

以市場微結構之觀點探討財務會計 準則 34 號公報對金融業與電子業的 影響

The Impact of Statement of Financial Accounting Standards No. 34 on Financial and Electronic Industries: Evidence from Market Microstructure Perspective

王元章 *Yung-Jang Wang*

國立中正大學財務金融學系

Department of Finance,

National Chung Cheng University

張眾卓* *Chong-Chuo Chang*

亞洲大學財務金融學系

Department of Finance,

Asia University

鄭揚耀 *Lee-Young Cheng*

國立中正大學財務金融學系

Department of Finance,

National Chung Cheng University

* 通訊作者：張眾卓。地址：41354 台中縣霧峰鄉柳豐路 500 號；電話：(04)2332-3456
轉 48011；傳真：(04)2332-1181；E-mail：aaron@asia.edu.tw。作者由衷感謝本刊編
輯委員與兩位匿名評審委員之協助與寶貴建議，文章中若仍有疏誤，應由作者負責。

摘要

財務會計準則公報第 34 號公報「金融商品之會計處理準則」，業已於 2006 年第一季起開始實施，其最主要的目的在於使公司所持有之金融商品的真實價值能夠充份反應於財務報表中。而該公報的實施是否會對證券市場產生影響？本文從市場微結構的角度切入，探討 34 號公報實施對於市場流動性、波動性與效率性之影響。由整體樣本與樣本分群之平均數檢定，以及二階段最小平方法的檢測結果可得知，34 號公報的實施，初期雖對市場流動性與市場效率性具有負面的影響，同時促使市場波動性提高，但此或許係因新公報實施，使得公司財務報表易受金融商品的影響，增加會計盈餘之波動性所導致。然而，隨著時間經過，34 號公報對於財務資訊更加透明之優點已呈現，不僅使市場流動性與市場效率性提升，市場波動性亦降低。

關鍵詞：財務會計準則公報第 34 號公報、流動性、波動性、效率性

Abstract

The Statement of Financial Accounting Standards (SFAS) No. 34, “Accounting for Financial Instruments” has been enforced since the first season of 2006. The purpose of SFAS No.34 is to improve the accuracy of price of financial instruments held by corporations and reflect the true information in the financial reports. Will the enforcement of SFAS No. 34 affect the security markets? This study examines the effects of SFAS No. 34 on the market liquidity, volatility, and efficiency from the market microstructure viewpoint. Using the mean test of the whole sample and subsample and two-stage least squares model, we find that the enforcement of SFAS No. 34 at the beginning has a negative effect on market liquidity and efficiency. At the same time, market volatility has been increased. However, these findings may result from the enforcement of SFAS No. 34 which influences the value of financial instruments held by corporations and increases earnings volatility. Finally, as time goes by, the merit of providing more transparent information in the financial statement has been presented. Therefore, the enforcement of SFAS No. 34 not only increases market liquidity and efficiency, but also reduces market volatility.

Keywords: SFAS No. 34, Liquidity, Volatility, Efficiency

壹、前言

過去企業持有金融商品的評價標準多半採用「成本與市價孰低法」，此法最主要的缺失，在於當考慮長短期投資可能受到市場行情的波動，尤其是股價上漲時，長短期投資僅以成本認列在帳上，無疑是低估企業長短期投資的價值，使財務報表無法適當呈現金融商品價值。此外，企業對於衍生性金融商品的會計處理，僅須列於財務報表的附註說明當中，亦使財務資訊不夠透明。為此，財團法人中華民國會計研究發展基金會參酌國際會計準則第39號公報（International Accounting Standards, IAS 39），在2005年9月22日正式發布財務會計準則公報第34號公報「金融商品之會計處理準則」（以下簡稱為34號公報），並於2006年第一季起開始實施，該公報最主要的內容即在於使公司所持有金融商品的真實價值能夠充份反應於財務報表中，有助於改善過去金融商品會計處理上的不完備，避免企業作帳掩飾大額虧損。

34 號公報係採用公平市價法之概念，規範金融商品之會計處理，而該公報最重大的變革，即持有金融商品之公司，須由過去「成本與市價孰低法」之評價方法，改採「公平市價法」衡量。在其所訂定的內容中，企業必須將手中所持有的金融商品分為三大類型，其分別為「交易目的」、「備供出售」與「持有至到期日」。當持有的金融商品歸類為「交易目的」¹或「備供出售」²時，金融商品之會計處理方式採用「公平市價法」評價，其中歸類為「交易目的」之金融商品，其市價的變化將直接列入公司當期損益；至於「備供出售」之金融商品，則是將金融商品的變動幅度反應於股東權益。若屬於「持有至到期日」³之金融商品，其會計處理方式與過去無太大的差異，採用攤銷後成本法予以認列。除此之外，衍生性金融商品亦須採行 34 號公報在財務報表中認列，而無法如過去採用附註的方式揭露。

34 號公報的實施究竟會產生何種效應？張仲岳、梁鈺涓（2001）曾探討財務會計準則公報第 22 號「所得暨退休金會計準則」與第 18 號「退休金會計處理準則」施行後，是否能提供攸關性之資訊品質，該研究的實證結果顯示，新的所得稅公報實施後，確實可增加較具攸關性的資訊，而退休金公報則否。

¹ 若公司取得金融商品的目的包括：（1）金融商品近期內將出售（金融資產）或再買回（金融負債）；（2）具有證據顯示該金融資產屬於短期獲利的操作模式；（3）該金融資產屬於衍生性金融商品（被指定且為有效避險工具之衍生性金融商品除外），則此金融商品歸類為「交易目的」之金融商品。

² 若公司的金融商品非屬於持有至到期日之投資、交易目的之金融資產、原始產生之放款以及應收款等類別之非衍生性金融資產，則歸類為「備供出售」之金融商品。

³ 若屬公司有意圖且有能力持有至到期之金融資產，則將其歸類為「持有至到期日」。

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

Van der Meulen et al. (2007) 則比較二種公報實施之效果，並指出美國「一般公認會計原則」(General Accepted Accounting Principle, GAAP) 的盈餘預測能力顯著優於「國際財務報告準則」(International Financial Reporting Standards, IFRS)。就 34 號公報而言，由前述該財務報表的會計處理中可得知，在 34 號公報實施後，將使金融商品的帳面價值更接近實際價值，可提升財務報表之攸關性與透明度 (李智雯，2004；黃金澤，2004，2005；郭時維，2006)，而金融商品以公平市價法衡量，以及財務報表認列衍生性金融商品後，亦將對公司之會計盈餘產生衝擊。羅贊興等 (2004)認為，34 號公報實施後，金融商品以公平價值評價，以往會計的保守穩健原則將不再適用，將增加損益表與資產負債表之波動性。陳雅雯 (2006) 即指出，採用衍生性金融商品避險的公司於 34 號公報公布後，公司的盈餘波動性顯著高於未避險之公司。林宗群 (2009) 則發現，34 號公報實施後將提高盈餘波動性，並對公司市場價值產生負向影響。

34 號公報的實施是否會對證券市場產生影響？過去的學者曾以市場微結構的角度，探討市場交易資訊與財務資訊的揭露對於證券市場的衝擊，Glosten & Milgrom (1985) 發現，當公司揭露越多資訊時，資訊不對稱的程度將越低。Bloomfield & O'Hara (1999) 亦指出透明度較高的市場，參與者可以較精確地預測證券價值，因而使市場效率性提高。Welker (1995) 則以公司財務資訊揭露的觀點，探討公司的資訊揭露政策對證券市場之影響，該研究的實證結果顯示，資訊揭露程度愈高，愈能降低資訊不對稱的程度。Baumann & Nier (2004) 另發現資訊揭露程度愈高，市場波動性愈低。Leuz & Verrecchia (2000) 指出公司的資訊揭露程度與會計政策，對其資訊不對稱程度與市場流動性具有顯著的影響。而 Alaraini et al. (2003) 則發現美國「財務會計準則第 95 號公報」(Statement of Financial Accounting Standards, SFAS No.95)，對市場微結構具有顯著的影響。Daske et al. (2008) 採用 26 個國家的企業作為研究樣本，探討強制性使用國際財務報告準則對市場流動性、資本成本與 Tobin's Q 之影響，該實證結果顯示採用國際財務報告準則有助於提升市場流動性，並降低資金成本。Lang et al. (2009) 則指出當公司採用美國一般公認會計原則或國際財務報告準則時，將有助於降低相對報價價差，提高市場流動性。

此外，Eleswarapu et al. (2004) 與 Chiyachantana et al. (2004) 等文獻使用日內股票交易資料探討美國「公平揭露規則」⁴ (Regulation Fair Disclosure)

⁴ 美國證券交易委員會於 2000 年 8 月 10 日，通過公平揭露規則，廢除證券發行單位「選擇性揭露」實務，禁止公司揭露重要非公開資訊予特定人士，並釐清與加強內行內線交易法相關之規定。而所謂「選擇性揭露」，係指公司在全面性公布財務資訊之前，已將重要非公開資訊揭露予市場特定人士。

施行後對證券市場的影響，其實證結果指出，公平揭露規則實施後降低了資訊不對稱的程度。然而，Duarte et al. (2008) 卻發現，公平揭露規則實施後，Nasdaq 的公司之資金成本提高 10 至 19 個基本點⁵。Sidhu et al. (2008) 亦認為，公平揭露規則之實施將提高證券市場資訊不對稱的程度，而造市者為規避損失，將提高買賣價差的逆選擇成份；該研究即發現公平揭露規則實施後，相對報價價差與相對實質價差皆較實施高，且逆選擇成本約提升 36%。換言之，此規則實施後，反而使市場流動性與市場效率性降低。Ahmed & Schneible (2007) 另指出，公平揭露規則實施後，已降低資訊品質與惡化資訊環境。由上述文獻即可推論，與資訊揭露相關之新制度的實施，將對證券市場產生衝擊。

歸納上述文獻，就政策層面而言，在 34 號公報實施後，可提升財務報表之攸關性與透明度，而此是否可有效降低證券市場資訊不對稱的程度，使投資者的利益獲得更多的保障，為一個值得探討的議題。另就管理層面而言，34 號公報對於金融商品之會計處理，勢必對公司之財務報告產生影響，而此是否將對證券市場造成衝擊，影響投資者的權益，則為另一個值得研究的方向。因此，探究 34 號公報實施對於證券市場之影響，為相當重要的議題。

本研究認為，34 號公報的實施不僅能提高公司財務資訊的品質，降低資訊不對稱的程度，進而影響投資者在證券市場上的評價，亦可能對證券市場的流動性與波動性造成衝擊，進而改變投資者面臨之風險。若誠然如此，本研究之實證結果將可提供政府相關單位參考，有助於法規與政策之擬定，亦有益於公司管理當局制定投資與避險計畫時之考量。有別於過去文獻所採行的研究方法，本文嘗試從市場微結構的角度切入，以股票日內交易資料，探討 34 號公報實施對於市場流動性 (liquidity)、波動性 (volatility) 以及效率性 (efficiency) 之影響。

鑑於衍生性金融商品的業務在金融業之營運中占有相當的比重，在握有高額金融商品且面對新公報的實施下，金融類股勢必首當其衝。再者，電子業則由於外銷的關係 (2005 年電子業外銷金額約占總銷售金額 8 成)，經常需要操作衍生性金融商品以規避外匯風險，故採用此二個產業為研究對象，應可有效探討 34 號公報實施對於證券市場的影響。因此，本研究以台灣上市電子業與

⁵ Duarte et al. (2008) 提及，公平揭露規則實施後，存在二方不同的論點。其中一個論點指出，公平揭露規則要求管理當局公開揭露所有重要資訊，禁止選擇性的釋放非公開資訊給予分析師與機構投資者等特性人士，將得以降低特定人士之資訊優勢，減緩市場資訊不對稱的程度，降低資金成本。然而，另一個論點則認為，由於美國證券交易委員會並未明確定義何為重要資訊，故為避免訴訟風險，公平揭露規則實施後，將導致管理當局降低資訊揭露的品質與數量，產生寒蟬效應(chilling effect)，此舉反而將降低資訊的流動，提高資訊不對稱的程度，增加資金成本。

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

金融業之公司為研究樣本，蒐集公司股票的日內交易資料，研究期間涵蓋 2005 年 7 月 1 日至 2006 年 12 月 31 日，以 34 號公報 2006 年 1 月 1 日實施日為分界點，區分為實施前、實施後（上半年）、實施後（下半年）等三個期間。值得注意的是，在本研究所認定的研究期間中，證券市場並未發布其他新的重大法規或訊息，且樣本公司大多在 2006 年 1 月至 2 月期間已提前宣布 34 號公報對 2005 年財務報表的影響，最遲亦將於 2006 年第一季季報中採行新規定編制財務報表，故選取此段期間，頗具代表性，不僅可避免其他事件干擾本研究之實證結果，亦可充分掌握公報實施對證券市場之衝擊⁶。再者，為更精確衡量 34 號公報實施後之市場反應，本研究詳細調查樣本中各公司提前公布 34 號公報影響數的日期，並作為樣本事件日，將各別公司事件日取代公報實施日，成為 34 號公報實施前後之分界點，以確實反應投資行為因應 34 號公報之轉變。

