

會計準則、資訊不對稱對中國大陸證券 市場盈餘宣告之市場反應的影響

陳彩稚

國立政治大學

李書行

國立台灣大學

蔡璧徽

國立交通大學

摘要

先前文獻曾質疑財務報表只需要遵循充分揭露原則 (full-disclosure principle)，而不必重視會計準則的選擇。然而，目前許多資本市場仍然規範財務報表必須依據特定會計準則編製。本研究比較中國大陸的公司在盈餘宣告時，以國際會計準則揭露之盈餘資訊與市場報酬的關聯性，是否高於以中國會計準則揭露之盈餘資訊與市場報酬的關聯性。研究模型並且納入機構投資人之影響效果，以分析公司與投資大眾之資訊不對稱程度是否改變市場之盈餘反應狀況。

本研究發現：(一) 盈餘宣告期間，B 股市場會反應以國際會計準則設算之未預期盈餘資訊；而 A 股市場未能反應以中國或國際會計準則設算之未預期盈餘資訊。(二) 國際會計準則之盈餘與 B 股股票報酬的攸關性較高，隱涵國際會計準則的資訊品質較中國會計準則為佳。(三) 研究結果並未支持公司與投資大眾之資訊不對稱程度會影響盈餘反應狀況。

關鍵詞：會計準則、盈餘、資訊不對稱、機構投資人

收稿日：2005 年 1 月

接受日：2006 年 5 月

二審後接受

Effects of Accounting Principles and Information Asymmetry on the Earnings Response in the Chinese Stock Exchanges

Tsai-Jyh Chen

National Chengching University

Shu-Hsing Li

National Taiwan University

Bi-Huei Tsai

National Chiao Tung University

Abstract

Previous literature suggests that the regulations of financial statements should emphasize on full disclosure principle more than selection of specific accounting standards. However, in reality firms are required to prepare their financial statements according to specific accounting principles in the certain stock markets. The objective of this research is to analyze the relevance between market value and accounting earnings based on different accounting standards. We compare the relations between returns and earnings based on IAS with those between returns and earnings based on the Chinese GAAP. In addition, we also construct a new model with factors of institutional holdings to study the effect of information asymmetry on earnings response.

The results show that the Chinese B-share market reacts to the information of earnings based on IAS, while the Chinese A-share market does not react to the information of earnings based on either Chinese GAAP or IAS. The findings imply that earnings based on IAS are more relevant to the B-share stock returns. However, our findings do not support the hypothesis that earnings response is related to institutional holdings in the new model.

Keywords: *Accounting standards, Information asymmetry, Institutional investor.*

Submitted January 2005

Accepted May 2006

After 2 rounds of review

壹、前言

跨市場上市公司(cross-listing firms)是否應該分別依據不同的會計準則編製財務報表，一直是會計領域重要的課題。有些學者，例如 Watts and Zimmerman (1986)，認為倘若市場是有效率的，則不同財務會計準則所編製出來的資訊，均無法大幅地影響報表使用者的投資行為。這些學者強調財務報表需要重視充分揭露原則(full-disclosure principle)，而非會計準則的選擇；他們強調，即使是跨市場上市交易的公司，亦無需要依據兩種以上的會計準則揭露財務資訊或編製財務報表。此外，Fuerbringer (1992), Jarrell (1992), Amir et al. (1993), Chan 與 Seow (1996)等，亦曾質疑非美國公司在美國市場上市，是否必須另外依據美國會計準則編製財務報表。他們強調除非增添之會計資訊能提供投資人額外資訊內涵，否則，這種規範並不具意義。倘若不同會計準則所編製的報表，其所提供給予投資大眾的資訊內涵並無重大差異，則表示會計準則的選擇並不重要。反之，若依據特定準則編製的報表，可提供市場或投資人較多之資訊，則財務報表的編製基礎，應修訂為該特定準則。

