

## 管理當局自願性盈餘預測資訊內涵之研究

陳 天 志\*  
財務金融系

### 摘 要

本文旨在探討影響管理當局自願性盈餘預測資訊內涵之因素。為此，根據相關理論建立公司規模、盈餘預測精確度、盈餘變異性、預測揭露時點與未預期盈餘等可能影響資訊內涵之因素。實證結果發現：公司規模、盈餘預測準確度、預測揭露時點之早晚及未預期盈餘之絕對值均強烈支持研究假說，顯示公司規模、盈餘預測準確度、預測揭露時點之早晚及未預期盈餘之絕對值皆顯著影響自願性盈餘預測揭露時點資訊內涵。然而，盈餘變異性與預期相反，此一現象可能係因盈餘變異性對市場反應之影響並非透過盈餘預測之精確度，或另有其他原因所致。

關鍵字：自願性盈餘預測、資訊內涵

### Abstract

This study investigates what factors affect the information content of managers' voluntary earnings forecasts. The relationships between firm size, precision of forecasts, stability of earnings, timing of disclosures, unexpected earnings and price and volume reactions are examined. I obtain the two empirical results. First, the information content of managers' voluntary earnings forecasts be significantly affected by the firm size, precision of forecasts, timing of disclosures, unexpected earnings. This result supports my research hypothesis strongly. Second, the stability of earnings is not consistent with my prediction.

Key words : Voluntary earnings forecasts; Information content;

### 導 論

隨著經濟發展與經營管理之需要，會計資訊於現代經濟社會中所扮演之角色亦更加積極且重要，對會計資訊之需求愈加殷切。美國會計學會（American Accounting Association）於1966年將會計定義為：「會計係對經濟資訊之認定、衡量、與溝通的程序，以協助資訊使用者作審慎之判斷與決策。<sup>1</sup>」此一定義強調會計資訊之決策功能。會計資訊之目的既係幫助資訊使用者作經濟性決策，自應具備良好品質才能有效達成會計資訊之目的。然而，隨著經濟社會迅速發展與日益複雜，以歷史成本為主之會計資訊雖具可靠性之特質，但對充滿不確定性之未來，卻無法滿足攸關性之要求。再者，現今工商社會交易之過程中，經常存在資訊不對稱之現象，即交易一方擁有較優越於另一方之資訊，當管理權與所有權分離且雙方目標不一致時，則易引發道德危險和逆選擇等問題(Jensen and Meckling, 1976)。而管理者揭露自願性盈餘預測正可提升證券市場資訊效率，降低被投資公司與報表使用者間資訊不對稱，以幫助後者做決策。因此，管理當局之盈餘預測資訊常被市場視為重要攸關訊息來源。

管理當局之盈餘預測資訊是否確實為投資人做決策時之重要依據，亦即自願性盈餘預測是否具有資訊內涵？<sup>2</sup>美國相關研究均普遍證實：管理當局自願性盈餘預測具有資訊

<sup>1</sup> Committee to Prepare a Statement of Basic Accounting Theory, A Statement of Basic Accounting Theory (Evanston, III.:AAA, 1996), P.1.

<sup>2</sup> 根據資訊理論，某項訊息的傳送如能影響接收訊息者之信念並進而改變其行為，則該項資訊即為有用之資訊。以盈餘預測之宣告為

內涵<sup>3</sup>。然而，國內則無一致的實證結論，值得進一步探討<sup>4</sup>。根據資本效率市場理論，股價可用來測試資訊之有用性，若資訊對決定資本資產價格有用，且資本市場有效率無偏差，則市場將迅速按資訊調整資產價格。此外，Beaver (1968) 另指出：價格變動反應整個市場對新資訊之平均看法，而交易量則係所有個別投資者交易行為之總和，其反應個別投資者對資訊宣告解釋之差異，故可反應於均衡價格決定過程中被抵銷之訊息。Kim 與 Verrecchia (1991) 經由理論模式之推導亦發現：投資者間預期 (expectations) 之分歧 (dispersion) 只會影響交易量而不會造成股價變動。由上述文獻可知：一項資訊宣告可能會改變個別投資者之預期，但卻不一定會影響市場之預期。故同時考量股票成交價格及交易量，將更能了解管理當局盈餘預測行為所隱含之經濟意義。

於證券市場具效率假定下，股價之反應將受到會計資訊品質之影響。故盈餘預測之資訊品質越高，即越能反應公司真實價值，對資訊使用者於決策上之助益亦越大。然而，預測資訊具極大不確定性，易受到主、客觀因素之影響，因而降低資訊之攸關性，損及其資訊品質。其次，根據 Kim 與 Verrecchia (1991) 之理論分析指出：一項訊息之資訊內涵會隨其精確度之提高而增加。因此，本研究嘗試考慮資訊品質，以瞭解盈餘預測之資訊品質是否影響其價值。

綜上所述，本研究嘗試利用股票價和量之反應，以檢測五個可能影響管理當局自願性盈餘預測發佈時市場反應之變數，分別為公司規模、預測精確度、盈餘變異性、預測揭露時點及未預期盈餘。依此本研究取樣自台灣經濟新報社(TEJ)資料庫，搜集民國 75-85 年間橫跨 20 種產業之 150 家公司，並剔除民國 80-85 年間被強制揭露之年度盈餘預測資料，再利用採用 t 檢定及多元迴歸分析方式，藉由探討管理當局之盈餘預測事件對股價及交易量反應之影響，檢視預測資訊之品質與其資訊內涵間之關聯性。實證結果發現：公司規模、自願性盈餘預測精確度、首次自願性盈餘預測之揭露時點及未預期盈餘均顯著影響管理當局首次自願性盈餘預測之資訊內涵。同時亦證實盈餘預測之資訊品質與其資訊內涵間具強烈關聯性。

除本節說明研究背景、目的及文獻回顧之導論外，本文架構如下：第二節彙總過去文獻並發展待驗證之假說(hypotheses)；第三節說明研究設計；第四節顯示實證結果；最後一節對本文作成結論。