至於在研究方法方面，由於國內股票市場屬於委託單導向市場（order driven market），不同於美國係由造市者進行買賣報價之報價導向市場（quote driven market），故 Stoll (1978) 所指出之存貨持有成本（inventory holding costs）與訂單處理成本（order processing costs）不適合解釋國內股票市場價差的變化⁷，惟劉玉珍、藍新仁（1994）指出逆選擇成本（information costs）仍具解釋力。換言之，投資人為避免資訊不對稱所引發的逆選擇（adverse selection）問題，仍會反應於股票交易中（黃雅瑋等，2006）。此外，黃玉娟等（2007）則採用報價導向市場相關研究的實證方法，探討國內股票市場交易機制改變時，對市場績效之影響。由此可知，文獻上仍支持國內股票市場，可適用於報價導向市場相關研究的實證方法，特別是探究股票買賣下單時，所存在之資訊不對稱的問題。因此，在研究變數選用中，本研究即採用報價價差（quote spread）、實質價差（effective spread）以及市場深度（market depth）衡量市場流動性；採用日內股票報酬標準差與 Parkinson 全距估計量（Parkinson range-based estimator）估計市場波動性；並以 Huang & Stoll (1996) 的資訊不對稱模型衡量市場效率性。

此外，本研究依樣本公司外資持股比率高低與市值大小分群，用以探討外資持股比率的差異以及規模的不同，對於 34 號公報實施後的市場反應是否有

⁶ 過去文獻皆支持公司的財務資訊提前揭露，股票市場存在提前反應之現象（El-Gazzar, 1998; 李建然、周俊德，2002；張瑞當等，2007）。

⁷ Stoll (1978) 指出日內股價價差包含存貨持有成本、訂單處理成本以及逆選擇成本等三種成份。其中，逆選擇的價差成份係造市者為規避與資訊交易者進行股票交易時遭受損失（Copeland & Galai, 1983; Glosten & Milgrom, 1985），所提高買賣價差的部分。

所差異。依外資持股比率分群的原因乃由於外資法人較會注意財務報表揭露的相關資訊，且擁有高於一般投資者的資訊。Shiller & Pound (1989) 發現機構投資人進行投資分析的時間多於一般投資者，意味市場上的投資者不具有相同處理資訊的能力。游智賢、賴育志 (1999) 則探討外資法人在台灣股票市場中，是否具有資訊領先之作用，該研究發現外資法人擁有較即時且品質較佳之市場訊息，使其迅速的反應市場之資訊。高蘭芬 (2004)⁸亦支持游智賢、賴育志 (1999) 之研究，該文獻發現外資法人在資訊的取得能力優於一般投資人，而且反應亦較迅速。因此，不同外資持股比率的公司，在 34 號公報實施後的流動性、波動性以及效率性等市場反應亦可能有所差異。

再者，區分規模的原因乃由於公司規模的大小反應資訊不對稱程度之差異，Vermaelen (1981) 指出小公司常被證券分析師與投資大眾所忽略，其資訊不對稱的程度較為明顯。Lang & Lundholm (1993) 發現公司規模較大的公司會揭露較多資訊。胡星陽、陳建宏 (2005) 認為公司規模越大者，其股價漲跌往往較受到市場投資人所注意，證券分析師亦會對這些公司加以分析，故其資訊不對稱的程度較緩和。因此，規模大小不同的公司，將可能反應不同資訊不對稱的程度，受到 34 號公報實施的影響亦會有所差異。

本文下一節將進行實證方法與研究樣本之闡述，包括市場流動性變數、市場波動性變數與市場效率性變數之衡量方式、迴歸模型之設定，以及樣本選取與資料來源之說明。其次為實證結果分析，探討 34 號公報對金融業與電子業之影響。最後歸納實證發現，提出本研究之結論。

貳、實證方法與研究樣本

一、實證變數

(一) 市場流動性變數

1. 報價價差

本研究採用 Barclay & Smith (1988) 與 Miller & McConnell

⁸ 高蘭芬 (2004) 探討外資對公司當期盈餘資訊的反應是否優於一般投資者，觀察年度盈餘資訊第一次公開前140日至公開後30日外資持股的累計變動情況與其他相關訊息的取得，以形成對年度盈餘好壞的預期並開始反應。該研究的實證結果發現，外資持股對於負面盈餘消息的調整約在年度盈餘公開日前100個交易日間幾乎已全部反應，而對正面盈餘消息的持股調整則在盈餘公開日前50交易日間即反應完畢。

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

(1995) 所使用的報價價差與相對報價價差衡量市場流動性，計算方式如下：

$$\text{報價價差 (} Spread_{quote} \text{)} = ask_t - bid_t \quad (1)$$

$$\text{報價中點 (} q_t \text{)} = \frac{ask_t + bid_t}{2} \quad (2)$$

$$\text{相對報價價差 (} R_Spread_{quote} \text{)} = \frac{ask_t - bid_t}{q_t} \quad (3)$$

報價價差為 t 時點的賣出報價 (ask_t) 與買進報價 (bid_t) 之差，將報價價差除以報價中點，即可得出相對報價價差。

2. 實質價差

Huang & Stoll (1996) 指出交易價格不一定會發生在買價或賣價上，也可能發生在買賣報價之內，當交易價格發生在買賣價差之內時，較佳之執行成本衡量指標應是有效價差，因此本研究除了報價價差之外，另外採用實質價差與相對實質價差衡量市場流動性。

$$\text{實質價差 (} Spread_{effective} \text{)} = 2 \times |p_t - q_t| \quad (4)$$

$$\text{相對實質價差 (} R_Spread_{effective} \text{)} = \frac{2 \times |p_t - q_t|}{q_t} \quad (5)$$

p_t 為 t 時點的成交價， p_t 扣除報價中點的絕對值即為實質價差，將實質價差除以報價中點即為相對實質價差。

3. 成交量

本研究另參考 Wang & Yau (2000)，採用個股每日成交量，衡量市場流動性⁹。

4. 市場深度

Kyle (1985) 指出市場深度為證券市場之交易者在買賣報價下願意交易的數量。Easley et al. (1996) 定義交易量的深度 (volume depth) 為最高買價加上最低賣價之股數，而價格深度 (dollar depth) 為最高買價之股數乘以最高買價，加上最低賣價之股數乘以最低賣價。本研究即參考 Chordia et al. (2001) 的研究，採用市場深度 ($Depth_t$) 與市場價格深度 ($\$Depth_t$) 的計算方法，作為衡量市

⁹ 本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

場流動性的指標。

市場深度 ($Depth_t$) 為賣方未成交限價委託單數量加上買方未成交限價委託單數量之平均；市場價格深度 ($\$Depth_t$) 為賣出報價乘以賣方未成交限價委託單數量，加上買進報價乘以買方未成交限價委託單數量取平均。本研究分別採用最佳一檔買賣方未成交限價委託單的資訊，以及最佳五檔買賣方未成交限價委託單的資訊予以衡量市場深度與市場價格深度¹⁰，共具最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($\$Depth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($\$Depth_5$) 等四個市場深度變數。

(二) 市場波動性變數

1. 日內股票報酬標準差

本研究首先採用日內逐筆交易資料計算股票報酬標準差，以反應市場波動性，其計算公式如下：

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (R_{i,t} - \bar{R})^2}{n-1} \quad (6)$$

$$STD_i = \sqrt{\hat{\sigma}_i^2} \quad (7)$$

公式中 STD_i 為 i 公司日內股票報酬之標準差。

2. Parkinson 全距估計量

Parkinson 全距估計量為 Parkinson (1980) 所推導而得，該學者認為僅採用每天的收盤價計算波動率，將可能忽略日內盤中的波動情形，故其採用日內最高價與最低價進行計算，估計股票的波動性。Garman & Klass (1980) 與 Becker (1983) 亦支持 Parkinson (1980) 的波動性衡量方法。因此，本研究採用 Parkinson (1980) 日內報酬率的全距估計量衡量市場之波動性，該公式如下所示：

¹⁰ 自 2003 年 1 月 2 日起，台灣證券市場開始揭露未成交最佳五檔買賣委託價量的資訊。

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

$$\text{日內報酬率的全距估計量}(PK_{i,t}) = \frac{(\ln H_{i,t} - \ln L_{i,t})^2}{4 \ln 2} \quad (8)$$

上述公式中 $H_{i,t}$ 為 i 股票於 t 時點中之最高成交價； $L_{i,t}$ 為 i 股票 t 時點中之最低成交價，本研究採用日內五分鐘資料作為 Parkinson 全距估計量的衡量區間。

(三) 市場效率性變數

Huang & Stoll (1996) 的資訊不對稱模型將實質價差分解成兩部分，一部分為造市者所得，另一部分由資訊交易者所得。造市者所得的部分稱之為已實現價差 (realized spread)，資訊交易者所得的部分即為逆選擇成份 (adverse selection component)，其計算方式如下所示：

$$\text{實質半價差} (Spread_{half-effective,t}) = |p_t - q_t| \quad (9)$$

$$\text{已實現半價差} (Spread_{half-realized,t}) = D[p_{t+\tau} - p_t] \quad (10)$$

$$\text{逆選擇的價差成份} (ASSC_{HS}) = Spread_{half-effective} - Spread_{half-realized} \quad (11)$$

τ 為時間長度， $p_{t+\tau}$ 表示為 $t + \tau$ 時點的成交價。已實現半價差依交易方向可區分為買方趨動與賣方趨動兩種情形，本研究採用 Lee & Ready (1991) 的方法區分交易方向¹¹，當交易為買方趨動時， $D=1$ ；當交易為賣方趨動時， $D=-1$ 。最後，將實質價差 ($Spread_{half-effective}$) 扣除已實現半價差 ($Spread_{half-realized}$) 即可求得資訊不對稱的價差成份，即逆選擇的價差成份 (ASSC)。本研究參考 Huang & Stoll (1996) 之研究，分別將 τ 設定為 5 分鐘與 30 分鐘，故可得到 5 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-5}$) 與 30 分

¹¹ 當第 n 筆交易成交價等於賣出報價，即給定交易方向變數為 1；當第 n 筆交易成交價等於買進報價，則給定交易方向變數為 -1，「1」與「-1」分別表示該筆交易屬於買方趨動與賣方趨動。不過，若第 n 筆交易成交價等於報價中點時，則將比較第 n 筆交易與第 $n-1$ 筆交易的成交價，若第 n 筆交易成交價較高，則給定交易方向變數為 1；若第 n 筆交易成交價較低，則給定交易方向變數為 -1。然而，當第 n 筆交易成交價與第 $n-1$ 筆交易成交價又相等時，則此筆交易之買賣方向無法判定，將予以刪除。最後，若第 n 筆交易成交價不等於買進報價、賣出報價或是報價中點時，則將依該筆交易成交價較接近何者作為判斷交易方向的依據。若成交價較接近賣出報價，則給定交易方向變數為 1；若成交價較接近買進報價，則給定交易方向變數為 -1。

鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-30}$)，本研究將二變數除以報價中點，可進一步分別獲得相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 與相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30})。

二、迴歸模型：二階段最小平方法 (two-stage least squares)

Wang & Yau (2000) 指出，價差 (*Spread*)、成交量 (*Volume*) 與波動性 (*VAR*) 彼此之間會相互影響。因此，本研究考量三變數內生性的問題，採用二階段最小平方法進行迴歸分析，並納入 34 號公報實施虛擬變數 (34_dummy) 與相關的控制變數，以探究 34 號公報實施對於市場流動性、市場波動性與市場效率性之影響¹²。