中國大陸資本市場的特殊環境正提供我們探討這個議題的良好機會。中國大陸證券法令規範：僅有中國大陸人民能在 A 股市場從事交易，而發行 A 股的公司，應依據中國會計準則(Chinese GAAP)編製財務報表；外國人僅能透過 B 股市場從事證券投資，而發行 B 股的公司，則需要依據國際會計準則(International Accounting Standard, IAS)編製會計報表。因此，同時在 A 股與 B 股市場上市的公司，則需要同時依據中國與國際會計準則編製財務報表。本研究即藉由這些同時在 A 股市場與 B 股市場上市的中國大陸公司作為研究對象，比較分別以國際及中國會計準則為編製基礎的會計盈餘，其與市場報酬的攸關性，進而分析跨市場上市公司是否應該依據多種會計準則編製財務報表。

除了不同會計準則揭露的盈餘資訊可能會影響市場的反應程度外，先前文獻，例如 Grant (1980), Barry and Brown (1984), Atiase (1985)與 Chaney and Jeter (1992)等，即曾指出公司與投資大眾之資訊不對稱的程度，可能影響盈餘宣告時之市場的反應情況。而近日研究如 Bartov et al. (2000), Bailey and Mao (2001)，以及 Bailey et al. (2004)等，亦發現公司與投資大眾資訊不對稱的程度愈大，投資人愈可能仰賴財務報表的盈餘資訊作投資，當盈餘宣告時，市場反應盈餘的程度愈大；反之，若市場在盈餘宣告前即有公司盈餘的相關資訊釋出，因而公司與投資大眾資訊不對稱程度較小，在此情況下，盈餘對投資大眾資訊內涵較小，故當盈餘宣告時，市場反應盈餘的程度會較小。

此外，機構投資人持股比例對於公司與投資大眾間資訊不對稱程度，亦可能有密切之影響效果。El-Gazzar (1998)和 Tsai and Li (2004)即提出國際媒體對於機構投資人持股比例較高的公司，會較為關注與報導，因而一般投資大眾可

從媒體獲得這些公司的資訊。此外，機構投資人會妥善運用專業與時間蒐集其所投資之公司的相關資訊，故對於機構投資人持股比例較高的公司，市場通常會釋放出較多之資訊，因此使得投資大眾與該公司間之資訊不對稱程度降低。根據上述文獻的推論，機構投資人持股比例較高之公司，其資訊不對稱程度較小，因而市場反應盈餘的程度應該會較小。基於上述理由，本研究認為對於市場報酬與盈餘關聯性的分析，應納入考慮機構投資人之持股狀況，因此在研究模型中加入機構投資人持股比例的變數，以進一步探討機構投資人持股比例與盈餘反應的關聯性，測試機構投資人持股比例較高的公司，即投資人與公司間資訊不對稱程度較低的公司，是否較不仰賴盈餘宣告的資訊，盈餘宣告的市場反應較低。

綜合而言，本研究主題包括下列數項：(一) 測試中國大陸的公司盈餘宣告時，市場是否會產生異常報酬；亦即中國大陸公司以國際與中國會計準則所揭露之盈餘資訊是否具有資訊內涵。(二) 比較以國際會計準則揭露的盈餘資訊與市場報酬的關聯性，是否高於以中國會計準則揭露的盈餘資訊與市場報酬的關聯性；亦即比較兩種會計制度盈餘資訊的攸關性。(三) 分析公司因機構投資人持股比例，而影響公司與投資大眾間之資訊不對稱程度時，則市場之盈餘反應程度是否會有所差異。

本研究發現：(一) 盈餘宣告期間，B 股市場會反應以國際會計準則所設算之未預期盈餘資訊；但是，A 股市場則未反應以中國或國際會計準則所設算之未預期盈餘資訊。(二) 本研究證實以國際會計準則為基礎所編製的盈餘，與 B 股市場之股票報酬的攸關性較高，間接說明國際會計準則的盈餘資訊品質較中國會計準則者為佳。(三) 機構投資人持股率較低的公司，盈餘宣告日 B 股市場反應程度並未顯著較大。