### 文獻探討及研究假說

自 Ball 與 Brown (1968) 及 Beaver (1968) 提出盈餘與股票報酬之關聯性研究，後續研究者即不斷評估盈餘對投資者之有用性。其次，美國之實證研究(Patell,1976; Jaggi,1978; Nichols and Tsay,1979; Baginski, Conrad and Hassell,1993)一再發現：管理當局之盈餘預測具有資訊內涵，能帶動股價作相應的調整。但根據國內資料所做之研究(吳安妮,1993;黃齊堯,1994;陳如慧,1995;林佐陵,1995)，其結果並不一致。Beaver (1968) 另指出：交易量係彙總市場交易，故反應出投資人對資訊宣告解釋之差異，交易量之擴大代表多空雙方意見之紛歧；而股價則是多空雙方交易後之均衡價格，僅能代表所有投資人對資訊宣告之平均認知。故本研究擬分別透過價量分析以建立如下假說，進而了解資本市場對資訊之反應。

根據 Atiase (1985) 所提出之資訊差異假說 (The Differential Information Hypothesis)，

例，若其具有資訊內涵，投資人即可據以重新評估預測公司股票之價值，進而改變其投資決策。

<sup>3</sup> 美國相關研究例如：Patell (1976)、Jaggi (1978)、Nichols and Tsay (1979)。

<sup>4</sup> 國內相關研究例如：吳安妮 (1993)、黃齊堯 (1994)、陳如慧 (1995)、林佐陵 (1995)。

公司規模會影響投資人蒐集私有資訊的誘因，於大公司資訊來源較小公司為多之情況下，盈餘宣告時，相較於小公司，大公司於盈餘宣告所含之「未預期」資訊量較少，故股價之波動幅度也較小。此外，Bamber (1986、1987) 亦認為：大公司之資訊散播管道較多，投資人間預期之分歧較小，當盈餘正式公告時，成交量可能因為資訊早已散佈而不再顯著波動，因此，公司規模與成交量大小呈負關係。故本研究發展假說一：

假說一：管理當局自願性盈餘預測發布時，公司規模越小，市場之異常價量反應越大

Holthausen 與 Verrecchia (1988) 以一個兩期的模式分析股價對所宣告資訊之反應中顯示：股價的反應與所宣告資訊的精確度呈正相關。然其於分析模式中，假設投資人擁不擁有私有資訊，即對所發佈的資訊具有相同的看法 (homogeneous beliefs)，因而不會有交易量發生。Kim 與 Verrecchia (1991) 將 Holthausen 與 Verrecchia (1988) 之股價反應觀點，延伸至交易量之研究上，於模式中允許投資人對資訊解釋之差異。此一分析結果顯示：價量反應與所宣告資訊之精確度呈遞增函數。再者，於證券市場具效率假定下，股價之反應將受到會計資訊品質之影響，因此盈餘預測愈精確，其資訊品質越高，愈能反應公司真實價值，對資訊使用者於決策上之助益亦愈大。故本研究發展假說二：

假說二：管理當局自願性盈餘預測發布時，預測越精確，其資訊品質愈高，市場之異常價量反應越大

根據美國相關文獻 (如 Jaggi 與 Grier, 1980; Waymire, 1985) 指出：當企業盈餘變異性愈高，管理者盈餘預測越不準確，因此增加揭露成本 (如法律訴訟及聲譽成本) 並減少揭露利益 (如幫助外部人士做預測)，換言之，盈餘變異性將會影響盈餘預測之資訊品質。再者，Porter (1982) 於研究影響管理當局盈餘預測準確度之因素中證實：公司之會計風險 (即盈餘變異性) 會影響管理當局之盈餘預測能力。另根據 Kim 與 Verrecchia (1991) 之研究亦發現：價量反應是資訊精確度之遞增函數。綜上所述，盈餘變異性可透過預測資訊精確度，以影響市場於盈餘預測發布時之價量反應。故本研究發展假說三：

假說三：管理當局自願性盈餘預測發布時，盈餘之變異性越低，市場之異常價量反應越大

從資本市場及人類資訊處理 (human information processing) 之研究 (Banker, 1987) 發現：當一項宣告所帶來之訊息越多時，投資人對該宣告解釋之差異也就越大。此外，根據 Holthausen 與 Verrecchia (1990) 之研究指出：當投資人間對風險性資產之資訊性不變，但彼此間意見分歧 (divergent beliefs) 之情況越明顯時，反映於股票市場上之未預期價格變動及交易量也就越顯著。因此，若盈餘預測之揭露時點越早，亦即預測距離年度終了的時間越長者，由於其所包含之資訊量較大，因而市場上亦應會有較大之價量反應。故本研究發展假說四：

假說四：管理當局自願性盈餘預測發布時，預測揭露時點越早，市場之異常價量反應越大<sup>5</sup>

Bamber (1987) 於探討季盈餘宣告期間中之未預期盈餘和公司規模分別與股票交易量間關係時指出：一項宣告所包含之資訊越多時，投資人對該項宣告解釋之差異也越大。

<sup>5</sup> 另若根據 Kim 與 Verrecchia (1991) 的研究，卻可推論預測所涵蓋的期間越長者，由於資訊的準確度可能較低，市場上的價量反應可能也較小。

因此，當未預期盈餘之絕對值越大，反應於股票市場上，異常交易量之情況也就越顯著。另從 Kim 與 Verrecchia (1991) 之研究亦顯示：未預期資訊會造成同向價格反應。故本研究發展假說五：

假說五：管理當局自願性盈餘預測發布時，未預期盈餘之絕對值越大，市場之異常成交量反應越大

## 研究設計

### 一、變數衡量

#### (一) 自變數：

本研究自變數為公司規模、預測精確度、盈餘變異性、預測揭露時點與未預期盈餘，分別敘述如下：

#### 1. 公司規模 (SIZE)：

公司規模之衡量方式有總資產帳面價值、普通股市場價值與銷貨收入。國外相關之研究通常採用公司普通股市價來衡量公司規模，例如 Bamber (1986、1987) 即是以市場價值作為區分公司規模大小之標準，故本研究亦以普通股市場價值作為公司規模之替代變數。其計算式如下：

$$SIZE = \log (\text{期初流通在外普通股數} \times \text{期初普通股股價})$$

#### 2. 預測精確度 (MFA)：

為衡量管理當局盈餘預測之精確度，計算最近三年中至少有兩年預測偏誤百分比取

$$MFA = \sum_{i=1}^N \left[ \left( \frac{|MF - EBT|}{|EBT|} \right) / T \right] / N, 2 \leq N \leq 3$$