由於 Wang & Yau (2000) 係採用二種金融期貨契約 (包括 S&P 500 指數期貨契約與 Deutsche mark 期貨契約) 與二種金屬期貨契約 (白銀期貨契約與黃金期貨契約) 為研究標的，故納入期貨結算價與未平倉量為控制變數。然而，本研究的樣本為股票，故另參考其他相關文獻，納入相關控制變數。首先，本研究參考 Wang & Yau (2000) 之研究，納入市場指數水準與無風險利率為控制變數。此外，Demsetz (1968) 與 Tinic (1972) 指出交易活動的活絡程度與日內股價的高低，分別對買賣價差具有負向與正向的影響。另外，Heflin & Shaw (2000) 發現交易活動的活絡程度與日內股價對買賣價差及逆選擇的價差成份存在顯著之影響。再者，王毓敏 (2002) 發現市場波動性會受到交易活動所影響；Kabir & Vermaelen (1996) 則指出交易活動反應某程度的資訊流量。因此，本研究參考上述文獻，另納入日內股價與日交易規模等變數，以控制日內股價與交易活動的活絡程度，對於市場流動性之影響；納入日交易規模變數，以控制交易活動的活絡程度，對於市場波動性與市場效率性之影響。綜上所述，本研究設計的聯立方程式迴歸模型如下所示：

$$Spread = \Gamma(34_Dummy, \ln Volume, VAR, LagSpread, MKT, RF, LagTS, \ln PRICE) \quad (12)$$

$$\ln Volume = \lambda(34_Dummy, Spread, VAR, LagVolume, MKT, RF, LagTS) \quad (13)$$

$$VAR = \eta(34_Dummy, Spread, \ln Volume, LagVAR, MKT, RF, LagTS) \quad (14)$$

式 (12) 至式 (14) 的變數中，本研究將 34 號公報實施後的期間，34 號

¹² 本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

公報實施虛擬變數 (34_dummy) 設為 1，而在 34 號公報實施前的期間，34 號公報實施虛擬變數 (34_dummy) 設為 0。再者，價差 ($Spread$) 包括實質價差 ($Spread_{effective}$)、報價價差 ($Spread_{quote}$)、相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$)、相對報價價差 (R_Spread_{quote})、5 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSCHS-5$)、30 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSCHS-30$)、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 ($R_ASSCHS-5$) 以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 ($R_ASSCHS-30$) 等變數；波動性 (VAR) 變數包括日內股票報酬標準差 (STD) 與 Parkinson 全距估計量 (PK) 等變數。由於本研究具有多個價差 ($Spread$) 與波動性 (VAR) 變數，故將個別進行迴歸分析。

此外，市場指數水準 (MKT) 為台灣加權股價指數日報酬率；無風險利率 (RF) 為第一銀行三個月期之定期存款日報酬率；日內股價 ($lnPRICE$) 為日內報價中點 (單位：元) 之自然對數；日交易規模 (TS) 為每日交易股數 (單位：千股) 除以每日交易筆數 (單位：筆)。最後，式 (12) 至 (14) 中， \ln 意指變數將取自然對數； lag 則指該變數之前一期資料。

三、樣本選取與資料來源

本研究以台灣上市電子業與金融業之公司為研究樣本，蒐集公司股票的日內交易資料，研究期間涵蓋 2005 年 7 月 1 日至 2006 年 12 月 31 日，共取得 375 個交易日之日內資料，以 34 號公報 2006 年 1 月 1 日實施日為分界點，區分為實施前、實施後 (上半年)、實施後 (下半年) 等三個期間 (實施前具 127 個交易日；實施後 (上半年) 具 120 個交易日；實施後 (下半年) 具 128 個交易日)。

值得注意的是，為更精確衡量 34 號公報實施後之市場反應，本研究詳細調查樣本中各公司提前公布 34 號公報影響數的日期，並作為樣本事件日，將各別公司事件日取代公報實施日，成為 34 號公報實施前後之分界點，以確實反應投資行為因應 34 號公報之轉變¹³。舉例而言，台積電於 2006 年 1 月 26

¹³ 以公司公布 34 號公報影響數的日期，作為 34 號公報實施前後之分界點的實證結果，與原依「2006 年 1 月 1 日」作為 34 號公報實施前後之分界點的實證結果相符。然而，由於以各別公司事件日代替公報實施日，最為合理，能確實反應投資行為因應 34 號公報之轉變，故本研究陳述依「各公司提前公布 34 號公報影響數的日期，作為 34 號公報實施前後之分界點」之實證結果。此外，經整理後發現，有 294 家公司 (占整體樣本的 93.33%) 在 2006 年 1 月已提前宣佈 34 號公報對 2005 年財務報表的影響；有 21 家公司 (占整體樣本的 6.67%) 在 2006 年 2 月已提前宣佈 34

日提前公布 34 號公報影響數，故 2006 年 1 月 26 日即為 34 號公報實施前後之分界點，2005 年 7 月 1 日至 2005 年 12 月 31 日為實施前；2006 年 1 月 26 日至 2006 年 12 月 31 日為實施後。再者，本研究的樣本選樣標準包括樣本公司必須在 2005 年 7 月 1 日至 2006 年 6 月 30 日之間具有完整的股票交易資料，否則將予以刪除；樣本公司必須在 2005 年 5 月 30 日之前上市，以避免其受到初次公開發行股票（initial public offering；IPO）蜜月行情的影響。最後，本研究在計算所有樣本相關變數之平均數時，為避免相關變數存在之極端值影響實證結果，故參考 Frankel & Lee (1998)、Gong et al. (2008) 與 Louis & Robinson (2005) 等文獻，刪除各變數前後 1% 之極端值樣本。

本研究初步獲得的樣本公司總數為 338 家(電子業 306 家;金融業 32 家)，刪除 18 家電子業中股票交易資料不齊全的樣本公司，以及 5 家電子業中於 2005 年 5 月 30 之後上市的樣本公司，最終取得 315 家樣本公司（電子業 283 家；金融業 32 家）。在實證的樣本群組中，本研究依 2005 年年底公司外資持股比例資料，將 315 家樣本公司區分為最高、高、中、低、最低外資持股比例等五個群組，每個群組有 63 家樣本公司。最高外資持股群組的持股比例約介於 25%至 75%之間，平均比率為 37.67%；高外資持股群組的持股比例約介於 9%至 25%之間，平均比率為 15.50%；中外資持股群組的持股比例約介於 3%至 9%之間，平均比率為 5.75%；低外資持股群組的持股比例約介於 1%至 4%之間，平均比率為 2.06%；最低外資持股群組的持股比例約介於 0%至 1%之間，平均比率為 0.30%。此外，本研究依 2005 年年底公司市值資料，將 315 家樣本公司區分為最大、大、中、小、最小規模等五個群組，每個群組有 63 家樣本公司，最大規模的平均市值為 149,259 百萬元；大規模的平均市值為 16,955 百萬元；中規模的平均市值為 6,362 百萬元；小規模的平均市值為 2,914 百萬元；最小規模的平均市值為 1,260 百萬元。由外資持股比例與公司市值的樣本分布可得知，各群組持股比例的高低與規模的大小相當鮮明。

號公報對 2005 年財務報表的影響。因此，本研究另將一月份排除在實證期間外，以 12/31/2005 之前的期間為事件前，而 2/1/2006 之後的期間為事件後，進行穩健性之檢測，並獲得一致的實證結果。本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

參、實證結果分析

一、敘述統計

(一) 提前公布之 34 號公報影響數

34 號公報於 2006 年 1 月 1 日正式上路，因此公司最遲須在 2006 年第一季季報當中，依據新公報的規範對金融商品進行會計處理，並在 4 月 30 日之前公布，但是多數樣本公司已於 1 月至 2 月期間提前宣布 34 號公報對 2005 年財務報表的影響。換言之，經過 34 號公報影響數的提前公布（表 1），樣本公司的財務資訊亦已提前進行修正。

其中，34 號公報對稅後淨利與每股稅後淨利影響數的平均數分別為 -3.14 百萬元與 0.01 元；最小值分別為 -992.62 百萬元與 -0.35 元；最大值分別為 675.24 百萬元與 0.76 元。這些數據顯示對特定公司而言，公報對於獲利的影響相當可觀。此外，公報對於股東權益與每股淨值影響數的平均數為 155.88 百萬元與 0.11 元；最小值為 -971.21 百萬元與 -0.23 元；最大值為 22,875.99 百萬元與 8.39 元。就帳面數字而言，公報對於某些公司具有一定程度之影響，而公報對於股東權益的影響數據遠高於稅後淨利。再者，34 號公報對稅後淨利、股東權益、每股稅後淨利與每股淨值影響數之中位數皆等於 0，此意涵公報對這些指標的影響各半，反應公報對公司不僅只有正向的影響，亦可能產生負向的效應¹⁴。

表 1 34 號公報影響數

	稅後淨利 (百萬元)	股東權益 (百萬元)	每股稅後淨利 (元)	每股淨值 (元)
平均數	-3.14	158.88	0.01	0.11
中位數	0.00	0.00	0.00	0.00
標準差	98.16	1,428.25	0.07	0.64
最小值	-992.62	-971.21	-0.35	-0.23
最大值	675.24	22,875.99	0.76	8.39

¹⁴ 本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

(二) 市場流動性、市場波動性與市場效率性變數敘述統計

在 34 號公報實施後上半年中，包括實質價差 ($Spread_{effective}$)、報價價差 ($Spread_{quote}$)、相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$)、相對報價價差 (R_Spread_{quote}) 的平均數皆高於公報實施前的水平，且四個價差之標準差皆大幅提升，顯示 34 號公報對市場流動性造成一定之衝擊。此外，成交量 ($Volume$) 最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($\$Depth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($\$Depth_5$) 的平均水準在 34 號公報實施後皆低於實施前的水平。在價差提高與市場深度下降的情況之下，顯示在 34 號公報實施後上半年中，市場的流動性不增反減。然而，在 34 號公報實施後下半年中，包括相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$) 與相對報價價差 (R_Spread_{quote}) 的平均數皆低於公報實施前的水平，市場深度亦有提升的趨勢。換言之，在 34 號公報實施後下半年中，市場流動性已有提升現象。

其次，34 號公報實施前的日內股票報酬標準差 (STD) 與 Parkinson 全距估計量 (PK) 之平均數分別為 0.280 與 0.102，在 34 號公報實施後上半年中，上升至 0.296 與 0.113，而在 34 號公報實施後下半年中，則下降至 0.263 與 0.091。因此，雖然 34 號公報實施初期，造成市場波動性提升，但在實施後的半年中，市場波動性已降低。

此外，在市場效率性變數中，雖然四個逆選擇的價差成份在 34 號公報實施後的前半年中皆提升，且標準差亦大幅增加；但在 34 號公報實施後下半年中，不僅相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 與相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30}) 皆低於 34 號公報實施前之水準，同時四個逆選擇的價差成份之標準差亦明顯降低。其中，5 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_5$) 於 34 號公報實施前之標準差為 0.005；34 號公報實施後上半年中則提高至 0.024；34 號公報實施後下半年中則又降低至 0.004，並低於公報實施前之水準。

值得一提的是，本研究另統計所有研究樣本日內五分鐘區間的平均數，由早上 9:00 開盤至下午 13:30 收盤，區分為 54 個五分鐘區間，檢視變數之日內走勢¹⁵。其中，實質價差 ($Spread_{effective}$)、報價價差 ($Spread_{quote}$)、相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$)、相對報價價差 (R_Spread_{quote}) 等變數，皆呈 U 型走勢；而最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度

¹⁵ 為節省篇幅，本研究並未列示變數日內走勢之圖形，若讀者有興趣，歡迎向作者索取。

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

(*Depth_5*)、最佳一檔市場價格深度 (*\$Depth_1*) 以及最佳五檔市場價格深度 (*\$Depth_5*) 等變數，呈倒 U 型走勢；日內股票報酬標準差 (*STD*) 與 Parkinson 全距估計量 (*PK*) 等變數，則為 U 型走勢。上述結果與 McInish & Wood (1992)、Lee et al. (1993)、Brockman & Chung (1999)、陳培林 (2004) 與朱冠樺 (2005) 等國內外股票市場之研究結果相同。

表 2 實證變數之敘述統計

本研究期間涵蓋 2005 年 7 月 1 日至 2006 年 12 月 31 日，樣本公司包括 315 家上市公司（電子業 283 家；金融業 32 家），共取得 375 個交易日之日內資料，以 34 號公報 2006 年 1 月 1 日實施日為分界點，區分為實施前、實施後（上半年）、實施後（下半年）等三個期間（實施前具 127 個交易日；實施後（上半年）具 120 個交易日；實施後（下半年）具 128 個交易日）。採用的變數中，市場流動性變數包括實質價差 ($Spread_{effective}$)、報價價差 ($Spread_{quote}$)、相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$)、相對報價價差 (R_Spread_{quote})、成交量 ($Volume$)、最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($\$Depth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($\$Depth_5$)；市場波動性的變數包括日內股票報酬標準差 (STD) 與 Parkinson 全距估計量 (PK)，由於二變數的數值過小，故 STD 乘以 100； PK 乘以 1000 表示之；市場效率性變數包含 5 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-5}$)、30 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-30}$)、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30})。

