC_t + 6 \cdot SF_t + t \quad (\text{第 9-1 式})$$

$$P_t = 0 + 1 \cdot BV_t + 2 \cdot x_t^a + 3 \cdot v_t^m + 4 \cdot IND_t + 5 \cdot IC_t + 6 \cdot SF_t + t \quad (\text{第 9-2 式})$$

Panel A: 年度第一次財測 (n = 1,269)

變數 預期符號	截距項	BV _t (+)	x _t ^a (+)	v _t ^f (+)	v _t ^m (+)	IND _t (+)	IC _t (+)	SF _t (?)	F 值	Adj.R ²	Vuong Test
分析師 預測	估計 係數	-1.7463	1.2676	3.2210	2.6060	9.6090	4.3678	0.3265	246.60***	0.5375	
	t 值	-0.9084	7.1328***	4.5265***	3.5876***	10.3451***	2.4105**	0.4130			
管理當 局預測	估計 係數	-1.7476	1.2669	3.3546	3.1465	9.6386	4.5039	0.4162	251.71***	0.5426	
	t 值	-0.9062	7.1484***	4.6830***	4.5177***	10.5113***	2.5453**	0.5343			z 值 = -1.0138 (p 值 = 0.1554)

Panel B: 年度最後一次財測 (n = 1,242)

變數 預期符號	截距項	BV _t (+)	x _t ^a (+)	v _t ^f (+)	v _t ^m (+)	IND _t (+)	IC _t (+)	SF _t (?)	F 值	Adj.R ²	Vuong Test
分析師 預測	估計 係數	-4.0216	1.5330	2.4624	4.7761	9.1441	2.0465	1.3763	104.14***	0.3327	
	t 值	-1.5231	6.3773***	2.1873**	2.2217**	7.9040***	1.6937*	1.5366			
管理當 局預測	估計 係數	-2.9571	1.4584	2.8429	3.3492	8.4562	2.6604	1.1017	100.72***	0.3253	
	t 值	-1.1457	6.2104***	2.6424***	1.7668*	7.1236***	1.8005*	1.2216			z 值 = 1.6050* (p 值 = 0.0542)

[†]在本表中，* 表示達 10% 的顯著水準；** 表示達 5% 的顯著水準；*** 表示達 1% 的顯著水準。P 代表各年底之普通股每股股價；BV 代表各年底每股帳列淨資產；x^a 代表每股異常盈餘；v^f 代表以分析師財務預測衡量之其他資訊；v^m 代表以管理當局財務預測衡量之其他資訊；IND 代表公司所屬產業的虛擬變數，高科技產業（在臺灣經濟新報社資料庫中的公司代碼前二碼為 23、24 或 30 者）為 1，其他為 0；IC 代表期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 + 應計所得稅或期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 - 應退所得稅；SF 代表自結損益制度的虛擬變數，已公告自結損益數字者 1，其他為 0。

表六 分析師預測與管理當局預測之相對有用性†
- 分析師預測時機較管理當局早

$$P_t = 0 + 1 \cdot BV_t + 2 \cdot x_t^a + 3 \cdot v_t^f + 4 \cdot IND_t + 5 \cdot IC_t + 6 \cdot SF_t + t \quad (\text{第 9-1 式})$$

$$P_t = 0 + 1 \cdot BV_t + 2 \cdot x_t^a + 3 \cdot v_t^m + 4 \cdot IND_t + 5 \cdot IC_t + 6 \cdot SF_t + t \quad (\text{第 9-2 式})$$

Panel A: 年度第一次財測 (n = 394)

變數 預期符號	截距項	BV _t	x _t ^a	v _t ^f	v _t ^m	IND _t	IC _t	SF _t	F 值	Adj-R ²	Vuong test
分析師 預測	2.6120	1.3418	2.3484	0.0199		7.9147	4.6893	1.8041	10.40 ^{***}	0.1255	
估計 係數											
t 值	0.6128	3.5946 ^{***}	2.3082 ^{**}	0.7573		2.2856 ^{**}	0.9383	1.2220			
管理當 局預測	-2.0976	1.6808	3.2936		8.1621	7.9683	3.8791	1.0291	15.67 ^{***}	0.1830	
估計 係數											
t 值	-0.4970	4.0870 ^{***}	5.2201 ^{***}		3.7050 ^{***}	2.3746 ^{**}	1.0258	1.2898			z 值=-2.2961 ^{**} (p 值=0.0108)

Panel B: 年度最後一次財測 (n = 421)

