

強制性財務預測對盈餘預測資訊內涵之影響

陳天志
財務金融系

摘要

研究之目的旨在係探討實施強制性財務預測制度對管理當局自願性盈餘預測揭露行為及其經濟誘因之影響。為此，本文依據相關理論並考慮台灣獨特法律與資訊環境，建立八個可能影響管理者首次自願性盈餘預測揭露行為之控制變數（包括管理者盈餘預測精確度、公司規模、舉債程度、獲利能力、盈餘變異性、勞力密集程度、上市類別和過去盈餘預測揭露習性），以檢驗管理者首次自願性盈餘預測揭露行為及其經濟誘因是否顯著受實施強制性財務預測之影響。實證結果顯示：與預期相符，實施強制性財務預測制度顯著降低管理當局首次自願性盈餘預測揭露意願並延後其揭露時點。另發現於實施強制性財務預測後，（1）與預期相符，管理者盈餘預測精確度對公司是否揭露首次自願性盈餘預測及是否多次揭露之影響程度顯著降低；（2）亦如預期，管理者首次自願性盈餘預測揭露意願受公司規模之影響程度亦顯著降低；（3）與預期不符，公司獲利能力對管理當局首次自願性盈餘預測揭露意願及揭露時點之影響程度顯著變大；（4）未如預期，管理當局仍強烈維持穩定盈餘預測揭露習性。綜此，整體而言，我國於民國 80 年開始實施財務預測公開制度，並未如預期顯著提供投資者更多財務資訊，以減少被投資公司與報表使用者間資訊不對稱之程度，進而明顯降低各經濟誘因對管理者首次自願性盈餘預測揭露行為之影響。

壹、緒論

依代理理論（Jensen and Meckling,1976）和訊息傳遞理論（Spence,1974），於企業和潛在投資者或債權人間，此等問題將產生代理成本和價值被低估之現象，同時最後轉嫁由公司承擔。管理當局為避免發生此等問題，將尋找並傳遞有用訊息以降低管理者與外界股東及債權人資訊不對稱之情形，而管理者揭露自願性盈餘預測正是其採取方式之一。

管理者自願性盈餘預測係公司未來經營情況之彙總資訊，故兼具時效性與攸關性，因此可透過降低公司與投資者間資訊不對稱，以消除他人利用所擁有之內線消息而獲取暴利之不公平現象；再者，投資者亦可藉由比較管理者事前盈餘預測與事後獲利結果之差異，以評判管理者之經營能力，故管理當局之盈餘預測通常被市場視為重要訊息來源。

國內於民國 80 年 6 月 1 日之前，對上市公司盈餘預測採自願性揭露，之後實施財務預測公開制度，要求上市公司增資或發行可轉換公司債或申請股票上市、上櫃時，必須強制揭露其財務預測。另於民國 82 年 12 月 30 日擴大要求，次一年度亦需公開揭露財務預測。如此自願性與強制性盈餘預測揭露並存。

過去學者已研究管理者自願性盈餘預測揭露意願和揭露時點之決定因素（如 Waymire,1985; Ruland,Tung and George,1990; Lang and Lundholm,1993; Kross,Lewellen and Ro,1994; Skinner,1994; Frankel,McNichols and Wilson,1995;吳安妮,民 80 年;李建然,民 86 年;

陳天志,民 86 年;劉啟群及陳天志,民 87 年)。但此等研究皆尚未探討民國 80 年實施強制性財務預測對資訊環境之改變,以致而減少被投資公司與報表使用者間之資訊不對稱程度,而可能降低管理當局自願性盈餘預測之揭露意願並延後首次盈餘預測之揭露時點,以及減低其盈餘預測揭露意願及揭露時點受系統性經濟誘因之影響。此乃強制性財務預測不但提供投資人較多財務資訊,且其須依財務預測要點編製並經會計師核閱,同時又面臨相關法律成本,因而具較高資訊品質,如此可有效被投資公司與報表使用者間資訊不對稱之程度,進而減少管理者揭露首次自願性盈餘預測。

本研究目的旨在探討實施強制性財務預測對管理當局自願性盈餘預測揭露行為及其經濟誘因之影響,據此,為提高研究之內部效度及兼顧資料完整性,故分別自台灣經濟新報社(TEJ)資料庫選取實施強制性財務預測之前五年(即民國 75 年至 79 年)和後五年(即民國 81 年至 86 年)跨 20 種產業之 154 家上市公司計 1208 個觀察值做對稱比較。再根據資料特性,分別利用單變量和多元之 N order Logit 及 OLS 統計分析方法。實證結果顯示:首先,實施強制性財務預測制度顯著降低管理者自願性盈餘預測揭露意願並延後其揭露首次盈餘預測時點,此與預期相符。同時亦發現公司規模愈小、獲利能力愈佳、屬於第一類上市公司及過去管理者盈餘預測揭露習性愈早,則管理當局自願性盈餘預測揭露意願愈高且選擇於較早時點揭露首次盈餘預測。其次,於實施強制性財務預測對管理者自願性盈餘預測揭露誘因之影響方面,發現於實施強制性財務預測後,(1)與預期相符,管理者盈餘預測精確度對公司是否揭露自願性盈餘預測及是否多次揭露之影響程度顯著降低;(2)如預期管理當局自願性盈餘預測揭露意願受公司規模之影響影響程度亦顯著降低;(3)與預期不符,公司獲利能力對管理當局自願性盈餘預測揭露意願及揭露時點之影響程度顯著變大;(4)未如預期,管理當局仍強烈維持穩定盈餘預測揭露習性。綜此,整體而言,我國於民國 80 年開始實施財務預測公開制度,並未顯著提供投資者更多財務資訊,以減少被投資公司與報表使用者間資訊不對稱之程度,進而明顯降低各經濟誘因對管理者自願性盈餘預測揭露意願之影響。

除說明研究背景及目的之導論外,本文架構如下:第二節,發展待驗證之假說(hypothesis);第三節,說明研究設計;第四節,顯示實證結果;最後,作成結論。

貳、文獻探討及研究假說

一、國外相關研究:

Beaver(1968)將資訊內涵(information content)定義為決策者對一件事未來結果預期之改變,且此預期之改變能同時引起決策者行為的改變。同時認為價格反應投資人對新資訊的「平均」看法,交易量則反應每個投資人對企業前景的非對稱認知(asymmetric perceptions)。據此,Beaver 分別以股票報酬變異數及交易量來衡量年度盈餘宣告之資訊內涵,共蒐集 1961 至 1965 年 143 家上市公司共 506 個樣本為觀察值,研究結果發現:在盈餘宣告週前後 8 週皆有異常交易量出現,此外,宣告前後 8 週異常報酬的變異數也比非宣告週的變異數大。顯示盈餘之宣告具有資訊內涵。

Patell (1976) 旨在檢視管理當局自願性盈餘預測對股票價格之影響。其以 1963 年至 1968 年 336 個自願性盈餘預測揭露為研究對象，採用類似 Beaver (1968) 探討年度盈餘宣告資訊內涵之方式，觀察管理當局盈餘預測宣告週及宣告週前後股價之變異性及異常報酬率之情況，以驗證資訊內涵假說，並使用迴歸分析方式，檢視未預期盈餘與異常報酬率間之關係。實證結果發現：於盈餘預測發布那週，平均而言股票有正的異常報酬率，且股票之異常報酬率與未預期盈餘成正相關。顯示管理當局之自願性盈餘預測揭露行為、預測所包含之訊息或兩者，均向投資人傳遞了有用的訊息。