絕對值之平均數<sup>6</sup>，其計算式如下：

其中：MF：表示管理當局年度稅前盈餘之首次預測值

EBT：表示年底公司之實際稅前盈餘

T：表示從首次發佈月份至年底之預測期間月數

N：表示研究期間首次盈餘預測揭露之累積次數

#### 3. 盈餘變異性 (STAB)：

為衡量管理當局盈餘預測之揭露風險，以最近三年股東權益報酬率之標準差來衡量盈餘之變異性<sup>7</sup>，計算式如下：

$$STAB = \left( \sum_{i=1}^N \left( \frac{EBT}{EQUITY} \right)_i - AVE \right)^2 / (N - 1)^{1/2}, N \leq 3$$

其中：EQUITY：表示各公司年平均股東權益總額

AVE：表示最近三年股東權益報酬率平均報酬率

<sup>6</sup> 本文在敏感性分析中另以最近五年中至少有兩年預測偏誤百分比取絕對值之平均數來衡量此一變數。

<sup>7</sup> 本文在敏感性分析中另以最近五年股東權益報酬率之標準差來衡量此一變數。

#### 4. 預測揭露時點 (DAY):

為衡量此一變數，以各年首次盈餘預測揭露日至年底止間之天數為準。由於樣本公司為採用曆年制之公司，故年度結算日以 12 月 31 日為準。計算式如下：

$$DAY = \log (365 - \text{首次盈餘預測揭露日} + 1)$$

#### 5. 未預期盈餘 (UE):

本研究對未預期盈餘之預測，採用隨機漫步模式，先以該公司去年度之稅前盈餘形成預期，再求算與當年度管理當局盈餘預測值之差，最後平減期初市場價值並取絕對值，計算式如下：

$$UE = \left| \frac{MF - AE}{MV} \right|$$

其中：AE：表示前一年度之實際稅前盈餘

MV：表示期初普通股市場價值

#### (二) 應變數：

本研究之應變數為股價之累積異常報酬率 (ACAR) 與累積異常交易量 (CAV)。對異常報酬率及異常交易量之計算，係採用 Atiase 與 Bamber (1994) 之市場調整報酬 (market-adjusted return) 與市場調整交易量 (market-adjusted trading volumes) 之衡量方式<sup>8</sup>，相關之名詞定義與解釋分別敘述如下：

##### 1. 異常報酬率 (AR):

以符號表示，i 公司第 t 日之異常報酬率 (亦即 i 公司第 t 日之市場調整報酬率)  $AR_{it}$  為：

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

其中： $R_{it}$  為 i 公司第 t 日之報酬率

$R_{mt}$  為市場第 t 日之報酬率

##### 2. 累積異常報酬率 (CAR):

以符號表示，i 公司第 -2 日至 +3 日之累積異常報酬率 (亦即 i 公司第 -2 日至 +3 日之累積市場調整報酬率) 為：

$$CAR_i = \sum_{-2}^{+3} AR_i$$

##### 3. 累積異常報酬率取絕對值 (ACAR):

由於本研究所關心的是股價反應的大小 (magnitude) 而非方向 (direction)，且為符

<sup>8</sup> 根據方智強、吳安妮 (民國八十六年) 之研究指出，由於 (1) 我國股市籌碼不多，國內外總體面之力量影響股價甚鉅，市場整體效果必須加以考慮 (2) 我國股市在民國七十九年二月崩盤前股價翻騰不已，個股之系統風險  $\beta$  值難以準確估計 (3) 在漲跌幅限制之下，個股之  $\beta$  有向市場  $\beta$  集中之傾向，因此，以市場報酬作為比較之標竿 (benchmark) 係一合理之方式。

合 Kim 及 Verrecchia (1991) 之理論，故對累積異常報酬率取絕對值。

$$ACAR = |CAR_i|$$

#### 4. 異常交易量 (AV):

以符號表示，i 公司第 t 日之異常成交率（亦即 i 公司第 t 日之市場調整交易量） $AV_{it}$  為：

$$AV_{it} = V_{it} - V_{mt}$$

其中： $V_{it}$  為：i 公司第 t 日之成交週轉率<sup>9</sup>。

$V_{mt}$  為：市場第 t 日之成交週轉率<sup>10</sup>。

#### 5. 累積異常交易量 (CAV):

以符號表示，i 公司第 -2 日至 +3 日之累積異常成交率（亦即 i 公司第 -2 日至 +3 日之累積市場調整交易量）為：

$$CAV_i = \sum_{-2}^{+3} AV_i$$

## 二、樣本蒐集與整理

### (一) 選樣標準

在樣本期間（民國七十五年至民國八十五年）內，本研究依據下列標準選擇樣本公司，根據上述標準，共篩選出 150 家公司，1035 個管理當局自願性盈餘預測樣本。

1. 台灣證券交易所之上市公司，此乃由於上市公司之資料較易蒐集且正確性較高。
2. 非屬全額交割股及特別股，因此兩者之交易特性與一般普通股不同，故將之剔除。
3. 樣本公司必須採行曆年制，以提供一致性及可比較性，增進本研究之效度。
4. 樣本預測資訊必須是由公司主動揭露之資訊，且必須是該年度之第一次盈餘預測。
5. 樣本預測資訊必須採用點、區間或百分比率表達，以確保預測值之可數量化，並避免非數量性資訊可能之主觀認定問題。
6. 樣本預測資訊必須以稅前金額表達，以排除因各公司稅率不同而造成之影響。

### (二) 資料來源

管理當局自願性盈餘預測資料，取自「台灣經濟新報社」之公司盈餘預估檔，樣本公司之各項財務資料，取自「台灣經濟新報社」一般產業財務資料檔，樣本公司與市場之報酬率及週轉率資料，取自「台灣經濟新報社」之調整後股價日資料檔。

<sup>9</sup>  $V_{it} = (i \text{ 公司第 } t \text{ 日成交股數} \div i \text{ 公司第 } t \text{ 日流通在外股數}) \times 100$ 。

<sup>10</sup>  $V_{mt} = (\text{所有上市公司第 } t \text{ 日成交股數} \div \text{所有上市公司第 } t \text{ 日流通在外股數}) \times 100$ 。

### (三) 事件期日

#### 1. 基準日：

年度盈餘宣告日係以各公司首次刊載於報上之年度盈餘概估日期為準，若當日適逢股市休市，則以休市後第一個交易日為盈餘宣告日。

#### 2. 相對日數：

本研究以各公司盈餘預測日為「零日」， $-t$  表示預測日前  $t$  個交易日， $+t$  表示預測日後第  $t$  個交易日。

#### 3. 事件期：

以基準日前兩個交易日及基準日後三個交易日為事件研究之事件期間，即  $t = -2$  至  $t = +3$ 。

### 三、資料分析方法

本研究係探討管理當局自願性盈餘預測之市場反應，所建立的可能影響預測揭露時市場反應之假說，分別為公司規模、預測精確程度、盈餘變異性、預測揭露時點與未預期盈餘。為此分別使用單變量之均數  $t$  檢定和多元之 OLS 迴歸分析。