變數 預期符號	截距項	BV _t	x _t ^a	v _t ^f	v _t ^m	IND _t	IC _t	SF _t	F 值	Adj-R ²	Vuong Test
分析師 預測	1.7670	0.9280	1.9352	3.5690		14.3964	2.6417	0.9078	50.49 ^{***}	0.4142	
估計 係數											
t 值	0.4869	3.3566 ^{***}	3.1352 ^{***}	3.3629 ^{***}		7.3721 ^{***}	0.8584	0.4700			
管理當 局預測	2.6267	0.9128	0.8444		2.5761	14.4997	4.3627	0.3175	43.69 ^{***}	0.3788	
估計 係數											
t 值	0.7204	3.1975 ^{***}	1.6935 [*]		1.8095 [*]	7.3373 ^{***}	1.3661	0.1644			z 值= 1.4791 [*] (p 值= 0.0696)

†在本表中, * 表示達 10% 的顯著水準; ** 表示達 5% 的顯著水準; *** 表示達 1% 的顯著水準。P 代表各年底之普通股每股股價; BV 代表各年底每股帳列淨資產; x^a 代表每股異常盈餘; v^f 代表以分析師財務預測量之其他資訊; v^m 代表以管理當局財務預測量之其他資訊; IND 代表公司所屬產業的虛擬變數, 高科技產業 (在臺灣經濟新報社資料庫中的公司代碼前二碼為 23、24 或 30 者) 為 1, 其他為 0; IC 代表期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 + 應計所得稅或期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 - 應退所得稅; SF 代表自結損益制度的虛擬變數, 已公告自結損益數字者 1, 其他為 0。

比較表五和表六後可知，無論是管理當局預測較分析師預測早，或是相反的情況，只要是年度最後一次財測，分析師預測對於股價的解釋能力都顯著地高於管理當局預測。也就是說，針對年度最後一次的財測而言，分析師預測對於企業評價較高的有用性不會因為分析師和管理當局發佈財測時機的先後順序不同而有差異。但是，如果年度第一次管理當局預測的發佈時機比第一次分析師預測早，管理當局財測就不再具備對股價的顯著解釋能力。這個結果意味著，當我們從投資人的角度來探討管理當局和分析師財務預測之相對有用性（而非準確性）時，投資人會重視財務預測發佈的時機，而發佈的先後順序則並不會影響投資人使用財務預測進行企業評價之決策。

3.公司規模對分析師與管理當局預測於企業評價之相對有用性的影響：

分析師的資訊優勢與其私有資訊之蒐集誘因以及資訊傳播量有關(Kross et al.1990)。從蒐集資訊效益的角度而言，蒐集大公司資訊所能獲得的利益較小公司為多，報導大公司對投資人的貢獻較大，故分析師蒐集大公司資訊的誘因可能較強。此外，因為大公司揭露的外部資訊較多，平日的資訊流通量遠比小公司為高，分析師蒐集大公司資訊的成本較低，當擁有的資訊量愈多時，分析師之預測準確性亦相對提高。

相較於分析師，大公司之管理當局在進行財務預測時會有較多的考量。一方面，大公司的管理當局對於進行財務預測時所需之相關資訊具有較大的優勢，而且為投資人揭露公司未來前景的利益較多，其所提供之財務預測準確性應較高。但另一方面，由於財務預測係管理當局依其計劃及經營環境所作的估計，包含了公司營業、投資與融資等重要資訊，若公司提供精確的財務預測，即給予競爭者洞悉公司未來發展的機會。因為大公司的競爭較小公司激烈，當大公司的競爭對手由其揭露的較多或品質較佳的資訊獲利時，對其所造成的損失亦較小公司為多，因此導致大公司管理當局反而會有揭露不足或品質不佳財務預測資訊的誘因。

基於上述討論，本研究將公司規模納入考量，將樣本以總資產為基礎分為大小公司二組，重新檢驗第(9-1)及(9-2)式。凡是公司之總資產大於（小於）全部樣本之中位數者，均被分類為大(小)公司，檢驗結果列於表七。

表七之大公司的迴歸結果包含 831 家公司。由該表可知：所有自變數中，實施自結損益制度的虛擬變數在兩個迴歸式中仍然未達顯著水準。在 Panel A 中， \sqrt{f} 的估計係數為 4.4447 (t 值為 4.3977；p 值小於 0.0000)； \sqrt{m} 的估計係數為 5.4893 (t 值為 4.3013；p 值小於 0.0000)，而 Vuong test 之 z 值為 -1.0547，p 值為 0.1458，表示就大規模公司的年度第一次財測而言，管理當局預測和分析師預測的有用性沒有顯著的差異。這意味著大規模公司基於主管機關及法令的要求，資訊揭露的數量較多，品質也較佳，分析師可以獲取較充分的資訊，因此相對於分析師而言，大規模公司的管理當局並不具有顯著的資訊優勢，因

