Journal of Accounting Review
會計評論，第 62 期，2016 年 1 月
第 33－74 頁

airiti

直接採用 IFRS 前後財務報表資訊內涵之比較

顏信輝
淡江大學會計學系
張瑀珊*
淡江大學會計學系
鄭力尹
勤業眾信聯合會計師事務所審計部

摘要

本研究以 2010 年至 2011 年（非直接採用 IFRS 時期）和 2013 年（直接採用 IFRS 時期）臺灣上市櫃公司為研究樣本，探討直接採用 IFRS 後對財務報表宣告事件與盈餘數字之資訊內涵之影響，並進一步納入外資持股比例檢測此變數是否影響研究結果。結果發現若未考量外資持股比例，2013 年財報宣告之異常報酬波動幅度之關係低於 2010 年至 2011 年；進一步分析顯示外資持股比例高組之企業，呈顯著正相關；外資持股比例非高組呈顯著負相關。於盈餘數字之資訊內涵方面，發現外資持股比例高組之企業於 2013 年較 2010 年至 2011 年更具資訊內涵，推論可能原因為外資較本國投資人更具有解讀 IFRS 財報數字之經驗與能力，因此 IFRS 財報對兩者之決策影響不同。本文實證結果也發現，即使我國已於 1990 年起逐步趨同 IFRS，但於 2013 年一次全面直接採用 IFRS 後，此變革仍對財報之資訊內涵出現顯著影響。

關鍵詞：國際會計準則、異常報酬、異常交易量、外資

* 通訊作者電子信箱：ysc@mail.tku.edu.tw。地址：新北市淡水區英專路 151 號。

收稿日：2014 年 8 月
接受日：2015 年 12 月
三審後接受
主審領域主編：楊朝旭教授
DOI:10.6552/JOAR.2016.62.2

airiti

The Information Content of Financial Reports: The Comparison of Pre- and Post IFRS Adopted Directly

Sin-Hui Yen
Department of Accounting
Tamkang University
Yu-Shan Chang*
Department of Accounting
Tamkang University
Li-Yin Cheng
Audit Department
Deloitte & Touche Taiwan

Abstract

This study investigated whether the adoption of IFRS influenced the information content of financial report announcements and earnings figures using data from publicly traded companies in Taiwan from the years 2010 to 2011 (pre-IFRS) and 2013 (post-IFRS). We also examined whether the ratio of foreign investors affect the empirical results. The results indicate that when the ratio of foreign investors is not considered, the degree of abnormal volatility in returns in the financial report announcements in 2013 is lower than that from 2010 to 2011. Further analysis showed that companies with a high ratio of foreign investors displayed a significant and positive correlation with the degree of abnormal volatility in returns, while companies with a low ratio of foreign investors displayed a significant and negative correlation with the degree of abnormal volatility in returns. With regard to the information content of earnings figures, companies with a high ratio of foreign investors presented more information content in 2013 than from 2010 to 2011. We speculate that this is because foreign investors are adept and experienced at interpreting IFRS financial reports than domestic investors, and therefore, IFRS financial reports exert varying influences on them. The empirical results of this study also show that even though Taiwan began moving towards IFRS in 1990, the full adoption of IFRS in 2013 still had a considerable impact on the information content of financial reports.

Keywords: *IFRS, Abnormal return, Abnormal trading volume, Foreign investment.*

* Corresponding author, email : ysc@mail.tku.edu.tw. Address: No.151, Yingjhuan Rd., Tamsui District, New Taipei City 25137, Taiwan (R.O.C.).

Submitted August 2014
Accepted December 2015
After 3 rounds of review
Field Editor: Professor Chaur-Shiuh Young
DOI:10.6552/JOAR.2016.62.2

airiti

壹、緒論

在資本市場全球化之趨勢下，各國紛紛開始利用統一的會計準則，使財務報表（以下簡稱財報）能夠趨於一致，除可吸引外資投資外，並能降低跨國企業編製財報之成本。國際會計準則理事會（International Accounting Standard Board，簡稱 IASB）所制定之國際財務報導準則（International Financial Reporting Standard，簡稱 IFRS）已獲超過 115 個國家強制或允許採用為該國之財務會計報導依據，我國全體上市上櫃公司 2013 年之財報均已開始根據 IFRS 編製。由於臺灣 2013 年之財報是首次直接適用 IFRS，這不論對臺灣企業或是財報使用者而言，均是一大挑戰。IFRS 導入更多公允價值之觀念，而會計準則之精神也由臺灣過去熟悉之細則基礎改變為原則基礎，管理當局之專業判斷與裁量權將更為擴大，雖然國外探討 IFRS 對財報品質與資本市場影響之研究很多，但臺灣之財報法律責任、公司治理程度、投資人結構、會審人員素質與評價專業發展等條件，將可能會使得導入 IFRS 之成效與其他已實施 IFRS 之國家不盡相同，此外我國其實在 1990 年起財會準則已經逐步與 IFRS 漸進地趨同，此與其他國家接軌 IFRS 之方式有別，因此提出本土之實證證據，以瞭解我國全面導入 IFRS 後，投資人將如何解讀臺灣資本市場條件下之財報，以及我國 IFRS 下之財報資訊內涵之變化情形，不論對會計學術界、實務界或是管制機構，都具有一定的重要性。

各國採用 IFRS 後對財報品質之影響如何，過去相關研究發現並未一致。正面之發現如下：Barth, Landsman, and Lang (2008)發現採用 IFRS 後會計品質提升、Defond, Hu, Hung, and Li (2011)顯示採用 IFRS 後財報之可比性增加、Landsman, Maydew, and Thornock (2012)結果指出採用 IFRS 之國家其盈餘宣告延遲狀況減少，並增加分析師跟隨人數和外資投資，進而提高盈餘宣告之資訊內涵。相反的，也有研究指出採用 IFRS 後財報品質反而下降，例如：Ahmed, Neel, and Wang (2013)、Kaymaz and Karaibrahimoglu (2011)等。前述研究結果呼應了 Ball (2006)提出利用統一準則並不能統一財報品質之論點，各國之體制、技術、法律、文化、經濟等因素之差異，會使趨同 IFRS 帶來不同之影響。以臺灣而言，有人認為，臺灣企業對於資訊之揭露僅止於符合證期局之標準，對於提高企業透明度的意願是不高的（陳依蘋 2002）。此外，我國之行政命令有時會與會計原則不符，又或是把會計處理方式規定在法規中，這樣的體制對於會計準則之轉換都將造成影響（吳如玉 2002）。周建宏(2009)指出我國對於公允價值之評定能力普遍不足，採用 IFRS 可能導致財報品質不佳。因此我國直接採用 IFRS 後，財報資訊內涵是否會有所改變？是呈何種方向之變化？便成為本研究之動機。

再者，臺灣採用 IFRS 之過程係屬「逐步趨同」，亦即我國財會準則自 1999 年起即有趨同 IFRS 之傾向，顏信輝與王炫斌 (2014)探討逐步趨同國際財務報導準則對財報品質之影響，其以 1988 年至 1998 年作為逐步趨同前之期間，以

airiti

1999 年至 2009 年作為逐步趨同後之期間。研究結果支持隨著逐步趨同 IFRSs，我國財報品質有顯著提升。相較於顏信輝與王炫斌之研究，本文探討「直接採用」IFRS 在財報宣告事件及財報盈餘數字之資訊內涵影響。本文認為臺灣逐步趨同 IFRS 之背景將不利於本文發現顯著之研究結果，因為直接採用前之環境已受到 IFRS 帶來改善財報品質之影響。因此在此前提下，若本文發現相較於直接採用 IFRS 前，直接採用 IFRS 後在財報宣告事件及財報盈餘數字上，無顯著資訊內涵關係，或許是因為已經十餘年逐步採用 IFRS 所致；反之，若本文還能獲致顯著之研究結果，則代表直接採用 IFRS 之事件及其盈餘數字對財報資訊內涵之影響，是巨大且重要的，此將為本文重要之研究貢獻之一。

由於歐盟早於 2005 年即已採用 IFRS，在目前已採用 IFRS 之國家中，臺灣算是較晚直接採用 IFRS 之國家，故外資對 IFRS 之熟悉程度與解讀能力，應該高於我國本地投資人。因為財報使用者之特性可能直接影響對財報資訊之解讀能力，我國投資人對於首次直接依據 IFRS 編製之財報資訊而言，是否具有充分解讀之能力？信心程度有多高？等投資人特性，有可能影響 IFRS 財報資訊內涵之發現。因此本研究於探討直接採用 IFRS 對我國財報資訊內涵之可能影響時，以外資持股比例區分投資人特性，藉以了解會計準則直接採用 IFRS 後，外資持股比例高者與非高者之企業，在財報宣告事件及盈餘資訊內涵上是否有所差異。

本研究主要參考 Landsman et al. (2012)之方式，以異常報酬波動幅度和異常交易量波動幅度探討財報之資訊內涵，並分析財報未預期盈餘與累積異常報酬之關係。具體而言，本研究由「財報宣告」事件以及「財報盈餘」數字兩角度，分析全面直接採用 IFRS 後，我國企業財報資訊內涵之變化，並分析外資持股較高與非較高之企業，是否有不同之發現。實證結果發現，若未考慮投資人特性，我國於 2013 年直接採用 IFRS 後，財報宣告事件之異常報酬波動幅度低於未直接採用 IFRS 之期間（2010 年至 2011 年），惟進一步將企業區分為外資持股比例高組與非高組時，發現外資持股比例非高組在直接採用 IFRS 後有顯著較低之異常報酬波動幅度；而外資持股比例高組在直接採用 IFRS 後卻有顯著較高之異常報酬波動幅度，此結果支持前述外資對 IFRS 之熟悉度與解讀能力較本國投資人高，而本國投資人對 IFRS 財報較不熟悉而缺乏信心推論之合理性。於未預期盈餘之資訊內涵方面，實證發現外資持股比例非高組之企業，直接採用 IFRS 後未預期盈餘與累積異常報酬和異常交易量波動幅度未具顯著關係；然而對外資持股比例高組之企業而言，發現直接採用 IFRS 後未預期盈餘對累積異常報酬與異常交易量波動幅度皆有顯著正向影響，亦即對外資持股比例高組之企業而言，依據 IFRS 所直接編製之財報之盈餘數字較非直接採用 IFRS 之財報，更具有資訊內涵。綜上可知，我國於 2013 年直接採用 IFRS 後，對外資持股比例高組之企業而言，其財報之資訊內涵具正向變化；反之，對本土投資人可能仍需提高其解讀能力，以增進他們對 IFRS 財報之信心，顯示未來研究於探討此議題時，控制投資人特性實屬必要。此外，本文實證發現

airiti

即使我國於 1990 年起已經逐步趨同 IFRS，時間已超過 10 年，但 2013 年一次的全面直接採用 IFRS，仍對財報之資訊內涵出現顯著影響。

本文結構如下，除第壹節緒論，說明研究動機與主要發現，第貳節為文獻探討並建立本文研究假說，第參節為研究方法，說明本文之資料來源、變數定義與研究模型等，第肆節報導本文主要研究結果，最後為研究結論、建議及限制。

貳、文獻探討及假說發展

一、採用 IFRS 對財報資訊內涵之影響

Barth et al. (2008)以 21 個國家為樣本進行調查，發現當公司採用 IFRS 後，其盈餘平穩化和盈餘管理的情況降低，財報並能更即時的認列損失，因此推論採用 IFRS 後會計品質會較採用前高，財報數字與股價和報酬的關係也更為密切。此外，Barth, Landsman, Lang, and Williams (2012)發現在採用 IFRS 之後，若其國家是屬習慣法國家，且法律執行力高，財報數字的可比性將會增加，而使可比性增加的原因主要可以歸因於盈餘平穩化、應計品質以及即時性。Daske, Hail, Leuz, and Verdi (2008)以 26 個採用 IFRS 的國家為樣本，研究結果發現採用 IFRS 後，市場流動性增加、資金成本降低，但此等影響只限於法律強制力強的國家。另外該研究發現自願採用相較於強制採用 IFRS 者，前者對於資本市場的影響更為明顯，而這可能歸因於自我選擇的關係。Li (2010)也發現在法律強制力強的國家，強制採用 IFRS 可以減少資金成本。而 Defond et al. (2011)則是發現在採用 IFRS 後，各國使用統一的準則使財報可比較性增加，進而吸引跨國投資使外來投資增加，惟此效果的前提係國家須強而有力的執行且全面統一採用 IFRS，以及管理階層確實使用 IFRS，在此兩前提下，前述採用 IFRS 之增加外國投資之效益才能展現。

DeFond, Hunga, and Trezevant (2007)使用了 1995 年至 2002 年共 26 個國家為樣本，以跨國的方式對年盈餘宣告進行研究，檢驗市場參與者是否真的會使用宣告盈餘的資訊，並定義各國財務報導環境的因素以及其對宣告盈餘資訊內涵的影響。最後研究結果證實有三個因素對於宣告年盈餘資訊內涵會有影響：盈餘品質、期中財報頻繁程度和投資人保護法規強制力。當盈餘品質越高時其年盈餘資訊性越高，期中財報發佈越頻繁，其年盈餘資訊性越低，投資人保護法規範強制力越強時其年盈餘資訊性越高。Ball, Robin, and Wu (2003)以香港、馬來西亞、新加坡及泰國四個東亞國家為研究對象（源自於習慣法的國家），探討會計準則與管理當局、會計師誘因的關係，研究發現這四個國家的財報品質並沒有高於大陸法系國家，作者推論因為這四個國家對於財務報導的需求及誘因是來自政治因素，公司本身缺乏揭露誘因，因此他們認為一個國家若無法改變執法機制、法律、經濟制度來誘使公司揭露報導，即使使用 IFRS 也無法

airiti

提高財報品質。此等研究顯示於探討 IFRS 對財報品質之可能影響時，其他國家的研究結果，不一定可類推至我國。

Ball (2006)認為「使用統一準則就能產生統一的財報」這種想法太單純，因此採用 IFRS 之效益是否各國相同，仍有待進一步探究。雖然世界經濟與資本市場已趨向全球化，但會計準則還是受到當地政治和經濟因素影響，各國採用 IFRS 之嚴謹度與精準度並不相同，在這表裡不一的狀態下反而可能降低財報透明度。Ball 由此更進一步提出國家若是採習慣法，其投資人會依賴即時的公開財報以及財報揭露資訊，該國企業財報能更即時認列損失，盈餘的波動會更大，財報可能更具資訊性，投資人和分析師亦會更緊密跟隨。然而大陸法系國家則是相反。基於上述研究，我們可以推論欲達到採用 IFRS 之預期效益可能是有前提條件，並非採用 IFRS 就是財報品質提升之當然保證，所以不同國家在採用 IFRS 之後，財報品質也會有不同之變化。

Landsman et al. (2012)探討強制採用 IFRS 之年盈餘宣告的資訊內涵，研究發現相對於 11 國非採用 IFRS 之國家，強制採用 IFRS 之 16 個國家的異常報酬波動幅度與異常交易量皆有增加之現象。Ahmed et al. (2013)之研究樣本使用 20 個採用 IFRS 的國家以及 15 個未採用 IFRS 的國家進行比對，研究結果發現強制採用 IFRS 的國家在實施 IFRS 之後，反而更不會及時認列損失，且盈餘平穩化的情況增加，這些情況導致會計品質下降，而他們推論這可能是因為 IFRS 需要更多的專業判斷，並讓管理者的裁量權空間變大所致，故管理者之投機行為的可能性增高，進而負面地影響會計品質。Kaymaz and Karaibrahimoglu (2011)提到像是肯亞和印度這一類資本市場交易量低且流動性不高的國家，很難獲得各個交易公允市價的資訊，而公允價值卻是 IFRS 的基礎指標，將會影響財報編製者及會計師的專業判斷。此外，IFRS 是屬於原則性的規範，公司的裁量空間將會變大，可能引發投機行為的產生，而此等因素將會使財報品質下降。因此欲透過採用 IFRS 提高財報品質，就必須要有一個強大的執法機制，並適當的考慮到當地體制、技術、法律、文化、經濟等因素。