#### (一) 均數 $t$ 檢定

本研究將公司規模、預測精確度、盈餘變異性、預測揭露時點及未預期盈餘之絕對值五個自變數各依其中位數分成大公司與小公司組、準確度較高與準確度較低組、變異性較高組與變異性較低組、揭露時點較早組與揭露時點較晚組、大消息與小消息組，依此分別計算各組在事件期內之累積異常報酬率與累積異常交易量，並對各組之累積異常報酬率之平均數與累積異常交易量之平均數進行組間比較，以驗證兩組間之均數是否有顯著差異，其虛無假設為組內之兩均數相等。

#### (二) 多元迴歸分析：

本研究採用多元迴歸分析方式檢視公司規模、預測精確程度、盈餘變異性、預測揭露時點及未預期盈餘與累積異常報酬率絕對值、累積異常交易量之關係，分析模式如下：

$$ACAR = \alpha + \beta_1 SIZE + \beta_2 MFA + \beta_3 STAB + \beta_4 DAY + \beta_5 UE + \varepsilon$$

模式一：

模式二：

$$CAV = \alpha + \beta_1 SIZE + \beta_2 MFA + \beta_3 STAB + \beta_4 DAY + \beta_5 UE + \varepsilon$$

式中：ACAR = 累積異常報酬率之絕對值；

CAV = 累積異常交易量；

$\alpha$  = 截距 (intercept)；

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5$  = 迴歸係數 (regression coefficients)；

SIZE=公司規模(迴歸係數的預期符號方向為負);

MFA=預測精確度(迴歸係數的預期符號方向為正);

STAB=盈餘變異性(迴歸係數的預期符號方向為負);

DAY=預測揭露時點(迴歸係數的預期符號方向為正);

UE=未預期盈餘之絕對值(迴歸係數的預期符號方向為正);

$\varepsilon$ =殘差項(residual term)。

斜率  $\beta$  若為正號且顯著異於零,表示該自變數與累積異常報酬率之絕對值、累積異常交易量間存在正向關係,反之,斜率  $\beta$  若為負號且顯著異於零,表示該變數與累積異常報酬率之絕對值、累積異常交易量間存在負向關係。

## 實證結果與分析

### 一、樣本及相關變數之基本分析

#### (一) 樣本分析

本研究共獲得 150 家公司之 1035 個自願性盈餘預測樣本。樣本公司之產業分佈情況列示於(表一)。由此表可知,除紡織業佔全部樣本產業之比例達 18% 偏高,汽車及綜合業佔全部樣本產業的比例合計僅 1.34% 偏低之外,其餘尚能均勻分佈於各產業,故本文之樣本具產業代表性。

表一 樣本之產業分配表

產業別	公司家數	樣本百分比(%)
水泥工業	6	4
食品工業	14	9.33
塑膠工業	11	7.33
紡織纖維	27	18
電機機械	5	3.33
電器電纜	10	6.67
化學工業	10	6.67
玻璃陶瓷	2	1.33
造紙工業	7	4.68
鋼鐵	8	5.33
橡膠	5	3.33
汽車	1	0.67
電子	11	7.33
營建	5	3.33
航運	4	2.67
觀光	5	3.33
金融保險	10	6.67
百貨	5	3.33
綜合	1	0.67
其他	3	2
合計	150	100



## (二) 各變數之敘述性統計量分析

本研究各變數之敘述性統計量彙總於表(二)。累積異常報酬率絕對值 (ACAR)、累積異常交易量 (CAV)、預測精確度 (MFA)、盈餘變異性 (STAB) 及未預期盈餘 (UE) 之平均數均明顯大於中位數，表示這些變數均呈現左偏分配。公司規模 (SIZE) 之平均數與中位數相近，表示該變數呈現對稱分配。預測揭露時點 (DAY) 平均數略低於中位數，表示該變數略呈右偏分配。

## (三) 自變數間之相關係數

自變數間之皮爾森(Pearson)相關係數如(表三)所示，雖多數 (70%) 呈顯著相關，但普遍相對地小( $r < 0.3$ )，故尚無嚴重共線性問題。另由表(三)可知：公司規模與預測精確度呈負相關，與預期相反<sup>11</sup>；公司規模與盈餘變異性呈負相關，顯示小公司管理者與外部人士 (外部股東及債權人) 間資訊不對稱的情況可能較大公司嚴重；公司規模與預測所涵蓋的期間成正相關，表示公司規模越大者，管理當局傾向於越早揭露其首次盈餘預測；公司規模與未預期盈餘呈負相關，顯示小公司傾向有大消息，大公司傾向有小消息。

預測精確度與盈餘變異性呈正相關，與預期相反<sup>12</sup>；預測精確度與預測涵蓋期間成正相關，顯示當管理當局預測越精確時，自願性盈餘預測之揭露意願越強，越可能傾向較早揭露其首次盈餘預測。盈餘變異性與預測涵蓋期間成正相關，表示盈餘變異性越大者，管理當局可能越早揭露其首次盈餘預測。未預期盈餘與預測涵蓋期間呈現負相關，表示當盈餘預測所涵蓋之期間越長，不確定性越高，越有可能發生未預期事件。

表二 應變數及自變數敘述性統計量表

(民國 75-85 年間，樣本數為 1035)

變數	平均數	標準差	最小	第一四分位數	中位數	第四四分位數	最大
ACAR	3.9521	3.6529	0.02	1.28	2.83	5.42	21.92
CAV	3.6251	10.9231	-22.41	-3.25	0.5	8.13	54.65
SIZE	8.9978	1.1922	5.5134	8.248	8.929	9.7521	12.4359
MFA	0.1534	0.3619	0.0012	0.0249	0.0514	0.1288	4.0383
STAB	2.0037	4.6363	0.0338	0.3377	0.6988	1.7451	56.6481
DAY	5.6672	0.4299	2.4849	5.6131	5.8081	5.8999	6.0707
UE	0.0247	0.0373	0.0002	0.0051	0.0128	0.03	0.3654