表七 不同公司規模對分析師預測與管理當局預測相對有用性之影響†

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot BV_t + \alpha_2 \cdot x_t^A + \alpha_3 \cdot v_t^f + \alpha_4 \cdot IND_t + \alpha_5 \cdot IC_t + \alpha_6 \cdot SF_t + \epsilon_t \quad (\text{第 9-1 式})$$

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot BV_t + \beta_2 \cdot x_t^A + \beta_3 \cdot v_t^m + \beta_4 \cdot IND_t + \beta_5 \cdot IC_t + \beta_6 \cdot SF_t + \epsilon_t \quad (\text{第 9-2 式})$$

Panel A: 年度第一次財測

變數	預期符號	大公司(n=831)		小公司(n=832)	
		分析師預測	管理當局預測	分析師預測	管理當局預測
		估計係數	t 值	估計係數	t 值
截距項		-1.0436	-0.3863	-1.1243	-0.4047
BV _t	(+)	1.3362	6.0750 ^{***}	1.3137	5.4723 ^{***}
x _t ^A	(+)	3.8091	4.8845 ^{***}	3.8224	5.1950 ^{***}
v _t ^f	(+)	4.4447	4.3977 ^{***}		
v _t ^m	(+)			5.4893	4.3013 ^{***}
IND _t	(+)	11.9656	6.3455 ^{***}	11.7930	6.2618 ^{***}
IC _t	(+)	4.6305	1.8544 [*]	5.4046	2.1904 ^{**}
SF _t	(?)	0.4263	0.3003	0.9454	0.7384
F 值		66.4200 ^{***}		69.6500 ^{***}	
Adj. R ²		0.3211		0.3317	
Vuong test			z 值 = -1.0547 (p 值 = 0.1458)		z 值 = -2.1995 ^{**} (p 值 = 0.0139)

表七 不同公司規模對分析師預測與管理當局預測相對有用性之影響[†] (續)

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot BV_t + \alpha_2 \cdot x_t^a + \alpha_3 \cdot v_t^f + \alpha_4 \cdot IND_t + \alpha_5 \cdot IC_t + \alpha_6 \cdot SF_t + \epsilon_t \quad (\text{第 9-1 式})$$

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot BV_t + \alpha_2 \cdot x_t^a + \alpha_3 \cdot v_t^m + \alpha_4 \cdot IND_t + \alpha_5 \cdot IC_t + \alpha_6 \cdot SF_t + \epsilon_t \quad (\text{第 9-2 式})$$

Panel B: 年度最後一次財測

變數	預期 符號	大公司(n = 831)				小公司(n = 832)			
		分析師預測		管理當局預測		分析師預測		管理當局預測	
		估計 係數	t 值	估計 係數	t 值	估計 係數	t 值	估計 係數	t 值
截距項		-2.4607	-0.9121	0.2698	0.0945	-0.5305	-0.2115	-0.6636	-0.2600
BV _t	(+)	1.3568	5.7387***	1.2168	4.8514***	1.1602	5.4784***	1.1820	5.4599***
x _t ^a	(+)	2.9253	3.6228***	2.7988	2.4755**	1.6126	3.1642***	1.3034	2.2905**
v _t ^f	(+)	5.8076	4.1731***			2.2255	2.5227**		
v _t ^m	(+)			3.0859	1.6782*			2.1886	2.3577**
IND _t	(+)	13.3403	7.6700***	12.6485	7.2842***	7.5645	7.5820***	7.2735	7.4686***
IC _t	(+)	4.4364	1.7153*	6.3769	2.5181**	2.8622	1.2365	3.1967	1.4203
SF _t	(?)	1.7016	1.3617	0.2314	0.1587	1.3853	1.4187	1.1484	1.2365
F 值		69.7900***		61.3900***		100.8800***		98.9100***	
Adj. R ²		0.3321		0.3039		0.4190		0.4142	
Vuong test				z 值= 1.6193*				z 值= 0.7261	
				(p 值= 0.0527)				(p 值= 0.2339)	