Jaggi (1978) 以股票日報酬之變化探討管理當局自願性之年度盈餘預測是否具有資訊內涵。其收集 1971 至 1974 年共 144 個在華爾街日報 (The Wall Street Journal) 發布自願性年度盈餘預測之公司為樣本，並以盈餘宣告日前後各十日為測試期間，檢定管理當局之自願性盈餘預測是否會導致股票價格之變化。實證結果顯示：在盈餘預測揭露日當天及前後數日，股價會有顯著反應。此意味著自願性盈餘預測的揭露會引起投資人預期之修正，具有資訊內涵。

Nichols and Tsay (1979) 探討管理當局自願性盈餘預測宣告日在會計年度結束日前六個月以上者，盈餘預測之發布是否會影響證券報酬。其認為長期間盈餘預測之準確性較低，投資者可能認為預測較不準確，故資訊內涵可能不同，為此，其蒐集 1968 年至 1973 年間管理當局自願性盈餘預測宣告日在會計年度結束日前六個月以上之公司為樣本，以無母數的方式來檢定自願性的盈餘預測是否會對證券報酬產生影響。實證結果顯示：於盈餘宣告那週，平均有異常報酬率產生，而於後續的十七週亦有累積異常報酬。此證實長期性的盈餘預測具有資訊內涵。此外，研究結果也發現：於盈餘預測宣告前八週，資訊即已逐漸反應於股價上，有資訊洩漏之現象。

Morse (1981) 係探討季盈餘宣告日前後股價及交易量的反應，藉以了解資訊傳播 (dissemination) 與解釋 (interpretation) 之過程。其認為股價及交易量在宣告前之反應乃是由於投資人對未來報酬預期之改變，但於宣告後之反應卻是由於(1)投資人對資訊之解釋不同，(2)股市對所宣告之資訊並未適當的反應所致。為此，共 Morse 蒐集 1973 年到 1976 年間上市及上櫃公司各 25 家之股價及交易量日資料為研究對象，以無母數檢定檢視季盈餘資訊宣告日前後之價量變化情況。實證結果顯示：季盈餘宣告日當天及前一天，股價及交易量有顯著的波動，且宣告日後數日仍有波動。意味著投資人對投資組合之調整，顯示投資人之資訊處理過程是耗時的。

Atiase (1985) 認為：公司規模為一項預知 (predisclosure) 之資訊，公司規模與投資人蒐集資訊之意願成正相關，同時由於投資人蒐集大公司之資訊買賣股票之獲利較蒐集小公司之資訊買賣股票之獲利高，且大公司主動揭露資訊之誘因亦較高，新聞媒體也往往因大公司業務量大而給予較多的報導，於盈餘宣告前，大公司和小公司相比，其資訊生產量較大，傳播速度也較快，但當報表正式公布時，大公司卻會因其盈餘資訊中所含「未預期」之資訊量較少，反而使其股價的波動程度低於小公司股價之波動程度。據此，Atiase 提出資訊差異假說 (the differential information hypothesis)，主張公司規模越大，

其平常時期 (predisclosure period) 之私有資訊的數量越多, 傳播之速度也越快, 因此, 當盈餘宣告時, 公司規模越小者, 其未預期之資訊量反而越多, 股價波動的幅度也越大。亦即盈餘資訊宣告前私有資訊量與公司規模成正相關, 但盈餘宣告期間的資訊量反與公司規模呈負相關。Atiase 收集 1969 年至 1972 年共 200 家公司第二季之季盈餘資料。實證結果證實: 公司規模確實會影響投資人蒐集資訊之誘因, 公司規模越小, 資訊蒐集就越困難, 實際盈餘發布時, 小公司之盈餘公告會比大公司更具資訊性, 因此股票報酬及交易量之波動也就較顯著。

Bamber (1986) 認為: 規模較大的公司資訊散播的管道較多, 因此, 一旦資訊正式宣告時, 交易量可能由於資訊早已散播而不再顯著變動, 故公司規模與交易量大小成反向關係。其以 1977 年至 1979 年 397 家公司之 1200 個觀察值為樣本, 以符號檢定觀察年度盈餘之宣告是否會產生異常交易量, 並以 spearman 等級相關係數及中位數檢定檢視未預期盈餘、公司規模與異常交易量間之關係。實證結果顯示: 未預期年度盈餘之數額與交易量呈正相關, 而公司規模大小則與交易量的變化為負相關。

Bamber (1987) 係 Bamber (1986) 之延伸, 採用 195 家公司在 1977 年 1 月 3 日至 1981 年 3 月 30 日間的第一、第二與第三季的季盈餘宣告資料, 以檢測季盈餘宣告期間, 未預期盈餘、公司規模與交易量的關係。實證結果顯示: 支持幅度假說及持續期間假說。亦即於季盈餘宣告期間, 大公司之異常交易量幅度較小, 且其持續期間亦較短。

Baginski, Conrad & Hassell (1993) 之主要目的係探討管理當局自願性盈餘預測的精確度對股價的影響程度及對分析師預測的影響。作者根據 Kim & Verrecchia (1991), Holthausen & Verrecchia (1990) 及 Morse, Stephan & Stice (1991) 之研究結果, 預期管理當局預測之精確度與股價變動程度及分析師預測之一致性 (consensus) 具有正相關。再者, 亦檢視當管理當局預測之非預期因素 (surprise) 與分析師間對未來盈餘預測之分歧度是否相關。其以 1983 到 1986 年間曾公開對年度或期中盈餘做點、區間、最大及最小預測之公司為 868 個樣本。實證結果支持管理當局盈餘預測之精確度與股價變動程度及分析師預測之一致性呈正相關, 再者, 當預測的非預期部分越大時, 分析師對未來盈餘預測之分歧度亦越大。

Atiase & Bamber (1994) 引用 Kim 與 Verrecchia (1991) 之定理二提出: 交易量對盈餘宣告之反應幅度與 (1) 價格反應幅度 (2) 揭露前資訊不對稱 (predisclosure information asymmetry) 程度成正相關。其依此以 1980 年至 1989 年共 834 家公司之盈餘宣告事件為研究對象。實證結果顯示: 年度盈餘宣告時, 交易量和價格變動幅度兩者與投資人先前資訊不對稱程度呈現正相關。此與 Kim 和 Verrecchia (1991) 所分析之結論一致。

Bamber & Cheon (1995) 探討盈餘宣告時股價與交易量兩者間發生不同反應的頻率, 並評估某些宣告特有的特徵是否與這種價量的不同反應有關。其以 1079 家公司在 1986 至 1989 年間季盈餘宣告的 8180 個價量反應樣本為研究對象。實證結果發現: 於其樣本中只有 8% 到 11% 的盈餘宣告事件, 股價及交易量呈相似之反應幅度, 但卻有 20%

到 24% 的樣本價量反應的相對幅度極端不同，幾乎四分之一的盈餘宣告事件都發生了(1)很大的交易量但很小的價格變化，或(2)很少的交易量但很大的價格變化。因此，Bamber 與 Cheon 認為，價量反應幅度成正相關，(此點與過去的研究結果一致)，但相關的程度並未如預期來的高。其次另發現：於盈餘宣告時，當分析師分歧的(揭露前)盈餘預測、較多的分析師追隨(large analyst followings)、較大幅度之隨機漫步模式未預期盈餘(random-walk-based)(相較於分析師的未預期盈餘 analyst-based 而言)及股價上漲時，交易量會比股價對該盈餘宣告產生更大的反應幅度。