ACAR 表示事件期內之累積異常報酬率絕對值

CAV 表示事件期內之累積異常交易量

SIZE 表示公司規模

MFA 表示盈餘預測之精確度

STAB 表示盈餘之變異性

DAY 表示預測揭露時點

UE 表示未預期盈餘之絕對值。

<sup>11</sup> 根據張希恭 (民國八十五年) "自願性揭露下管理當局盈餘預測準確度決定因素之研究"，公司規模越大者，管理當局盈餘預測準確度越高。

<sup>12</sup> 根據張希恭 (民國八十五年) "自願性揭露下管理當局盈餘預測準確度決定因素之研究"，盈餘變異性越低者，管理當局盈餘預測之準確度越高。

表三 自變數間 Pearson 相關係數表  
(民國 75-85 年間，樣本數為 1035)

自變數	SIZE	MFA	STAB	DAY	UE
SIZE	1.00000 (0.0)				
MFA	-0.17334 (0.0001)	1.00000 (0.0)			
STAB	-0.11189 (0.0003)	0.16262 (0.0001)	1.00000 (0.0)		
DAY	0.02486 (0.4243)	0.00498 (0.8729)	0.02471 (0.427)	1.00000 (0.0)	
UE	-0.29850 (0.0001)	0.10036 (0.0012)	0.14219 (0.0001)	-0.09860 (0.0015)	1.00000 (0.0)

(.)表機率值      SIZE 表示公司規模      MFA 表示盈餘預測之精確度  
STAB 表示盈餘之變異性      DAY 表示預測揭露時點      UE 表示未預期盈餘之絕對值。

## 二、單變量分析結果

為檢定兩組間之分配情形，本研究將公司規模、盈餘預測精確度、盈餘變異性、預測揭露時點及未預期盈餘五個自變數，分別依其中位數將所有樣本區分成兩組一大公司及小公司組、精確度較高及精確度較低組、變異性較高及變異性較低組、預測揭露時點較早組及預測揭露時點較晚組與大消息及小消息組，先計算其所對應之累積異常報酬率與累積異常交易量，再對各組進行 t 值檢定，以瞭解各自變數兩組間之異常報酬率與異常交易量是有否顯著差異。

從表(四)及表(五)可知：分大小兩組之公司規模 (SIZE)，其異常報酬率和異常交易量均呈顯著差異( $p < 1\%$ )，而小公司組於測試期間之累積異常報酬率與累積異常交易量亦明顯高於大公司組，此與假說之預期相符。另從盈餘預測精確度 (MFA) 亦發現：高低兩組之異常報酬率和異常交易量仍具顯著差異( $p < 5\%$ )，表示精確度高組於測試期間之累積異常報酬率與累積異常交易量均明顯高於精確度低組，此亦符合假說之預期。再就盈餘變異性 (STAB) 而言，異常報酬率和異常交易量於高低兩組間亦有顯著差異( $p < 1\%$ )，然而，變異性高組在測試期間之累積異常報酬率與累積異常交易量均明顯高於變異性低組，但此結果與假說之預期方向相反。而預測揭露時點 (DAY) 於早晚兩組間之異常報酬率與異常交易量呈顯著差異( $p < 10\%$ )水準，與假說之預期相符，顯示預測揭露時點較早者於測試期間之累積異常報酬率與累積異常交易量均明顯高於預測揭露時點較晚者。最後，未預期盈餘 (UE) 於大小兩組之異常報酬率並無顯著差異，而兩組之異常交易量卻有顯著差異( $p < 5\%$ )，說明大消息組在測試期間之累積異常交易量明顯高於小消息組，由表(四)仍可看出：大消息組在測試期間之累積異常報酬率仍高於小消息組。故支持研究假說之預期。

表四 各種組別之累積異常報酬率表  
(民國 75—85 年)

自變數	組別	樣本數	ACAR 平均數	顯著
SIZE	大公司組	518	3.6503	***
	小公司組	517	4.2547	
MFA	精確度高組	518	4.1831	**
	精確度低組	517	3.7207	
STAB	變異性高組	518	4.2052	**
	變異性低組	517	3.6986	
DAY	預測揭露時點早組	527	4.1721	**
	預測揭露時點晚組	508	3.7239	
UE	大消息組	518	4.0637	
	小消息組	517	3.8403	

\*表示顯著水準達 10% \*\*表示顯著水準達 5% \*\*\*表示顯著水準達 1%。

ACAR 表示事件期之累積異常報酬率絕對值

SIZE 表示公司規模

MFA 表示盈餘預測之精確度

STAB 表示盈餘之變異性

DAY 表示預測揭露時點

UE 表示未預期盈餘之絕對值

表五 各種組別之累積異常交易量表  
(民國 75—85 年)

自變數	組別	樣本數	CAV 平均數	顯著
SIZE	大公司組	518	0.2949	***
	小公司組	517	6.9618	
MFA	精確度高組	518	5.7777	***
	精確度低組	517	1.4684	
STAB	變異性高組	518	6.0028	***
	變異性低組	517	1.2428	
DAY	預測揭露時點早組	527	4.1792	*
	預測揭露時點晚組	508	3.0503	
UE	大消息組	518	4.3894	**
	小消息組	517	2.8593	

\*表示顯著水準達 10% \*\*表示顯著水準達 5% \*\*\*表示顯著水準達 1%。

ACAR 表示事件期之累積異常報酬率絕對值

SIZE 表示公司規模

MFA 表示盈餘預測之精確度

STAB 表示盈餘之變異性

DAY 表示預測揭露時點

UE 表示未預期盈餘之絕對值

綜上所述，單變量之分析結果顯示：公司規模越小、盈餘預測精確度越高、首次盈餘預測揭露時點越早與未預期盈餘之絕對值越大者，管理當局自願性盈餘預測發布時市場之價格與交易量反應程度也就越大，與先前研究假設所建立之推論相符。然而，盈餘變異性卻與股價及交易量反應幅度呈正相關，此與先前假說之預期相反\*。

### 三、多元迴歸模式分析

\*或許盈餘變異性愈大，投資人支預期差異亦大，因而盈餘預測之資訊量異較大。

表六和表七分別表示事件期之累積異常報酬率與累積異常交易量迴歸分析結果。整體而言，從表六可知：異常報酬率模型之迴歸模式達 1% 之顯著水準，具有良好的適合度，但模型之解釋能力則略為偏低 ( $adjR^2=1.58\%$ )。另由表 4-8 可知：異常交易量之迴歸模式達 1% 之顯著水準，而  $adjR^2$  則為 12.01%。顯示交易量可能更適於用來衡量投資人對會計揭露之看法。各自變數之實證結果分別說明如下：