†在本表中, * 表示達 10% 的顯著水準; ** 表示達 5% 的顯著水準; *** 表示達 1% 的顯著水準。P 代表各年底之普通股每股股價; BV 代表各年底每股帳列淨資產; x^a 代表每股異常盈餘; v^f 代表以分析師財務預測衡量之其他資訊; v^m 代表以管理當局財務預測衡量之其他資訊; IND 代表公司所屬產業的虛擬變數, 高科技產業 (在臺灣經濟新報社資料庫中的公司代碼前二碼為 23、24 或 30 者) 為 1, 其他為 0; IC 代表期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 + 應計所得稅或期末的股東可扣抵稅額帳戶餘額 - 應退所得稅; SF 代表自結損益制度的虛擬變數, 已公告自結損益數字者為 1, 其他為 0。

而使得管理當局預測和分析師預測的有用性沒有顯著的差異。而在 Panel B 中, \sqrt{f} 的估計係數為 5.8076 (t 值為 4.1731; p 值小於 0.0000); \sqrt{m} 的估計係數為 3.0859 (t 值為 1.6782; p 值為 0.0669), 而 Vuong test 之 z 值為 1.6193, p 值為 0.0527, 表示以大規模公司年度最後一次財測來說, 分析師預測對於股價的解釋能力顯著地高於管理當局預測。這顯示分析師的客觀優勢及其他預測準確度的誘因 (如: 較好的名聲、較高的薪資等), 使分析師對大公司之預測有用性優於管理當局預測。

表七之小公司的分析結果包含 832 家公司。該表顯示: 以 87 年至 92 年各年底股價為應變數時, 除了股東可扣抵稅額、實施自結損益制度的虛擬變數及 Panel A 中以分析師預測為基礎計算的其他資訊迴歸式中的 \sqrt{f} 未達顯著水準外, 所有自變數均達雙尾檢定 5% 之顯著水準, 表示自變數對於股價具有相當的解釋能力。其中, 由於分析師提供小規模公司財務預測的動機較低, 而且以年度第一次財測而言, 分析師可取得的資訊量更是有限, 因此在 Panel A 中, \sqrt{f} 對於股價並不具有顯著的解釋能力。以 Vuong test 檢定 Panel A 和 Panel B 中二迴歸式之調整後 R^2 , 結果顯示 z 值分別為 -2.1995 和 0.7261 (p 值為 0.0139 和 0.2339), 表示就小公司年度第一次財測而言, 管理當局預測對於股價的解釋能力顯著高於分析師預測。其原因可能為蒐集小公司的資訊所得之利益較少或成本較高, 因此, 分析師投注之心力相對較少, 致使管理當局預測的相對解釋能力明顯提高。反觀年度最後一次財測, 也由於分析師沒有動機對小規模公司的財測提供較佳的資訊品質, 因此使得小規模公司的分析師預測無法如大公司年度最後一次分析師財測具有顯著較高的有用性¹⁰。

肆、結論與建議

財務報表之目的在提供充分之資訊, 以協助報表使用者作成各類決策。歷史性財務報表雖能滿足資訊可靠性的要求, 但預測價值較低; 反之, 財務預測則能提供較攸關之資訊。我國財務預測公開制度施行至今, 雖未臻健全, 但已漸受重視。過去在探討財務預測於投資人進行投資決策時是否具有實質意義, 並比較分析師預測及管理當局預測有用性的文獻中, 未能獲得一致的結論。本研究透過一個具有會計理論基礎的模型來檢驗分析師預測與管理當局預測對於企業評價之相對有用性。此外, 本研究將股東可扣抵稅額以及是否實施自結損益制度等變數納入分析模型中, 以控制這些變數對股價之影響, 並考慮不同時機發佈的財務預測以及管理當局財測和分析師財測發佈的先後順序差異。實證結果顯示年度第一次的管理當局預測相對於第一次的分析師預測對於股價

¹⁰本研究另外以各公司年底的淨資產帳面價值為基礎區分大小公司, 結果與本節之實證結果相一致。因此, 就年度第一次財測而言, 管理當局預測對於小公司股價的相對解釋能力較分析師高, 而以年度最後一次財測來說, 分析師預測對於大公司企業評價的相對有用性較管理當局預測為高。這個結論不會因為不同的公司規模衡量基礎而有所不同。