基於前述研究結果得知，各國財會準則於趨同 IFRS 後，企業財報之品質會呈現何種方向之變化，並無穩定之發現，故本研究以虛無假說之方式，探討臺灣上市櫃公司於 2013 年開始直接採用 IFRS 後，相較於未直接採用 IFRS 年度，財報公告事件以及財報盈餘數字之資訊內涵是否呈現顯著之變化；再者，國內過去雖於 2000 年起逐步趨同 IFRS，但 IFRS 在許多方面仍有別於我國過去參酌之美國準則精神，例如：由細則基礎轉為原則基礎架構、由強調損益轉為著重資產負債導向、由偏重歷史成本衡量改為導入公允價值觀念等，此均可能使得國內投資人在 2013 年第一次正式接觸 IFRS 報表時，仍有所觀望或適應。然而國外許多國家採用 IFRS 已經有段歷史，例如：於歐盟各國證券市場上市之企業，早於 2005 年已採用 IFRS，因此外資投資人對 IFRS 財報之解讀與熟悉度或許與本國投資人有所差異，故本研究進一步將投資人特性納入，並

airiti

預期因國外其他國家採行 IFRS 行之有年，使外資較早接觸 IFRS 之財報資訊，故本文預期外資較能解讀初次直接採用 IFRS 之臺灣公司財務報表，故除以全體樣本分析外，本研究亦建立外資持股比例高與非高兩組，以更細膩探究此議題。基於投資人特性之相關文獻（詳次小節文獻之推論），本研究預期外資持股比例高組之企業，在直接採用 IFRS 後，在財報宣告事件或財報盈餘數字之資訊內涵應有增加之現象，預期為正（以對立假說方式呈現），而對於外資持股比例非高組之企業則不做預期（以虛無假說方式呈現）。

本研究首先以價格之角度（異常報酬波動幅度）分析財報資訊內涵的變化，形成假說如下：

H1a：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，在未考慮投資人特性下，財報公告事件與異常報酬波動幅度之關係，未有顯著變化。

H1b：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，對外資持股比例非高組之企業，財報公告事件與異常報酬波動幅度之關係，未有顯著變化。

H1c：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，對外資持股比例高組之企業，財報公告事件與異常報酬波動幅度之關係顯著增加。

Landsman et al. (2012)除以異常報酬波動幅度分析外，也以異常成交量進行觀察資訊內涵之變化，故本文基於該研究對資訊內涵之衡量觀念，再從成交量之角度（異常成交量波動幅度），分析財報資訊內涵之變化，以期從不同角度（價格與成交量），觀察直接採用 IFRS 之首年資訊內涵的影響，相關假說如下：

H2a：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，在未考慮投資人特性下，財報公告事件與異常成交量波動幅度之關係，未有顯著變化。

H2b：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，對外資持股比例非高組之企業，財報公告事件與異常成交量波動幅度之關係，未有顯著變化。

H2c：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，對外資持股比例高組之企業，財報公告事件與異常成交量波動幅度之關係顯著增加。

上述假說係針對臺灣直接採用 IFRS 之財報公告事件的盈餘資訊內涵進行探討，惟「財務報表公告事件」之資訊內涵與「財報盈餘數字」之資訊內涵不盡相同，故本研究再以直接採用 IFRS 首年之財報盈餘數字，探討其盈餘資訊內涵是否產生改變，資訊內涵變化之衡量如上，分別採用累積異常報酬（價格變化）與異常成交量波動幅度（成交量）兩角度分析，故據此 H3 及 H4 之相關研究假說如下：

H3a：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，在未考慮投資人特性下，財報盈餘與累積異常報酬之關係，未有顯著變化。

H3b：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，對外資持股比例非高組之企業，財報盈餘與累積異常報酬之關係，未有顯著變化。

airiti

H3c：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，對外資持股比例高組之企業，財報盈餘與累積異常報酬之關係顯著增加。

H4a：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，在未考慮投資人特性下，財報盈餘與異常成交量波動幅度之關係，未有顯著變化。

H4b：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，對外資持股比例非高組之企業，財報盈餘與異常成交量波動幅度之關係，未有顯著變化。

H4c：臺灣上市櫃公司於採用 IFRS 後，對外資持股比例高組之企業，財報盈餘與異常成交量波動幅度之關係顯著增加。

二、投資人特性與盈餘資訊內涵之關聯性

會計資訊內涵之研究顯示投資人特性可能是影響實證發現之一項重要變數，而投資人精明程度便是投資人特性之一，分析師或是機構投資人（如投信法人、外資）被認為在處理及分析會計資訊上，較一般投資人更具卓越之能力，故許多研究利用機構投資人來做為精明投資人之代理變數。

Elsharkawy and Garrod (1996)以機構投資人作為投資人精明程度之代理變數，探討投資人精明程度對於盈餘與股價關聯之影響，結果發現投資人的精明程度確實是會影響到盈餘宣告後的異常報酬。El-Gazzar (1998)則是發現在控制分析師跟隨人數和股本之變數後，當機構投資人持股比例越高時，股價對於盈餘宣告的反應會越小，而作者推論這是因為機構投資人對於不公開資訊之蒐集能力是較卓越的，而且公司經理人會因為機構投資人持股比例高，故平時自願性揭露資訊的頻率與品質較大，故在盈餘宣告與股價之關聯性較低。Bartov, Radhakrishnan, and Krinsky (2000)探討了精明投資人與盈餘宣告後股價持續之關聯性。作者認為精明投資人在處理及分析資訊的能力上是較具有優勢的，其對盈餘之反應也較為正確，因此預測投資人精明程度較高之公司，其股價在盈餘宣告後的反應會相對較低。其實證結果也與預期相符，代表著精明投資人確實是較具專業能力，所以其在盈餘宣告後的反應是較低的。Jiambalvo, Rajgopal, and Venkatachalam (2002)則是發現當公司之機構投資人持股比例越高時，其股價越能反映出未來的盈餘資訊，因為機構投資人在取得資訊方面是較有優勢的，所以機構投資人對公司預測之盈餘是較準確的，股價自然也能反映出未來盈餘，研究支持機構投資人較具解讀財報數字之能力，故在此條件下財報資訊較具有資訊內涵。

綜上述之文獻，我們可以得到一個結論，精明投資人較具解讀財報資訊之能力。就臺灣而言，機構投資人又以三大法人（外資、投信和自營商）最具代表，因許多國家實施IFRS之時間早於臺灣，故外資對於IFRS財報之熟悉度、閱讀經驗與解讀能力，應較其他二大本土法人為高，故本研究認為探討此議題時，以外資持股比例來進行研究應更為合適。以外資之觀點探討IFRS之相關研究，確實發現當企業自願採用IFRS後，外資會因為本身較熟悉IFRS而更能利用財報所提供之資訊，進而增加投資採用IFRS之企業(Covrig, Defond, and Hung

airiti

2007)，Defond et al. (2011)也發現在採用IFRS後，外資會因為財報可比較性增加，進而增加投資採用IFRS之國家。且國內相關文獻也指出外資屬於精明投資人，對於資訊的取得及分析較一般投資人專業（林欣美、郭麗華與蘇迺惠2008；Kao and Chien 2003）。因此綜上述文獻可得知，外資對於IFRS的熟悉度及解讀能力相較於其他投資人而言應是較高的，而國內投資人則可能因實際接觸機會較少，使得對IFRS財報數字之解讀能力與信心程度與外資有所差異，故此特性可能致使研究發現會有不同之結果。

因此，本研究進一步針對外資持股高組與非高組建立研究假說，並比較相較於尚未採用IFRS年度，於直接採用IFRS之期間，外資持股比例高組與非高組在財報公告事件與財報盈餘數字之資訊內涵影響是否顯著不同。有關以異常報酬波動幅度及異常成交量波動幅度之相關研究假說分別如H5、H6所示：

H5a：相較於尚未採用 IFRS 年度，採用 IFRS 後財報公告事件與異常報酬波動幅度之關係，外資持股比例高組之企業會高於外資持股比例非高組之企業。

H5b：相較於尚未採用 IFRS 年度，採用 IFRS 後財報公告事件與異常成交量波動幅度之關係，外資持股比例高組之企業會高於外資持股比例非高組之企業。

H6a：相較於尚未採用 IFRS 年度，採用 IFRS 後財報盈餘與累積異常報酬之關係，外資持股比例較高組之企業會高於外資持股比例非高組之企業。

H6b：相較於尚未採用 IFRS 年度，採用 IFRS 後財報盈餘與異常成交量波動幅度之關係，外資持股比例高組之企業會高於外資持股比例非高組之企業。

參、研究設計

一、樣本選取與資料來源

本研究以 2010 年與 2011 年（直接採用前）及 2013 年（直接採用後）臺灣上市及上櫃公司為研究對象，觀察臺灣直接採用 IFRS 後，對財報宣告及盈餘數字之資訊內涵的影響。本文以 2010 年及 2011 年作為直接採用前之原因如下：由於 2008 年全球發生金融海嘯，許多經濟影響甚至延續到 2009 年，為避免金融海嘯對於實證結果之偏誤影響，本研究以 2010 年作為直接採用前之起始觀察年度；再者，本文主要在探討 2013 年直接採用 IFRS 之財報宣告事件與財報盈餘數字之資訊內涵，此研究議題性質上屬於事件研究範疇，若採用較長直接採用前之期間，極可能因為時間推移，受到更多其他因素干擾，故本研究僅以 2010 年及 2011 年作為直接採用前之研究期間。此外，臺灣雖是在 2013 年直接採用 IFRS，但依金管會規定在 2012 年之財報中，就需揭露 IFRS 之相關事項，也就是其實 2012 年是臺灣財會準則與 IFRS 雙軌並行之期間，故若分析 2012 年之財報資訊會讓本研究結果產生混淆與偏誤，因此本文以 2013 年作

airiti

為直接採用 IFRS 後之研究年度，以瞭解直接採用 IFRS 對我國企業財報資訊內涵之影響。

由於臺灣之財務會計準則自 2000 年起已逐步趨同 IFRS，但 IFRS 仍有一些公報過去臺灣是未發布者，例如：IAS 40 投資性不動產、IAS 19 員工福利、IAS 41 農業，或是有些公報之相關規定仍存有重大差異，例如：IAS 16 對不動產廠房設備之除役負債要求、IAS 32 對某些特定收入（如對營建業之預售屋收入以及百貨業之營業收入）之認列等。為了解此兩套 GAAP 是否對我國企業財務狀況與經營成果之衡量仍具重大差異，本研究整理我國上市櫃公司於 2012 年年報揭露之各大會計項目於直接採用 IFRS 後之差異平均數。表 1 分別整理資產負債表與損益表之分類於直接採用 IFRS 後之差異(係 IFRS 基礎下之數字減我國 GAAP 之衡量數字）平均數，其中資產負債表顯示：流動資產合計之正差異平均數為 237,094.406（千元），正差異之平均比例為 2.9%，負差異平均數為-234,449.734（千元），負差異之平均比例為-1.5%；流動負債合計之正差異平均數為 217,960.719（千元），正差異之平均比例 1.7%，負差異平均數為-103,006.219（千元），負差異之平均比例為-1.7%；對於股東權益正的差異平均數為 291,926.844（千元），正差異之平均比例為 3.7%，負差異平均數為-264,704.469（千元），負差異之平均比例為-2.0%。整體而言，若觀察沒有於會計準則轉換時產生差異之家數，發現部分科目產生差異之家數，遠大於沒有產生差異之家數。

損益表中的結果顯示：營業收入之正差異平均數為 438,063.875（千元），正差異之平均比例為 8.2%，負差異平均數為-1,957,328（千元），負差異之平均比例為-12.8%；營業利益之正差異平均數為 130,373.586（千元），正差異之平均比例為 5.4%，負差異平均數為-21,653.484（千元），負差異之平均比例為-4.8%。而在影響家數方面，綜合觀察資產負債表與損益表之各項目，最少都有 8 間公司受到影響，最多有 629 間公司受到影響。整體而言，我國雖存在逐步趨同之背景逾十年，於直接採用 IFRS 之首年，對於大多數上市櫃公司仍存在可觀之重大影響。

本研究所需之資料主要取自於臺灣經濟新報資料庫（Taiwan Economic Journal，簡稱 TEJ），並依以下條件選取樣本，其篩選結果如表 2：

1.刪除估計期日報酬資料少於估計期 80%者

2.刪除資料不齊全者

表 2 結果顯示，合計有效樣本為 3,508 筆，在產業分布上，電子工業類別之比重為最高(57.1%)，其次分別為化學生技醫療(6.95%)和其他(5.36%)。因此本研究為控制各產業對結果之可能影響，將納入各產業之虛擬變數進行控制。

airiti

表 1　我國上市櫃公司接軌 IFRS 之科目差異影響數平均數—2012 年年報（單位：千元）*

科目名	正差異數			負差異數			沒有差異的家數
	正差異平均數	正差異家數	正差異平均比例	負差異平均數	負差異家數	負差異平均比例	
資產負債表							
流動資產合計	237,094.406	85	0.029	-234,449.734	518	-0.015	111
基金及投資合計	1,497,057.000	32	2.290	-120,227.461	35	-0.204	89
固定資產淨額	1,614,671.500	316	0.291	-820,226.250	384	-0.149	207
無形資產合計	90,921.648	152	11.469	-789,148.938	332	-0.621	169
其他資產合計	457,739.844	455	6.521	-5,946,797.500	259	-0.452	147
流動負債合計	217,960.719	444	0.017	-103,006.219	46	-0.017	245
長期負債合計	793,879.125	20	0.057	-109,552.500	8	-0.188	198
其他負債合計	698,873.438	458	12.044	-449,926.219	88	-0.361	208
負債合計	671,303.813	356	0.025	-63,787.695	23	-0.015	61
資本公積合計	738,100.813	52	4.183	-939,861.938	377	-0.197	448
保留盈餘	623,349.813	446	0.647	-202,715.109	494	-0.267	29
股東權益其他項目合計	275,626.125	62	1.541	-716,643.875	128	-11.402	33
母公司股東權益	462,891.344	42	0.027	-751,060.313	153	-0.018	28
少數股權	225,400.094	76	0.528	-37,136.457	214	-0.086	175
股東權益合計	291,926.844	156	0.037	-264,704.469	629	-0.020	85
損益表							
營業收入	438,063.875	98	0.082	-1,957,328.000	118	-0.128	1,099
營業毛利	82,437.688	244	0.036	-596,855.000	208	-0.095	546
營業利益	130,373.586	106	0.054	-21,653.484	66	-0.048	36
稅前淨利	290,930.031	418	0.093	-847,719.625	295	-0.134	78
所得稅費用	105,870.875	400	0.110	-47,086.578	431	-0.166	359
合併總淨利	434,689.656	79	0.077	-330,549.313	59	-0.085	50

註：*表中所列之差異數係 IFRS 基礎下之數字減我國 GAAP 之衡量數字（單位千元）。差異比例係以差異數除以我國 GAAP 之衡量數字，其中無形資產有 63 間公司、其他資產有 14 間公司、長期負債有 2 間公司、其他負債有 13 間公司、資本公積有 2 間公司、保留盈餘有 1 間公司、股東權益其他項目有 3 間公司、少數股權有 7 間公司以及所得稅費用有 10 間公司在我國 GAAP 之衡量數字下為 0，故無計算出差異比例。

表 2　樣本選取與產業分布

Panel A 樣本篩選過程	
原始樣本數	4,934
減：估計期日報酬資料少於估計期 80%者	(583)
資料不齊全者	(843)
最後採用樣本數	3,508

Panel B 產業分布狀況

產業名稱/年度	2010	2011	2013	合計	比例
水泥工業	7	7	7	21	0.60%
食品工業	23	24	25	72	2.05%
塑膠工業	25	25	26	76	2.17%
紡織工業	41	39	44	124	3.53%
電機機械	56	60	67	183	5.22%
電器電纜	14	16	17	47	1.34%
化學生技醫療	68	77	99	244	6.95%
玻璃陶瓷	4	4	5	13	0.37%
造紙工業	7	7	7	21	0.60%
鋼鐵工業	31	31	34	96	2.74%

airiti

表 2　樣本選取與產業分布（續）

Panel B 產業分布狀況					
產業名稱/年度	2010	2011	2013	合計	比例
橡膠工業	11	11	11	33	0.94%
汽車工業	5	5	6	16	0.46%
電子工業	628	666	712	2,006	57.17%
建材營造	49	48	56	153	4.36%
航運	19	21	22	62	1.77%
觀光	10	10	16	36	1.03%
貿易百貨	17	18	20	55	1.57%
文化創意	10	12	14	36	1.03%
油電燃氣	9	8	9	26	0.74%
其他	57	60	71	188	5.36%
合計	1,091	1,149	1,268	3,508	100.00%
比例	31.10%	32.75%	36.15%	100.00%	