二、國內相關研究：

吳安妮(民國 82 年)探討經理人員主動揭露盈餘預測時，預測行為本身與預測訊息間是否具有資訊內涵。作者採用民國 74 年至 79 年間 104 個樣本為研究對象，將其資訊內涵的研究劃分成預測行為(預測或不預測)、預測訊息(好消息或壞消息)兩方面。研究結果發現：所有公司於揭露日前後並未產生正的異常報酬，當控制公司規模大小時，揭露公司的異常報酬會大於非揭露公司，且在揭露日前已有顯著的異常報酬。此外，揭露好消息並未伴隨著正的異常報酬，似乎不具資訊內涵，但揭露壞消息則有負的異常報酬，具有資訊內涵。

黃齊堯(民國 83 年)旨在透過股票價格的反應，探討投資人對自願性盈餘預測、強制性盈餘預測與盈餘宣告之相對信賴程度。作者蒐集 80 年 6 月 1 日至 83 年 2 月 28 日止主動或強制發佈盈餘預測之 78 家上市公司為樣本。實證結果顯示：管理當局發佈的盈餘預測，不論是強制性或自願性的預測，均無資訊內涵。再者，無證據顯示投資人對公司之盈餘預測(不論是否有進一步劃分成自願性與強制性揭露兩組)之信賴度較實際之盈餘宣告資訊為差。同時無證據顯示投資人對公司因證管會強制要求而揭露之盈餘預測之信賴度較公司自願性揭露之盈餘預測為高。

陳如慧(民國 84 年)探討經理人員盈餘預測發布對股票交易量的影響，以驗證資訊內涵假說及未預期盈餘大小與公司規模及股票交易量之關係。作者以民國 79 年至民國 83 年 943 個上市公司之自願性盈餘預測樣本為研究對象。實證結果顯示：經理人員盈餘預測發布前後多為負的異常交易量，但發布日當天有顯著正的異常交易量。表示盈餘預測之發布具有資訊內涵。公司規模與未預期盈餘之絕對值成顯著負相關，說明小公司傾向有大消息，大公司傾向有小消息之推論。

林佐陵(民國 84 年)旨在探討管理當局自願性盈餘預測的發布是否會導致分析師對公司未來盈餘預測之修正，以檢測資訊內涵假說。作者利用民國 74 年到 82 年間各年之第一次經理人員預測、經理人員預測值發佈前後的第一筆財訊預測及股價報酬等資料來進行分析研究。首先根據實際盈餘成長率來分析經理人員預測正確率、經理人員預測前之財訊預測正確率以及修正後之財訊預測正確率，並根據上述分析結果檢視財訊預測修正之方向及修正前後正確率之差異；最後則是透過經理人員預測前財訊預測、修正後財訊預測與市場累積超額報酬三方面，分析經理人員之第一次盈餘預測。實證結果發現：

三者之預測均為非隨機預測，而於預測增加及減少之方向上並無顯著偏差現象。然而，就市場反應的角度，經理人員之預測不具有資訊內涵。

施婉倩（民國 87 年）旨在探討管理當局之自願性盈餘預測事件對股價及交易量反應之影響，以瞭解預測資訊之品質與其資訊內涵間之關聯性。本研究選取國內之 150 家上市公司在民國 75 年至 85 年間的 1035 個首次自願性盈餘預測資料為樣本。實證結果顯示：(1)公司規模與預測發布期間之異常價量反應成反比。(2) 盈餘預測準確度與預測發布期間之異常價量反應成正比。(3)盈餘變異性於國內並非預測發布期間之異常價量反應的良好解釋因素，研究假說未獲支持。(4)預測揭露時點之早晚與預測發布期間之異常價量反應成正比。(5)未預期盈餘之絕對值與預測發布期間之異常價量反應成正比。

三、研究假說

過去實證文獻（Waymire,1985; Ruland,Tung and George,1990; Lang and Lundholm,1993; Kross,Lewellen and Ro,1994; Skinner,1994; Frankel,McNichols and Wilson,1995;吳安妮,民 80 年;李建然,民 86 年;劉啟群及陳天志,民 87 年）大都分別從代理理論、訊息發射理論及投資者認知假說等觀點探討管理者自願性盈餘預測揭露動機，認為公司管理者分別與外部股東和債權人存在資訊不對稱，管理當局揭露自願性盈餘預測或為了減少代理成本；或傳遞訊息以避免逆選擇；或符合投資者的認知以免除對公司錯誤評價。因而主張管理者盈餘預測愈精確、公司規模愈小、舉債程度愈大、獲利能力愈好、盈餘變異性愈大、勞力密集程度愈高、第一類別及具慣性揭露盈餘預測之公司，由於資訊不對稱較嚴重，因而愈有強烈經濟誘因揭露其盈餘預測。再者，陳天志(民 86)透過分析模型推論及實證上皆強烈支持：當公司揭露自願性盈餘預測意願愈強，管理者愈可能選擇於較早時點揭露首次盈餘預測。

Coffee(1984)、Pownall and Waymire(1989)、李冠毅(民 83 年)和楊金鳳(民 87 年)等學者認為：政府管制有助於調整市場機能失衡。並從代理觀點提出，強制性揭露制度可降低公司和投資者及債權人之不對稱，以減少代理成本並避免逆選擇問題。我國於民國 80 年 6 月證期會規定，增資發行股票或可轉換公司債之上市公司必須於當年度強制揭露其財務預測。83 年又擴及次年度，使盈餘預測從只有自願性改為自願性與強制性同時並存。此一資訊環境之改變可能對自願性盈餘預測揭露行為及經濟誘因產生替代效果及排擠效果。此乃強制性財務預測揭露不但可提供投資者較多財務資訊，以取代部分或全部自願性盈餘預測之功能；而且財務預測須依其要點編製且經會計師核閱，同時又面臨相關法律成本，因而具較高資訊品質，故可有效降低被投資公司與報表使用者間資訊不對稱之程度，以減少代理成本並避免逆選擇問題，如此將降低管理當局揭露自願性盈餘預測之誘因。故本文預期，實施強制性盈餘預測不但會減少管理者揭露自願性盈餘預測之意願並傾向選擇於較晚時點揭露首次盈餘預測，同時管理者自願性盈餘預測揭露意願及首次盈餘預測揭露時點受上述系統性經濟誘因之影響亦會降低。依此，本文可建立如下假說：

H1:其他情況不變下，實施強制性財務預測將降低管理者自願性盈餘預測揭露意願並選擇於較晚時點揭露首次盈餘預測。

H2:其他情況不變下，強制性財務預測之實施，將降低管理者盈餘預測精確度、公司規模、舉債程度、獲利能力、盈餘變異性、勞力密集程度、上市類別及管理者過去盈餘預測揭露習性等經濟誘因對管理者自願性盈餘預測揭露意願及首次盈餘預測揭露時點之影響。

參、研究方法

一、樣本及資料來源

由於我國於民國 80 年 6 月實施強制性財務預測，並為提高研究之內部效度及兼顧資料完整性，故本文將研究期間分成實施強制性財務預測前後各五年（即民國 75-79 年、81-85 年）作對稱比較。¹另基於研究目的，取樣尚須符合下列標準之所有上市公司：