有較高的解釋能力，年度最後一次的分析師預測則有較最後一次管理當局預測高的股價解釋能力。這個結果意味著，財測的不同發佈時機會顯著影響管理當局和分析師財測的相對有用性。與過去有關財測相對準確度文獻（如：Hassell and Jennings 1986；Waymire 1986）的研究結果不同的是，本研究發現財測發佈的先後順序並不會影響管理當局和分析師財測的相對有用性。因此，本文建議在後續有關財測相對有用性的研究中，應考慮財測的發佈時機及分析師和管理當局預測發佈的先後順序，以便獲得更完整的結論。

關於股東可扣抵稅額的部份，本研究的結果也與過去研究一致，亦即在兩稅合一制度實施之後，營利事業所得稅為股東個人綜合所得稅的扣抵稅，因此股東可扣抵稅額具價值攸關性，所以投資人進行企業評價時確實會運用財務報表所揭露之該項訊息。除此之外，公司自結損益制度的實施，並不會影響分析師和管理當局預測的相對有用性。

在考慮管理當局與分析師個別的資訊優勢後，本研究進一步將樣本公司依其規模分為大、小公司二組，分別檢測不同規模之公司，其分析師預測與管理當局預測之相對有用性是否有所不同。實證結果發現，就年度第一次財測而言，管理當局預測對於小公司企業評價的相對解釋能力較分析師高，反之，若是年度最後一次財測，則分析師預測對於大公司企業評價的相對解釋能力較管理當局預測高。亦即，規模愈大之公司在愈接近年底時，分析師預測資訊對於投資人進行企業評價時愈有用。因此，公司規模可能為影響分析師預測與管理當局預測之相對有用性的可能原因之一。這個結果意味著，未來研究若以財務預測為市場盈餘預期之代理變數時，需考慮公司規模對預測有用性之影響，俾能獲致較可靠之結論。

最後，本研究分別以分析師預測及管理當局預測來捕捉其他資訊。在資料篩選過程中，我們發現不論是管理當局或分析師，其更新財測的頻率都相當高，因此本研究同時考慮財測發佈的不同兩個時機。未來研究者可依不同時機發佈的財務預測再行驗證本研究之實證結果，以更進一步了解分析師預測與管理當局預測於企業評價之相對有用性。

參考文獻

- 吳安妮，1993，財務分析師、管理當局、及統計模式預測準確度之比較研究，*管理評論*，第 12 卷：1-48。
- 林君怡，2002，門檻心理下之盈餘管理，國立台灣大學會計學系研究所未出版碩士論文。
- 許崇源、俞洪昭、洪盈斌與戚務君，2000，兩稅合一制度對公司屬性與股票報酬關聯性之影響，*會計評論*，第 32 期：81-101。

- 張永芳, 1999, 強制性財務預測與盈餘管理關係之研究 20%門檻限制之影響, 國立彰化師範大學商業教育學系研究所未出版碩士論文。
- 戚務君、俞洪昭、許崇源與曹美娟, 2001, 兩稅合一制度下股東可扣抵稅額揭露之價值攸關性, 會計評論, 第 33 期: 77-99。
- Ahmed, S. A. 1994. Accounting earnings and future economic rents: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics* 17 (May): 377-400.
- Ajinkya, B. B., and M. J. Gift. 1984. Corporate managers' earnings forecasts and symmetrical adjustments of market expectations. *Journal of Accounting Research* 22 (Autumn): 425-444.
- Atiase, R. K. 1985. Predisclosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcement. *Journal of Accounting Research* 23 (Spring): 21-36.
- Baginski, S. P., and J. M. Hassell. 1990. The market interpretation of management earnings forecasts as a predictor of subsequent financial analyst forecast revision. *The Accounting Review* 65 (January): 175-190.
- Barth, M. E., W. H. Beaver, J. R. M. Hand and W. R. Landsman. 1999. Accruals, cash flows, and equity values. *Review of Accounting Studies* 4 (December): 205-229.
- Barth, M. E., W. H. Beaver, and W. R. Landsman. 1996. Value-relevance of banks' fair value disclosures under SFAS No. 107. *The Accounting Review* 71 (October): 513-537.
- Beaver, W. H. W. H. 1999. Comments on An empirical assessment of the residual income valuation mode. *Journal of Accounting and Economics* 26 (January): 35-42.
- Bell, T. B., W. R. Landsman, B. L. Miller and S. Yeh. 2002. The valuation implications of employee stock option accounting for profitable computer software firms. *The Accounting Review* 77 (October): 971-996.
- Bernard, V. L. 1995. The Feltham-Ohlson framework: Implication for empiricists. *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring): 733-747.
- Bhushan, R. 1989. Firm characteristics and analyst following. *Journal of Accounting and Economics* 11 (July): 255-274.
- Biddle, G. C., and W. E. Ricks. 1988. Analyst forecast errors and stock price behavior near the E. *Journal of Accounting Research* 26 (Autumn): 169-195.