	34 號公報實施前						34 號公報實施後 (上半年：2006/01/01~2006/06/30)						34 號公報實施後 (下半年：2006/07/01~2006/12/31)					
	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值		平均數	中位數	標準差	最小值	最大值		平均數	中位數	標準差	最小值	最大值	
$Spread_{effective}$	0.090	0.089	0.007	0.076	0.111		0.110	0.101	0.038	0.088	0.353		0.093	0.092	0.006	0.083	0.128	
$Spread_{quote}$	0.102	0.101	0.008	0.087	0.130		0.125	0.115	0.042	0.098	0.380		0.106	0.105	0.008	0.095	0.151	
$R_Spread_{effective}$ (%)	0.396	0.386	0.047	0.325	0.579		0.415	0.399	0.068	0.247	0.815		0.373	0.371	0.042	0.311	0.598	
R_Spread_{quote} (%)	0.455	0.444	0.061	0.361	0.684		0.481	0.463	0.085	0.272	0.948		0.431	0.429	0.055	0.346	0.716	
$Volume$	4,658	4,487	1,120	2,698	7,816		4,415	4,281	1,160	1,125	7,313		4,238	3,965	1,059	2,393	6,659	
$Depth_1$	51	52	9	31	76		43	44	10	13	58		49	49	7	34	69	
$Depth_5$	74	75	15	47	114		61	64	15	17	85		72	71	12	46	102	
$\$Depth_1$	1,339	1,329	264	789	2,026		1,221	1,261	281	412	1,731		1,346	1,325	210	848	1,997	
$\$Depth_5$	1,982	1,962	429	1,144	3,124		1,817	1,818	450	570	3,414		1,975	1,927	330	1,149	2,963	
STD	0.280	0.273	0.031	0.226	0.402		0.296	0.284	0.040	0.193	0.429		0.263	0.260	0.024	0.227	0.372	
PK	0.102	0.095	0.021	0.066	0.185		0.113	0.110	0.033	0.070	0.274		0.091	0.088	0.017	0.066	0.157	
$ASSC_5$	0.073	0.073	0.005	0.063	0.089		0.088	0.083	0.024	0.071	0.231		0.076	0.076	0.004	0.068	0.092	
$ASSC_{30}$	0.081	0.081	0.006	0.070	0.109		0.096	0.093	0.015	0.075	0.177		0.084	0.084	0.006	0.067	0.102	
R_ASSC_5 (%)	0.326	0.320	0.036	0.256	0.457		0.342	0.332	0.049	0.200	0.525		0.311	0.308	0.031	0.263	0.432	
R_ASSC_{30} (%)	0.360	0.355	0.042	0.265	0.546		0.378	0.370	0.058	0.130	0.573		0.345	0.340	0.036	0.274	0.440	

二、34 號公報對證券市場影響之檢測結果分析

(一) 34 號公報實施前後平均數差異檢定

1. 整體樣本、電子業樣本與金融業樣本之實證結果

整體樣本、電子業樣本與金融業樣本 34 號公報實施前後平均數差異檢定之實證結果如表 3 所示，以下本研究將依序探討 34 號公報對市場流動性、市場波動性與市場效率性變數之影響。

(1) 市場流動性

整體樣本與電子業樣本在 34 號公報實施後上半年中，市場流動性顯著低於公報實施前，包括四個價差變數顯著提高與四個市場深度變數顯著降低等，皆顯示 34 號公報實施初期，對證券市場造成之衝擊，導致市場流動性變差。然而，在 34 號公報實施後下半年中，市場流動性已有提升之趨勢，整體樣本與電子業樣本的相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$) 與相對報價價差 (R_Spread_{quote}) 皆顯著低於公報實施前，且皆達 1% 的顯著水準；另外，34 號公報實施後下半年之實質價差 ($Spread_{effective}$) 與報價價差 ($Spread_{quote}$) 皆較 34 號公報實施後上半年為低，而最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($\$Depth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($\$Depth_5$) 則較公報實施後上半年高。換言之，市場流動性已逐漸改善，同時存在有變佳之現象，此與 Leuz & Verrecchia (2000)、Alaraini et al. (2003)、Daske et al. (2008) 與 Lang et al. (2009) 等探究其他公報效果之實證結果相符。

不過，金融產業樣本則與上述實證結果略有差異，在公報實施後下半年中，僅部分實證結果顯示市場流動性已獲得改善。首先，與前述實證結果相同，在 34 號公報實施後上半年中，金融產業樣的四個價差變數亦顯著提高，而四個市場深度顯著降低。但在 34 號公報實施後下半年中，僅實質價差 ($Spread_{effective}$) 低於顯著低於公報實施前的水準，且最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($\$Depth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($\$Depth_5$) 等變數，皆顯著低公報實施前的水準。由得可得知，34 號公報實施之後，金融產業的市場流動性不增反減。

(2) 市場波動性

本研究發現 34 號公報實施後上半年中，市場波動性顯著提升，包括整體樣本與電子業樣本，其日內股票報酬標準差 (STD) 與 Parkinson 全距估計量 (PK) 皆高於公報實施前，且達 1% 的顯著水準。然而，在 34 號公報實施後下半年中，市場波動性則顯著降低，二個市場波動性變數皆低於公報實施前之水準，並達 1% 的顯著水準。Baumann & Nier (2004) 皆指出資訊揭露程度愈高，市場波動性愈低。然而，Leuz & Verrecchia (2000) 則發現資訊揭露程度對市場波動性具有正向影響。本研究則同時發現二種結果，即 34 號公報實施初期，雖造成市場波動性提升，但在實施後的半年中，市場波動性則顯著降低。換言之，長期而言，34 號公報之實施得以有效降低市場波動性。

至於金融業樣本而言，34 號公報實施後上半年中，市場波動性亦顯著提升，而在 34 號公報實施後下半年中，市場波動性雖有下降的趨勢，但仍高於公報實施前之水準。其中，Parkinson 全距估計量 (PK) 在公報實施前的平均數為 0.053，公報實施後上半年中則提升至 0.065，公報實施後下半年中雖降低為 0.056，但仍高於公報實施前，且平均數差異達 1% 的顯著水準。

(3) 市場效率性

Eleswarapu et al. (2004) 與 Chiyachantana et al. (2004) 皆發現公平揭露規則之實施將有助於提升市場效率性，但 Duarte et al. (2008) 與 Sidhu et al. (2008) 則指出該規則之實施反而提高證券市場資訊不對稱的程度。同樣為有關於資訊揭露之重大變革，34 號公報實施對證券市場之影響為何？

本研究發現整體樣本、電子業樣本與金融業樣本在 34 號公報實施後上半年中，5 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-5}$)、30 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-30}$)、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30}) 等變數，顯著高於號公報實施前之水準，此表示樣本股票在公報實施後上半年中，資訊不對稱的程度反而提升，證券市場的效率性降低。

然而，在公報實施後下半年中，整體樣本、電子業樣本與金融業樣本之四個逆選擇的價差成份已降低，其中整體樣本與電子業樣本的相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 與相對 30

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30}) 更顯著低於公報實施前的水準，雖然金融業樣本的相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 與相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30}) 仍顯著高於公報實施前的水準，但整體而言，資訊不對稱的程度在公報實施後下半年中已獲得改善。

綜上所述，34 號公報的確對證券市場造成衝擊。本文認為在於在公報實施上半年中，雖使得公司財務報表中的盈餘易受到衍生性金融商品之影響。在獲利的變動幅度提高下，造成證券市場的流動性降低、波動性提高與效率性降低。然而，在公報實施下半年中，證券市場的流動性與效率性已有所改善，且市場波動性已降低。

表 3 34 號公報實施前後平均數差異檢定：整體樣本、電子業樣本與金融業樣本之實證結果

本研究期間涵蓋 2005 年 7 月 1 日至 2006 年 12 月 31 日，樣本公司包括 315 家上市公司（電子業 283 家；金融業 32 家），共取得 375 個交易日之日內資料，以 34 號公報 2006 年 1 月 1 日實施日為分界點，區分為實施前、實施後（上半年）、實施後（下半年）等三個期間（實施前具 127 個交易日；實施後（上半年）具 120 個交易日；實施後（下半年）具 128 個交易日）。採用的變數中，市場流動性變數包括實質價差 ($Spread_{effective}$)、報價價差 ($Spread_{quote}$)、相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$)、相對報價價差 (R_Spread_{quote})、成交量 ($Volume$)、最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($SDepth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($SDepth_5$)；市場波動性的變數包括日內股票報酬標準差 (STD) 與 Parkinson 全距估計量 (PK)，由於二變數的數值過小，故 STD 乘以 100； PK 乘以 10,000 表示之；市場效率性變數包含 5 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{/ns-30}$)、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 ($R_ASSC_{/ns-5}$) 以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 ($R_ASSC_{/ns-30}$)。此外，在檢定方法中，本研究採用 t 統計量檢定 34 號公報實施前後市場流動性、市場波動性、市場效率性變數是否有顯著的差異。最後，表格中上標 a 表示達 1% 的顯著水準；上標 b 表示達 5% 的顯著水準；上標 c 表示達 10% 的顯著水準。

	整體樣本						電子業			金融業		
	實施前		實施後 (前半年)		實施後 (後半年)		實施前		實施後 (前半年)		實施後 (後半年)	
	(A)	(B)	(C)	(A)	(B)	(C)	(A)	(B)	(C)	(A)	(B)	(C)
$Spread_{effective}$	0.090	0.110	0.093	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.094	0.107	0.098	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a
$Spread_{quote}$	0.102	0.125	0.106	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.108	0.123	0.113	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a
$R_Spread_{effective}(\%)$	0.396	0.415	0.373	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.403	0.420	0.376	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a
$R_Spread_{quote}(\%)$	0.455	0.481	0.431	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.467	0.489	0.438	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a
$Volume$	4.658	4.415	4.238	0.196	<0.001 ^a	<0.001 ^a	4.316	4.090	3.793	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a
$Depth_1$	51	43	49	<0.001 ^a	0.001 ^a	0.001 ^a	38	33	37	<0.001 ^a	0.098 ^c	153
$Depth_5$	74	61	72	<0.001 ^a	0.001 ^a	0.001 ^a	58	50	56	<0.001 ^a	0.005 ^a	202
$SDepth_1$	1,339	1,221	1,346	<0.001 ^a	0.786	1,113	1,057	1,159	1,159	0.002 ^a	0.013 ^b	2,942
$SDepth_5$	1,982	1,817	1,975	<0.001 ^a	0.716	1,740	1,629	1,757	1,757	<0.001 ^a	0.532	3,704
STD	0.280	0.296	0.263	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.287	0.301	0.269	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.218
PK	0.102	0.113	0.091	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.108	0.117	0.096	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.056
$ASSC_5$	0.073	0.088	0.076	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.076	0.087	0.080	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.042
$ASSC_{30}$	0.081	0.096	0.084	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.085	0.098	0.089	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.045
$R_ASSC_5(\%)$	0.326	0.342	0.311	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.332	0.348	0.315	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.273
$R_ASSC_{30}(\%)$	0.360	0.378	0.345	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.368	0.389	0.350	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.293

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

2. 依外資持股比率區分之樣本

依外資持股比率區分之樣本 34 號公報實施前後平均數差異檢定的實證結果如表 4 所示，以下本研究將依序陳述 34 號公報對市場流動性、市場波動性與市場效率性變數之影響。

(1) 市場流動性

實證結果發現，最高、高、中、低、最低外資持股比率等五個群組在 34 號公報實施後上半年中，實質價差 ($Spread_{effective}$)、報價價差 ($Spread_{quote}$)、相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$) 與相對報價價差 (R_Spread_{quote}) 皆顯著的提高，且達 1% 的顯著水準；多數的實證結果亦指出，最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($\$Depth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($\$Depth_5$) 皆降低。但在 34 號公報實施後下半年中，市場流動性則已改善，尤其最高、高、低、最低外資持股等四個群組之相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$) 與相對報價價差 (R_Spread_{quote}) 皆顯著低於公報實施前的水準。上述實證結果與整體樣本相符，34 號公報實施初期，雖對證券市場造成之衝擊，導致市場流動性變差，但在 34 號公報實施後下半年中，市場流動性已改善，並有提升之趨勢，

有趣的是，本研究另發現最低與低外資持股群組在 34 號公報實施前的相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$) 平均數分別為 0.514% 與 0.448%，最高與高外資持股群組則分別為 0.278% 與 0.337%，故較低外資持股群組之買賣價差高於較高外資持股群組；最低與低外資持股群組在 34 號公報實施前的最佳一檔市場深度 ($Depth_1$) 平均數分別為 20 筆與 30 筆，最高與高外資持股群組則分別為 87 筆與 69 筆，顯示較低外資持股群組之深度則高於較高外資持股群組，且其餘變數與公報實施後皆有此現象。此結果表示，外資持股比率較高的公司，其市場流動性較佳，反之則流動性較差，故較高外資持股比率的企業，似乎較受投資者青睞。

(2) 市場波動性

本研究發現最低、低、中、高、最高外資持股等群組在 34 號公報實施前的日內股票報酬標準差 (STD) 平均數分別為 0.362、0.322、0.278、0.236、0.188；Parkinson 全距估計量 (PK) 平均數分別為 0.122、0.111、0.105、0.098、0.071，且公報實施後仍有此現象。因此，外資持股比率較高的公司，其市場波動性較低。

雖然不同外資持股群組之市場波動性有所差異，但 34 號公報實施前後之波動性差異的檢定結果一致。最高、高、中、低、最低外資持股等五個群組皆具有相同的檢定結果，日內股票報酬標準差 (*STD*) 與 Parkinson 全距估計量 (*PK*) 在 34 號公報實施後上半年中皆顯著提高；而在 34 號公報實施後下半年中則顯著降低，與整體樣本的檢定結果相同。此發現意涵，34 號公報之實施雖使 2006 年上半年之市場波動性提高，但 2006 年下半年則有助於減緩市場波動性，與 Baumann & Nier (2004) 所指出資訊揭露程度對市場波動性具有負向影響之結果相符。