### (一) 公司規模 (SIZE)

由異常報酬率之迴歸模式可知，公司規模之估計係數為負 (-0.295)，且達 5% 之顯著水準，支持假說一，且與 Atiase (1985) 所提出之資訊差異假說之預期關係相符；由異常交易量之迴歸模式可知，公司規模之估計係數為負 (-2.904)，且達 1% 之顯著水準，亦支持假說一，且與 Bamber (1987) 所提出之幅度假說之預期關係相符；同時此結果亦與前一節平均數檢定之結果（公司規模大小兩組之異常報酬率、異常交易量有顯著差異）相同。據此可知：管理當局自願性盈餘預測發布時，公司規模越小者，市場之異常價量反應越大。

### (二) 盈餘預測精確度 (MFA)

在異常報酬率之迴歸模式中，盈餘預測精確度之估計係數為正 (1.768)，達 5% 之顯著水準，在異常交易量之迴歸模式中，盈餘預測精確度之估計係數為正 (1.289)，達 10% 之顯著水準，證實管理當局盈餘預測之精確度與市場之價量反應程度成正比，與 Holthausen 及 Verrecchia (1990)、Kim 及 Verrecchia (1991) 所提出之定理一致；此結果亦與前一節平均數檢定之發現（預測精確度高低兩組之異常報酬率、異常交易量有顯著差異）相符。因此可知：管理當局自願性盈餘預測發布時，盈餘預測越精確者，市場之異常價量反應越大。由此亦顯示：盈餘預測之資訊品質顯著影響其資訊內涵。

### (三) 盈餘變異性 (STAB)

本研究預期：由於盈餘變異性會影響管理當局之預測能力，盈餘變異性越高者，管理當局所發布之盈餘預測可能越不準確，因而降低預測發布時之市場反應。然而，由異常報酬率之迴歸模式可發現，盈餘變異性呈正估計係數 (0.003)，若由異常交易量之迴歸模式觀之，盈餘變異性亦呈正估計係數 (0.074)，顯示盈餘變異性越高者，預測發布時之市場反應也越大，與先前假說之推論關係相反。

根據美國之相關文獻，管理當局自願性盈餘預測與盈餘變異性間之關係，主要是由代理問題及盈餘預測之法律成本兩個觀點來探討。以代理問題的角度觀之，盈餘變異性可用來衡量管理當局與外部人士（外部股東及債權人）間資訊不對稱之程度，當公司盈餘變異性越大，表示資訊不對稱之情況越嚴重，根據 Kim 與 Verrecchia (1991) 所提出之定理，價量反應與揭露前資訊不對稱之程度成正相關，因此，盈餘變異性越高者，預測發布時之市場反應可能越大。若以法律成本的觀點來看，盈餘變異性是透過預測精確度來影響預測行為。根據 Kim 與 Verrecchia (1991) 所提出之定理，價量反應與資訊精確度呈正相關，因此，盈餘變異性應與價量反應呈負相關，本研究之假說四即是採用此種觀點。

然而，以國內之法律環境而言，對自願性盈餘預測並無相關法令加以規範，又根據表六和表七之實證結果，盈餘變異性之假說在異常報酬率及異常交易量兩迴歸模式中均未獲支持，因此，本研究認為：從代理問題之角度來探討盈餘變異性對自願性盈餘預測發布之市場反應的影響似乎較能符合國內之實況。

#### (四) 預測揭露時點 (DAY)

由異常報酬率之迴歸模式可知：揭露時點之估計係數為正 (0.190)，與預期一致，但不具顯著性；由異常交易量之迴歸模式可知，揭露時點之估計係數為正 (1.293)，且達 5% 之顯著水準；此結果與前一節平均數檢定之結果 (預測揭露時點早晚兩組之異常報酬率、異常交易量有別) 相符。顯示管理當局自願性盈餘預測發布時，預測揭露時點越早，市場之異常價量反應越大。

由此可知：首次預測之揭露時點會明顯影響預測發布時之交易量，但對價格反應之影響卻不具顯著性。說明預測涵蓋期間之長短會影響預測之準確性，進而擴大投資人間對預測資訊之異質看法，使市場產生較大成交易，同時亦顯示：股票成交量更能充份反應新資訊之資訊內涵，此與 Beaver (1968) 和 Holthausen 與 Verrecchia (1990) 之觀點相符。

#### (五) 未預期盈餘 (UE)

由異常報酬率之迴歸模式可知，未預期盈餘之估計係數為正 (4.846)，且達 10% 之顯著水準，證實未預期資訊會造成同向價格反應；由異常交易量之迴歸模式發現，未預期盈餘之估計係數為正 (14.041)，且達 10% 之顯著水準，支持 Bamber (1987) 所提出之幅度假說之預期關係；此結果亦與前一節平均數檢定之結果 (消息大小兩組之異常報酬率、異常交易量有顯著差異) 相符。據此可知：管理當局自願性盈餘預測發布時，未預期盈餘之絕對值越大者，市場之異常價量反應越大。

綜合上述表六和表七之實證結果發現：公司規模、盈餘預測精確度與未預期盈餘均能強烈支持研究假說。換言之，當公司規模越小、盈餘預測精確度越高、未預期盈餘之絕對值越大時，管理當局自願性盈餘預測發布時，市場之異常價量反應越大；而預測揭露時點則僅對市場交易量具顯著影響；另外，盈餘變異性未明顯支持研究假說之預期關係，有賴後續研究進一步瞭解原因。

表六 累積異常報酬率多元迴歸結果分析表\*

$$\text{Model: ACAR} = \alpha + \beta_1 \text{SIZE} + \beta_2 \text{MFA} + \beta_3 \text{STAB} + \beta_4 \text{DAY} + \beta_5 \text{UE} + \varepsilon$$

自變數	預期符號	民國 75-85 年		民國 80-85 年		民國 75-79 年	
		係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值
截距		5.322	3.002	6.970	3.063	4.499	1.293
SIZE	-	-0.295	-2.944**	-0.425	-2.857**	-10	-0.674
MFA <sup>#</sup>	+	0.565	1.768**	0.792	1.811**	-0.904	-1.073
STAB <sup>△</sup>	-	0.003	0.123	-0.018	-0.669	0.115	1.864**
DAY	+	0.190	0.719	0.023	0.075	0.088	0.155
UE	+	4.846	1.513*	12.175	2.062**	2.463	0.541
R <sup>2</sup> (Adj)		0.0158		0.0294		0.0022	
F 值		4.313***		4.277***		1.190	
樣本數		1035		541		436	