1. 用來衡量各自變數之期間，至少須具有兩年稅前盈餘預測值。因本文假定：管理者未來是否揭露盈餘預測，至少依據過去兩年平均趨勢值。
2. 盈餘預測值須為公司股東會、董事會或高級主管人員所揭露之預測。由於此等預測皆由公司管理當局所提供，如此才符合本文研究目的。
3. 公司須採行曆年制且非全額交割股。如此可避免因不同會計年度或股票交易方式而減弱研究效度。
4. 所有盈餘預測揭露必須為首次自願性。為此剔除自民國 80 年 6 月後，因增資或發行可轉換公司債或損益變動而發布之強制性揭露。

二、變數衡量

（一）自變數

1. 實施強制性財務預測之虛擬變數(MD)：實施後 MD=1；否則為 0。
2. 管理者盈餘預測之精確度(MFA)：

Verrecchia(1990)透過分析模型推論：若管理者和投資者之間存在資訊不對稱，且當管理者私有資訊精確度愈高，表示愈能完全了解公司發展遠景，此時，若仍有意隱藏此一訊息，則投資者愈可能將之解讀為壞消息，並對該企業折減較多價值，以迫使管理當局降低最適揭露私有資訊之門檻，繼而提升其揭露意願。由於盈餘預測是管理者私有資訊之一，根據 Verrecchia(1990)之推論可知：管理當局盈餘預測精確度是影響其揭露意願之重要因素，換言之，當管理者盈餘預測愈精確時，市場價值愈可能愈被嚴重低估，故其較有意願揭露盈餘預測以減少資訊不對稱。同時，揭露盈餘預測意願愈強之公司，管理

¹ 此乃強制性財務預測於民國 80 年 6 月 1 日開始實施，為避免實施前可能之預期調整及實施後初期對新制不了解而引發之過度反應，故不含民國 80 年之資料。

者愈可能於較早時點揭露首次盈餘預測，故於國內相對較無揭露成本下，當管理當局盈餘預測愈精確，公司愈可能選擇於較早時點揭露首次盈餘預測。為衡量此一變數，本文以最近五年中至少有兩年首次管理當局盈餘預測平均月偏誤之百分比取絕對值。公式如下：

$$MFA = \sum_{i=1}^N \left(|(MFi - EBTi) / EBTi| / Ti \right) / N, \quad N \leq 5$$

此處：MF 為管理當局對該年度稅前盈餘之首次預測值

EBT 為公司年底實際稅前盈餘

T 為首次盈餘預測發布月份至年底止之月數

3. 公司規模(SIZE)：

當外部股東和管理者間存在資訊不對稱，於監督成本過高情況下，外部股東無法直接觀察管理者努力程度，若彼此間追求目標又有不同，且無政府或公司內部和外部監督機制，擁有較優越資訊之管理者，可能為謀求本身最大效用滿足，透過工作懈怠、額外特權消費等方式，而傷害資訊較弱之外部股東利益，於假定外部股東理性預期下，其將事先預期到此損失，並轉嫁此損失於證券價格上，故管理者須承擔此權益代理成本(Jensen and Meckling,1976)。因此，規模愈大之公司，面臨股權愈分散及經營結構愈複雜，來自外部股東轉嫁之權益代理成本愈大，為降低此一代理成本，管理當局愈有誘因揭露盈餘預測 (Gaber,1985)。本研究使用各年初總資產帳面值之平均值再取 LOGe。公式如下：

$$SIZE = \text{LOG}_e \left(\sum_{i=1}^N ASSETi / N \right), \quad N \leq 5$$

此處：ASSET 為各公司年初資產總額

4. 舉債程度(LEVERAGE)：

公司負債比例愈高，負擔較高利息支出，公司若無法因此獲得較高收入，當遇經濟不景氣時，易造成該公司鉅額虧損，如此將導致財務危機之後果，於公司與債權人間資訊不對稱情況下，投資者和債權人將特別關注與企業能否如期履行債務有關之資訊，故管理當局承受較大揭露盈餘預測壓力，因而揭露盈餘預測之意願較強(Kross,Lewellen and Ro,1994)。本文使用各公司年初負債比率（總負債除以總資產）之平均值。公式如下：

$$LEVERAGE = \sum_{i=1}^N (DEBTi / ASSETi) / N, \quad N \leq 5$$

此處：DEBT 為各公司年初負債總額

5. 獲利能力(PROFITABILITY；簡稱 PROFIT)：

當公司與投資人間存在資訊不對稱，以致公司價值可能被低估時，根據訊號發射假說(Grossman,1981; Milgrom,1981; Ross,1978; Verrecchia,1983)，管理者揭露訊息之動機可能為價值所驅動，亦即擁有好消息之公司，愈可能主動對外揭露資訊，以降低公司與投資者或債權人間資訊不對稱。因此，若公司愈有好消息時，愈期望受到市場正面評價，於國內未有多元揭露資訊管道下，愈有動機對外揭露盈餘預測以減少資訊不對稱。本研究將各公司年度權益報酬率（實際稅前盈餘除以股東權益總額）取平均值。公式如下：

$$\text{PROFIT} = \sum_{i=1}^N (\text{EBTi} / \text{EQUITYi}) / N, \quad N \leq 5$$

此處：EQUITY 為各公司年底股東權益總額

6. 盈餘變異性(STAB)：

美國相關文獻(Jaggi and Grier,1980; Waymire,1985)指出：當企業盈餘變異性愈高，管理者盈餘預測愈不精確，如此增加揭露成本（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），因而降低揭露盈餘預測意願。再者，美國經常發生上市公司因不實或未適時揭露盈餘預測，導至公司揭露盈餘預測時，股價呈現劇烈變動，而遭投資人訴訟(Alexander,1991; Lees,1981; Skinner,1994)。

然而，如上所述，國內法令較不完備且未能適切執法，故至今尚未因不實自願性揭露盈餘預測而訴訟成功之案例。此外，雖機構投資者多避免購買聲譽不佳之公司證券(Skinner,1994)，但國內證券市場主要來自個別投資人，機構投資者僅占少數，如此，上市公司亦承擔較低因不實盈餘預測而產生之聲譽成本，故國內似乎較無顯著揭露成本(如法律和聲譽損失)。故本文擬採後一觀點，亦即，盈餘變異性愈大之公司，管理者揭露盈餘預測之意願愈強。

如前所述，學者中有兩派不同主張。一派採代理成本之觀點，主張公司盈餘變異性愈大，表示資訊不對稱程度愈高，管理當局為降低代理成本，故揭露自願性盈餘預測之動機愈強。另一派則採取法律成本與聲譽損失之觀點，認為當公司盈餘變異性愈高，即盈餘預測精確度愈低，為避免錯誤預測導致之法律成本與聲譽損失，因而降低管理者揭露自願性盈餘預測之意願。本研究採最近五年股東權益報酬率之標準差。公式如下：

$$\text{STAB} = \left(\sum_{i=1}^N ((\text{EBTi} / \text{EQUITYi}) - \text{AVE})^2 / (N-1) \right)^{1/2}, \quad N \leq 5$$