(3) 市場效率性

依外資持股比率區分樣本之效率性實證結果指出，與整體樣本一致，最高、高、中、低、最低外資持股等五個群組在 34 號公報實施後上半年中，四個逆選擇的價差成份雖顯著提高，但在 34 號公報實施後下半年中則有降低的趨勢。其中，最高、高、低、最低外資持股等四個群組之相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 與相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30})，更顯著低於 34 號公報實施前的水準，資訊不對稱的程度較實施前低。

另外，本研究發現外資持股比率愈高之群組，不論在 34 號公報實施前或實施後，皆具有較低的相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 與相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30})。本研究推測較高外資持股群組的相對逆選擇成份，比較低外資持股群組為低的原因，可能反應出較高外資法人持股的公司比一般投資者重視財務資訊，包括長短期投資與衍生性金融商品的資訊。Shiller & Pound (1989) 發現機構投資人進行投資分析的時間多於一般投資者；游智賢、賴育志 (1999)、高蘭芬 (2004) 則發現外資法人擁有較即時且品質較佳之市場訊息，使其迅速的反應市場之資訊。因此，較低外資持股比率的公司，資訊不對稱的程度較低。

表 4 34 號公報實施前後平均數差異檢定：依外資持股比例區分樣本之實證結果

本研究期間涵蓋 2005 年 7 月 1 日至 2006 年 12 月 31 日，樣本公司包括 315 家上市公司（電子業 283 家；金融業 32 家），共取得 375 個交易日之口內資料，以 34 號公報 2006 年 1 月 1 日實施日為分界點，區分為實施前、實施後（上半年）、實施後（下半年）等三個期間（實施前共 127 個交易日；實施後（上半年）共 120 個交易日；實施後（下半年）共 128 個交易日）。採用的變數中，市場流動性變數包括買賣價差（*Spread_{intra}*）、報價價差（*Spread_{quote}*）、相對買賣價差（*R_Spread_{intra}*）、相對報價價差（*R_Spread_{quote}*）、成交量（*Volume*）、最佳報價市場深度（*Depth_1*）、最佳報價市場深度（*Depth_5*）以及最佳五檔市場價格深度（*SDepth_5*）；市場波動性的變數包括口內股票報酬標準差（*STD*）與 Parkinson 全日成交量（*PK*），由於變數的數值過小，故 *STD* 乘以 100；*PK* 乘以 10,000 表示之；市場效率性變數包含 5 分鐘逆選擇的價差成份（*ASSC_{intra}*）、30 分鐘逆選擇的價差成份（*ASSC_{intra,30}*）以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份（*R_ASSC_{intra,30}*）。此外，在檢定方法中，本研究採用 t 統計量檢定 34 號公報實施前後市場流動性、市場波動性、市場效率性變數是否有顯著之差異。最後，表格中標 a 表示遠 1% 的顯著水準；標 b 表示遠 5% 的顯著水準；標 c 表示遠 10% 的顯著水準。

	最高外資持股			中等外資持股			低外資持股						
	實施前 (A)	實施後 (B)	P-value (A-B)	實施前 (A)	實施後 (B)	P-value (A-B)	實施前 (A)	實施後 (B)	P-value (A-B)				
<i>Spread_{intra}</i>	0.130	0.145	<0.001*	0.104	0.112	0.106	0.246	0.079	0.077	0.071	0.085	0.076	<0.001*
<i>Spread_{quote}</i>	0.142	0.160	<0.001*	0.116	0.127	0.121	0.032 ^b	0.090	0.109	0.093	0.083	0.101	0.089
<i>R_Spread_{intra}</i> (%)	0.278	0.300	<0.001*	0.337	0.344	0.329	0.055 ^c	0.387	0.412	0.387	0.406	0.514	0.537
<i>R_Spread_{quote}</i> (%)	0.308	0.336	<0.001*	0.375	0.388	0.369	0.008 ^b	0.440	0.475	0.449	0.474	0.612	0.636
<i>Volume</i>	8,043	8,209	<0.001*	6,847	6,224	5,850	<0.001*	4,168	4,285	3,534	3,177	1,856	1,800
<i>Depth_1</i>	87	79	<0.001*	69	57	66	<0.001*	56	49	47	34	28	18
<i>Depth_5</i>	117	106	<0.001*	104	86	99	<0.001*	81	71	70	53	29	26
<i>SDepth_1</i>	3,473	3,235	0.004*	1,647	1,439	1,577	0.062 ^c	993	1,049	953	526	522	654
<i>SDepth_5</i>	4,923	4,544	0.001*	2,580	2,231	2,398	<0.001*	1,474	1,611	1,424	819	802	1,030
<i>STD</i>	0.188	0.205	<0.001*	0.236	0.247	0.230	<0.001*	0.278	0.295	0.276	0.322	0.329	0.289
<i>PK</i>	0.071	0.081	<0.001*	0.098	0.106	0.086	<0.001*	0.105	0.110	0.088	0.111	0.120	0.102
<i>ASSC_{intra}</i>	0.103	0.115	<0.001*	0.082	0.090	0.085	<0.001*	0.065	0.079	0.067	0.057	0.064	0.059
<i>ASSC_{intra,30}</i>	0.116	0.132	<0.001*	0.092	0.103	0.093	<0.001*	0.073	0.086	0.074	0.062	0.072	0.066
<i>R_ASSC_{intra,30}</i> (%)	0.222	0.243	<0.001*	0.273	0.285	0.272	0.001*	0.322	0.344	0.330	0.372	0.379	0.336
<i>R_ASSC_{intra,30}</i> (%)	0.256	0.279	<0.001*	0.302	0.322	0.298	<0.001*	0.354	0.378	0.363	0.405	0.418	0.372

3. 依規模區分之樣本

依規模區分之樣本 34 號公報實施前後平均數差異檢定的實證結果如表 5 所示，以下本研究將依序分析 34 號公報對市場流動性、市場波動性與市場效率性變數之影響。

(1) 市場流動性

本研究發現最大、大、中、小規模、最小規模等五個群組在 34 號公報實施後上半年中，四個價差變數皆顯著的提高；最佳一檔市場深度 ($Depth_1$) 與最佳五檔市場深度 ($Depth_5$) 則顯著的降低，故市場流動性在公報實施初期反而降低。然而，在 34 號公報實施後下半年中，最大、大、中、小、最小規模等五個群組的相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$) 與相對報價價差 (R_Spread_{quote}) 皆顯著降低，並至少達 10% 的顯著水準，故部分實證結果顯示市場流動性在公報實施下半年中已有提高，與 Alaraini et al. (2003) 探討美國財務會計準則第 95 號公報實施之市場反應一致。

此外，本研究另發現較小規模群組的相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$) 與相對報價價差 (R_Spread_{quote}) 皆高於較大規模群組；較小規模群組的市場深度則低於較大規模群組，此表示較小規模群組的流動性較差，規模較大的公司，市場流動性較佳。

(2) 市場波動性

檢視五種不同規模大小群組 34 號公報實施前後之市場波動性變數平均數可得知，規模愈大的群組，市場波動性愈低。另外，不同規模群組的波動性雖不同，但 34 號公報實施前後皆得到相同的檢定結果，其中最大、大、中、小、最小規模等五個群組之日內股票報酬標準差 (STD) 與 Parkinson 全距估計量 (PK) 在 34 號公報實施後上半年皆顯著提高，而公報實施後下半年則顯著降低。此與整體樣本的檢定結果相同，在 34 號公報實施後下半年證券市場的波動性已減緩，符合 Baumann & Nier (2004) 之論點。

(3) 市場效率性

Vermaelen (1981)、Lang & Lundholm (1993) 與胡星陽、陳建宏 (2005) 皆認為公司規模越小者，其資訊不對稱的程度愈高。本研究的實證結果亦發現此現象，最小、小、中、大、最大規模等群組在 34 號公報實施前的相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 平均數分別為 0.589%、0.352%、0.250%、0.237%、0.195%；相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30}) 平均數分

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

別為 0.646%、0.387%、0.272%、0.263%、0.225%，且公報實施後仍有此現象。因此，規模大小不同的公司，將具有不同資訊不對稱的程度，而規模愈小的公司，其逆選擇的價差成份愈高，資訊不對稱的問題愈嚴重。

進一步探究 34 號公報實施前後之市場效率性差異，多數實證結果指出樣本股票在公報實施後下半年中，資訊不對稱的程度降低，市場效率性已有所提升。其中，最大規模群組在 34 號公報實施前的 5 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-5}$)、30 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-30}$)、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 與相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30}) 分別為 0.101、0.114、0.195% 與 0.225%；公報實施後上半年則提高為 0.106、0.125、0.199%、0.238%；公報實施後下半年則又下降至 0.101、0.111、0.193%、0.216%，此意涵資訊不對稱的程度在公報實施後下半年中已降低。其餘包括大、中、小、最小規模等群組的實證結果，亦存在 34 號公報實施初期，市場效率性降低，但隨後市場效率性提升之現象。

表 5 34 號公報實施前後平均數差異檢定：依規模區分樣本之實證結果

本研究期間涵蓋 2005 年 7 月 1 日至 2006 年 12 月 31 日，樣本公司包括 315 家上市公司（電子業 283 家；金融業 32 家），共取得 375 個交易日之日內資料，以 34 號公報 2006 年 1 月 1 日實施日為分界點，區分為實施前、實施後（上半年）、實施後（下半年）等三個期間（實施前共 127 個交易日；實施後（上半年）共 128 個交易日）。採用的變數中，市場流動性變數包括買賣價差（ $Spread_{qtime}$ ）、報價價差（ $Spread_{qtime}$ ）、相對報價價差（ R_Spread_{qtime} ）、成交單（ $Volume$ ）、最佳一檔市場深度（ $Depth_1$ ）、最佳五檔市場深度（ $Depth_5$ ）、最佳一檔市場價格深度（ $SDepth_1$ ）以及最佳五檔市場價格深度（ $SDepth_5$ ）；市場波動性的變數包括日內股票報酬標準差（ STD ）與 Parkinson 全距估計量（ PK ），由於變數的數值過小，故 STD 乘以 100； PK 乘以 10,000 表示之；市場效率性變數包含 5 分鐘逆選擇的價差成份（ $ASSC_{5min}$ ）、30 分鐘逆選擇的價差成份（ $ASSC_{30min}$ ）以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份（ R_ASSC_{30min} ）。此外，在檢定方法中，本研究採用 t 統計量檢定 34 號公報實施前後市場流動性、市場波動性、市場效率性等變數是否有顯著的差異。最後，表格中上標 a 表示達 1% 的顯著水準；上標 b 表示達 5% 的顯著水準；上標 c 表示達 10% 的顯著水準。