二、實證模型

本研究將財報資訊內涵代理變數分為異常報酬波動幅度、累積異常報酬和異常交易量波動幅度(Beaver 1968; Landsman and Maydew 2002; Defond et al. 2007)。並根據 Landsman et al. (2012)之研究形成本文實證模型，且為控制公司本身之財務狀況、資訊透明程度、公司治理特性與其他投資人特性影響研究結果之可能性，進一步控制公司破產指數、資訊透明度、董事持股比例、獨立董監事席次與本國政府及金融機構持股比例。其中模型(1)在測試 H1a、H1b 與 H1c，模型(2)在測試 H2a、H2b 與 H2c，模型(3)在測試 H3a、H3b 與 H3c，模型(4)在測試 H4a、H4b 與 H4c，模型(5-1)與模型(5-2)在測試 H5a 與 H5b，最後模型(6-1)與模型(6-2)在測試 H6a 與 H6b。研究模型如下：

$$\begin{aligned} AVAR_{i,t} = {} & \alpha_0 + \alpha_1 POST_{i,t} + \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 REPLAG_{i,t} + \alpha_4 LEV_{i,t} + \alpha_5 DLOSS_{i,t} \\ & + \alpha_6 \left|UE_{i,t}\right| + \alpha_7 GDR_{i,t} + \alpha_8 ZSCORE_{i,t} + \alpha_9 INFOR_{i,t} + \alpha_{10} DIR_SHARES_{i,t} \\ & + \alpha_{11} INDEP_CH_{i,t} + \alpha_{12} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} AVOL_{i,t} = {} & \beta_0 + \beta_1 POST_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 REPLAG_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 DLOSS_{i,t} \\ & + \beta_6 \left|UE_{i,t}\right| + \beta_7 GDR_{i,t} + \beta_8 ZSCORE_{i,t} + \beta_9 INFOR_{i,t} + \beta_{10} DIR_SHARES_{i,t} \\ & + \beta_{11} INDEP_CH_{i,t} + \beta_{12} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{aligned} CAR_{i,t} = {} & \gamma_0 + \gamma_1 POST_{i,t} + \gamma_2 UE_{i,t} + \gamma_3 POST_{i,t} \times UE_{i,t} + \gamma_4 SIZE_{i,t} + \gamma_5 REPLAG_{i,t} \\ & + \gamma_6 LEV_{i,t} + \gamma_7 DLOSS_{i,t} + \gamma_8 GDR_{i,t} + \gamma_9 ZSCORE_{i,t} + \gamma_{10} INFOR_{i,t} \\ & + \gamma_{11} DIR_SHARES_{i,t} + \gamma_{12} INDEP_CH_{i,t} + \gamma_{13} OTHER_INVEST_{i,t} \\ & + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \tag{3}$$

airiti

$$AVOL_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 POST_{i,t} + \delta_2 |UE_{i,t}| + \delta_3 POST_{i,t} \times |UE_{i,t}| + \delta_4 SIZE_{i,t} + \delta_5 REPLAG_{i,t} + \delta_6 LEV_{i,t} + \delta_7 DLOSS_{i,t} + \delta_8 GDR_{i,t} + \delta_9 ZSCORE_{i,t} + \delta_{10} INFOR_{i,t} + \delta_{11} DIR_SHARES_{i,t} + \delta_{12} INDEP_CH_{i,t} + \delta_{13} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (4)$$

$$AVAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{i,t} + \alpha_2 DIH_{i,t} + \alpha_3 POST_{i,t} \times DIH_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 REPLAG_{i,t} + \alpha_6 LEV_{i,t} + \alpha_7 DLOSS_{i,t} + \alpha_8 |UE_{i,t}| + \alpha_9 GDR_{i,t} + \alpha_{10} ZSCORE_{i,t} + \alpha_{11} INFOR_{i,t} + \alpha_{12} DIR_SHARES_{i,t} + \alpha_{13} INDEP_CH_{i,t} + \alpha_{14} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (5\text{-}1)$$

$$AVOL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 POST_{i,t} + \beta_2 DIH_{i,t} + \beta_3 POST_{i,t} \times DIH_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 REPLAG_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 DLOSS_{i,t} + \beta_8 |UE_{i,t}| + \beta_9 GDR_{i,t} + \beta_{10} ZSCORE_{i,t} + \beta_{11} INFOR_{i,t} + \beta_{12} DIR_SHARES_{i,t} + \beta_{13} INDEP_CH_{i,t} + \beta_{14} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (5\text{-}2)$$

$$CAR_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 POST_{i,t} + \gamma_2 DIH_{i,t} + \gamma_3 UE_{i,t} + \gamma_4 POST_{i,t} \times UE_{i,t} \times DIH_{i,t} + \gamma_5 SIZE_{i,t} + \gamma_6 REPLAG_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 DLOSS_{i,t} + \gamma_9 GDR_{i,t} + \gamma_{10} ZSCORE_{i,t} + \gamma_{11} INFOR_{i,t} + \gamma_{12} DIR_SHARES_{i,t} + \gamma_{13} INDEP_CH_{i,t} + \gamma_{14} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (6\text{-}1)$$

$$AVOL_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 POST_{i,t} + \delta_2 DIH_{i,t} + \delta_3 |UE_{i,t}| + \delta_4 POST_{i,t} \times |UE_{i,t}| \times DIH_{i,t} + \delta_5 SIZE_{i,t} + \delta_6 REPLAG_{i,t} + \delta_7 LEV_{i,t} + \delta_8 DLOSS_{i,t} + \delta_9 GDR_{i,t} + \delta_{10} ZSCORE_{i,t} + \delta_{11} INFOR_{i,t} + \delta_{12} DIR_SHARES_{i,t} + \delta_{13} INDEP_CH_{i,t} + \delta_{14} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (6\text{-}2)$$

其中，

AVAR	=	異常報酬波動幅度，$AVAR_{i,t} = \ln(\overline{u_{i,t}^2} / \sigma_i^2)$，$\overline{u_{i,t}^2}$ 為平均平方異常報酬，σ_i^2 則是估計期之每日殘差報酬變異數，而 t=-1, 0, +1，其中 0 為宣告日；
AVOL	=	異常交易量波動幅度，以公司 i 及交易日 t 之交易量占流通在外股數比 $V_{i,t}$ 取平均值，再除以公司 i 在非事件期每日交易量占流通在外股數比之平均值 V_i 計算之，其中 t=,-1, 0, +1，而 0 為宣告日；
CAR	=	事件日前 1 日至後 1 日之累積異常報酬；
POST	=	虛擬變數，直接採用 IFRS 後的年度（2013 年）設為 1；其他（2010 年與 2011 年）設為 0；
DIH	=	外資持股比例虛擬變數，以外資總持股數之 75 百分位者做為區分，當樣本公司之外資總持股數大於其年產業 75 百分位時設為 1；其他設為 0；
SIZE	=	公司規模，以財報結束日之股東權益市價取自然對數做為替代變數；
REPLAG	=	財報宣告延遲狀況，財報宣告日與財報結束日之相差天數做為替代變數；

airiti

LEV	=	槓桿作用，以財報結束日之總負債除以總資產做為替代變數；
DLOSS	=	公司財務績效，當年報導每股盈餘為負者設為 1，其他設為 0；
|UE|	=	未預期盈餘絕對值，以公司第 *t* 年減第 *t*-1 年每股盈餘再除以 *t*-1 年每股盈餘，最後取絕對值做為替代變數；
UE	=	未預期盈餘，以公司第 *t* 年減第 *t*-1 年每股盈餘再除以 *t*-1 年每股盈餘之絕對值做為替代變數；
GDR	=	虛擬變數，公司有發行海外存託憑證時設為 1，否則設為 0；
ZSCORE	=	Z 分數，衡量公司兩年內之破產機率，由 *ZSCORE=1.2V+1.4W+3.3X+0.6Y+1.0Z* 來估計；其中 *V* 為（流動資產-流動負債）/資產總額，W 為保留盈餘/資產總額，*X* 為稅前息前淨利/資產總額，*Y* 為總市值/負債總額，*Z* 為營業收入淨額/資產總額；
INFOR	=	虛擬變數，衡量資訊透明度指標，若公司資訊揭露評鑑結果為 A++、A+與 A 則設為 1，否則為 0；
DIR_SHARES	=	董事持股比率；
INDEP_CH	=	獨立董監事席次；
OTHER_INVEST	=	本國政府及法人機構持股；
IND	=	虛擬變數，係針對各產業進行控制。

模型(1)及模型(2)之 α_1、β_1即是分別探討假說 H1a、H1b 與 H1c 以及 H2a、H2b 與 H2c，當 α_1、β_1顯著為正（負）時，代表相對於未直接採用 IFRS 之財報，直接採用 IFRS 後，財報公告事件之資訊內涵將會提高（下降），意味著投資人於 2013 年會更有（沒有）意願使用公司所發佈財報之資訊，調整其投資決策，使得事件日之異常報酬波動幅度及異常交易量波動幅度有正向（負向）的結果。

本研究以模型(3)及模型(4)分析直接採用 IFRS 後，盈餘宣告所產生之未預期盈餘數字之資訊內涵，在 2010 年及 2011 年與 2013 年是否發生顯著改變，其中模型(3)應變數改為累積異常報酬(*CAR*)而非原來異常報酬波動幅度(*AVAR*)之主因為正負之盈餘對正負之異常報酬的影響會有所不同，然而異常報酬波動幅度(*AVAR*)為一個波動量，並無正負之分，故以累積異常報酬(*CAR*)替代，並以有正負之未預期盈餘來進行探討。兩個模型 *POST* 與 *UE* 之交乘項係數 γ_3、δ_3 為主要觀察係數，用來探討研究假說 H3a、H3b 與 H3c 以及 H4a、H4b 與 H4c，若 γ_3、δ_3顯著為正（負），代表直接採用 IFRS 後，未預期盈餘之資訊內涵較未直接採用 IFRS 之年度增加（降低）。

此外，本研究為進一步探討外資持股比例高組是否於直接採用 IFRS 後，在異常報酬波動幅度、異常成交量波動幅度與累積異常報酬上，會高於外資持股比例非高組，故再針對直接採用 IFRS 虛擬變數與外資持股比例虛擬變數之交乘項檢測 H5a 與 H5b，以及針對直接採用 IFRS 虛擬變數與外資持股比例虛擬變數與未預期盈餘之交乘項檢測 H6a 與 H6b。

airiti

三、變數之操作型定義

(一)應變數

1.異常報酬波動幅度(*AVAR*)

參考 Defond et al. (2007)和 Landsman et al. (2012)之研究，以事件期之異常報酬波動除以估計期之異常報酬波動為應變數，而本研究之事件日與窗期如下：

(1)事件日：以年報（盈餘）宣告日為事件日，若事件發生時點是休市期間，則以次開盤日為事件日。

(2)事件期：以事件日前 1 日至後 1 日為事件期，共計 3 日。

(3)估計期：以事件日前 110 日至 10 日為為估計期，其示意圖如圖 1：

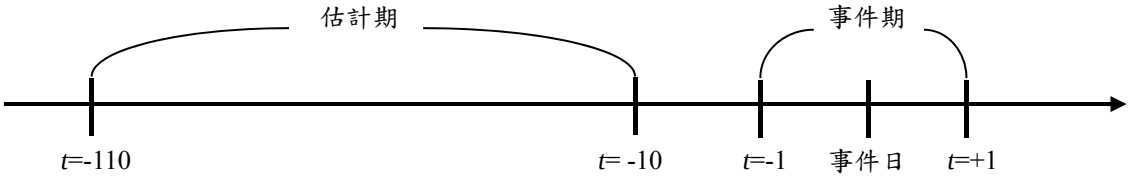

圖 1 事件研究法之事件日與窗期

接著本研究參考了 Fama (1976)之模型來計算異常報酬，以普通最小平方法建立下述之市場模型：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}. \tag{7-1}$$

接著使用普通最小平方法後可以得到估計之參數$\hat{\alpha}$和$\hat{\beta}$，再以此參數代入以下模型推出異常報酬$u_{i,t}$：

$$u_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{m,t}). \tag{7-2}$$

由於此部分是探討異常報酬的波動幅度，為了不讓異常報酬之正負影響結果，故以平均平方異常報酬來做為事件期之異常報酬波動，而估計期之異常報酬波動則是以估計期之每日殘差報酬變異數來代表之，由於此算法會有高度偏態之問題，因此對其取自然對數，其公式如下：

$$AVAR_{i,t} = \ln(\overline{u_{i,t}^2} / \sigma_i^2). \tag{7-3}$$

2.異常交易量波動幅度(*AVOL*)

參考 Defond et al. (2007)和 Landsman et al. (2012)之研究，本研究以事件期之平均交易量占流通在外股數比除以估計期之平均交易量占流通在外股數比來代表異常交易量的波動，而此算法也會有高度偏態之問題，因此對其取自然對數，其公式如下：

$$AVOL_{i,t} = \ln(\overline{V_{i,t}} / V_i). \tag{8}$$

airiti

3.累積異常報酬(*CAR*)

本研究以 Fama (1976)之模型來計算異常報酬，以普通最小平方法建立市場模型，接著將估計之參數$\hat{\alpha}$和$\hat{\beta}$代入，推導出事件期的異常報酬$u_{i,t}$，最後將事件期之異常報酬相加做為累積異常報酬。

(二)自變數

1.採用 IFRS(*POST*)

2013 年為直接採用 IFRS 之年度，*POST* 設為 1；反之，2010 年及 2011 年為未直接採用 IFRS 之年度，*POST* 設為 0。

2.未預期盈餘(*UE*)或其絕對值(|*UE*|)

Ball and Brown (1968)研究結果發現宣告盈餘若有正向的未預期盈餘，股票報酬也會隨之向上移動，而 Beaver, Clarke, and Wright (1979)則是發現當未預期盈餘變動幅度較大時，股票市場的反應也會隨之變大，意味著未預期盈餘的變化會影響盈餘資訊內涵，因此本研究以公司當年每股盈餘減前一年每股盈餘再除以前一年之每股盈餘並取絕對值來代表未預期盈餘（黃瓊慧、廖秀梅與廖益興 2004；廖秀梅與許雅雯 2010），並根據先前研究之結論，預期其與資訊內涵呈正相關。惟在進行模型(3)時，此變數為自變數且為探討未預期盈餘與累積異常報酬之關係，故不取絕對值。

(三)控制變數

1.公司規模(*SIZE*)

許多學者發現公司規模與盈餘是有關聯性的(Collins and Kothari 1989; Barron, Schneible, and Stevens 2009; Bamber, Barron, and Stevens 2011)，故本研究以公司股東權益之市值取自然對數來衡量公司規模，並以此做為控制變數，然而前述之研究結果都不盡相同，所以本研究不對公司規模做方向性之預測。

2.財報宣告延遲狀況(*REPLAG*)

Givoly and Palmon (1982)提出當財報提早宣告時，資訊使用者會解讀此行為是一個好消息，因此認為財報宣告時間之快慢會影響盈餘的資訊內涵，而 Kross (1982)也發現當公司越晚宣告盈餘時，其壞消息的可能性較高，故本研究財報宣告日與財報結束日之相差天數做為控制變數，根據 Defond et al. (2007)的結論，將預期其與資訊內涵為負相關。

3.負債比(*LEV*)

先前有研究發現當負債比較高時，公司之盈餘分配較大比例流向債權人，造成投資人對盈餘反應較為低落，進而讓盈餘與股價之關係下降(Billings 1999)，但也有學者提出盈餘資訊內涵會因為債權人的監督而有所增長(Fan and Wong 2002)，故本研究以總負債除以總資產做為控制變數。因為前期研究結果

airiti

顯示負債比對於盈餘資訊內涵之影響有好有壞，所以本研究不對此控制變數做方向性之預測。

4.公司財務績效(*DLOSS*)

Hayn (1995)研究指出，當公司有負盈餘時會使得盈餘反應係數、盈餘及股價相關係數向下偏誤，也意味著負盈餘的資訊內涵是較少的，因此本研究以公司財務績效做為控制變數，當年報之每股盈餘為負時設為 1；其他設為 0，並根據先前研究之結論，預期其與資訊內涵為負相關。