此處：AVE 為最近五年股東權益報酬率平均報酬率

7. 勞力密集程度(LABOR INTENSITY；簡稱 LBORI)：

Trueman(1986)認為：管理者重要角色之一即決定最適生產水準，同時，假定企業市場價格係投資人對管理者因應未來經濟環境變化並據而調整生產決策能力之函數，由於投資人無法直接觀察管理者此一能力，因此，於管理者追求企業市場價格最大化之目標下，當其有能力觀察到企業經濟狀況發生變化時，即使是壞消息，仍有誘因揭露盈餘預測，以獲取投資者對企業有利評估（即較高公司市場價值）。然而，上述揭露利益，僅於相對較低揭露成本和較易調整生產決策下才可能實現，如此可預期較低揭露成本和易因應新資訊而改變生產水準之企業，將較有揭露盈餘預測之意願。²再者，當公司因應未來經濟環境改變能力愈強時，愈無法接受其市場價值被低估，因此，為減少資訊不對稱，較有揭露盈餘預測之意願。Trueman(1986)進而主張：勞力密集企業較有能力因應新環境而改變投入因素。故企業勞力密集程度愈大，揭露盈餘預測之意願愈強。再者，愈會揭露盈餘預測之公司，管理者愈可能於及早時點揭露首次盈餘預測。故於國內相對較無揭露成本下，勞力愈密集之企業，愈可能選擇於較早時點揭露首次盈餘預測。本研究以各年度固定資產與淨銷貨之比取平均數。公式如下：

$$LBORI = \sum_{i=1}^N (FIXASS_i / SALES_i) / N, \quad N \leq 5$$

此處：FIXASS 為各公司年底之固定資產總額

SALES 為各公司該年度之淨銷貨收入

8. 上市類別(CAT)：

國內證管會主要根據資本額、股權分散程度、獲利能力等指標，將上市公司分成兩類。前兩種指標正可代表上述之代理成本，最後者表示公司之經營狀況。第一類大都屬於資本額較大、股權較分散及獲利能力較好之公司，因而相對擁有較高代理成本及愈可能好消息（或好公司），如此愈可能積極主動揭露盈餘預測。此外，揭露盈餘預測意願愈強之公司，管理者愈可能較早時點揭露首次盈餘預測。故於國內相對較無揭露成本下，屬於第一類之公司，愈可能選擇於較早時點揭露首次盈餘預測。本研究直接採證期會對上市公司之分類，將研究樣本區分成兩類，即第一類給 1；另一類為 0。

9. 管理者過去首次盈餘預測揭露時點之習性(MFB)：

當企業所處外在經濟及產業環境未發生重大改變時，管理者可能採取相似揭露行

² 因揭露成本不易衡量，故本文不控制此變數。

為。³再者，若投資者對企業揭露行為已有事前預期，則當管理者突然改變揭露習性時，投資者對公司可能會有負面之評價，因此，當公司特質、外在經濟或產業環境未發生重大變化，可合理預期企業有一穩定首次盈餘預測之揭露習性。故本研究依此建立。本文對最近五年中各年度首次盈餘預測揭露時點至年底止之月預測間距(FHMON)取平均值。公式如下：

$$MFB = \sum_{i=1}^N FHMONT_i / N, N \leq 5$$

此處：FHMON 為各公司年度首次盈餘預測月間距

(二) 應變數

1. 揭露型態 (TYPE)：將揭露意願區分成當年度有盈餘預測(TYPE=1)和無盈餘預測(TYPE=0)兩種揭露型態。
2. 揭露頻率 (DISFQY)：以揭露頻率表示揭露意願，即管理者當年度自願性盈餘預測揭露次數。
3. 首次盈餘預測揭露時點 (FHMON)：即管理當局首次盈餘預測月間距，以月為單位，計算各年度首次盈餘預測揭露時點至年底止之預測間距。

三、統計分析方法和模型

當應變數為間斷值時，統計上可使用 Logit 或 Probit 兩種計量模型。然而，前者不須假設解釋變數係多元常態。同時，Maddala(1991)認為：此模型特別適用於須區分不同企業類型之會計研究上。為配合本研究將樣本公司區分成不同盈餘預測揭露型態、揭露頻率及揭露時點，以表示不等揭露意願，故宜以 N order Logit 模式進行檢定。然管理者盈餘預測間距較多，若改用 OLS 仍可相當穩健，故亦使用 OLS 迴歸分析。為此，本文發展如下研究模型：

檢定 H1:

$$\text{Pr}(\text{TYPE}) = a + b \text{MD} + c \text{MFA} + d \text{SIZE} + e \text{LEVERAGE} + f \text{PROFIT} + g \text{STAB} + h \text{LBORI} + i \text{CAT} + j \text{MFB} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\text{Pr}(\text{DISFQY}) = a + b \text{MD} + c \text{MFA} + d \text{SIZE} + e \text{LEVERAGE} + f \text{PROFIT} + g \text{STAB} + h \text{LBORI} + i \text{CAT} + j \text{MFB} + \varepsilon \quad (2)$$

$$\text{Pr}(\text{FHMON}) \text{ or } \text{FHMON} = a + b \text{MD} + c \text{MFA} + d \text{SIZE} + e \text{LEVERAGE} + f \text{PROFIT} + g \text{STAB} + h \text{LBORI} + i \text{CAT} + j \text{MFB} + \varepsilon \quad (3)$$

檢定 H2:

$$\text{Pr}(\text{TYPE}) = a + b \text{MD} + c \text{MFA} + c_1 \text{MFA} * \text{MD} + d \text{SIZE} + d_1 \text{SIZE} * \text{MD} + e \text{LEVERAGE} + e_1 \text{LEVERAGE} * \text{MD} + f \text{PROFIT} + f_1 \text{PROFIT} * \text{MD} + g \text{STAB} + g_1 \text{STAB} * \text{MD} + h \text{LBORI} + h_1$$

³ 吳安妮(1991)亦發現國內上市公司於某些時點普遍有慣性揭露盈餘預測之現象。

$$\text{LBORI} * \text{MD} + i \text{CAT} + i_1 \text{CAT} * \text{MD} + j \text{MFB} + j_1 \text{MFB} * \text{MD} + \varepsilon \quad (4)$$

$$\text{Pr}(\text{DISFQY}) = a + b \text{MD} + c \text{MFA} + c_1 \text{MFA} * \text{MD} + d \text{SIZE} + d_1 \text{SIZE} * \text{MD} + e \text{LEVERAGE} + e_1 \text{LEVERAGE} * \text{MD} + f \text{PROFIT} + f_1 \text{PROFIT} * \text{MD} + g \text{STAB} + g_1 \text{STAB} * \text{MD} + h \text{LBORI} + h_1 \text{LBORI} * \text{MD} + i \text{CAT} + i_1 \text{CAT} * \text{MD} + j \text{MFB} + j_1 \text{MFB} * \text{MD} + \varepsilon \quad (5)$$

$$\text{Pr}(\text{FHMON}) \text{ or } \text{FHMON} = a + b \text{MD} + c \text{MFA} + c_1 \text{MFA} * \text{MD} + d \text{SIZE} + d_1 \text{SIZE} * \text{MD} + e \text{LEVERAGE} + e_1 \text{LEVERAGE} * \text{MD} + f \text{PROFIT} + f_1 \text{PROFIT} * \text{MD} + g \text{STAB} + g_1 \text{STAB} * \text{MD} + h \text{LBORI} + h_1 \text{LBORI} * \text{MD} + i \text{CAT} + i_1 \text{CAT} * \text{MD} + j \text{MFB} + j_1 \text{MFB} * \text{MD} + \varepsilon \quad (6)$$