	最大規模			中規模			小規模			最小規模													
	實施前 (A)	實施後 (B)	實施後 (C)	實施前 (A)	實施後 (B)	實施後 (C)	實施前 (A)	實施後 (B)	實施後 (C)	實施前 (A)	實施後 (B)	實施後 (C)	P-value (A-B)	P-value (A-C)	P-value (A-B)	P-value (A-C)							
$Spread_{qtime}$	0.130	0.136	0.129	0.054 ^c	0.664	0.096	0.113	0.100	<0.001 ^a	0.007 ^b	0.084	0.101	0.089	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.079	0.087	0.080	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.122
$Spread_{time}$	0.137	0.144	0.136	0.048 ^b	0.764	0.106	0.126	0.113	<0.001 ^a	0.001 ^a	0.096	0.116	0.104	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.083	0.095	0.088	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.372
$R_Spread_{qtime}(\%)$	0.246	0.249	0.241	0.028 ^b	0.004 ^a	0.296	0.304	0.288	0.003 ^b	0.001 ^a	0.304	0.313	0.297	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.426	0.452	0.412	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.627
$R_Spread_{time}(\%)$	0.255	0.260	0.251	0.014 ^b	0.025 ^b	0.322	0.335	0.317	<0.001 ^a	0.099 ^b	0.341	0.354	0.336	<0.001 ^a	0.040 ^b	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.492	0.529	0.479	<0.001 ^a	0.019 ^b	0.857
$Volume$	12,464	12,986	11,057	0.014 ^b	<0.001 ^a	5,625	5,184	4,608	<0.001 ^a	<0.001 ^a	3,625	3,917	3,479	0.001 ^a	0.063 ^b	0.001 ^a	0.001 ^a	2,217	2,055	2,234	0.005 ^a	0.754	863
$Depth_1$	151	139	147	<0.001 ^a	0.112	58	47	49	<0.001 ^a	<0.001 ^a	30	27	32	<0.001 ^a	0.008 ^b	<0.001 ^a	<0.001 ^a	23	22	22	<0.001 ^a	<0.001 ^a	14
$Depth_5$	210	195	207	<0.001 ^a	0.482	87	68	72	<0.001 ^a	<0.001 ^a	47	43	49	<0.001 ^a	0.037 ^b	<0.001 ^a	<0.001 ^a	36	31	33	<0.001 ^a	<0.001 ^a	20
$SDepth_1$	4,933	4,656	4,779	0.002 ^a	0.065 ^c	1,311	1,218	1,203	<0.001 ^a	<0.001 ^a	652	705	746	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	377	372	407	0.373	<0.001 ^a	167
$SDepth_5$	7,124	6,761	6,865	0.004 ^a	0.030 ^b	2,022	1,842	1,828	<0.001 ^a	<0.001 ^a	1,010	1,099	1,157	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	585	549	621	<0.001 ^a	<0.001 ^a	232
STD	0.160	0.165	0.153	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.207	0.218	0.201	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.225	0.235	0.216	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.310	0.326	0.295	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.486
PK	0.062	0.070	0.051	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.084	0.094	0.072	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.099	0.108	0.083	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.121	0.122	0.109	0.485	<0.001 ^a	0.139
$ASSC_5$	0.101	0.106	0.101	0.030 ^b	0.994	0.076	0.090	0.081	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.069	0.082	0.073	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.059	0.068	0.063	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.067
$ASSC_{30}$	0.114	0.125	0.111	<0.001 ^a	0.388	0.086	0.100	0.088	<0.001 ^a	0.095 ^c	0.076	0.090	0.079	<0.001 ^a	0.007 ^b	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.065	0.075	0.071	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.073
$R_ASSC_5(\%)$	0.195	0.199	0.193	0.010 ^b	0.168	0.237	0.247	0.237	<0.001 ^a	0.762	0.250	0.257	0.246	<0.001 ^a	0.054 ^b	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.352	0.377	0.345	<0.001 ^a	<0.001 ^a	0.589
$R_ASSC_{30}(\%)$	0.225	0.238	0.216	<0.001 ^a	0.003 ^a	0.263	0.273	0.256	0.003 ^a	0.025 ^b	0.272	0.281	0.265	0.003 ^a	0.019 ^b	0.003 ^a	0.019 ^b	0.387	0.417	0.388	<0.001 ^a	0.795	0.646

(二) 以二階段最小平方法檢定 34 號公報實施對證券市場之衝擊

本研究參考 Wang & Yau (2000) 之研究，考量價差 (*Spread*)、成交量 (*Volume*) 與波動性 (*VAR*) 內生性的問題，採用二階段最小平方法進行迴歸分析，並納入 34 號公報實施虛擬變數 (*34_dummy*)，以探究 34 號公報實施對於市場流動性、市場波動性與市場效率性之影響¹⁶，實證結果如表 5 所示。其中，與 Wang & Yau (2000) 之研究結果相符，本研究發現價差 (*Spread*)、成交量 (*Volume*) 與波動性 (*VAR*) 的確存在內生性之關係，且應變數為價差 (*Spread*) 與成交量 (*Volume*) 之迴歸模型具有較高的調整後判定係數 ($Adj.R^2$)。

值得注意的是，二階段最小平方法的檢測結果指出，在 34 號公報實施後的上半年中 (表 6 Panel A)，34 號公報實施虛擬變數對價差與波動性皆具有顯著的正向影響¹⁷。此意涵 34 號公報的實施，使得實施初期的市場流動性降低、市場波動性提高與市場效率性降低。然而，在 34 號公報實施後的下半年中 (表 6 Panel B)，34 號公報實施虛擬變數則對價差與波動性皆存在顯著的負向影響。換言之，34 號公報的實施，亦造成實施後半年的市場流動性提升、市場波動性降低與市場效率性提高。上述結果與表 3 至表 5 中，多數 34 號公報實施前後平均數差異檢定的結果一致，再次證明 34 號公報的實施的確對證券市場產生衝擊。

本研究推測，34 號公報的實施，初期雖對市場流動性與市場效率性具有負面的影響，同時促使市場波動性提高，但此或許係因投資者對此公報尚未完全熟悉，加上新公報實施增加損益表與資產負債表之波動性所導致。然而，隨著時間經過，34 號公報對於財務資訊更加透明之優點已呈現，不僅使市場流動性與市場效率性提升，市場波動性亦降低。

¹⁶ 為節省篇幅，本研究並未列示其他變數之實證結果，僅列示 34 號公報實施虛擬變數 (*34_dummy*)，以探究 34 號公報實施對於證券市場之衝擊。

¹⁷ 為節省篇幅，本研究並未列示波動性 (*VAR*) 為日內股票報酬標準差 (*STD*)，但其與波動性 (*VAR*) 為 Parkinson 全距估計量 (*PK*) 的實證結果一致。

表 6 34 號公報實施對證券市場之衝擊：二階段最小平方方法迴歸結果

本研究參考 Wang & Yau (2000) 之研究，考量價差 (*Spread*)、成交量 (*Volume*) 與波動性 (*VAR*) 內生性的問題，採用二階段最小平方方法進行迴歸分析。其中，本研究區分二組樣本進行迴歸分析，包括 34 號公報實施前與 34 號公報實施後上半年之比較，以及 34 號公報實施前與 34 號公報實施後下半年之比較。在 34 號公報實施後上半年中，當樣本期間為 2006 年 1 月 1 日至 2006 年 6 月 30 日者，則 34 號公報實施虛擬變數 (*34_dummy*) 設為 1，而樣本期間為 2005 年 6 月 30 日至 2005 年 12 月 31 日者，則 34 號公報實施虛擬變數 (*34_dummy*) 設為 0；在 34 號公報實施後下半年中，當樣本期間為 2006 年 6 月 30 日至 2006 年 12 月 31 日者，則 34 號公報實施虛擬變數 (*34_dummy*) 設為 1，而樣本期間為 2005 年 6 月 30 日至 2005 年 12 月 31 日者，則 34 號公報實施虛擬變數 (*34_dummy*) 設為 0。再者，價差 (*Spread*) 包括實質價差 (*Spread_{effective}*)、報價價差 (*Spread_{quote}*)、相對實質價差 (*R_Spread_{effective}*)、相對報價價差 (*R_Spread_{quote}*)、5 分鐘逆選擇的價差成份 (*ASSC_{HS-5}*)、30 分鐘逆選擇的價差成份 (*ASSC_{HS-30}*)、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (*R_ASSC_{HS-5}*) 以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (*R_ASSC_{HS-30}*) 等變數；波動性 (*VAR*) 變數為 Parkinson 全距估計量 (*PK*)。此外，控制變數包括市場指數水準 (*MKT*)、無風險利率 (*RF*)、日內股價 (*lnPRICE*) 與日交易規模 (*TS*)。最後，表格中上標 a 表示達 1% 的顯著水準；上標 b 表示達 5% 的顯著水準；上標 c 表示達 10% 的顯著水準。

Panel A 34 號公報實施前 vs. 34 號公報實施後 (上半年：2006/01/01~2006/06/30)						
應變數		<i>Spread_{effective}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	18.0600 ^a	<0.0001	109.3500 ^c	0.0762	0.0073 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.8653		0.7934		0.1781	
應變數		<i>Spread_{quote}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	23.5800 ^a	<0.0001	117.7900 ^c	0.0568	0.0073 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.8554		0.7926		0.1780	
應變數		<i>R_Spread_{effective}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	0.8000 ^a	<0.0001	75.0400	0.2161	0.0076 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.5892		0.7986		0.1780	
應變數		<i>R_Spread_{quote}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	1.0300 ^a	<0.0001	87.0600	0.1539	0.0076 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.6278		0.7966		0.1781	
應變數		<i>ASSC_{HS-5}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	22.4300 ^a	<0.0001	108.4600 ^b	0.0108	0.0075 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.7860		0.7936		0.1788	
應變數		<i>ASSC_{HS-30}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	40.3200 ^a	<0.0001	87.1000	0.1585	0.0075 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.5601		0.7916		0.1790	
應變數		<i>R_ASSC_{HS-5}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	0.7500 ^a	<0.0001	81.3500	0.1815	0.0077 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.5234		0.7977		0.1791	
應變數		<i>R_ASSC_{HS-30}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	1.0100 ^a	<0.0001	71.7700	0.2414	0.0077 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.3496		0.7942		0.1792	

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

表 6 34 號公報實施對證券市場之衝擊：二階段最小平方法迴歸結果（續）

Panel B 34 號公報實施前 vs. 34 號公報實施後（下半年：2006/07/01~2006/12/31）						
應變數		<i>Spread_{effective}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	-9.3000 ^a	0.0004	-453.7000 ^a	<0.0001	-0.0055 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.8728		0.7739		0.1770	
應變數		<i>Spread_{quote}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	-8.0000 ^a	0.0089	-454.4000 ^a	<0.0001	-0.0055 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.8661		0.7735		0.1771	
應變數		<i>R Spread_{effective}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	-0.8000 ^a	<0.0001	-438.1000 ^a	<0.0001	-0.0054 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.5859		0.7791		0.1774	
應變數		<i>R Spread_{quote}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	-0.9000 ^a	<0.0001	-444.2000 ^a	<0.0001	-0.0054 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.6290		0.7773		0.1775	
應變數		<i>ASSC_{HS-5}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	-6.8000 ^b	0.0124	-450.0000 ^a	<0.0001	-0.0054 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.7860		0.7748		0.1779	
應變數		<i>ASSC_{HS-30}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	-14.1000 ^a	0.0021	-438.7000 ^a	<0.0001	-0.0054 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.5758		0.7734		0.1783	
應變數		<i>R ASSC_{HS-5}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	-0.6000 ^a	<0.0001	-436.3000 ^a	<0.0001	-0.0054 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.5160		0.7792		0.1782	
應變數		<i>R ASSC_{HS-30}</i>		<i>lnVolume</i>		<i>PK</i>
自變數	係數	p-value	係數	p-value	係數	p-value
<i>34_dummy</i>	-0.6000 ^a	0.0019	-428.2000 ^a	<0.0001	-0.0054 ^a	<0.0001
Adj.R ²	0.3618		0.7766		0.1785	

(三) 穩健性檢測

1. 季節性檢測

為避免本研究的實證結果係受到投資行為之季節性所造成，本研究除了比較實證變數第 3、第 4 季增減差與第 1、第 2 季增減差之外，並直接將三年間的市場流動性、市場波動性與市場效率性變數之季增減率與季增減差繪圖¹⁸，統計結果如表 7 與圖 1 至圖 5 所示¹⁹。本研究發現近年來台灣股票市場中，市場流動性、市場波動性與市場效率性並無季節性之現象，即季增減差在一年內的特定季節中，並不具有特高或特低之季節性趨勢。

其中，第 3、第 4 季增減差平均數與第 1、第 2 季增減差平均數之差異，僅報價價差、成交量、最佳一檔市場深度、最佳五檔市場深度、最佳一檔市場價格深度、最佳五檔市場價格深度達統計上之顯著水準，其餘變數皆不顯著。再者，進一步由市場波動性、市場波動性與市場效率性變數季增減差趨勢圖即可得知，各變數季增減差在一年內的特定季節中，並未發現存在特高或特低之季節性趨勢，皆無季節性的趨勢。由上述發現可得知，本研究的實證結果並未受到投資行為之季節性所影響，間接提高本研究實證結果的穩健性。

¹⁸ 本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。另外，由於季增減率與季增減差存在相同的走勢，且為節省篇幅，本研究僅列示部分季增減差之圖形，若讀者對各變數季增減率趨勢圖有興趣，歡迎向作者索取。

¹⁹ 節省篇幅，本研究僅列示相對實質價差季增減差、成交量季增減差、最佳一檔市場價格深度季增減差、Parkinson 全距估計量季增減差以及相對 5 分鐘逆選擇的價差成份季增減差等趨勢圖，若讀者對其他變數之季增減差趨勢圖有興趣，歡迎向作者索取。

表 7 季增減差檢定

本研究將 2004 年、2005 年及 2006 年相關變數之第 3 季、第 4 季增減差，與 2005 年、2006 年及 2007 年相關變數之第 1 季、第 2 季增減差進行平均數檢定。採用的變數中，市場流動性變數包括實質價差 ($Spread_{effective}$)、報價價差 ($Spread_{quote}$)、相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$)、相對報價價差 (R_Spread_{quote})、成交量 ($Volume$)、最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($\$Depth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($\$Depth_5$)；市場波動性的變數包括日內股票報酬標準差 (STD) 與 Parkinson 全距估計量 (PK)，由於二變數的數值過小，故 STD 乘以 100； PK 乘以 10,000 表示之；市場效率性變數包含 5 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-5}$)、30 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-30}$)、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30})。此外，在檢定方法中，本研究採用 t 統計量進行季增減差檢定。最後，表格中上標 a 表示達 1% 的顯著水準；上標 b 表示達 5% 的顯著水準；上標 c 表示達 10% 的顯著水準。