\*表示顯著水準達 10% \*\*表示顯著水準達 5% \*\*\*表示顯著水準達 1%。

ACAR 表示事件期之累積異常報酬率絕對值

SIZE 表示公司規模

MFA 表示盈餘預測之精確度

STAB 表示盈餘之變異性

DAY 表示預測揭露時點

UE 表示未預期盈餘之絕對值

※本表將極端值定義為超過各自變數之平均數 2.5 個標準差之觀察值

# 本表以最近三年中至少有兩年預測偏誤百分比取絕對值之平均數來衡量此一變數  
& 本表以最近三年股東權益報酬率之標準差來衡量此一變數

表七 累積異常交易量多元迴歸結果分析表\*

$$\text{Model: CAV} = \alpha + \beta_1 \text{SIZE} + \beta_2 \text{MFA} + \beta_3 \text{STAB} + \beta_4 \text{DAY} + \beta_5 \text{UE} + \varepsilon$$

自變數	預期符號	民國 75-85 年		民國 80-85 年		民國 75-79 年	
		係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值
截距		21.757	4.341	29.734	5.392	15.009	1.445
SIZE	-	-2.904	-10.254***	-3.250	-9.011***	-2.359	-5.339***
MFA <sup>#</sup>	+	1.289	1.425*	2.853	2.694***	-0.351	-0.139
STAB <sup>&amp;</sup>	-	0.074	1.046	0.039	0.595	0.455	2.463***
DAY	+	1.293	1.735**	0.221	0.301	1.604	0.947
UE	+	14.041	1.551*	48.446	3.387***	-0.856	-0.063
R <sup>2</sup> (Adj)		0.1201		0.1919		0.0884	
F 值		29.217***		26.650***		9.435***	
樣本數		1035		541		436	

\*表示顯著水準達 10% \*\*表示顯著水準達 5% \*\*\*表示顯著水準達 1%。

ACAR 表示事件期之累積異常報酬率絕對值

SIZE 表示公司規模

MFA 表示盈餘預測之精確度

STAB 表示盈餘之變異性

DAY 表示預測揭露時點

UE 表示未預期盈餘之絕對值

※本表將極端值定義為超過各自變數之平均數 2.5 個標準差之觀察值

# 本表以最近三年中至少有兩年預測偏誤百分比取絕對值之平均數來衡量此一變數。

& 本表以最近三年股東權益報酬率之標準差來衡量此一變數。

#### 四、敏感性分析

為了解實證結果之穩定性，本研究進行如下額外之敏感性分析：

##### (一) 分割研究期間

由於我國股市在民國七十九年崩盤以前翻騰不已，為避免此種異常現象影響本研究之可信度，本文再將研究期間區分成民國 80 至民國 85 年與民國 75 至民國 79 年兩段，分別檢視股市狂飆冷卻前後自願性盈餘預測之發布對股價及交易量反應之影響。

由實證結果可知：期間為民國 80 至 85 年者，不論是從異常報酬率或異常交易量反應來看，迴歸模式之解釋能力均是三個期間最高的 ( $adjR^2$  最高)。而異常報酬率之迴歸結果於民國 75 至 85 年與民國 80 至 85 年兩期間之結果並無顯著差異，但期間為民國 75 至 79 年者，各項假說均未獲顯著支持，顯示民國 79 年以前之股價資料可能並非資訊內涵之良好衡量指標。另就異常交易量之迴歸結果觀之，三個期間之實證結果均無重大差異，顯示相較於股價而言，交易量可能更適合於用來衡量投資人間對資訊的同意程度。再者，比較價量反應，可知單憑股價變動與否並不足以確定會計資訊對投資行為的影響，唯有價量兼具才能深入瞭解自願性盈餘預測資訊對資本市場之影響。

##### (二) 使用不同剔除極端值方式

本研究為避免因極端值之剔除方式不同而影響實證結果之一致性，另將極端值定義

為超過各自變數之平均數 2.5 個標準差之觀察值，採用新的刪除標準後，由實證結果可顯示：股價反應於兩種極端值刪除方式之結果無明顯差異。而交易量反應於各項假說更獲得強烈支持。盈餘變異性則分與異常報酬率和異常交易量更呈明顯正向關係，與先前假說之預期嚴重相反。

### (三) 對盈餘變異性 (STAB) 及預測揭露時點 (DAY) 兩變數改設為虛擬變數

為確定盈餘變異性 (STAB) 及揭露時點 (DAY) 兩變數對預測發布時市場價量反應之影響，改以虛擬變數 (dummy variable) 來衡量此二變數。本研究以四分位數為標準將研究樣本區分成四類，設三組虛擬變數，樣本中小於第一個四分位數者為第一組，大於或等於第一個四分位數但小於中位數者為第二組，大於或等於中位數但小於第三個四分位數者為第三組，大於或等於第三個四分位數者為第四組，並以第四組作為比較之標準。

將上述虛擬變數分別加入累積異常報酬率與累積異常交易量之迴歸模式後，重新回歸分析。綜合股價及股量之實證結果可知：管理當局自願性盈餘預測揭露之時點越早，市場之異常價量反應越大，與假說之預期相符。而盈餘變異性仍與預測發布時市場之反應呈正相關，與先前假說建立之推論相反，探究其原因，可能與本文所討論之因素有關，唯確實之理由仍有賴後續研究者做進一步之探討。

### (四) 盈餘預測之精確度 (MFA) 及盈餘變異性 (STAB) 使用不同替代衡量變數

由於盈餘預測之精確度 (MFA) 及盈餘變異性 (STAB) 均為一長期趨勢之概念，因此，本研究欲瞭解若改為以五年期之資料來衡量此二變數是否會影響原實證結果<sup>13</sup>。另再採用兩種極端值刪除方式，重新驗證累積異常報酬率及累積異常交易量迴歸模式。實證顯示：盈餘變異性 (STAB) 仍明顯影響預測發布時之價量反應，且與價量反應之幅度成正比，此與先前之結果一致；但盈餘預測之精確度 (MFA) 對價量反應之影響則變得較不顯著。

<sup>13</sup> 為衡量管理當局盈餘預測之精確度，計算最近五年中至少有兩年預測偏誤百分比取絕對值之平均數，其計算式如下：

$$MFA = \sum_{i=1}^N \left[ \frac{(|MF - EBT| / |EBT|) / T}{N} \right], N \leq 5$$