5.海外存託憑證(*GDR*)

Landsman et al. (2012)研究發現，當公司有發行海外存託憑證時，其財報資訊內涵會增加，因此本研究將海外存託憑證做為控制變數。當公司有發行海外存託憑證時設為 1；其他設為 0，並預期其與資訊內涵呈正相關。

6.公司破產威脅(*ZSCORE*)

當公司可能面臨破產威脅時，為脫離困境，其相關政策將會傾向承擔較高之風險(March and Shapira 1992; Singh 1986)。Altman (1983)所發展之 Z-SCORE 可作為判斷指標。Z-SCORE 之計算公式為：(1.2×營運資金除以總資產)＋(1.4×保留盈餘除以總資產)＋(3.3×稅前息前淨利除以總資產)＋(0.6×權益市值除以總負債)＋(1.0×銷貨收入除以總資產)。計算後較低的 Z-SCORE 分數代表公司破產的可能性較大，故本文預期其與資訊內涵呈正相關。

7.資訊揭露情況(*INFOR*)

Healy, Hutton, and Palepu (1999)發現企業資訊揭露評鑑結果會影響公司股票報酬、機構投資人持股比率、分析師推薦與否及股票流動性，較佳之評鑑結果將有助於公司降低資金成本等。本研究為避免公司本身之資訊揭露特性影響研究結果，將資訊揭露評鑑結果納入控制變數之一，若公司當年度之評鑑結果為 A++、A+或是 A 則設為 1，否則為 0 (陳俞如、林卓民與陳衍佑 2013)，並預期其與資訊內涵呈正相關。

8.董事持股比率(*DIR_SHARES*)與獨立董監事席次(*INDEP_CH*)

由於企業原有之公司治理背景所形成之監督機制將可能對於研究結果造成影響，例如：外資較傾向投資公司治理較佳之企業，文獻上即發現若公司積極推動獨立董監事制度，則外資會給予較正面之評價(張裕任、王泰昌與吳琮璠 2009)。故本文於公司治理背景納入兩項控制變數，分別為董事會持股比率與獨立董監事席次。其中 Klein (2002)發現董事會越獨立則公司越不會進行盈餘管理，本文以董事持股比率進行衡量董事會之影響，而董事持股高低市場給與之評價不一，故本研究不預期董事持股比率與資訊內涵之方向關係。

airiti

我國自 2002 年起，初始要求新上市上櫃公司至少需要有二席獨立董事與一席獨立監察人，並於 2007 年擴大適用至全體上市上櫃公司。早在 Fama and Jensen (1983)即提出外部董事（即為獨立董事或稱非執行董事）透過監督與知識補充角色來增加公司價值；也有文獻提及透過較高之獨立董監事席次，可以使公司財務資訊更加透明，也較不會發生財務報表舞弊(Beasley 1996)。故本文納入獨立董監事席次作為控制變數，並預期與資訊內涵呈正相關。

9.本國政府及法人機構持股(*OTHER_INVEST*)

本研究納入政府機構持股、本國金融機構持股、本國信託基金持股、本國公司法人持股與本國其他法人持股比率合計數作為控制變數，以考量其他投資人特性對於研究結果之可能影響，然而由於本國政府與法人機構對於 IFRS 之財報資訊可能不若外資來的熟悉，故本文不預期研究方向。

10.產業因素(*IND*)

不同產業會因為法令規範不同而對盈餘資訊揭露有不同之影響，故本研究控制產業因素對盈餘資訊內涵的影響。

(四)區分樣本投資人特性變數定義

1.外資持股比例(*DIH*)

由投資人特性相關文獻可以得知機構投資人解讀財報資訊之能力較高，因此資訊內涵也會隨之變化(Elsharkawy and Garrod 1996; El-Gazzar 1998; Bartov et al. 2000; Jiambalvo et al. 2002)，而本研究將機構投資人之部分縮限在外資上，是因為研究議題為 IFRS 財報資訊內涵變化，國外許多國家採用 IFRS 之時間早於臺灣，故外資解讀 IFRS 財報之經驗與能力應該顯著異於本國投資人。此外，外資對於臺灣之資本市場占有舉足輕重之地位，其動向時常為股市之領頭羊，使外資於股市之交易行為形成從眾效應(Herding Effect)（張裕任、吳琮璠與王泰昌 2012），故本文參考 Bartov et al. (2000)以及 Kao and Chien (2003)之作法，以外資總持股數之 75 百分位者做為區分，當樣本公司之外資總持股數大於其年產業 75 百分位時設為 1；其他設為 0。

肆、實證結果

一、敘述性統計分析

表3 Panel A為全部樣本之敘述性統計量；Panel B為2010年與2011年（直接採用前）的敘述性統計量；Panel C為2013年（直接採用後）的敘述性統計量。為了控制極端值對本文結果之可能影響，故將所有位於連續變數之前後1%者均以winsorized方式進行處理。

表3中顯示，全部樣本公司之異常報酬波動幅度(*AVAR*)平均值為-0.387、異常交易量波動幅度(*AVOL*)平均值為-0.063與累積異常報酬(*CAR*)平均值為

-0.478，顯示異常報酬波動幅度、異常交易量波動幅度與累積異常報酬之平均值皆低於估計期。若觀察直接採用前後之期間，2010年及2011年（直接採用前）樣本公司異常報酬波動幅度(*AVAR*)平均值為-0.376；異常交易量波動幅度(*AVOL*)平均值為-0.077；累積異常報酬(*CAR*)平均值為-0.595。2013年（直接採用後）之異常報酬波動幅度(*AVAR*)平均值為-0.406；異常交易量波動幅度(*AVOL*)平均值為-0.037；累積異常報酬(*CAR*)平均值為-0.273，顯示不論直接採用前後，異常報酬波動幅度、異常交易量波動幅度與累積異常報酬之平均值皆小於估計期之數字。控制變數方面，全部樣本之中公司破產威脅(*ZSCORE*)之中位數為2.850，平均數為3.684；資訊揭露情況則發現中有24.1%之公司被評鑑為A++、A+或是A；平均董事持股比例為19.895%，平均獨立董監事席次為1.278與本國政府與法人機構平均持股為26.612%。

表 3　敘述性統計量

Panel A：全部樣本（2010年與2011年及2013年）樣本(N=3,508)							
變數	平均數	標準差	最小值	25%	50%	75%	最大值
AVAR	-0.387	1.246	-3.759	-1.182	-0.346	0.475	2.344
AVOL	-0.063	0.787	-1.785	-0.589	-0.128	0.419	2.205
CAR	-0.478	3.746	-10.260	-2.557	-0.523	1.362	12.469
IH	9.066	14.193	0.000	0.500	3.290	10.160	73.850
DIH	0.259	0.438	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
SIZE	8.246	1.395	5.176	7.235	8.094	9.082	12.440
REPLAG	91.601	14.070	56.000	86.000	89.000	91.000	194.000
LEV	0.416	0.171	0.059	0.290	0.415	0.537	0.885
DLOSS	0.200	0.400	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
|UE|	1.765	4.933	0.008	0.216	0.530	1.215	40.500
UE	0.158	3.466	-19.400	-0.421	0.055	0.684	18.548
GDR	0.025	0.156	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
ZSCORE	3.684	3.330	-1.204	1.873	2.850	4.326	24.519
INFOR	0.241	0.428	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
DIR_SHARES	19.895	13.402	4.150	10.350	15.825	25.590	78.850
INDEP_CH	1.278	1.212	0.000	0.000	2.000	2.000	4.000
OTHER_INVEST	26.612	18.602	0.000	11.760	22.700	38.090	85.640
Panel B：直接採用IFRS前（2010年至2011年）樣本(N=2,240)							
變數	平均數	標準差	最小值	25%	50%	75%	最大值
AVAR	-0.376	1.219	-3.759	-1.139	-0.329	0.470	2.344
AVOL	-0.077	0.748	-1.785	-0.569	-0.131	0.345	2.205
CAR	-0.595	3.785	-10.260	-2.727	-0.539	1.333	12.469
IH	8.396	13.495	0.000	0.460	2.895	9.165	73.850
DIH	0.256	0.436	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
SIZE	8.219	1.400	5.176	7.206	8.040	9.064	12.440
REPLAG	95.672	15.386	56.000	87.000	90.000	112.000	194.000
LEV	0.415	0.169	0.059	0.290	0.415	0.535	0.885
DLOSS	0.185	0.388	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
|UE|	1.722	4.736	0.008	0.235	0.547	1.250	40.500
UE	0.201	3.396	-19.400	-0.463	0.021	0.699	18.548
GDR	0.029	0.168	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
ZSCORE	3.643	3.180	-1.204	1.884	2.856	4.312	24.519
INFOR	0.252	0.434	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
DIR_SHARES	19.702	13.162	4.150	10.370	15.775	25.305	78.850

airiti

表 3　敘述性統計量（續）

Panel B：直接採用IFRS前（2010年至2011年）樣本(N=2,240)							
變數	平均數	標準差	最小值	25%	50%	75%	最大值
INDEP_CH	1.169	1.187	0.000	0.000	1.000	2.000	4.000
OTHER_INVEST	26.569	18.374	0.000	11.975	22.690	37.860	85.640
Panel C：直接採用IFRS後（2013年）樣本(N=1,268)							
變數	平均數	標準差	最小值	25%	50%	75%	最大值
AVAR	-0.406	1.291	-3.759	-1.271	-0.367	0.480	2.344
AVOL	-0.037	0.852	-1.785	-0.633	-0.120	0.514	2.205
CAR	-0.273	3.668	-10.260	-2.331	-0.508	1.425	12.469
IH	10.250	15.282	0.000	0.580	4.080	12.525	73.850
DIH	0.264	0.441	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
SIZE	8.294	1.384	5.176	7.263	8.161	9.127	12.440
REPLAG	84.411	6.970	56.000	84.000	87.000	89.000	92.000
LEV	0.417	0.173	0.059	0.288	0.414	0.537	0.885
DLOSS	0.226	0.418	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
|UE|	1.839	5.265	0.008	0.191	0.503	1.169	40.500
UE	0.082	3.587	-19.400	-0.329	0.105	0.633	18.548
GDR	0.017	0.131	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
ZSCORE	3.758	3.578	-1.204	1.843	2.821	4.350	24.519
INFOR	0.223	0.417	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
DIR_SHARES	20.237	13.815	4.150	10.330	15.940	26.155	78.850
INDEP_CH	1.471	1.234	0.000	0.000	2.000	2.000	4.000
OTHER_INVEST	26.688	19.005	0.000	11.265	22.835	38.600	84.380

註：*AVAR*：異常報酬波動，$AVAR_{i,t} = ln(\overline{u_{i,t}^2}/\sigma_i^2)$，$\overline{u_{i,t}^2}$為平均平方異常報酬，$\sigma_i^2$則是估計期之每日殘差報酬變異數，而$t$=-1, 0, +1，其中0為宣告日；*AVOL*：異常交易量，以公司i及交易日t之交易量占流通在外股數比$V_{i,t}$取平均值，再除以公司i在非事件期每日交易量占流通在外股數比之平均值V_i計算之，其中t=-1, 0, +1，而0為宣告日；*CAR*：事件日前1日至後1日之累積異常報酬；*IH*：為外資總持股比例；*DIH*：為外資持股比例之虛擬變數，當外資總持股比例大於各年產業75百分位者，將之設為1；其餘之部分設為0；*SIZE*：公司規模，以財報結束日之股東權益市價取自然對數做為替代變數；*REPLAG*：為財報宣告延遲狀況，財報宣告日與財報結束日之相差天數做為替代變數；*LEV*：為槓桿作用，以財報結束日之總負債除以總資產做為替代變數；*DLOSS*：為公司財務績效，當年報導每股盈餘為負設為1；其他設為0；*|UE|*：為未預期盈餘絕對值，以公司第t年減第t-1年每股盈餘再除以t-1年每股盈餘取絕對值做為替代變數；*UE*：為未預期盈餘，以公司第t年減第t-1年每股盈餘再除以t-1年每股盈餘之絕對值做為替代變數；*GDR*：為海外存託憑證，有發行海外存託憑證設為1；其他設為0；*ZSCORE*：公司破產威脅，Z-SCORE之計算公式為：(1.2× 營運資金除以總資產)＋(1.4× 保留盈餘除以總資產)＋(3.3× 稅前息前淨利除以總資產)＋(0.6× 權益市值除以總負債)＋(1.0× 銷貨收入除以總資產)；*INFOR*：資訊揭露情況之虛擬變數，若公司當年度之資訊揭露評鑑為A++、A+或A則設為1，否則為0；*DIR_SHARES*：董事持股比率；*INDEP_CH*：獨立董監事席次；*OTHER_INVEST*：本國政府與法人機構持股。

其他變數則是發現，全部樣本(Panel A)中平均外資持股比率為 9.066%，75 百分位為持股 10.160%，平均負債比率為 41.6%，全部樣本中有 20%之公司當年度為負盈餘；在 Panel B 中財報宣告延遲狀況(*REPLAG*)平均值為 95.672 天，顯示 2010 年及 2011 年大部分樣本公司發佈年報至公開資訊觀測站之時間長於三個月；反觀，2013 年財報宣告延遲狀況(*REPLAG*)之 25 百分位數為 84 天，75 百分位數為 89 天，平均值為 84.411 天，這顯示 2013 年大部分樣本公司發佈年報至公開資訊觀測站之時間短於 2010 年與 2011 年，此與證交法將財報最後公告日由過去 4 月底提前至 3 月底有關，本文以此變數控制政策性之可能影響。在 Panel B 中，公司財務績效(*DLOSS*)之平均數為 0.185，代表樣本公司中有 18.5%的公司其盈餘為負數。海外存託憑證(*GDR*)之平均數為 0.029，代表樣本公司中有 2.9%的公司有發行海外存託憑證。外資持股比例(*IH*)最小值為

airiti

0.000，最大值為 73.850%；未預期盈餘(*UE*)最小值為-19.400，最大值為 18.548；槓桿作用(*LEV*) 最小值為 0.059，最大值為 0.885。公司破產威脅(*ZSCORE*)之中位數為 2.856，平均數為 3.643；資訊揭露情況則發現樣本中有 25.2%之公司被評鑑為 A++、A+或是 A；平均董事持股比例為 19.702%與平均董監事席次為 1.169。

相較於 2013 年(直接採用後)，表 3 Panel C 中顯示，公司財務績效(*DLOSS*)之平均數為 0.226，代表 2013 年有 22.6%的公司其盈餘為負數，此比例高於 2010 年及 2011 年；未預期盈餘(*UE*) 之平均數為 0.082。公司破產威脅(*ZSCORE*)之中位數為 2.821，平均數為 3.758；資訊揭露情況則發現樣本中有 22.3%之公司被評鑑為 A++、A+或是 A，低於直接採用 IFRS 前；平均董事持股比例為 20.238%與平均獨立董監事席次為 1.471，皆高於 2010 年與 2011 年，顯示政府推動獨立董事之制度，漸獲成效。而其他變數之敘述性統計與 2010 年與 2011 年相比，則無太大差異。

本研究將直接採用IFRS前（2010年及2011年）和直接採用IFRS後（2013年）這兩組樣本平均數進行t檢定，其結果如表4 Panel A。根據表4 Panel A可以發現，累積異常報酬(*CAR*)在直接採用IFRS後有增加之現象，顯示在直接採用IFRS後，年報發佈之事件對於股市的影響增加。財報宣告延遲狀況(*REPLAG*)在直接採用IFRS後有顯著減少，年報發佈的時間相較於直接採用IFRS前平均提早了11天左右。此外，2013年相較於2010年及2011年，外資持股比例(*IH*)變得更大，顯示直接採用IFRS後讓外資更願意投資台股；然而直接採用IFRS後有顯著較多之公司當年度出現負盈餘(*DLOSS*)，營業虧損之比例高於過去；海外存託憑證(*GDR*)也變得較低，資訊揭露透明度稍差與獨立董監事席次有增加之現象，而其他的變數則是沒有顯著的差異。