變數	統計量	第 3、第 4 季增減差	第 1、第 2 季增減差	p-value (A-B)
		平均數 (A)	平均數 (B)	
$Spread_{effective}$		-0.006	-0.004	0.195
$Spread_{quote}$		-0.007	-0.004	0.018 ^b
$R_Spread_{effective}$ (%)		-0.032	-0.035	0.476
R_Spread_{quote} (%)		-0.043	-0.038	0.698
$Volume$		5	-13	<0.001 ^a
$Depth_1$		8	-16	<0.001 ^a
$Depth_5$		756	360	<0.001 ^a
$\$Depth_1$		139	-260	<0.001 ^a
$\$Depth_5$		208	-317	<0.001 ^a
STD		-0.019	-0.011	0.122
PK		0.005	0.004	0.541
$ASSC_5$		-0.004	-0.003	0.283
$ASSC_{30}$		-0.003	-0.002	0.252
R_ASSC_5 (%)		-0.021	-0.025	0.400
R_ASSC_{30} (%)		-0.022	-0.019	0.707

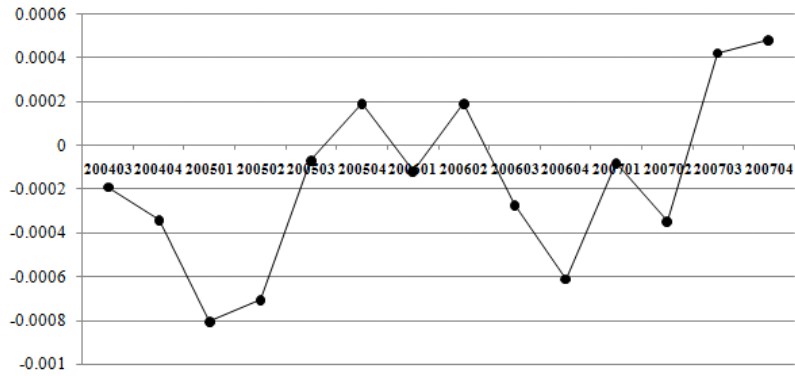


圖 1 相對實質價差季增減差趨勢圖

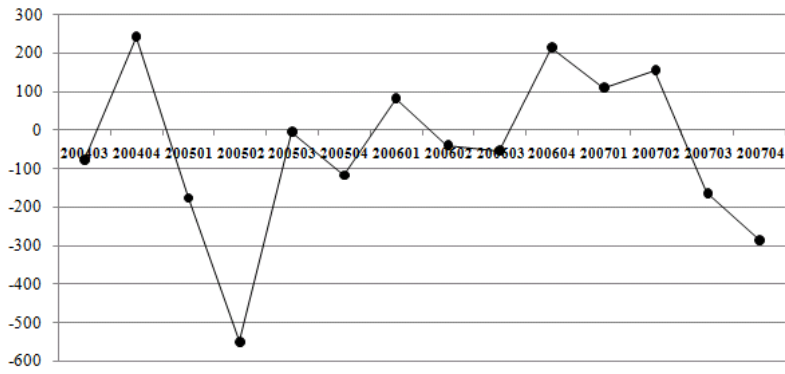


圖 2 最佳一檔市場價格深度季增減差趨勢圖

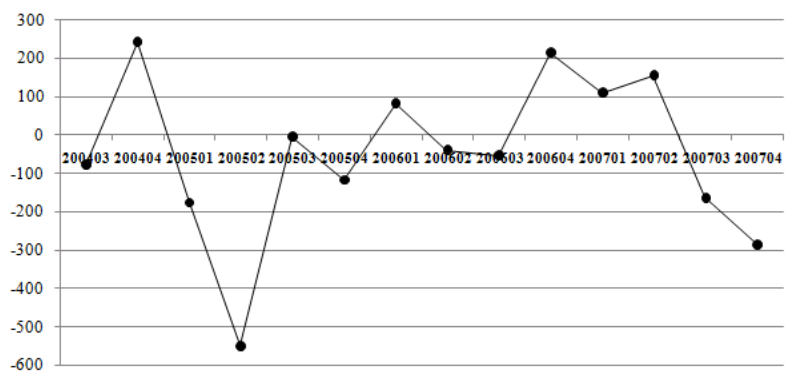


圖 3 最佳一檔市場價格深度季增減差

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

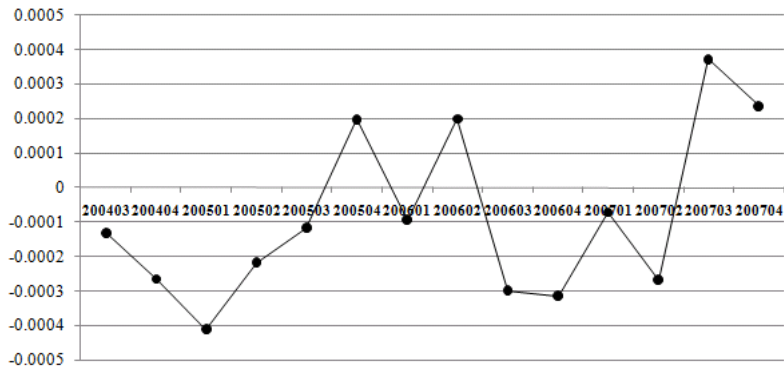


圖 4 Parkinson 全距估計量季增減差趨勢圖

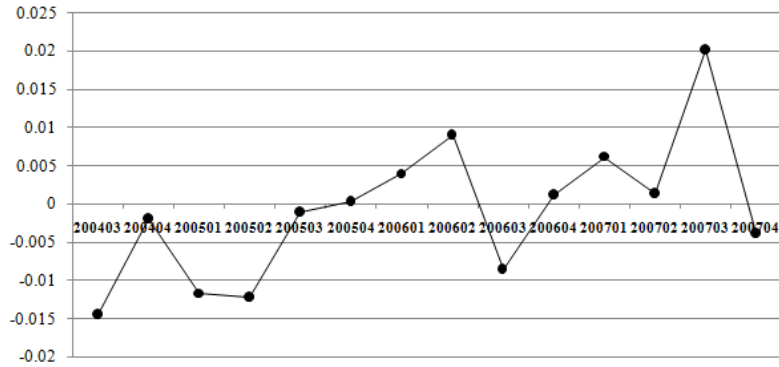


圖 5 相對 5 分鐘逆選擇的價差成份季增減差趨勢圖

2. 對照樣本之比較

由於 34 號公報係金融商品之會計處理的重大變革，對於本研究所採納衍生性金融商品操作比重高的台灣上市電子業與金融業公司將影響甚鉅。然而，若整體市場在 34 公報實施後之市場反應皆相同，則 34 公報對市場流動性、市場波動性與市場效率性之影響將有限，可能尚有其他共同原因，導致整體股票市場產生共同的變化。

為排除此疑慮，本研究篩選傳統產業中，水泥工業、食品工業、塑膠工業、紡織纖維、電機機械、電器電纜、玻璃陶瓷、造紙工業、鋼鐵工業、橡膠工業作為對照組，進行穩健性的檢測²⁰。實證結果顯示（表 8），34 號實施公報後，傳統產業多數的市場流動性、市場波動性與市場效率性變數之市場反應，與本研究的樣本之實證結果並不相同。因此，此發現能間接支持本研究的主要推論。

²⁰ 本文作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

其中，對照樣本的相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$) 與相對報價價差 (R_Spread_{quote}) 在 34 號公報實施後顯著降低，而成交量 ($Volume$)、最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($\$Depth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($\$Depth_5$) 在 34 號公報實施後則提高，且除了最佳一檔市場深度 ($Depth_1$) 之外，皆達統計上的顯著水準。再者，對照樣本的日內股票報酬標準差 (STD)、Parkinson 全距估計量 (PK)、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30}) 皆未達統計上之顯著水準，上述發現皆異於本研究所採用之樣本的實證結果。

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

表 8 對照樣本之檢測

對照樣本中，包括水泥工業、食品工業、塑膠工業、紡織纖維、電機機械、電器電纜、玻璃陶瓷、造紙工業、鋼鐵工業、橡膠工業等傳統產業。採用的變數中，市場流動性變數包括實質價差 ($Spread_{effective}$)、報價價差 ($Spread_{quote}$)、相對實質價差 ($R_Spread_{effective}$)、相對報價價差 (R_Spread_{quote})、成交量 ($Volume$)、最佳一檔市場深度 ($Depth_1$)、最佳五檔市場深度 ($Depth_5$)、最佳一檔市場價格深度 ($\$Depth_1$) 以及最佳五檔市場價格深度 ($\$Depth_5$)；市場波動性的變數包括日內股票報酬標準差 (STD) 與 Parkinson 全距估計量 (PK)，由於二變數的數值過小，故 STD 乘以 100； PK 乘以 10,000 表示之；市場效率性變數包含 5 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-5}$)、30 分鐘逆選擇的價差成份 ($ASSC_{HS-30}$)、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-5}) 以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份 (R_ASSC_{HS-30})。此外，在檢定方法中，本研究採用 t 統計量檢定 34 號公報實施前後市場流動性、市場波動性以及市場效率性等變數是否有顯著的差異。最後，表格中上標 a 表示達 1% 的顯著水準；上標 b 表示達 5% 的顯著水準；上標 c 表示達 10% 的顯著水準。

變數	統計量	對照樣本		
		實施前	實施後 (2006/01/01~2006/06/30)	平均數差異 P-value
	$Spread_{effective}$	0.072	0.075	-0.004 <0.001 ^a
	$Spread_{quote}$	0.089	0.091	-0.002 0.080 ^c
	$R_Spread_{effective}$ (%)	0.761	0.741	0.020 0.025 ^b
	R_Spread_{quote} (%)	0.951	0.903	0.047 <0.001 ^a
	$Volume$	1,696	2,797	-1,101 <0.001 ^a
	$Depth_1$	34	34	-1 0.359
	$Depth_5$	45	46	-1 0.083 ^c
	$\$Depth_1$	571	638	-67 <0.001 ^a
	$\$Depth_5$	739	822	-83 <0.001 ^a
	STD	0.487	0.488	0.000 0.958
	PK	0.082	0.081	0.002 0.963
	$ASSC_5$	0.058	0.062	-0.004 <0.001 ^a
	$ASSC_{30}$	0.061	0.067	-0.005 <0.001 ^a
	R_ASSC_5 (%)	0.613	0.606	0.007 0.326
	R_ASSC_{30} (%)	0.653	0.655	-0.002 0.802

肆、結論

財團法人中華民國會計研究發展基金會在 2005 年 9 月 22 日發布 34 號公報「金融商品之會計處理準則」，並於 2006 年第一季起開始實施，該公報最主要的內容即在於使公司所持有金融商品的真實價值能夠充份反應於財務報表中。本文即從市場微結構的角度切入，探究 34 號公報實施對於市場流動性、波動性與效率性之影響。

本研究的實證結果指出，在 34 號公報實施後上半年中，整體樣本的實質價差、報價價差、相對實質價差與相對報價價差顯著上升，最佳一檔市場深度、最佳五檔市場深度、最佳一檔市場價格深度以及最佳五檔市場價格深度顯著下降；日內股票報酬標準差與 Parkinson 全距估計量則顯著的增加；而 5 分鐘逆選擇的價差成份、30 分鐘逆選擇的價差成份、相對 5 分鐘逆選擇的價差成份以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份則顯著提高，此顯示證券市場之流動性降低、波動性提高與效率性變差。然而，在 34 號公報實施後下半年中，相對實質價差與相對報價價差的平均數已低於公報實施前的水平，且市場深度亦有提升的趨勢；而日內股票報酬標準差、Parkinson 全距估計量、對 5 分鐘逆選擇的價差成份以及相對 30 分鐘逆選擇的價差成份皆顯著降低。因此，市場流動性與市場效率性已有提升的現象，同時市場波動性則降低。再者，本研究依樣本公司外資持股比率高低與公司規模大小區分群組後所進行之檢測，亦支持上述發現。此外，由二階段最小平方法的檢測結果可再次獲得驗證，本研究發現在 34 號公報實施後的上半年中，34 號公報實施虛擬變數對價差與波動性皆具有顯著的正向影響，34 號公報實施將提高價差與波動性；而在 34 號公報實施後的下半年中，34 號公報實施虛擬變數則對價差與波動性皆存在顯著的負向影響，34 號公報實施將降低價差與波動性。

本研究推測，34 號公報的實施，初期雖對市場流動性與市場效率性具有負面的影響，同時促使市場波動性提高，但此或許係因新公報實施，使得公司財務報表易受金融商品的影響，增加會計盈餘之波動性所導致。然而，隨著時間經過，34 號公報對於財務資訊更加透明之優點已呈現，不僅使市場流動性與市場效率性提升，市場波動性亦降低。值得一提的是，在納入實證變數季增減差檢定、季增減差與季增減率繪圖，以及對照樣本之檢測等多方穩健性檢測下，皆能間接支持本研究之推論。