肆、實證結果與分析

一、樣本分析

依據上述取樣標準共選取 20 種不同產業之 154 家公司，計有 1208 個自願性盈餘預測之樣本。⁴ 樣本公司之產業分布情形列示於表（一）。由表（一）可知除紡織佔樣本比例較高（18.2%）及汽車、玻璃和綜合所佔的比例較小（分別為 1.3%、1.3%、0.6%）外，其餘尚能均勻分布於各產業，故本樣本可謂具產業代表性。同時其平均約佔產業 83.7%，已囊括大部份上市公司。

表一 樣本之產業分配表

產業代號	產業名稱	樣本家數	樣本百分比 (%)	產業家數*	樣本佔產業百分比 (%)
11	水泥	6	3.9	6	100.0
12	食品	14	9.1	16	87.5
13	塑膠	11	7.1	11	100.0
14	紡織	28	18.2	31	90.3
15	機電	5	3.3	6	83.3
16	電線電纜	10	6.5	10	100.0
17	化學	11	7.1	12	91.7
18	玻璃	2	1.3	3	66.7
19	造紙	7	4.5	7	100.0
20	鋼鐵	8	5.2	13	61.5
21	橡膠	5	3.3	6	83.3
22	汽車	2	1.3	3	66.7
23	電子	11	7.1	15	73.3
25	營建	6	3.9	6	100.0
26	運輸	4	2.6	7	57.1
27	觀光	5	3.3	5	100.0
28	金融	10	6.5	14	71.4
29	百貨	5	3.3	5	100.0
98	綜合	1	0.6	2	50.0
99	其他	3	1.9	6	50.0
	合計	154	100.0	184	83.7

*民國 80 年初之產業家數

⁴ 另去除盈餘預測精確度大於 1、獲利能力大於 0.5 或小於 -0.5 及盈餘變異數大於 1 之極端值。

二、各變數之敘述統計量

本文各變數之基本敘述統計量顯示：管理者首次盈餘預測揭露時點（FHMON）和管理者過去盈餘預測揭露習性（MFB）之平均數略小於中位數，顯示觀察值略呈左偏分配。管理者盈餘預測精確度（MFA）、盈餘變異性（STAB）及勞力密集程度（LBORI）之平均數皆明顯大於中位數，表示此等變數呈右偏分配。公司規模（SIZE）、舉債程度（LEVERAGE）及獲利能力（PROFIT）之平均數與中位數相近，較呈對稱分配。

另比較實施強制性財務預測前後五年之揭露型態（TYPE）、揭露頻率（DISFQY）及首次盈餘預測揭露時點（FHMON），可發現後五年（民 81-85 年）之平均值皆明顯小於前五年（民 75-79 年）之平均值，亦即，後五年較前五年傾向不揭露盈餘預測、揭露次數減少及愈晚發布首次盈餘預測。如此顯示：於強制性財務預測實施後，管理者自願性盈餘預測揭露意願明顯減弱，同時延後首次盈餘預測之揭露時點，此與預期相符。

三、自變數間之相關係數

自變數間之 Pearson 相關係數及 Spearman 等級相關係數中約 90% 呈顯著相關。各相關係數絕對值大於 0.4 僅有 CAT 與 SIZE 及 CAT 與 PROFIT。但因上市類別之分類基準已含公司規模和獲利能力，如此變數間之相關係數較高，與直覺相符。綜此，複共線性問題並不嚴重。

與預期相符，預測精確度（MFA）與公司規模（SIZE）呈負相關、與盈餘變異性（STAB）呈正相關，顯示當公司規模愈大或盈餘變異愈小時，管理當局盈餘預測精確度愈高。而過去揭露習性（MFB）與公司規模（SIZE）呈正相關、與預測精確度（MFA）呈負相關，顯示公司規模愈大、盈餘預測愈準確時，管理者愈傾向選擇於較早時點揭露盈餘預測。

四、多變量分析結果

（一）H1 的實證

本文預期：管理者揭露自願性盈餘預測係一理性行為，故其盈餘預測揭露型態、揭露頻率及首次盈餘預測揭露時點不但會受某些經濟誘因影響，同時實施強制性財務預測將降低管理者自願性盈餘預測揭露意願並選擇於較晚時點揭露首次盈餘預測。實證結果如表（二）所示，就整體模型言，Logit 與 OLS 迴歸模式皆達 1% 顯著水準，同時 Logit 之正確歸類率最低亦達 63.3%，且 OLS 之 $Adj-R^2$ 亦有 0.1681，顯示模型具相當解釋力。

另就個別變數言，Logit 與 OLS 分析皆顯示：管理者自願性盈餘預測之揭露行為大都顯著受實施強制性財務預測與否（MD）、公司規模（SIZE）、獲利能力（PROFIT）舉債程度（LEVERAGE）、上市類別（CAT）及管理者過去盈餘預測揭露習性（MFB）等因素影響，亦即實施強制性財務預測前、公司規模愈小、獲利能力愈高、舉債程度愈高、屬於第一類上市公司及過去管理者盈餘預測揭露時點愈早，則管理當局愈有意願揭露盈餘預測，同時亦愈傾向選擇於較早時點揭露盈餘預測。

然公司規模與預期方向相反，但與李建然（民 86 年）及陳天志（民 86 年）之發現

一致。此可能由於國內規模較大之公司，為其產業之代表公司，故較易受到媒體和投資機構之注意，因而投資者易於取得相關資訊，以致管理者較無壓力揭露盈餘預測；而公司規模愈小，投資者取得其資訊相對不易，促其管理當局揭露自願性盈餘意願提高。

其次，盈餘預測精確度（MFA）僅與揭露頻率（DISFQY）呈顯著負相關。此結果顯示：於國內管理者當年度決定揭露自願性盈餘預測時，則公司盈餘預測愈精確，將愈傾向多次發布其盈餘預測。

此外，盈餘變異性（STAB）之實證結果方向不定且顯著，此與國內先前研究結果一致（吳安妮，民 80 年；陳天志，民 86 年；李建然，民 86 年；劉啟群和陳天志，民 87 年），此說明於國內盈餘變異性並非公司管理者決定自願性盈餘預測揭露行為之重要因素。

表二 H1 之 Logit 與 OLS 分析

$$\begin{aligned} \text{Pr}(\text{TYPE}) &= a + b \text{ MD} + c \text{ MFA} + d \text{ SIZE} + e \text{ LEVERAGE} + f \text{ PROFIT} + g \text{ STAB} + h \text{ LBORI} + i \text{ CAT} + j \text{ MFB} + \varepsilon & (1) \\ \text{Pr}(\text{DISFQY}) &= a + b \text{ MD} + c \text{ MFA} + d \text{ SIZE} + e \text{ LEVERAGE} + f \text{ PROFIT} + g \text{ STAB} + h \text{ LBORI} + i \text{ CAT} + j \text{ MFB} + \varepsilon & (2) \\ \text{Pr}(\text{FHMON}) \text{ or } \text{FHMON} &= a + b \text{ MD} + c \text{ MFA} + d \text{ SIZE} + e \text{ LEVERAGE} + f \text{ PROFIT} + g \text{ STAB} + h \text{ LBORI} + i \text{ CAT} + j \text{ MFB} + \varepsilon & (3) \end{aligned}$$