表4 Panel B 為外資持股比例非高組之 t 檢定，結果發現於直接採用 IFRS 前後，外資持股比例非高組之企業在2013年後有較高之累積異常報酬(*CAR*)與外資持股比例(*IH*)，且公司規模(*SIZE*)也較大，有較多公司當年度有負盈餘之狀況(*DLOSS*)與較多之獨立董監事席次(*INDEP_CH*)；表4 Panel C 為外資持股比例高組之 t 檢定結果，結果發現於直接採用 IFRS 後，外資持股比例高組之企業有較高之異常交易量波動幅度(*AVOL*)、累積異常報酬(*CAR*)與外資持股比例(*IH*)，與外資持股比例非高組相同，也有較多公司當年度有負盈餘之狀況(*DLOSS*)與較多之獨立董監事席次(*INDEP_CH*)與較少公司發行海外存託憑證(*GDR*)，且由於政策規範之影響，財報宣告延遲狀況(*REPLAG*)皆有顯著減少情形。

airiti

表 4　直接採用 IFRS 前後樣本之 t 檢定

Panel A 全部樣本 t 檢定

	平均值（直接採用前）	平均值（直接採用後）	差異值（後-前）	T值
AVAR	-0.376	-0.406	-0.030	-0.6913
AVOL	-0.077	-0.037	0.040	1.4256
CAR	-0.595	-0.273	0.322	2.4487**
IH	8.396	10.250	1.854	3.7253***
SIZE	8.219	8.294	0.075	1.5324
REPLAG	95.672	84.411	-11.261	-24.6683***
LEV	0.415	0.417	0.002	0.3648
DLOSS	0.185	0.226	0.041	2.9026***
|UE|	1.722	1.839	0.117	0.6746
UE	0.201	0.082	-0.119	-0.9779
GDR	0.029	0.017	-0.012	-2.1356**
ZSCORE	3.643	3.758	0.115	0.9791
INFOR	0.252	0.223	-0.029	-1.9020*
DIR_SHARES	19.702	20.237	0.535	1.1352
INDEP_CH	1.169	1.471	0.302	7.1405***
OTHER_INVEST	26.569	26.688	0.119	-0.1806

Panel B 外資持股比例非高組樣本 t 檢定

	平均值（直接採用前）	平均值（直接採用後）	差異值（後-前）	T值
AVAR	-0.365	-0.441	-0.076	-1.4846
AVOL	-0.072	-0.053	0.019	0.5624
CAR	-0.658	-0.378	0.280	1.7916*
IH	2.505	3.252	0.747	5.3534***
SIZE	7.824	7.916	0.092	2.0739**
REPLAG	96.130	84.735	-11.395	-21.8573***
LEV	0.413	0.414	0.001	0.0849
DLOSS	0.212	0.252	0.040	2.3471**
|UE|	1.872	2.105	0.233	1.0944
UE	0.150	0.067	-0.083	-0.5433
GDR	0.005	0.000	-0.005	-2.2496**
ZSCORE	3.536	3.625	0.089	0.6669
INFOR	0.226	0.203	-0.023	-1.3976
DIR_SHARES	20.001	20.502	0.501	0.9640
INDEP_CH	1.157	1.403	0.246	5.1791***
OTHER_INVEST	26.433	27.680	1.247	1.6034

Panel C 外資持股比例高組樣本 t 檢定

	平均值（直接採用前）	平均值（直接採用後）	差異值（後-前）	T值
AVAR	-0.407	-0.310	0.097	1.1424
AVOL	-0.092	0.006	0.098	2.0309**
CAR	-0.409	0.022	0.431	1.7942*
IH	25.533	29.741	4.208	3.5162***
SIZE	9.367	9.346	-0.021	-0.1958
REPLAG	94.340	83.507	-10.833	-11.5849***
LEV	0.422	0.428	0.006	0.5789
DLOSS	0.106	0.152	0.046	2.0266**
|UE|	1.288	1.100	-0.188	-0.6775
UE	0.350	0.123	-0.227	-1.2854
GDR	0.098	0.066	-0.032	-1.6642*
ZSCORE	3.954	4.127	0.173	0.7172
INFOR	0.326	0.281	-0.045	-1.4392
DIR_SHARES	18.832	19.498	0.666	0.6371
INDEP_CH	1.204	1.660	0.456	5.0729***
OTHER_INVEST	26.966	23.923	-3.043	-2.5659**

註：* <0.1，**<0.05，***<0.01，雙尾檢定。變數定義：請詳表 2。

另外本研究將樣本分為直接採用 IFRS 前與後，並進一步將事件期拉長至-10到+10日觀察外資持股比例高組與非高組每日樣本之平均異常報酬波動幅度、平均異常交易量波動幅度與平均異常報酬之變化，如圖2-1與圖2-2為直接採用 IFRS 前，圖中發現異常報酬波動幅度(*AVAR*)與異常交易量波動幅度(*AVOL*)在外資持股比例高組與非高組上並無太大之差異；而異常報酬方面，發現外資持股比例高組於事件日0天時有較高之異常報酬，然而此異常報酬非落於正值。圖3-1與圖3-2為直接採用 IFRS 後之圖形，結果發現外資持股比例高組在事件日0天時，皆有較高之異常報酬波動幅度(*AVAR*)、異常交易量波動幅度(*AVOL*)與異常報酬。綜上圖示發現，外資持股比例高組之企業，較能解讀直接採用 IFRS 後之資訊，也證實將投資人特性納入考量實屬必要。

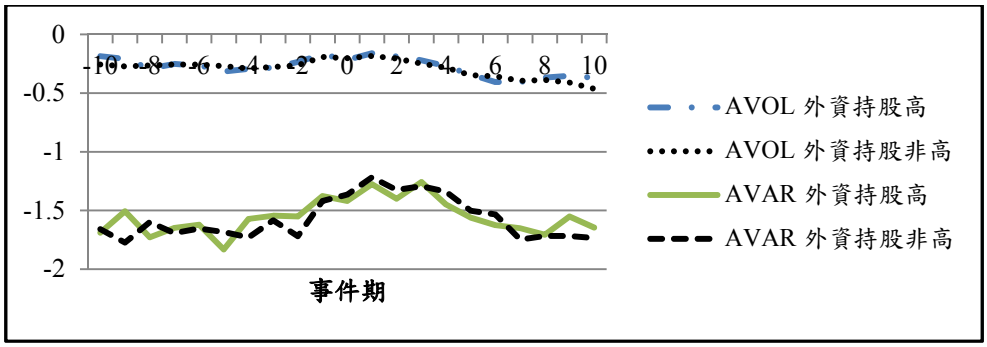

圖 2-1 直接採用 IFRS 前之事件期異常報酬波動幅度與異常成交量波動幅度

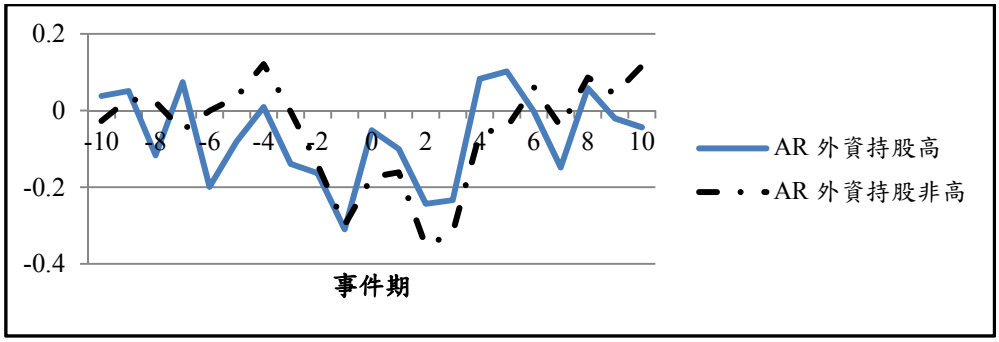

圖 2-2 直接採用 IFRS 前之事件期異常報酬

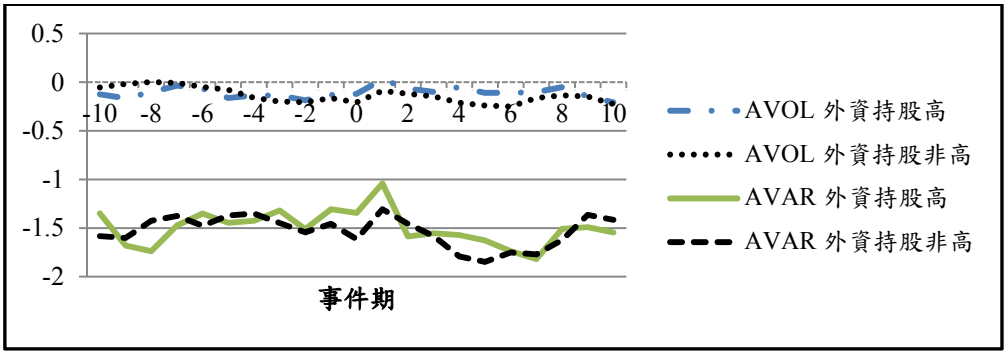

圖 3-1 直接採用 IFRS 後之事件期異常報酬波動幅度與異常成交量波動幅度

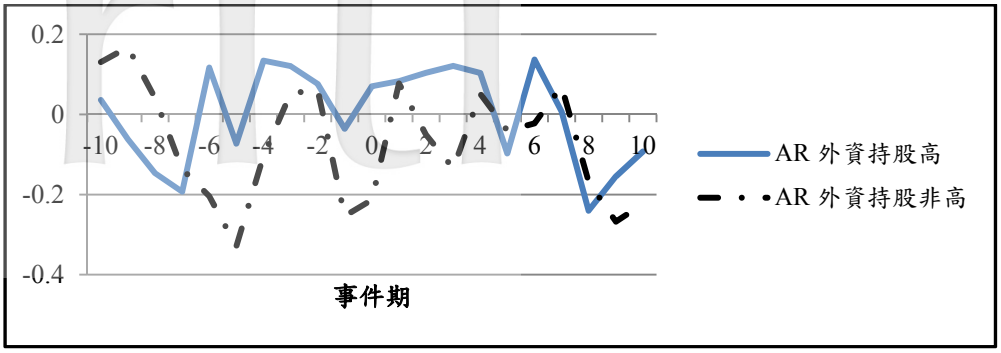

圖 3-2 直接採用 IFRS 後之事件期異常報酬

二、相關性分析

本研究以 Pearson 相關分析來檢測變數間的關聯性，並利用變異數膨脹因子(VIF)來檢測自變數間是否存在共線性問題，檢測結果顯示，各自變數之 VIF 值皆小於 5，故判定本研究並無嚴重共線性之問題。表 5 為 Pearson 相關之結果，結果顯示異常交易量波動幅度(*AVOL*)與累積異常報酬(*CAR*)間呈顯著正相關；累積異常報酬(*CAR*)與直接採用 IFRS 前後虛擬變數(*POST*)、外資持股比例連續變數(*IH*)、外資持股比例虛擬變數(*DIH*)、公司規模(*SIZE*)、未預期盈餘(*UE*)、公司破產威脅(*ZSCORE*)與資訊揭露狀況(*INFOR*)間呈顯著正相關，除未預期盈餘係由於衡量公式所致外，更顯示直接採用 IFRS 後之累積異常報酬更高，外資持股比例較高之公司會有較高之累積異常報酬，以及公司規模較大之公司、公司破產威脅較低之公司與資訊揭露評鑑較高之公司會有較高之累積異常報酬。

三、迴歸結果分析

表 6 為模型(1)之迴歸結果，以對 H1a、H1b 與 H1c 進行檢測。根據表 6 自變數 *POST* 與異常報酬波動幅度(*AVAR*)於全體樣本（係數-0.054，*p*-value=0.097）及外資持股比例非高組（係數-0.107，*p*-value=0.010）之企業都呈現顯著負相關；而外資持股比例高組之企業則呈顯著正相關（係數 0.102，*p*-value=0.000），此結果顯示臺灣在 2013 年直接採用 IFRS 後，相對於 2010 年及 2011 年未直接採用 IFRS 時，財報宣告事件之資訊內涵會改變異常報酬波動幅度，故拒絕 H1a 與 H1b，且 H1c 也獲得支持。由表 6 之結果得知，整體而言若不考慮投資人特性，財報宣告事件對資本市場異常報酬波動幅度之影響力，在臺灣 2013 年直接採用 IFRS 後，係低於 2010 年與 2011 年，而此結果主要係由外資持股比例非高組之企業所形成，然而外資持股比例高組則有相反之發現。

控制變數方面，大多和預期相符，財報宣告延遲狀況(*REPLAG*)皆呈顯著負相關（全體樣本與外資持股比例非高組），與 Kross (1982)、Landsman et al. (2012)之研究相符，代表財報越晚公佈，投資人越會認為其壞消息成分居多，故財報之資訊內涵會越低；公司財務績效(*DLOSS*)也是皆呈現負相關，惟未達

表 5 相關係數表(N=3,508)

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.	12.	13.	14.	15.	16.	17.	18
AVAR	1.000																	
AVOL	0.543***	1.000																
	(0.000)																	
CAR	0.135***	0.225***	1.000															
	(0.000)	(0.000)																
POST	-0.012	0.024	0.041*	1.000														
	(0.489)	(0.154)	(0.014)															
IH	0.002	0.012	0.041*	0.063***	1.000													
	(0.899)	(0.470)	(0.016)	(0.000)														
DIH	0.007	0.005	0.036*	0.009	0.750***	1.000												
	(0.662)	(0.766)	(0.033)	(0.586)	(0.000)													
SIZE	0.024	-0.020	0.039*	0.026	0.499***	0.472***	1.000											
	(0.149)	(0.242)	(0.021)	(0.126)	(0.000)	(0.000)												
REPLAG	-0.020	-0.120***	-0.092***	-0.385***	-0.093***	-0.053**	-0.069***	1.000										
	(0.242)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.000)											
LEV	0.047**	0.005	-0.028	0.006	0.032	0.027	0.077***	0.095***	1.000									
	(0.006)	(0.753)	(0.103)	(0.715)	(0.055)	(0.107)	(0.000)	(0.000)										
DLOSS	-0.028	-0.071***	-0.122***	0.049**	-0.134***	-0.113***	-0.313***	0.053**	0.086***	1.000								
	(0.101)	(0.000)	(0.000)	(0.004)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.002)	(0.000)									
|UE|	-0.003	0.004	-0.013	0.011	-0.083***	-0.065***	-0.104***	0.026	0.034*	0.198***	1.000							
	(0.848)	(0.811)	(0.447)	(0.500)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.127)	(0.042)	(0.000)								
UE	0.027	0.034*	0.074***	-0.017	0.012	0.018	0.080***	0.023	-0.015	-0.392***	-0.117***	1.000						
	(0.104)	(0.045)	(0.000)	(0.328)	(0.491)	(0.275)	(0.000)	(0.179)	(0.386)	(0.000)	(0.000)							
GDR	0.014	0.012	0.042*	-0.036*	0.288***	0.232***	0.357***	-0.002	0.045**	-0.020	-0.012	0.024	1.000					
	(0.398)	(0.494)	(0.013)	(0.033)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.894)	(0.008)	(0.236)	(0.490)	(0.160)						
ZSCORE	-0.017	0.003	0.065***	0.017	0.097***	0.059***	0.158***	-0.104***	-0.596***	-0.197***	-0.078***	0.062***	-0.009	1.000				
	(0.323)	(0.838)	(0.000)	(0.328)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.599)					
INFOR	-0.008	-0.007	0.050**	-0.032	0.088***	0.094***	0.209***	-0.004	-0.038*	-0.067***	-0.014	0.004	0.141***	0.071***	1.000			
	(0.636)	(0.686)	(0.003)	(0.057)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.793)	(0.024)	(0.000)	(0.397)	(0.799)	(0.000)	(0.000)				
DIR_SHARES	-0.041*	-0.009	0.031	0.019	0.019	-0.036*	-0.049**	-0.025	-0.035*	-0.060***	-0.027	0.038*	-0.070***	0.070***	0.023	1.000		
	(0.015)	(0.606)	(0.066)	(0.256)	(0.249)	(0.033)	(0.003)	(0.144)	(0.039)	(0.000)	(0.114)	(0.026)	(0.000)	(0.000)	(0.181)			
INDEP_CH	-0.054**	0.007	0.013	0.120***	0.122***	0.046**	0.012	-0.188***	-0.081***	0.021	-0.017	-0.047**	0.042*	0.152***	0.044**	0.071***	1.000	
	(0.001)	(0.691)	(0.425)	(0.000)	(0.000)	(0.006)	(0.465)	(0.000)	(0.000)	(0.204)	(0.314)	(0.005)	(0.013)	(0.000)	(0.010)	(0.000)		
OTHER_INVEST	-0.017	-0.010	0.028	0.003	-0.111***	-0.024	0.253***	-0.046**	0.044**	-0.127***	-0.041*	0.048**	-0.001	0.029	0.039*	0.439***	-0.028	1.000
	(0.301)	(0.567)	(0.102)	(0.857)	(0.000)	(0.148)	(0.000)	(0.006)	(0.009)	(0.000)	(0.016)	(0.004)	(0.930)	(0.091)	(0.021)	(0.000)	(0.103)	