- Burgstahler, D., and I. Dichev. 1997. Earnings management to avoid earnings decrease and losses. *Journal of Accounting and Economics* 24: 99-126.
- Dechow, P. M. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18 (January): 3-42.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton and R. G. Sloan. 1999. An empirical assessment of the residual income valuation model. *Journal of Accounting and Economics* 26 (January): 1-34.
- Dye, R. A. 1990. Mandatory versus voluntary disclosures: The cases of financial and real externalities. *The Accounting Review* 65 (January): 1-24.
- Eccher, E., K. Ramesh, and S. Thiagarajan. 1996. Fair value disclosures by bank holding companies. *Journal of Accounting and Economics* (August-December): 79-117.
- Fairfield, P. M., R. J. Sweeney, and T. L. Yohn. 1996. Accounting classification and the predictive content of earnings. *The Accounting Review* 71 (July): 337-355.
- Francis, J., Olsson, and D. R. Oswald. 2000. Comparing the accuracy and explainability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates. *Journal of Accounting Research* 38 (Spring): 45-70.
- Frankel, R. M., and C. M. C. Lee. 1998. Accounting valuation, market expectation, and the cross-sectional stock returns. *Journal of Accounting and Economics* 25 (June): 283-319.
- Freeman, R. 1987. The association between accounting earnings and security returns for large and small firms. *Journal of Accounting and Economics* 9 (July): 195-228.
- Givoly, D., and J. Lakonishok. 1979. The information content of financial analysts' forecasts of earnings. *Journal of Accounting and Economics* 4 (October): 165-185.
- Hassell, J. M., and R. H. Jennings. 1986. Relative forecast accuracy and the timing of earnings forecast announcements. *The Accounting Review* 61 (January): 58-75.
- Jaggi, B. 1980. Further evidence on the accuracy of management forecasts vis-à-vis analysts' forecasts. *The Accounting Review* 55 (January): 96-101.
- Jennings, R. 1987. Unsystematic security price movements, management earnings forecasts, and revisions in consensus analyst earnings forecasts. *Journal of*

- Accounting Research* 25 (Spring): 90-110.
- Kross, W., B. Ro., and D. Schroeder. 1990. Earnings expectations: The analysts' information advantage. *The Accounting Review* 65 (April): 461-476.
- Lundholm, R. J. 1995. A tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson model: Answers to some frequently asked questions. *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring): 749-761.
- Mak, Y. T. 1989. The determinants of accuracy of management earnings forecasts: A New Zealand Study. *The International Journal of Accounting* 24: 267-280.
- Myers, J. N. 1999. Implementing residual income valuation with linear information dynamics. *The Accounting Review* 74 (January): 1-28.
- Nelson, K. 1996. Fair value accounting for commercial banks: An empirical analysis of SFAS No. 107. *The Accounting Review* 71 (April): 161-182.
- Ohlson, J. A. 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring): 661-687.
- Ohlson, J. A., and X.J. Zhang. 1998. Accrual accounting and equity valuation. *Journal of Accounting Research* 36 (Spring): 85-111.
- Penman, S. H., and T. Sougiannis. 1997. The dividend displacement property and the substitution of anticipated earnings for dividends in equity valuation. *The Accounting Review* 72 (January): 1-21.
- Porter, G. A. 1982. Determinants of accuracy of management forecasts of earnings. *Review of Financial Economics* 17 (Spring): 1-13.
- Schipper, K. 1991. Commentary on analysts' forecasts. *Accounting Horizons* 5 (December): 106-121.
- Sloan, R. G. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71: 289-315.
- Thompson, R. B., C. Olsen., and J. R. Dietrich. 1987. Attributes of news about firms: An analysis of firm-specific news reported in the wall street journal index. *Journal of Accounting Research* 25 (Autumn): 245-274.
- Vuong, Q. H. 1989. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica* 57 (March): 307-334.
- Waymire, G. 1986. Additional evidence on the accuracy of analyst forecasts before and after voluntary management earnings forecasts. *The Accounting Review* 61 (January): 129-142.

Yu, H. C., W. C. Chi., and C.Y. Hsu. 2003. The nature of corporate income tax under a full imputation tax regime: A test of functional fixation. *Journal of Business Finance and Accounting* 30 (April/May): 589-619.