分析方法	TYPE			DISFQY		FHMON			
	應變數	Logit		Logit		Logit		OLS	
自變數	預期符號	係數	機率	係數	機率	係數	機率	係數	機率
INTERCEPT		4.4554	0.00	a		a		14.3675	0.00
MD	-	-2.3970	0.00	-2.0142	0.00	-0.8466	0.00	-3.3593	0.00
MFA	-	-0.3503	0.25	-0.6461	0.05	-0.1974	0.29	-0.6154	0.25
SIZE	+	-0.1901	0.01	-0.1286	0.02	-0.2290	0.00	-0.4744	0.00
LEVERAGE	+	0.5118	0.17	0.6103	0.04	0.5819	0.04	0.8540	0.16
PROFIT	+	3.5499	0.00	0.8721	0.09	2.7794	0.00	7.0177	0.00
STAB	+	0.0842	0.47	-0.2559	0.38	0.5317	0.24	1.0992	0.29
LBORI	-	-0.0598	0.22	-0.0304	0.32	-0.0834	0.08	-0.2564	0.04
CAT	+	0.2744	0.11	0.3484	0.01	0.3549	0.01	0.8664	0.01
MFB	+	0.1032	0.00	0.0659	0.00	0.0645	0.00	0.1940	0.00
正確歸類率或 Adj R-sq		78.4%		72.0%		63.3%		0.1681	

N=1208

^a此截距項省略 機率值為單尾檢定

MD 表實施強制性財務預測與否；MFA 表管理者盈餘預測精確度

SIZE 表公司規模；LEVERAGE 表舉債程度；PROFIT 表獲利能力；STAB 表盈餘變異性

LBORI 表勞力密集程度；CAT 表上市類別；MFB 表管理者過去盈餘預測揭露習性

至於勞力密集程度（LBORI）與管理者揭露型態和揭露頻率均呈不顯著負關係，但與預期方向相同。然勞力密集程度與首次盈餘預測揭露時點呈顯著負相關，此結果顯示：公司勞力密集程度愈高，當預期未來經濟環境變動時，因其調整生產水準能力較佳，故管理者傾向選擇於較早時點揭露自願性盈餘預測。

(二) H2 之實證結果

本文預期：實施強制性財務預測將減少被投資公司與報表使用者間資訊不對稱之程度，因而管理者自願性盈餘預測揭露型態、揭露頻率及首次盈餘預測揭露時點受某些經濟誘因之影響將會降低。實證結果如表（三）所示。就整體模型而言，Logit 與 OLS 迴歸模式皆達 1% 顯著水準，同時，Logit 之正確歸類率最低達 63.7%，且 OLS 之 Adj-R² 亦有 19.06%，顯示模型具相當解釋力。

就個別變數言，於實施強制性財務預測前 (MD=0)，僅盈餘預測精確度 (MFA) 和上市類別 (CAT) 頻率呈顯著相關。而於實施強制性財務預測後之盈餘預測精確度 (MFA*MD) 對管理者盈餘預測揭露型態 (TYPE) 和揭露頻率 (DISFQY) 之影響程度呈顯著 (P<0.1) 正相關，與預期方向相符，顯示於強制性財務預測實施後，可有效降低部分資訊不對稱，因而減弱盈餘預測精確度對管理者自願性盈餘預測揭露意願之影響程度。然 MD*MFA 與首次揭露月間距之關係，雖與預期同向，但不顯著。或因管理者選擇於不同季揭露首次盈餘預測揭露時點，以表達其不等揭露意願，但本文以月來衡量揭露意願，故降低其顯著性。

此外，與預期相符，實施強制性財務預測後之公司規模 (MD*SIZE) 對管理當局自願性盈餘預測揭露意願及揭露時點之影響程度顯著 (P<0.1) 變小，表示於強制性財務預測實施後，因有效降低部分資訊不對稱，而減弱管理者自願性盈餘預測揭露行為受公司規模之影響程度。

實施強制性財務預測後之獲利能力 (MD*PROFIT) 對管理當局自願性盈餘預測揭露意願及揭露時點之影響程度反而顯著 (P<0.1) 變大，此與預期符號相反。似乎說明強制性財務預測之實施，不但加強亦改變了獲利能力對管理者自願性盈餘預測揭露行為之影響。造成此一結果之原因，或與國內股市成熟度相關。民國 75-79 年適逢國內股市連續暴漲暴跌，投資人較不理性，再加上法律成本甚低，導致經營績效愈差之公司，愈會透過公司發布不實盈餘預測，以哄抬自身股價；於民國 80 年實施強制性財務預測後，國內股票市場已從整理期，逐漸邁入成熟期，投資人之投資態度漸趨理性，為避免投資者低估其真正價值，因而公司經營績效愈佳，愈有強烈動機揭露自願性盈餘預測。

亦與預期方向相反，管理者自願性盈餘預測揭露意願及揭露時點受實施強制性財務預測後之過去揭露習性 (MD*MFB) 的影響程度顯著 (P<0.05) 變大。產生此結果之原因，可能於強制性財務預測制度實施後，該制度已規範大多偶發性誘因（現金增資、發行可轉換公司債、營業損益變動過大等）皆須發布強制性財務預測，故影響公司自願性盈餘預測揭露行為決策之因素，大多屬穩定且定期性之因素，反而此時管理者較易維持一穩定性盈餘預測揭露習性。

綜上所述，僅實施強制性財務預測後之盈餘預測精確度和公司規模對管理當局部分盈餘預測揭露行為之影響程度顯著降低。同時，實施強制性財務預測後之獲利能力和過

去揭露習性對管理當局盈餘預測揭露行為之影響顯著亦與預期相反。故整體而言，我國於民國 80 年開始實施財務預測公開制度，並未顯著提供投資者更多財務資訊，而取代部分或全部自願性盈餘預測之功能；同時亦未能透過會計師核閱提高其相關法律成本，以增加盈餘預測之資訊品質，進而減少被投資公司與報表使用者間資訊不對稱之程度，致使管理者自願性盈餘預測揭露行為顯著降低受系統性經濟誘因之影響。

表三 H2 之 Logit 與 OLS 分析

$$\begin{aligned} \text{Pr}(\text{TYPE}) &= a + b \text{ MD} + c \text{ MFA} + c_1 \text{ MFA} * \text{MD} + d \text{ SIZE} + d_1 \text{ SIZE} * \text{MD} + e \text{ LEVERAGE} + e_1 \text{ LEVERAGE} * \text{MD} \\ &+ f \text{ PROFIT} + f_1 \text{ PROFIT} * \text{MD} + g \text{ STAB} + g_1 \text{ STAB} * \text{MD} + h \text{ LBORI} + h_1 \text{ LBORI} * \text{MD} + i \\ &\text{ CAT} + i_1 \text{ CAT} * \text{MD} + j \text{ MFB} + j_1 \text{ MFB} * \text{MD} + \varepsilon \quad (4) \\ \text{Pr}(\text{DISFQY}) &= a + b \text{ MD} + c \text{ MFA} + c_1 \text{ MFA} * \text{MD} + d \text{ SIZE} + d_1 \text{ SIZE} * \text{MD} + e \text{ LEVERAGE} + e_1 \\ &\text{ LEVERAGE} * \text{MD} + f \text{ PROFIT} + f_1 \text{ PROFIT} * \text{MD} + g \text{ STAB} + g_1 \text{ STAB} * \text{MD} + h \text{ LBORI} + h_1 \\ &\text{ LBORI} * \text{MD} + i \text{ CAT} + i_1 \text{ CAT} * \text{MD} + j \text{ MFB} + j_1 \text{ MFB} * \text{MD} + \varepsilon \quad (5) \\ \text{Pr}(\text{FHMON}) \text{ or } \text{FHMON} &= a + b \text{ MD} + c \text{ MFA} + c_1 \text{ MFA} * \text{MD} + d \text{ SIZE} + d_1 \text{ SIZE} * \text{MD} + e \text{ LEVERAGE} + e_1 \\ &\text{ LEVERAGE} * \text{MD} + f \text{ PROFIT} + f_1 \text{ PROFIT} * \text{MD} + g \text{ STAB} + g_1 \text{ STAB} * \text{MD} + h \text{ LBORI} + h_1 \\ &\text{ LBORI} * \text{MD} + i \text{ CAT} + i_1 \text{ CAT} * \text{MD} + j \text{ MFB} + j_1 \text{ MFB} * \text{MD} + \varepsilon \quad (6) \end{aligned}$$