註：* <0.1，**<0.05，***<0.01，雙尾檢定。變數定義：請詳表 2。

airiti

表 6　迴歸模型實證結果-H1a、H1b、H1c

$$AVAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{i,t} + \alpha_2 SIZE_{i,t} + \alpha_3 REPLAG_{i,t} + \alpha_4 LEV_{i,t} + \alpha_5 DLOSS_{i,t} + \alpha_6 |UE_{i,t}| + \alpha_7 GDR_{i,t} + \alpha_8 ZSCORE_{i,t} + \alpha_9 INFOR_{i,t} + \alpha_{10} DIR_SHARES_{i,t} + \alpha_{11} INDEP_CH_{i,t} + \alpha_{12} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

	預期方向	全體樣本	外資持股非高組	外資持股高組
INTERCEPT	?	0.275***	0.071	0.565
		(0.004)	(0.751)	(0.204)
POST	? / ? /+	-0.054*	-0.107***	0.102***
		(0.097)	(0.010)	(0.000)
SIZE	?	0.003	-0.010	0.042**
		(0.832)	(0.822)	(0.030)
REPLAG	—	-0.004**	-0.005**	-0.002
		(0.018)	(0.018)	(0.485)
LEV	?	0.519***	0.671***	-0.040
		(0.000)	(0.000)	(0.924)
DLOSS	—	-0.084	-0.078	-0.092
		(0.380)	(0.414)	(0.607)
|*UE*|	+	0.001	0.002	-0.004
		(0.630)	(0.688)	(0.705)
GDR	+	0.072	0.511***	-0.012
		(0.721)	(0.000)	(0.958)
ZSCORE	+	0.009	0.021***	-0.021
		(0.178)	(0.000)	(0.248)
INFOR	+	-0.009	-0.029*	0.017
		(0.720)	(0.075)	(0.639)
DIR_SHARES	?	-0.003	-0.002	-0.004
		(0.217)	(0.544)	(0.364)
INDEP_CH	+	-0.054***	-0.044**	-0.077*
		(0.000)	(0.039)	(0.053)
OTHER_INVEST	?	-0.001	-0.001**	-0.003
		(0.150)	(0.023)	(0.561)
IND	?	Included	Included	Included
N		3,508	2,600	908
adj. R^2		0.010	0.010	0.007
F 值		2.270	1.895	1.476

註：括號內為 *p*-value，* <0.1，** <0.05，*** <0.01，雙尾檢定。括弧內為經 two-way cluster-robust standard deviation 調整個別公司與年度變異數後之 *p*-value (Petersen 2009; Gow, Ormazabal, and Taylor 2010)。*IND*：虛擬變數，係針對各產業進行控制。變數定義：請詳表 2。

統計顯著水準。未做預期方向之部份，公司規模(*SIZE*)與異常報酬波動幅度(*AVAR*)呈顯著正相關（外資持股比例高組），代表公司規模越大，其財報之資訊內涵（異常報酬波動部分）會越多；槓桿作用(*LEV*)之結果則是較接近 Fan and Wong (2002)之推論，其與異常報酬波動幅度(*AVAR*)呈顯著正相關（全體樣本與外資持股比例非高組），代表財報資訊內涵會因為債權人的監督而有所增長，故負債比越高時，財報之資訊內涵會越多。

表 7 模型(2)為 H2a、H2b 與 H2c 之檢測結果，結果自變數 *POST* 與異常交易量波動幅度(*AVOL*)，不論是全體樣本、外資持股比例非高組與外資持股比例高組皆未達統計顯著水準，顯示本研究無足夠證據可拒絕 H2a、H2b，也沒有

airiti

證據可支持 H2c。顯示財報宣告事件對資本市場異常交易量波動幅度之影響力，在臺灣 2013 年直接採用 IFRS 後與 2010 年與 2011 年直接採用前無顯著差異，若對照研究假說 1 對異常報酬波動幅度之顯著性結論，可知我國直接採用 IFRS 後，對股價波動之影響性係高於對成交量波動之影響。控制變數方面，公司規模(*SIZE*)、財報宣告延遲狀況(*REPLAG*)（全體樣本與外資持股比例高組）、當年度為負盈餘之虛擬變數(*DLOSS*)（全體樣本與外資持股比例非高組）與異常成交量波動幅度(*AVOL*)呈顯著負相關，顯示規模較大之公司、財報較晚公布之公司以及當年度為負盈餘之公司，會有較低之異常成交量波動幅度。

表 7　迴歸模型實證結果-H2a、H2b、H2c

$$AVOL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 POST_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 REPLAG_{i,t} + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 DLOSS_{i,t} + \beta_6 |UE_{i,t}| + \beta_7 GDR_{i,t} + \beta_8 ZSCORE_{i,t} + \beta_9 INFOR_{i,t} + \beta_{10} DIR_SHARES_{i,t} + \beta_{11} INDEP_CH_{i,t} + \beta_{12} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

	預期方向	全體樣本	外資持股非高組	外資持股高組
INTERCEPT	?	1.156***	1.429***	0.874**
		(0.005)	(0.002)	(0.012)
POST	? / ? /+	-0.032	-0.046	0.009
		(0.667)	(0.643)	(0.556)
SIZE	?	-0.042***	-0.063***	-0.028**
		(0.000)	(0.000)	(0.029)
REPLAG	−	-0.008*	-0.007	-0.008***
		(0.057)	(0.121)	(0.001)
LEV	?	0.175***	0.171*	0.156**
		(0.004)	(0.054)	(0.030)
DLOSS	−	-0.175**	-0.183***	-0.143
		(0.044)	(0.007)	(0.334)
|UE|	+	0.003	0.003	0.006
		(0.447)	(0.577)	(0.474)
GDR	+	0.178	0.272***	0.116
		(0.248)	(0.000)	(0.398)
ZSCORE	+	0.002	0.007	-0.008**
		(0.390)	(0.175)	(0.043)
INFOR	+	-0.002	-0.005	-0.020
		(0.926)	(0.814)	(0.539)
DIR_SHARES	?	-0.001	-0.001	-0.003***
		(0.252)	(0.688)	(0.000)
INDEP_CH	+	-0.004	-0.018	0.030***
		(0.660)	(0.191)	(0.000)
OTHER_INVEST	?	-0.001	-0.001	-0.001
		(0.135)	(0.568)	(0.577)
IND	?	Included	Included	Included
N		3,508	2,600	908
adj. R^2		0.024	0.022	0.032
F 值		4.164	3.226	2.451

註：括號內為 *p*-value，* <0.1，** <0.05，*** <0.01，雙尾檢定。括弧內為經 two-way cluster-robust standard deviation 調整個別公司與年度變異數後之 *p*-value (Petersen 2009; Gow et al. 2010)。*IND*：虛擬變數，係針對各產業進行控制。變數定義：請詳表 2。

airiti

表 8 為有關未預期盈餘數字之資訊內涵檢定結果，主要關切 *POST* 與未預期盈餘(*UE*)之交乘項係數是否達顯著水準。根據表 7 模型(3)，自變數 *POST* 與未預期盈餘(*UE*)交乘項和累積異常報酬(*CAR*)之關聯性在全體樣本以及外資持股比例非高組皆未達統計顯著水準，然而在外資持股比例高組則呈顯著正相關（係數 0.065，*p*-value=0.088），顯示臺灣在 2013 年直接採用 IFRS 後，2013 年與 2010 年及 2011 年之未預期盈餘數字對累積異常報酬之影響僅在外資持股比例高組之企業發生顯著正向之變化，故本研究 H3c 獲得支持。

表 8　迴歸模型實證結果-H3a、H3b、H3c

$$CAR_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 POST_{i,t} + \gamma_2 UE_{i,t} + \gamma_3 POST_{i,t} \times UE_{i,t} + \gamma_4 SIZE_{i,t} + \gamma_5 REPLAG_{i,t} + \gamma_6 LEV_{i,t} + \gamma_7 DLOSS_{i,t} + \gamma_8 GDR_{i,t} + \gamma_9 ZSCORE_{i,t} + \gamma_{10} INFOR_{i,t} + \gamma_{11} DIR_SHARES_{i,t} + \gamma_{12} INDEP_CH_{i,t} + \gamma_{13} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

	預期方向	全體樣本	外資持股非高組	外資持股高組
INTERCEPT	?	1.670	3.801	-2.720
		(0.581)	(0.100)	(0.107)
POST	?	0.124	0.101	0.256
		(0.779)	(0.849)	(0.328)
UE	+	0.026	0.021	0.054
		(0.432)	(0.492)	(0.366)
POST× *UE*	? / ? /+	0.030	0.024	0.065*
		(0.223)	(0.332)	(0.088)
SIZE	?	-0.130	-0.271*	0.047
		(0.176)	(0.071)	(0.763)
REPLAG	—	-0.022***	-0.024***	-0.015***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)
LEV	?	0.310	0.193	0.556
		(0.493)	(0.632)	(0.623)
DLOSS	—	-0.939***	-0.952***	-1.051**
		(0.006)	(0.001)	(0.033)
GDR	+	1.359**	4.480***	0.572
		(0.045)	(0.000)	(0.371)
ZSCORE	+	0.051	0.073***	-0.001
		(0.180)	(0.009)	(0.988)
INFOR	+	0.344	0.413*	-0.049
		(0.104)	(0.085)	(0.624)
DIR_SHARES	?	0.004	0.006	0.007
		(0.477)	(0.237)	(0.405)
INDEP_CH	+	0.037**	-0.005	0.210**
		(0.028)	(0.942)	(0.035)
OTHER_INVEST	?	-0.001	-0.003	0.016*
		(0.893)	(0.570)	(0.072)
IND	?	Included	Included	Included
N		3,508	2,600	908
adj. R^2		0.030	0.033	0.050
F 值		3.932	3.248	2.894

註：括號內為 *p*-value，* <0.1，** <0.05，*** <0.01，雙尾檢定。括弧內為經 two-way cluster-robust standard deviation 調整個別公司與年度變異數後之 *p*-value (Petersen 2009; Gow et al. 2010)。*IND*：虛擬變數，係針對各產業進行控制。變數定義：請詳表 2。

airiti

在異常交易量波動幅度(*AVOL*)為應變數部分，表 9 模型(4)則是發現 *POST* 與未預期盈餘絕對值(|*UE*|)交乘項係數在外資持股比例高組呈顯著正相關（係數 0.019，*p*-value=0.000），故本研究 H4c 獲得支持，代表 2013 年與 2010 年與 2011 年間，未預期盈餘數字對異常交易量波動幅度之影響也僅在外資持股比例高組發現顯著正向之影響，與表 8 之結果一致，均發現外資持股高組財報盈餘數字之資訊內涵於 2013 年提升相似。

表 9　迴歸模型實證結果-H4a、H4b、H4c

$$AVOL_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 POST_{i,t} + \delta_2 |UE_{i,t}| + \delta_3 POST_{i,t} \times |UE_{i,t}| + \delta_4 SIZE_{i,t} + \delta_5 REPLAG_{i,t} + \delta_6 LEV_{i,t} + \delta_7 DLOSS_{i,t} + \delta_8 GDR_{i,t} + \delta_9 ZSCORE_{i,t} + \delta_{10} INFOR_{i,t} + \delta_{11} DIR_SHARES_{i,t} + \delta_{12} INDEP_CH_{i,t} + \delta_{13} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

	預期方向	全體樣本	外資持股非高組	外資持股高組
INTERCEPT	?	1.160***	1.434***	0.875**
		(0.006)	(0.003)	(0.011)
POST	?	-0.040	-0.051	-0.012
		(0.650)	(0.666)	(0.488)
|*UE*|	+	0.001	0.001	-0.001
		(0.860)	(0.869)	(0.951)
*POST**|*UE*|	? / ? /+	0.004	0.003	0.019***
		(0.567)	(0.785)	(0.000)
SIZE	?	-0.042***	-0.063***	-0.028**
		(0.000)	(0.000)	(0.035)
REPLAG	−	-0.008*	-0.007	-0.008***
		(0.058)	(0.122)	(0.001)
LEV	?	0.174***	0.171*	0.145*
		(0.005)	(0.054)	(0.062)
DLOSS	−	-0.175**	-0.183***	-0.150
		(0.042)	(0.007)	(0.285)
GDR	+	0.180	0.274***	0.120
		(0.237)	(0.000)	(0.377)
ZSCORE	+	0.002	0.007	-0.009**
		(0.387)	(0.174)	(0.036)
INFOR	+	-0.002	-0.005	-0.018
		(0.936)	(0.819)	(0.597)
DIR_SHARES	?	-0.001	-0.001	-0.003***
		(0.253)	(0.687)	(0.000)
INDEP_CH	+	-0.003	-0.018	0.030***
		(0.669)	(0.190)	(0.000)
OTHER_INVEST	?	-0.001	-0.001	-0.001
		(0.139)	(0.577)	(0.599)
IND	?	Included	Included	Included
N		3,508	2,600	908
adj. R^2		0.024	0.022	0.033
F 值		4.048	3.128	2.400

註：括號內為 *p*-value，* <0.1，** <0.05，*** <0.01，雙尾檢定。括弧內為經 two-way cluster-robust standard deviation 調整個別公司與年度變異數後之 *p*-value (Petersen 2009; Gow et al. 2010)。*IND*：虛擬變數，係針對各產業進行控制。變數定義：請詳表 2。

airiti

表 10 模型(5-1)與模型(5-2)為針對財報宣告事件，檢測 H5a 與 H5b 之研究結果，主要觀察 *POST* 與外資持股比例虛擬變數之交乘項，結果發現無論應變數為異常報酬波動幅度(*AVAR*)或異常交易量波動幅度(*AVOL*)，此交乘項皆呈顯著正相關（係數分別為 0.178，*p*-value=0.000 以及係數 0.085，*p*-value=0.099），亦即相較於未直接採用 IFRS 年度，直接採用 IFRS 後財報公告事件與異常報酬波動幅度與異常交易量波動幅度之關係，外資持股比例高組之企業會高於外資持股比例非高組之企業，亦即直接採用 IFRS 後，對於外資持股高之企業，其財報宣告事件之資訊內涵增加幅度，顯著高於外資持股非高之企業。

表 11 模型(6-1)與模型(6-2)為針對財報盈餘數字，檢測 H6a 與 H6b 之研究結果，主要觀察 *POST* 與外資持股比例虛擬變數以及未預期盈餘之交乘項，結果發現此交乘項與累積異常報酬(*CAR*)呈顯著正相關（係數 0.081，*p*-value=0.000）；也與異常交易量波動幅度(*AVOL*)呈顯著正相關（係數 0.019，*p*-value=0.014），支持本研究 H6a 與 H6b 之推論，顯示相較於未直接採用 IFRS 年度，直接採用 IFRS 後財報盈餘與累積異常報酬及異常交易量波動幅度之關係，外資持股比例較高組之企業會高於外資持股比例非高組之企業。綜上得知，同財報宣告事件之類似發現，在財報盈餘數字之資訊內涵變化方面，直接採用 IFRS 後，對於外資持股高之企業，其財報盈餘數字之資訊內涵增加幅度，也顯著高於外資持股非高之企業。