總而言之，34 號公報實施的確對證券市場造成衝擊，尤其在公報實施後下半年中，證券市場的流動性已逐漸提升、波動性已減緩而逆選擇成份已降

以市場微結構之觀點探討財務會計準則 34 號公報對金融業與電子業的影響

低。在新公報的規範下，企業將提供更透明的財務資訊給予投資者參考，使投資者預測與評估證券價值的精確性提高，降低資訊不對稱的程度。對於證券市場而言，新公報的實施有其正面的意義，亦產生實質上的助益。因此，未來冀望政府相關單位能制定或修定更多有益於提升資訊透明度的法規與政策，以加強保護投資者的權益。另外，公司管理當局則應思考對策，避免獲利與股東權益的波動幅度過大，進而影響投資者的權益。

參考文獻

- 王毓敏，2002，「台股指數期貨與股票市場交易活動對於波動性的影響」，證券市場發展季刊，14卷2期：49~70。
- 朱冠樺，2005，透明度與市場績效：台灣股票市場之實證，國立高雄第一科技大學財務管理研究所碩士論文。
- 李建然、周俊德，2002，「管理當局信譽與自願性盈餘預測資訊內涵關係之研究」，會計評論，34期：77~99。
- 李智雯，2004，「財務會計準則公報第三十四號對我國金融市場之影響」，證券暨期貨月刊，22卷9期：70~74。
- 林宗群，2009，三十四號、三十五號會計公報對盈餘波動性與市場評價關連性的影響，國立高雄第一科技大學財務管理研究所碩士論文。
- 胡星陽、陳建宏，2005，「上市公司內部人日內買賣時點選擇能力之分析」，中山管理評論，13卷2期：451~478。
- 高蘭芬，2004，「會計資訊對外資持股調整影響之研究」，中山管理評論，12卷3期：441~464。
- 張仲岳、梁鈺涓，2001，「所得稅暨退休金會計準則公報攸關性資訊品質之探討」，會計評論，33期：27~55。
- 張瑞當、林國欽、沈文華、侯佩秀，2007，「高階經理人薪酬績效敏感度對自願性資訊發佈之影響」，會計與公司治理，4卷1期：57~84。
- 郭時維，2006，「淺談財務會計準則第三十四號公報」，華南金控，39期：6~12。
- 陳培林，2004，台灣證券集中市場新交易制度對市場流動性、波動性及效率性之影響，國立高雄第一科技大學財務管理研究所碩士論文。
- 陳雅雯，2006，台灣電子業操作衍生性商品避險與公司特質之關聯性，國立交通大學經營管理研究所碩士論文。
- 游智賢、賴育志，1999，「外資資訊領先地位之探討」，財務金融學刊，7卷3期：2~26。
- 黃玉娟、陳培林、鄭堯任，2007，「交易機制改變對市場績效之影響：透明度與撮合頻率之探討」，證券市場發展季刊，19卷1期：133~158。
- 黃金澤，2004，「談財會公報34號下之公平價值衡量（下）」，會計研究月刊，221期：

- 78~82。
- 黃金澤，2005，「三十四、三十六號公報與財務會計觀念架構之應用（下）」，會計研究月刊，237期：82~87。
- 黃雅瑋、賴靜惠、陳育成，2006，「盈餘宣告對價量、買賣價差之影響」，證券市場發展季刊，18卷4期：1~32。
- 劉玉珍、藍新仁，1994，「臺灣集中交易市場與櫃檯買賣市場之變現能力分析」，證券市場發展季刊，7卷1期：79~101。
- 羅贊興、侯采雯、章友馨、謝兆恩，2004，「公平價值會計之國際規範與我國現行制度之研析」，證券暨期貨月刊，22卷9期：17~33。
- Ahmed, A. S. and Schneible, R. A., 2007, "The Impact of Regulation Fair Disclosure on Investors' Prior Information Quality-Evidence from an Analysis of Changes in Trading Volume and Stock Price Reactions to Earnings Announcements," **Journal of Corporate Finance**, Vol. 13, No. 2-3, 282-299.
- Alaraini, S. A., Healy, J. P., and Stephens, R. G., 2003, "SFAS 95 Cash Flow Information and Securities Valuation," **Research in Accounting Regulation**, Vol. 16, 243-255.
- Barclay, M. and Smith, C., 1988, "Corporate Payout Policy: Cash Dividends versus Open Market Repurchases," **Journal of Financial Economics**, Vol. 22, No. 1, 61-82.
- Baumann, U. and Nier, E., 2004, "Disclosure, Volatility, and Transparency: An Empirical Investigation into the Value of Bank Disclosure," **FRBNY Economic Policy Review**, Vol. 10, No. 2, 31-45.
- Becker, S., 1983, "Variance of Security Price Returns Based on High, Low, and Closing Prices," **Journal of Business**, Vol. 56, No. 1, 97-112.
- Bloomfield, R. and O'Hara, M., 1999, "Market Transparency: Who Wins and Who Loses?" **Review of Financial Studies**, Vol. 12, No. 1, 5-35.
- Brockman, P. and Chung, D. Y., 1999, "An Analysis of Depth Behavior in an Electronic, Order-Driven Environment," **Journal of Banking and Finance**, Vol. 23, No. 12, 1861-1886.
- Chiyachantana, C., Jiang, C., Taechapiroontong, N., and Wood, R., 2004, "The Impact of Regulation Fair Disclosure on Information Asymmetry and Trading: An Intraday Analysis," **Financial Review**, Vol. 39, No. 4, 549-577.
- Chordia, T., Roll, R., and Subrahmanyam, A., 2001, "Market Liquidity and Trading Activity," **Journal of Finance**, Vol. 56, No. 2, 501-530.
- Copeland, T. E. and Galai, D., 1983, "Information Effects on the Bid-Ask Spread," **Journal of Finance**, Vol. 38, No. 5, 1457-1469.
- Daske, H., Hail, L., Leuz, C., and Verdi, R., 2008, "Mandatory IFRS Reporting Around the World: Early Evidence on the Economic Consequences," **Journal of Accounting Research**, Vol. 46, No. 5, 1085-1142.
- Demsetz, H., 1968, "The Cost of Transacting," **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 82, No. 1, 33-53.

- Duarte, J., Han, X., Harford, J., and Young, L., 2008, "Information Asymmetry, Information Dissemination and the Effect of Regulation FD on the Cost of Capital," **Journal of Financial Economics**, Vol. 87, No. 1, 24-44.
- Easley, D., Kiefer, N., O'Hara, M., and Paperman, J., 1996, "Liquidity, Information, and Infrequently Traded Stocks," **Journal of Finance**, Vol. 51, No. 4, 1405-1436.
- Eleswarapu, V., Thompson, R., and Venkataraman, K., 2004, "The Impact of Regulation Fair Disclosure: Trading Costs and Information Asymmetry," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 39, No. 2, 209-225.
- El-Gazzar, S. M., 1998, "Predisclosure Information and Institutional Ownership: A Cross-Sectional Examination of Market Revaluations during Earnings Announcement Periods," **The Accounting Review**, Vol. 73, No. 1, 119-129.
- Frankel, R. and Lee, C. M. C., 1998, "Accounting Valuation Market Expectation and Cross-Sectional Stock Returns," **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 25, No. 3, 283-319.
- Garman, M. and Klass, M., 1980, "On the Estimation of Security Price Volatility from Historical Data," **Journal of Business**, Vol. 53, No. 1, 67-78.
- Glosten, L. and Milgrom, P., 1985, "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders," **Journal of Financial Economics**, Vol. 14, No. 1, 71-100.
- Gong, G., Louis, H., and Sun, A. X., 2008, "Earnings management and Firm Performance Following Open-Market Repurchases," **Journal of Finance**, Vol. 63, No. 2, 947-986.
- Heflin, F. and Shaw, K. W., 2000, "Blockholder Ownership and Market Liquidity," **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 35, No. 4, 621-633.
- Huang, R. and Stoll, H., 1996, "Dealer versus Auction Markets: A Paired Comparison of Execution Costs on NASDAQ and the NYSE," **Journal of Financial Economics**, Vol. 41, No. 3, 313-357.
- Kabir, R. and Vermaelen, T., 1996, "Insider Trading Restrictions and the Stock Market: Evidence from the Amsterdam Stock Exchange," **European Economic Review**, Vol. 40, No. 8, 1591-1603.
- Kyle, A., 1985, "Continuous Auctions and Insider Trading," **Econometrica**, Vol. 53, No. 6, 1315-1335.
- Lang, M. and Lundholm, R., 1993, "Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures," **Journal of Accounting Research**, Vol. 31, No. 2, 246-271.
- Lang, M., Lins, K. V., and Maffett, M., 2009, "Transparency, Liquidity, and Valuation: International Evidence." Working paper, North Carolina University.
- Lee, C. and Ready, M., 1991, "Inferring Trade Direction from Intraday Data," **Journal of Finance**, Vol. 46, No. 2, 733-746.
- Lee, C. M., Mucklow, C. B., and Ready, M. J., 1993, "Spread Depths, and the Impact of

- Earnings Information: An Intraday Analysis,” **Review of Financial Studies**, Vol. 6, No. 2, 345-374.
- Leuz, C. and Verrecchia, R. E., 2000, “The Economic Consequence of Increased Disclosure,” **Journal of Accounting Research**, Vol. 38, Supplement, 91-124.
- Louis, H. and Robinson, D., 2005, “Do Managers Credibly Use Accruals to Signal Private Information? Evidence from the Pricing of Discretionary Accruals around Stock Splits,” **Journal of Accounting and Economics**, Vol. 39, No. 2, 361-380.
- McInish, T. H. and Wood, R. A., 1992, “An Analysis of Intraday Patterns in Bid-Ask Spreads for NYSE Stocks,” **Journal of Finance**, Vol. 47, No. 2, 753-765.
- Miller, J. M. and McConnell, J., 1995, “Open-Market Share Repurchase Programs and Bid-Ask Spreads on the NYSE: Implications for Corporate Payout Policy,” **Journal of Financial and Quantitative Analysis**, Vol. 30, No. 3, 365-382.
- Parkinson, M., 1980, “The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return,” **Journal of Business**, Vol. 53, No. 1, 61-65.
- Shiller, R. and Pound, J., 1989, “Survey Evidence on Diffusion of Interest and Information among Investors,” **Journal of Economic Behavior and Organization**, Vol. 12, No. 1, 47-66.
- Sidhu, B. K., Smith, T., Whaley, R. E., and Willis, R. H., 2008, “Regulation Fair Disclosure and the Cost of Adverse Selection,” **Journal of Accounting Research**, Vol. 46, No. 3, 697-728.
- Stoll, H. R., 1978, “The Pricing of Security Dealer Services: An Empirical Study of NASDAQ Stocks,” **Journal of Finance**, Vol. 33, No. 4, 1153-1172.
- Tinic, S. M., 1972, “The Economics of Liquidity Services,” **Quarterly Journal of Economics**, Vol. 86, No. 1, 79-93.
- Van der Meulen, S., Gaeremynck, A., and Willekens, M., 2007, “Attribute Differences between US GAAP and IFRS Earnings: An Exploratory Study,” **The International Journal of Accounting**, Vol. 42, No. 2, 123-152.
- Vermaelen, T., 1981, “Common Stock Repurchases and Market Signalling: An Empirical Study,” **Journal of Financial Economic**, Vol. 9, No. 2, 139-183.
- Wang, G. H. K. and Yau, J., 2000, “Trading Volume, Bid-Ask Spread, and Price Volatility in Futures Markets,” **Journal of Futures Markets**, Vol. 20, No. 10, 943-970.
- Welker, M., 1995, “Disclosure Policy, Information Asymmetry, and Liquidity in Equity Markets,” **Contemporary Accounting Research**, Vol. 11, No. 2, 801-827.

作者簡介

王元章

美國密西西比大學財務金融博士，目前為國立中正大學財務金融學系教授。曾經擔任國立中正大學主任秘書、系主任暨所長、副教授等。研究領域為財務管理與投資學。學術論文曾發表於 Journal of Multinational Financial Management, Journal of Economics and Finance, Research in International Business and Finance, Journal of Emerging Markets 以及國內多種 TSSCI 期刊。

E-mail: finyjw@ccu.edu.tw

張眾卓

國立中正大學財務金融博士，目前為亞洲大學財務金融學系助理教授。研究領域為市場微結構、公司理財與公司治理。學術論文曾發表於證券市場發展季刊、中山管理評論、經濟研究、Contemporary Management Research、輔仁管理評論、德明學報、高雄應用科技大學學報等期刊。

E-mail: aaron@asia.edu.tw

鄭揚耀

美國密西西比大學財務金融博士，目前為國立中正大學財務金融學系副教授。研究領域為公司理財、企業併購、投資學與市場微結構。學術論文曾發表於 Journal of Banking & Finance、財務金融學刊等期刊。

E-mail: finlyc@ccu.edu.tw