分析方法	TYPE			DISFQY		FHMON			
	應變數	Logit		Logit		Logit		OLS	
自變數	預期符號	係數	機率	係數	機率	係數	機率	係數	機率
INTERCEPT		1.7432	0.30	a		a		11.3121	0.00
MD	-	0.8319	0.41	-0.2507	0.44	1.3915	0.20	2.4190	0.28
MFA	-	-1.8276	0.06	-1.2973	0.01	-0.2457	0.32	-1.0482	0.22
MD*MFA	+	1.7096	0.09	1.1916	0.06	0.1097	0.44	0.6909	0.35
SIZE	+	0.1262	0.30	-0.0325	0.36	-0.0796	0.17	-0.0665	0.38
MD*SIZE	-	-0.3695	0.08	-0.1823	0.07	-0.2983	0.01	-0.7241	0.01
LEVERAGE	+	-1.4972	0.13	0.6952	0.09	0.1651	0.37	-0.5178	0.34
MD*LEVERAGE	-	2.3081	0.06	-0.3217	0.33	0.5744	0.20	1.9603	0.13
PROFIT	+	-2.7593	0.15	-2.1919	0.02	-0.4407	0.33	-2.2540	0.18
MD*PROFIT	-	7.0587	0.01	5.1979	0.00	6.3255	0.00	15.7117	0.00
STAB	+	4.5289	0.12	1.5279	0.13	-0.5235	0.34	2.1631	0.26
MD*STAB	-	-4.7652	0.12	-2.1711	0.11	3.1995	0.03	0.5802	0.44
LBORI	-	-0.2377	0.19	0.0494	0.35	-0.0135	0.46	-0.1714	0.29
MD*LBORI	+	0.1733	0.27	-0.1355	0.19	-0.1358	0.18	-0.1518	0.34
CAT	+	0.8263	0.08	0.4153	0.04	0.2142	0.17	0.7209	0.11
MD*CAT	-	-0.6674	0.15	-0.0815	0.40	0.2074	0.25	0.1084	0.44
MFB	+	0.0055	0.46	0.0223	0.16	0.0031	0.44	0.0262	0.32
MD*MFB	-	0.1219	0.04	0.0922	0.01	0.1267	0.00	0.3117	0.00
正確歸類率或 Adj R-sq		79.0%		73.1%		63.7%		0.1906	

N=1208

^a此截距項省略

機率值為單尾檢定

MD 表實施強制性財務預測與否；MFA 表管理者盈餘預測精確度

SIZE 表公司規模；LEVERAGE 表舉債程度；PROFIT 表獲利能力；STAB 表盈餘變異性

LBORI 表勞力密集程度；CAT 表上市類別；MFB 表管理者過去盈餘預測揭露習性

五、敏感度分析

(一) 控制年度效果

為避免財務預測公開制度發布年度對各公司該年度盈餘預測決策影響程度過大，故不含 80 年之資料，而將研究期間分成實施強制性財務預測前後各五年（即民國 75-79 年、81-85 年）作對稱比較。

1. H1：

控制年度效果之實證結果無論 Logit 之正確歸類率或 OLS 之 Adj-R² 皆明白顯示：若剔除 80 年度前後之資料，模型解釋力會因而提升；反之，解釋力即下降。此結果與預期相符，表示於財務預測公開制度發布年度（民國 80 年）前後，管理當局或投資者因對新制之預期或不解，而未能反映公司盈餘預測之理性揭露行為，而減弱模型顯著性。

2. H2：

H2 控制年度效果後之結果與 H1 相似，亦是所採用之資料若近於強制性財務預測制度公布年度，模型解釋力就降低，反之則提高。盈餘預測精確度與揭露習性之變化亦與 H1 相同。但整體而言，實證結果皆未受太大影響。

(二) 控制產業效果

1.H1：

無論是 Logit 分析或 OLS 分析，在控制產業效果後，僅舉債程度（LEVERAGE）呈現明顯變化，不管應變數為揭露型態、揭露頻率或首次盈餘預測揭露時點，皆呈現明顯正相關。可能原因為，各產業間舉債程度不一，經控制產業效果後，舉債程度對管理者自願性盈餘預測揭露行為之影響因而明顯化。然大抵上，Logit 分析之正確歸類率與 OLS 分析之 Adj-R² 雖有微幅上升，但整體而言，加入產業效果後，並不影響本文主要實證結果。

2.H2：

控制產業效果後，重新檢驗假說 H2。無論是 Logit 分析或 OLS 分析，主要變數皆無明顯變化，並不影響本文主要實證結果。

伍、結論及建議

過去學者僅研究管理者自願性盈餘預測揭露意願和揭露時點之決定因素。但迄今尚未探討實施強制性財務預測造成資訊環境之改變，以致對管理當局自願性盈餘預測揭露行為及其經濟誘因之影響。為此，本文透過具充分產業代表性樣本，利用單變量及控制

相關因素後多元之 N order Logit 及 OLS 模式，以驗證實施強制性財務預測對管理當局自願性盈餘預測揭露行為及其經濟誘因之影響。

實證結果顯示：實施強制性財務預測制度顯著降低管理者自願性盈餘預測揭露意願並延後其揭露時點，此與預期相符。此外，同時發現公司規模愈小、獲利能力愈佳、屬於第一類上市公司及過去管理者盈餘預測揭露習性愈早，則管理當局自願性盈餘預測揭露意願愈高並選擇於較早時點揭露首次盈餘預測。再者，另發現我國於民國 80 年開始實施強制性財務預測後並未如預期顯著提供投資者更多財務資訊，以減少被投資公司與報表使用者間資訊不對稱之程度，進而顯著降低各經濟誘因對管理者自願性盈餘預測揭露行為之影響。

施政者於發布政策時，可能忽略資訊環境改變可能產生之替代和排擠效果，從本文上述結果可提供施政者一個重要觀念，即資訊之影響係一個面，而非僅一個點。故主管機關於制訂決策時，應考慮強制性財務預測實施後所產生之成本及其相關負面效應，並評估該制度引起之效益，如此才能達到政策制定或修訂之目的。此外，於學術理論上另有助於了解：整體資訊環境之改變將如何影響公司與市場間資訊不對稱之程度。

參考文獻

一、中文文獻

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。

陳建樺，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。

施婉倩，管理當局自願性盈餘預測資訊品質與其資訊內涵關聯性之研究，國立政治大學會計研究所未出版碩士論文，民國 87 年。

二、英文文獻

- 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 capitalization 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* 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. (Stanford,Conn.:FASB. May 1980)