四、研究結果意涵

本研究分別由「財報公告事件」與「財報盈餘數字」之資訊內涵變化，分析我國上市櫃公司財報直接採用 IFRS 前後，財務報表對投資人相關決策之可能影響。「財報公告事件」角度係探討「財報公告」此一事件對證券市場異常報酬波動幅度與異常交易量波動幅度之影響，並未分析財報數字本身之資訊內涵。而「財報盈餘數字」資訊內涵之變化，則分析 IFRS 前後之盈餘數字，對投資決策之影響。例如：若學校對學生成績評定之衡量方式發生改變，則家長於「收到成績單時」對學校公布成績之態度，與新舊評分衡量方式下「成績單上之分數」，對家長行為之影響，係屬兩個不同角度，但卻都值得探討之構面。因此，本研究分別建立研究假說 1 及 2 來探討「財報公告事件」，及研究假說 3 與 4 來探討「財報盈餘數字」對異常報酬波動幅度與異常交易量波動幅度之影響。

在財報公告事件之研究發現上，整體而言若不考慮投資人特性，財報宣告事件對資本市場異常報酬波動幅度之影響力，在臺灣 2013 年直接採用 IFRS 後，係低於 2010 年與 2011 年，然而此結果主要係由外資持股比例非高組之企業所形成，外資持股比例高組則發現 2013 年之影響更顯著為高。故就對 IFRS 較熟悉之外資而言，財報公告事件對他們的投資決策影響更大，然而對非外資之本國其他投資者而言，可能因為首次面對 IFRS 財報，因對 IFRS 之不熟悉，反而在財報公告時，對他們投資決策之影響力下降。然而若由異常成交量波動

幅度分析，則不論外資持股高或非高組，並未發現 2013 年與之前有顯著差異。因此，直接採用 IFRS 前後，財報公告日之影響，僅於價格形成（異常報酬率）造成差異，異常成交量則未出現顯著變化。

表 10　迴歸模型實證結果-H5a、H5b

$$AVAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 POST_{i,t} + \alpha_2 DIH_{i,t} + \alpha_3 POST_{i,t} \times DIH_{i,t} + \alpha_4 SIZE_{i,t} + \alpha_5 REPLAG_{i,t} + \alpha_6 LEV_{i,t} + \alpha_7 DLOSS_{i,t} + \alpha_8 |UE_{i,t}| + \alpha_9 GDR_{i,t} + \alpha_{10} ZSCORE_{i,t} + \alpha_{11} INFOR_{i,t} + \alpha_{12} DIR_SHARES_{i,t} + \alpha_{13} INDEP_CH_{i,t} + \alpha_{14} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

$$AVOL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 POST_{i,t} + \beta_2 DIH_{i,t} + \beta_3 POST_{i,t} \times DIH_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 REPLAG_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 DLOSS_{i,t} + \beta_8 |UE_{i,t}| + \beta_9 GDR_{i,t} + \beta_{10} ZSCORE_{i,t} + \beta_{11} INFOR_{i,t} + \beta_{12} DIR_SHARES_{i,t} + \beta_{13} INDEP_CH_{i,t} + \beta_{14} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

	預期方向	*AVAR*	*AVOL*
INTERCEPT	?	0.284	1.202***
		(0.359)	(0.005)
POST	?	-0.101**	-0.054
		(0.012)	(0.543)
DIH	+	-0.077***	0.005
		(0.000)	(0.942)
POST×DIH	+	0.178***	0.085*
		(0.000)	(0.099)
SIZE	?	0.005	-0.049***
		(0.847)	(0.000)
REPLAG	−	-0.004**	-0.008*
		(0.014)	(0.059)
LEV	?	0.514***	0.176***
		(0.000)	(0.007)
DLOSS	−	-0.083	-0.176**
		(0.391)	(0.038)
|UE|	+	0.001	0.003
		(0.607)	(0.439)
GDR	+	0.083	0.179
		(0.690)	(0.236)
ZSCORE	+	0.009	0.003
		(0.207)	(0.413)
INFOR	+	-0.008	-0.001
		(0.743)	(0.952)
DIR_SHARES	?	-0.003	-0.001
		(0.243)	(0.228)
INDEP_CH	+	-0.056***	-0.005
		(0.000)	(0.591)
OTHER_INVEST	?	-0.001	-0.001
		(0.188)	(0.658)
IND	?	included	included
N		3,508	3,508
adj. R^2		0.020	0.034
F 值		2.223	4.001

註：括號內為 *p*-value，* <0.1，** <0.05，*** <0.01，雙尾檢定。括弧內為經 two-way cluster-robust standard deviation 調整個別公司與年度變異數後之 *p*-value (Petersen 2009; Gow et al. 2010)。*IND*：虛擬變數，係針對各產業進行控制。變數定義：請詳表 2。

airiti

表 11　迴歸模型實證結果-H6a、H6b

$$CAR_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 POST_{i,t} + \gamma_2 DIH_{i,t} + \gamma_3 UE_{i,t} + \gamma_4 POST_{i,t} \times UE_{i,t} \times DIH_{i,t} + \gamma_5 SIZE_{i,t} + \gamma_6 REPLAG_{i,t} + \gamma_7 LEV_{i,t} + \gamma_8 DLOSS_{i,t} + \gamma_9 GDR_{i,t} + \gamma_{10} ZSCORE_{i,t} + \gamma_{11} INFOR_{i,t} + \gamma_{12} DIR_SHARES_{i,t} + \gamma_{13} INDEP_CH_{i,t} + \gamma_{14} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

$$AVOL_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 POST_{i,t} + \delta_2 DIH_{i,t} + \delta_3 |UE_{i,t}| + \delta_4 POST_{i,t} \times |UE_{i,t}| \times DIH_{i,t} + \delta_5 SIZE_{i,t} + \delta_6 REPLAG_{i,t} + \delta_7 LEV_{i,t} + \delta_8 DLOSS_{i,t} + \delta_9 GDR_{i,t} + \delta_{10} ZSCORE_{i,t} + \delta_{11} INFOR_{i,t} + \delta_{12} DIR_SHARES_{i,t} + \delta_{13} INDEP_CH_{i,t} + \delta_{14} OTHER_INVEST_{i,t} + \sum IND_{i,t} + \varepsilon_{i,t}.$$

	預期方向	*CAR*	*AVOL*
Intercept	?	1.930	1.196***
		(0.335)	(0.006)
POST	?	0.128	-0.037
		(0.772)	(0.629)
DIH	+	0.240	0.027
		(0.128)	(0.629)
UE	+	0.034	
		(0.125)	
|UE|	+		0.002
			(0.609)
POST× UE× DIH	+	0.081***	
		(0.000)	
POST× |UE|× DIH	+		0.019**
			(0.014)
SIZE	?	-0.173*	-0.048***
		(0.065)	(0.000)
REPLAG	−	-0.022***	-0.008*
		(0.000)	(0.060)
LEV	?	0.321	0.178***
		(0.496)	(0.005)
DLOSS	−	-0.948***	-0.177**
		(0.006)	(0.036)
GDR	+	1.332*	0.179
		(0.053)	(0.225)
ZSCORE	+	0.052	0.003
		(0.172)	(0.371)
INFOR	+	0.342	-0.001
		(0.112)	(0.960)
DIR_SHARES	?	0.003	-0.001
		(0.611)	(0.234)
INDEP_CH	+	0.035**	-0.004
		(0.021)	(0.635)
OTHER_INVEST	?	0.001	-0.001
		(0.294)	(0.583)
IND	?	included	included
N		3,508	3,508
adj. R^2		0.031	0.025
F 值		3.847	4.011

註：括號內為 *p*-value，* <0.1，** <0.05，*** <0.01，雙尾檢定。括弧內為經 two-way cluster-robust standard deviation 調整個別公司與年度變異數後之 *p*-value (Petersen 2009; Gow et al. 2010)。*IND*：虛擬變數，係針對各產業進行控制。變數定義：請詳表 2。

若由「財報盈餘數字」角度分析資訊內涵，未預期盈餘數字對「累積異常報酬」與「異常交易量波動幅度」之影響，均存在於外資持股比例高組（顯著為正），但外資持股非高組則未有顯著差異。說明外資於我國採用 IFRS 後，對於報表所衡量之盈餘數字，賦予更大之信心，故該等盈餘數字對價格形成與異常成交量都出現較未直接採用 IFRS 之期間更大之影響力。

而研究假說 5 與 6 探討直接採用 IFRS 前後，「財報公告事件」與「財報盈餘數字」之變化，在外資持股高與非高組是否具顯著差異。研究發現支持，外資持股高組不論財報公告或是財報盈餘數字之資訊內涵，於直接採用 IFRS 後之提升程度，顯著較外資持股比例非高組為大。由以上分析得知，我國直接採用 IFRS 後之財報公告與財報盈餘數字，對外資而言應是更為認同，故本研究結果支持直接採用 IFRS 後，有助於外資對我國企業財報資訊內涵之肯定。

伍、敏感性分析

一、外資持股變數之不同處理[1]

由於本研究發現外資持股是影響財報資訊內涵變化之重要因素，而前述對外資持股係採類別變數（區分為高組與非高組）處理，為了解研究結果之穩定性，本研究另改以連續變數（外資總持股數比例）處理外資變數，重新檢測對財報宣告事件以及對財報盈餘數字之影響。

在對財報宣告事件上，結果顯示 *POST* 與外資總持股比例(*IH*)之交乘項對異常報酬波動幅度(*AVAR*)（係數 0.002，*p*-value=0.426）和異常交易量波動幅度(*AVOL*)（係數 0.001，*p*-value=0.594）的影響均未達顯著水準，其結果與前述並不一致，可能原因為本文係以年產業前 75%之外資持股比例視為精明投資人，若直接以連續變數進行檢測，不同於以年產業前 75%作為外資持股比例高組，係更聚焦於外資持股偏高之企業的影響（虛擬變數 25%為 1 之部分），若以連續變數取代虛擬變數，連續變數之持股裡包含外資持股比例較少之公司，且數量眾多（虛擬變數裡 75%為 0 之部分），故可能較難發現存在高低持股差異之影響。

在對財報盈餘數字上，結果顯示 *POST* 與外資總持股比例(*IH*)以及未預期盈餘(*UE*)之交乘項，對累積異常報酬(*CAR*)呈顯著正相關（係數 0.003，*p*-value=0.037）；且對異常交易量波動幅度(*AVOL*)也呈顯著正相關（係數 0.001，*p*-value=0.030），此結果和前述一致，顯示直接採用 IFRS 後，投資人特性會影響到盈餘與累積異常報酬及異常交易量波動幅度的關聯性。

[1] 由於文章篇幅限制，此部分敏感性分析未製表。

airiti

二、外資持股變化之影響[2]

本研究為避免部分公司在直接採用IFRS前、後之高外資持股組與非高組之分類具有重大改變，對研究發現之可能影響，進一步再以Difference in Difference（簡稱DID）方式進行測試，相關應變數分別為異常報酬波動幅度(*AVAR*)與異常成交量波動幅度(*AVOL*)。為能進行比較以了解外資持股分類變化對研究結果之影響，故分別對全體樣本與篩選後之樣本進行分析，再加以比較。

本研究首先將原樣本 3,508 筆之觀察值依照前述外資持股高組與非高組之分類標準，納入DID測試，結果詳如下表 12。為了解外資持股改變對研究結果之可能影響，本研究進一步刪除於直接採用IFRS前與後在外資持股高組與非高組分類上不一致之觀察值後，再次進行DID測試，結果詳如表 13。

表 12　DID－全體樣本

Panel A 異常報酬波動幅度(*AVAR*)			
	外資持股非高	外資持股高	
2010 年 2011 年	N=1,667 *AVAR* 平均數=-0.3649	N=573 *AVAR* 平均數=-0.4071	平均數差異-0.0422 *p*-value=0.4754
2013 年	N=933 *AVAR* 平均數=-0.4406	N=335 *AVAR* 平均數=-0.3095	平均數差異 0.1311 *p*-value =0.111
	平均數差異 0.0757 *p*-value =0.137	平均數差異-0.0976 *p*-value =0.253	0.1732 *p*-value =0.082
Panel B 異常成交量波動幅度(*AVOL*)			
	外資持股非高	外資持股高	
2010 年 2011 年	N=1,667 *AVOL* 平均數=-0.0717	N=573 *AVOL* 平均數=-0.0920	平均數差異-0.0203 *p*-value = 0.575
2013 年	N=933 *AVOL* 平均數=-0.0529	N=335 *AVOL* 平均數=0.0056	平均數差異 0.0585 *p*-value =0.279
	平均數差異-0.0188 *p*-value =0.573	平均數差異-0.0976 *p*-value = 0.042	0.0789 *p*-value =0.210

表 12 Panel A結果發現外資持股高組於直接採用IFRS後有較高之異常報酬波動幅度，惟此平均數差異檢定未達統計顯著水準；而發現外資持股非高組於直接採用IFRS後之異常報酬波動幅度更低，DID之分析顯示此四群觀察值具有顯著差異（係數 0.1732，*p*-value=0.082），故研究結果與前述之迴歸分析相同，均支持外資持股比例高組在IFRS前後之異常報酬波動幅度差異程度，顯著高於外資持股比例非高組。然而於表 13 Panel A就無法得出四組出現顯著差異之結果（係數 0.09，*p*-value=0.465），因此如果樣本控制在相同之外資分類上，結果與外資分類有變化之樣本不同，故本研究前述迴歸發現並無法排除係受到外資持股變化之影響。

由上分析可間接推論，迴歸分析所發現顯著之結果，或有部分原因係源自外資進出資訊為我國投資人所重視與參考，而產生領頭羊之心理群聚效果所

[2] 本研究感謝領域主編之細心建議，使本文研究結果推論更具合理性。

致。過去研究發現外資對於臺灣資本市場之影響，占有舉足輕重之關鍵角色，部分原因係外資多投資臺灣資本市場規模較大之公司（多為該產業之龍頭公司），所以外資之投資動態對於大公司之影響較大，進而也容易影響臺灣股市，成為大盤的領頭羊。張裕任等(2012)即提出外資在我國許多大型企業持股比重逐年增加，其買賣某一家公司股票行為對於其他投資者會產生群聚的效果(herding effects)，進而影響公司價值(Wermers 1999)。是故，外資若於臺灣直接採用 IFRS 後改變其持股比例與投資標的，可能是觀察到某些公司之 IFRS 基礎下之財務資訊更較以前我國財務準則基礎下更能（更無法）允當表達該等企業之財務狀況或經營成果，故而轉而大量買進（賣出）持股，而又若其他投資人視外資為領頭羊指標，勢必外資持股之變動將影響本地投資人隨之買進（賣出），因此造成採全部樣本分析時，會出現顯著之資訊內涵變化；但若控制住外資持股變動之影響，即無法捕捉外資於直接採用 IFRS 後所做的持股調整與其他投資人之群聚效應，而與前述結果造成差異。所以前述迴歸分析顯著之結果，可能有部分係源自本國投資人投資決策受外資引導之心理因素所致。

表 12 Panel B 為異常成交量波動幅度之結果，整體而言，DID 分析發現四群間之差異並無達顯著水準，此與表 13 Panel B 之結果相同。因此，對於異常成交量波動幅度之影響，並不受外資持股分類變化而有所改變。然而值得一提的是，採 DID 方法得到與前述迴歸分析之不同結果（前述迴歸分析法顯示外資持股高組較非高組有顯著差異），此係迴歸分析尚有控制其他變數，而 DID 分析則無控制任何變數。不過，因不同統計分析方法得到不一致結果，故對前述迴歸結果之解讀仍須謹慎。

表 13　DID－刪除直接採用 IFRS 前後外資分類不同之觀察值(N=2,664)

Panel A 異常報酬波動幅度(*AVAR*)			
	外資持股非高	外資持股高	
2010 年 2011 年	N=1,390 *AVAR* 平均數= -0.3738	N=386 *AVAR* 平均數= -0.3967	平均數差異-0.0229 *p*-value = 0.745
2013 年	N=695 *AVAR* 平均數= -0.4366	N=193 *AVAR* 平均數= -0.3694	平均數差異 0.0672 *p*-value = 0.513
	平均數差異 0.0628 *p*-value = 0.278	平均數差異-0.0273 *p*-value = 0.796	係數 0.0900 *p*-value = 0.465
Panel B 異常成交量波動幅度(*AVOL*)			
	外資持股非高	外資持股高	
2010 年 2011 年	N=1,390 *AVOL* 平均數= -0.0821	N=386 *AVOL* 平均數= -0.0860	平均數差異-0.0039 *p*-value = 0.927
2013 年	N=695 *AVOL* 平均數= -0.0536	N=193 *AVOL* 平均數= -0.0971	平均數差異-0.0435 *p*-value = 0.525
	平均數差異-0.0285 *p*-value =0.452	平均數差異 0.0111 *p*-value =0.845	係數-0.0395 *p*-value = 0.612

airiti

陸、結論、限制與未來建議

我國財務會計準則雖於 2000 年起已逐步趨同 IFRS，故我國企業原財報資訊與 IFRS 下之財務報表差異逐年降低，然而逐步趨同畢竟與直接採用 IFRS，二者在財務報表報導格式（例如：有無報導綜合損益資訊）與會計資訊之衡量（例如：對歷史成本與公允價值之相對應用程度）上，仍存有某些程度上之差異，因此本研究主要參考 Landsman et al. (2012)之作法來研究臺灣在直接採用 IFRS 後之第一年，對於財報宣告事件以及未預期盈餘數字之資訊內涵的影響，並納入投資人特性（依外資持股區分），藉以進一步了解我國會計準則自 2000 年逐步趨同 IFRS 後，於 2013 年直接全面採用 IFRS 時，是否仍會對財報資訊內涵造成顯著影響。