為衡量管理當局盈餘預測之揭露風險，以最近五年股東權益報酬率之標準差來衡量盈餘之變異性，計算式如下：

$$STAB = \left( \sum_{i=1}^N \left( \frac{EBT}{EQUITY} \right)_i - AVE \right)^2 / (N - 1)^{1/2}, N \leq 5$$

## 結 論

現今工商社會交易之過程中，經常存在資訊不對稱之現象，而管理者揭露自願性盈餘預測正可提升證券市場資訊效率，降低被投資公司與報表使用者間資訊不對稱，以幫助後者做決策。因此，管理當局之盈餘預測資訊常被市場視為重要攸關訊息來源。再者，根據資本效率市場理論，股價和股量常可用來測試資訊之有用性，若資訊對決定資本資產價格有用，且資本市場有效率無偏差，則市場將迅速按資訊調整資產價格，進而影響其成交量。另於證券市場具效率假定下，股價和股量之反映將受到會計資訊品質影響。故盈餘預測之資訊品質越高，即越能反應公司真實價值，對資訊使用者於決策上之助益亦越大。然而，預測資訊具極大不確定性，易受到主、客觀因素之影響，因而降低資訊之攸關性，損及其資訊品質。

本研究選取國內 150 家上市公司於民國 75 年至 85 年間之 1035 個首次自願性盈餘預測資料為樣本，根據相關之理論及實證文獻建立公司規模、盈餘預測精確度、盈餘變異性、預測揭露時點及未預期盈餘等可能影響資訊內涵之因素。為此，結合價、量兩種分析方法，使用 t 檢定及多元迴歸模式，以檢視預測發布期間之資訊內涵假說。

實證結果發現：公司規模、盈餘預測準確度、預測揭露時點之早晚及未預期盈餘之絕對值均強烈支持研究假說。顯示公司規模、盈餘預測準確度、預測揭露時點之早晚及未預期盈餘之絕對值皆顯著影響自願性盈餘預測揭露時點資訊內涵。然而，盈餘變異性與預期相反，此一現象可能係因盈餘變異性對市場反應之影響並非透過盈餘預測之精確度，或另有其他原因所致。再者，於相關敏感性分析中，即使改變替代變數和分割研究期間，其結果仍未改變。由此亦發現：管理當局自願性盈餘預測資訊內涵顯著受其資訊品質之高低影響。

## 參考文獻

### 一、中文部分：

吳安妮，台灣經理人員主動揭露盈餘預測資訊內涵之實證研究，會計評論第 27 期，民國 82 年：76-107 頁。

黃齊堯，強制性與自願性會計資訊揭露之信賴度研究——以盈餘預測為探討對象，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文，民國 83 年。

黃子芬，季盈餘宣告對交易量影響之研究，國立台灣大學會計研究所未出版碩士論文，民國 83 年。

陳如慧，經理人員盈餘預測發佈對交易量影響之研究，國立台灣大學會計研究所未出版碩士論文，民國 84 年。

林佐陵，市場對經理人員盈餘預測辨識能力的探討，國立中正大學會計研究所未出版碩士論文，民國 84 年。

張希恭，自願性揭露下管理當局盈餘預測準確度決定因素之研究，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文，民國 85 年。

方智強和吳安妮，台灣經理人員主動揭露盈餘預測之實證研究，會計評論第 30 期，民國



86 年：253-69 頁。

陳天志，管理當局自願性盈餘預測揭露行為之研究-時點分析，國立政治大學會計研究所未出版博士論文，民國 86 年。

## 二、英文部分：

**Ajinkya, B., and M. 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 captialization and security price behavior around earning announcement . *Journal of Accounting Research* 23(Spring) : 21-36.

-----,**L.Bamber.1994.** Trading volume reaction to annual accounting earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17 ( May ) : 309-329.

**Baginski,S. P., E. J. Conrad, and J. M. Hassell.1993.** The effects of management forecast precision on equity pricing and on the assessment of earnings uncertainty. *Accounting Review* ( October ) 913-927.

**Ball,R., and P.Brown.1968.** An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6 : 159-178.

**Bamber, L.1986.** The information content of annual earnings releases : A trading volume approach . *Journal of Accounting Research* 24 ( Spring ) : 40-56.

-----,**1987.** Unexpected earnings, firm size and trading volume around quarterly earnings announcement . *The Accounting Review* 62 ( July ) : 510-32.

-----, and **Y. Cheon.1995.** Differential price and volume reactions to accounting earnings announcements. *The Accounting Review* 70 ( July ) : 417-41.

**Beaver,W.1968.** The information content of annual earnings announcements. *Empirical Research in Accounting , Supplement to Journal of Accounting Research* 6:67-92.

**Holthausen,R.W., and R.E. Verrecchia. 1990.** The effect of informedness and consensus on price and volume behavior. *The Accounting Review* 65 ( January ) :191-208.

**Jaggi, B..1978.** A note on the information content of corporate annual earnings forecasts . *The Accounting Review* 53 ( October ) : 961-967.

**Kim, O., and R. Verrecchia.1991.** Trading volume and price reactions to public announcements . *Journal of Accounting Research* 29 ( Autumn ) : 302-321.

**Mark,Y.T.1989.** The determinants of accuracy of management earnings forecasts : A New Zealand study. *The International Journal of Accounting* 24 ( Autumn ) : 267-280.

**Meek , G.K., Roberts,C. B., and Gray, S.J.1995.** Factors Influencing Voluntary Annual Report Disclosures by U.S. and Continental European Multinational Corporations. *Journal of International Business Studies* ( Autumn ) :555-571.

**Morse , D.1981.** Price and trading volume reactions surrounding earnings announcements: a

closer examination . Journal of accounting research 19 ( Autumn ) : 374-383.

**Nichols, D., and J. Tsay,1979.** Security price reactions to long-range executive earning forecasts. Journal of Accounting Research ( Spring ) : 140-55.

**Patell ,J. 1976.** Corporate forecasts of earnings per share and stock and stock price behavior: Empirical tests. Journal of Accounting Research 14 ( Autumn ) : 246-276.

**Porter ,G. A.1982.** Determinants of accuracy of management forecasts of earnings. Review of Business and Economics Research ( Spring ) : 1-13.

**Qualitative Characteristics of Accounting Information.** “Statement of Financial Accounting Concepts No.2 ( Stanford,Conn.:FASB. May 1980 )