本文分別由「財報宣告事件」與「財報盈餘數字」兩角度分析，而資訊內涵則以「異常報酬波動幅度」(股價觀點)、「異常成交量波動幅度」(成交量觀點)，以及「累積異常報酬」衡量。迴歸模式之實證發現若不考量投資人特性，整體而言，在異常報酬波動幅度方面，我國直接採用 IFRS 後財報宣告事件所帶來的資訊內涵低於直接採用 IFRS 前。然而，於控制外資持股情況後，對外資持股比例高組之企業有顯著正向之影響，而外資持股比例非高組之企業則有顯著負向之影響。這顯示了國內一般投資人可能因為較不熟悉 IFRS 下財報數字之意涵，缺乏對財報解讀之信心，進而減少利用 IFRS 之財報資訊來做投資決策；反觀外資可能因國外許多國家早於臺灣多年就已開始採用 IFRS，故外資投資人具解讀 IFRS 財報數字之能力與認同 IFRS 財報之信心，因此採用 IFRS 對外資持股比例高組之企業來說，財報宣告事件之資訊內涵有提升之顯著改變。

從財報盈餘數字之觀點分析，發現 2013 年 IFRS 財報下之未預期盈餘相對於 2010 年至 2011 年非直接採用 IFRS 者，於外資持股比例非高組之企業之影響並未具顯著差異；然而相對外資持股比例高組之企業，2013 年較 2010 年至 2011 年更具有顯著正相關，亦即對此等企業而言，依據 IFRS 所編製之財報之盈餘數字較非直接採用 IFRS 下，更具有資訊內涵。綜上可知，外資投資人與本國投資人對 IFRS 財報之解讀能力與信心應是不同的，臺灣採用 IFRS 能增進外資對盈餘數字之信心，而對國內一般投資人則未發生此效益，本研究結果也間接提供外資肯定臺灣採用 IFRS 努力之證據。敏感性分析顯示外資持股採分類變數處理或連續變數處理，並不重大改變主要研究發現。然而，若改採 DID 分析在異常成交量波動幅度之分析結果，會因為沒有控制相關變數致使研究結果與迴歸分析有所差異，因此，對迴歸分析結果之解讀仍需謹慎。在異常報酬波動幅度上，可能顯示外資對臺灣投資人的確產生領頭羊的群聚效果心理作用。再者，由於臺灣採用 IFRS 是屬於逐步趨同之方式，此背景下，本文應較難發現直接採用 IFRS 後有顯著改變資訊內涵之現象，此為本文於逐步趨同 IFRS 背景之限制，然而本文尚能發現外資持股比例高組之財報資訊內涵顯著提升，因此直接採用 IFRS 之政策效果顯然強烈。

airiti

本文研究限制與建議臚列如下：由於 IFRS 規範下之財務報表格式與過去之報導方式並不完全相同（例如：綜合損益表提供其他綜合損益之資訊），在不同衡量屬性之應用亦有差異（如 IFRS 導入更多公允價值資訊）。本研究僅以 2013 年（為我國直接採用 IFRS 之首年）分析，故本文對於研究結果之推論無法推及往後年度。後續研究可持續了解當 IFRS 財報在臺灣出現時間越長後，投資人對財報資訊之解讀是否隨之變化。本文另一項研究限制為，就事件日方面，有些公司之法說會是舉辦於財報公告日之前，故財報之部分資訊可能已提早公告，使得市場提早反應。因此建議未來研究可將法說會舉辦日期納入考量，使研究更趨完整。

參考文獻

吳如玉，2002，再談我國財務會計準則與國際會計準則之調和，會計研究月刊，第202期（9月）：65-72。(Wu, R. Y. 2002. The harmony of Taiwan financial accounting standards and international accounting standards. *Accounting Research Monthly* 202 (September): 65-72.)

周建宏，2009，全面採用IFRS對企業的衝擊與影響，資誠通訊，第222期（3月）：8-11。(Zhou, J. H. 2009. The impact of full adoption IFRS on business. *PwC Taiwan Communications* (Chinese edition) 222 (March): 8-11.)

林欣美、郭麗華與蘇迺惠，2008，國際化程度、董事會結構、精練法人監督對盈餘管理之影響：以臺灣資訊電子業爲例，臺大管理論叢，第19卷第1期（12月）：157-186。(Lin, H. M., B. L. Kuo., and N. H. Su. 2008. The influence of internationalization, board characteristics, and sophisticated institutional evidence from information and electronics industries in Taiwan. *NTU Management Review* 19 (December): 157-186.) (DOI: 10.6226/NTURM2008.19.1.157)

張裕任、王泰昌與吳琮璠，2009，公司治理機制與外資持股偏好關聯性之探討，管理與系統，第16卷第4期（10月）：505-532。(Zhang, Y. R., T. C. Wang, and C. F. Wu. 2009. Evidence on the association between mechanisms of corporate governance and the portfolio held by foreign investors. *Journal of Management & Systems* 16 (October): 505-532.)

張裕任、吳琮璠與王泰昌，2012，影響外資持股偏好因素之探討：安全性及資訊不對稱，證券市場發展季刊，第24卷第1期（3月）：1-44。(Zhang, Y. R., C. F. Wu, and T. C. Wang. 2012. An empirical investigation on determinants of foreign ownership: Evidences on safety and information asymmetry. *Review of Securities and Futures Markets* 24 (March): 1-44.) (DOI: 10.6529/RSFM.2012.24(1).1)

陳依蘋，2002，透明度與企業價值，會計研究月刊，第 200 期（7 月）：48-54。

airiti

(Chen, Y. P. 2002. Transparency and firm value. *Accounting Research Monthly* 200 (July): 48-54.)

陳俞如、林卓民與陳衍佑，2013，代理問題、資訊揭露和資本投資現金流量敏感性，管理與系統，第20卷第3期（七月）：583-609。(Chen, Y. J., C. M. Lin, and Y. Y. Chen. 2013. Agency problem, information disclosure and investment-cash flow sensitivity. *Journal of Management & Systems* 20 (July): 583-609.)

黃瓊慧、廖秀梅與廖益興，2004，股價是否充分反應當期盈餘對未來盈餘之意涵－以臺灣上市公司之季盈餘序列遵循AR(1)模式為例，當代會計，第5卷第1期（5月）：25-56。(Huang, C. H., H. M. Liao, and Y. X. Liao. 2004. Do stock prices fully reflect the implications of current earnings for future earnings for AR(1) firms in Taiwan? *Journal of Contemporary Accounting* 5 (May): 25-56.)

廖秀梅與許雅雯，2010，非審計服務、事務所規模與盈餘價值攸關性，會計與公司治理，第7卷第2期（12月）：47-74。(Liao, H. M., and Y. W. Shu. 2010. Non-audit service, auditor size and the value relevance of earnings. *Journal of Accounting and Corporate Governance* 7 (December): 47-74.)

顏信輝與王炫斌，2014，我國逐步趨同國際財務報導準則對財報品質之影響，會計評論，第58期（1月）：1-37。(Yen, S. H., and H. P. Wang. 2014. The effect of convergence to international financial reporting standards on the quality of financial reporting in Taiwan. *Journal of Accounting Review* 58 (January): 1-37.)

Ahmed, A. S., M. Neel, and D. Wang. 2013. Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence. *Contemporary Accounting Research* 30 (Winter): 1344-1372. (DOI: 10.2139/ssrn.1502909)

Altman, E. I. 1983. *Corporate Financial Distress: A Complete Guide to Predicting, Avoiding, and Dealing with Bankruptcy*. New York, N.Y.: Wiley.

Ball, R. 2006. International financial reporting standards (IFRS): Pros and cons for investors. *Accounting and Business Research* 36 (1): 5-27. (DOI: 10.1080/00014788.2006.9730040)

Ball, R., A. Robin, and J. Wu. 2003. Incentives versus standards: Properties of accounting income in four East Asian countries. *Journal of Accounting and Economics* 36 (December): 235-270. (DOI: 10.1016/j.jacceco.2003.10.003)

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

airiti

10.2307/2490232)

Bamber, L. S. 1987. Unexpected earnings, firm size, and trading volume around quarterly earnings announcements. *The Accounting Review* 62 (July): 510-532.

Bamber, L. S., O. Barron, and D. Stevens. 2011. Trading volume around earnings announcements and other financial reports: Theory, research design, empirical evidence, and directions for future research. *Contemporary Accounting Research* 28 (Summer): 431-471. (DOI: 10.1111/j.1911-3846.2010.01061.x)

Barron, O., R. Schneible, and D. Stevens. 2009. What do we really know about the firm size effect on trading volume reactions to earnings announcement? A re-examination and extension. Working paper, Pennsylvania State University.

Barth, M., W. R. Landsman, and M. Lang. 2008. International accounting standards and accounting quality. *Journal of Accounting Research* 46 (June): 467-498.(DOI: 10.1111/j.1475-679X.2008.00287.x)

Barth, M., W. R. Landsman, M. Lang, and C. Williams. 2012. Are IFRS-based and U.S. GAAP based accounting amounts comparable? *Journal of Accounting and Economics* 54 (August): 68-93. (DOI: 10.1016/j.jacceco.2012.03.001)

Bartov, E., S. Radhakrishnan, and I. Krinsky. 2000. Investor sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements. *The Accounting Review* 75 (January): 43-63. (DOI: 10.2308/accr.2000.75.1.43)

Beasley, M. S. 1996. An empirical analysis of the relation between the board of director composition and financial fraud. *The Accounting Review* 71 (October): 443-465.

Beaver, W. H. 1968. The information content of annual earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 6 (1): 67-92. (DOI: 10.2307/2490070)

Beaver, W. H., R. Clarke, and W. Wright. 1979. The association between unsystematic security returns and the magnitude of earnings forecast errors. *Journal of Accounting Research* 17 (Autumn): 316-340. (DOI: 10.2307/24 90507)

Billings, B. K. 1999. Revisiting the relation between the default risk of debt and the earnings response coefficient. *The Accounting Review* 74 (October): 509-522. (DOI: 10.2308/accr.1999.74.4.509)

Collins, D. W., and S. P. Kothari. 1989. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earning response coefficients. *Journal of Accounting and Economics* 11 (July): 143-181. (DOI: 10.1016/0165-4101(89) 90004-9)

airiti

Covrig, V., M. DeFond, and M. Hung. 2007. Home bias, foreign mutual fund holdings, and the voluntary adoption of international accounting standards. *Journal of Accounting Research* 45 (March): 41-70. (DOI: 10.1111/j.1475-679X.2007.00226.x)

Daske, H., L. Hail, C. Leuz, and R. Verdi. 2008. Mandatory IFRS reporting around the world: Early evidence on the economic consequences. *Journal of Accounting Research* 46 (December): 1085-1142. (DOI: 10.1111/j.1475-679X.2008.00306.x)

DeFond, M., X. Hu, M. Hung, and S. Li. 2011. The impact of IFRS adoption on mutual fund ownership: The role of comparability. *Journal of Accounting and Economics* 51 (April): 240-258. (DOI: 10.1016/j.jacceco.2011.02.001)

DeFond, M., M. Hung, and R. Trezevant. 2007. Investor protection and the information content of annual earnings announcements: International Evidence. *Journal of Accounting and Economics* 43 (March): 37-67. (DOI: 10.1016/j.jacceco.2006.09.001)

El-Gazzar, S. M. 1998. Predisclosure information and institutional ownership: A cross-sectional examination of market revaluations during earnings announcement periods. *The Accounting Review* 73 (1): 119-129.

Elsharkawy, A., and N. Garrod. 1996. The impact of investor sophistication on price responses to earnings news. *Journal of Business Finance and Accounting* 23 (March): 221-236. (DOI: 10.1111/j.1468-5957.1996.tb00908.x)

Fama, E. 1976. *Foundations of Finance*. New York, N.Y.: Basic Books.

Fama, E., and M. Jensen. 1983. Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics* 26 (June): 301-325. (DOI: 10.1086/467037)

Fan, J. P. H., and T. J. Wong. 2002. Corporate ownership structure and the informativeness of accounting earnings in East Asia. *Journal of Accounting and Economics* 33 (August): 401-425. (DOI: 10.1016/S0165-4101(02)00047-2)

Givoly, D., and D. Palmon. 1982. Timeliness of annual earnings announcements: Some empirical evidence. *The Accounting Review* 57 (July): 486-508.

Gow, I. D., G. Ormazabal, and D. J. Taylor. 2010. Correcting for cross-sectional and time-series dependence in accounting research. *The Accounting Review* 85 (March): 483-512. (DOI: 10.2308/accr.2010.85.2.483)

Hayn, C. 1995. The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 (September): 125-153. (DOI: 10.1016/0165-4101(95)00397-2)

airiti

Healy, P. M., A. P. Hutton, and K. G. Palepu. 1999. Stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure. *Contemporary Accounting Research* 16 (Fall): 485-520. (DOI: 10.1111/j.1911-3846.1999.tb00592.x)

Jiambalvo, J., S. Rajgopal, and M. Venkatachalam. 2002. Institutional ownership and the extent to which stock prices reflect future earnings. *Contemporary Accounting Research* 19 (Spring): 117-145. (DOI: 10.1506/EQUA-NVJ9-E712-UKBJ)

Kao, L. F., and C. C. Chien. 2003. How can investors' sophistication affect the strategy of earnings management? Evidence from seasoned equity offerings in Taiwan stock market. *Taiwan Accounting Review* 4 (1): 29-48.

Kaymaz, O., and Y. Z. Karaibrahimoglu. 2011. Early observations on the quality of IFRS reports: Evidence from Turkey. *Global Journal of Business Research* 5 (3): 27-40.

Klein, A. 2002. Audit committee, board of director characteristics, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics* 33 (August): 375-400. (DOI: 10.1016/S0165-4101(02)00059-9)

Kross, W. 1982. Profitability, earnings announcement time lags, and stock price. *Journal of Business Finance and Accounting* 9 (September): 313-328. (DOI: 10.1111/j.1468-5957.1982.tb00997.x)

Landsman, W. R., and E. L. Maydew. 2002. Has the information content of quarterly earnings announcements declined in the past three decades. *Journal of Accounting Research* 40 (June): 797-808. (DOI: 10.1111/1475-679X.00071)

Landsman, W. R., E. L. Maydew, and J. R. Thornock. 2012. The information content of annual earnings announcements and mandatory adoption of IFRS. *Journal of Accounting and Economics* 53 (February-April): 34-54. (DOI: 10.1016/j.jacceco.2011.04.002)

Li, S. 2010. Does mandatory adoption of International financial reporting standards in the European Union reduce the cost of equity capital? *The Accounting Review* 85 (March): 607-636. (DOI: 10.2308/accr.2010.85.2.607)

March, J. G., and Z. Shapira. 1992. Variable risk preferences and the focus of attention. *Psychological Review* 99 (January): 172-183. (DOI: 10.1037/0033-295X.99.1.172)

Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (January): 435-481.

airiti

(DOI: 10.1093/rfs/hhn053)

Singh, J. V. 1986. Performance, slack, and risk taking in organizational decision making. *Academy of Management Journal* 29 (September): 562-585. (DOI: 10.2307/256224)

Wermers, R. 1999. Mutual fund herding and impact on stock prices. *Journal of Finance* 54 (April): 581-622. (DOI: 10.1111/0022-1082.00118)