貳、研究假說

一、盈餘的資訊內涵

自從 Ball and Brown (1968) 以 1957 至 1965 年美國公司月資料為研究對象，發現盈餘宣告期間，盈餘變動與異常報酬間呈現顯著正相關。後續學者相繼投入盈餘與股票報酬關聯性之研究，以測試盈餘的資訊內涵，例如 Freeman (1987), Kormendi and Lipe (1987), Collins and Kothari (1989) 等，結果亦發現盈餘宣告效果，盈餘反應與公司盈餘品質有關。

本研究為探討會計準則對於盈餘資訊內涵之影響，乃參考 Easton and Harris (1991) 之評價模型如公式(i)所示，以分析盈餘和報酬的關聯性：

$$R_{i,k} = \frac{X_{i,k}}{P_{i,k-1}} + u_{i,k} \quad (i)$$

$$u_{i,k} \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$$

$R_{i,k}$ = i 公司在 k 時的報酬率

$X_{i,k}$ = i 公司在 k 時的盈餘

$P_{i,k-1}$ = i 公司在 k-1 時的股價

$\mu_{i,k}$ = 殘差項

其中 $X_{i,k}$ 和 $\mu_{i,k}$ 獨立，第(i)式表示盈餘解釋股票報酬，本研究將第(i)式左右兩項分別扣除左右兩式的期望值，結果即得到第(ii)式：

$$R_{i,k} - E(R_{i,k} | \Phi_{i,k-1}) = \frac{X_{i,k} - E(X_{i,k} | \Phi_{i,k-1})}{P_{i,k-1}} + u_{i,k} \quad (ii)$$

其中， $\Phi_{i,k-1}$ 為在 k-1 時的資訊集合， $E(R_{i,k} | \Phi_{i,k-1})$ 為存在 k-1 時的資訊集合下，市場對 i 公司在 k 時的預期報酬率， $E(X_{i,k} | \Phi_{i,k-1})$ 為存在 k-1 時的資訊集合下，市場對 i 公司在 k 時的預期盈餘，故 $[X_{i,k} - E(X_{i,k} | \Phi_{i,k-1})] / P_{i,k-1}$ 為未預期盈餘佔股價的比率。第(ii)式即是闡述未預期盈餘比率解釋盈餘宣告日的超額報酬率，k-1 期時，投資大眾會運用所取得的資訊預期公司價格。當 k 期盈餘的訊息新發布時，未被市場預期的部分會導致股票在 k 期有異常的表現，正（負）的未預期盈餘導致正（負）的超額報酬，即盈餘發布會產生訊號效果(signaling effect)。本研究重寫第(ii)式，並且以第(iii)式說明未預期盈餘與盈餘宣告日超額報酬的關係：

$$AR_{i,k} = \beta \times UER_{i,k} + u_{i,k} \quad (iii)$$

其中，

$$AR_{i,k} = R_{i,k} - E(R_{i,k} | \Phi_{i,k-1})$$

$$UER_{i,k} = \frac{X_{i,k} - E(X_{i,k} | \Phi_{i,k-1})}{P_{i,k-1}}$$

$$u_{i,k} \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma_1^2)$$

其中， $AR_{i,k}$ 為 i 公司第 k 期市場的異常報酬， $UER_{i,k}$ 為 i 公司第 k 期的未預期盈餘。從第(iii)式我們可以更清楚看出，非預期盈餘與盈餘宣告日超額報酬為正相關。

根據中國大陸之證券法令規定，同時在其 A 股與 B 股市場上市的公司，必須分別以中國與國際會計準則為基礎編製財務報表。當以國際或中國會計準

則的盈餘資訊宣告時，依照第(iii)式的推論，市場會反應以國際或中國會計準則設算的未預期盈餘如假說 1：

H₁₁:盈餘宣告期間，B 股市場反應以國際會計準則為基礎的盈餘資訊。

H₁₂:盈餘宣告期間，A 股市場反應以國際會計準則為基礎的盈餘資訊。

H₁₃:盈餘宣告期間，B 股市場反應以中國會計準則為基礎的盈餘資訊。

H₁₄:盈餘宣告期間，A 股市場反應以中國會計準則為基礎的盈餘資訊。

二、會計準則對盈餘反應的影響

中國大陸證券法令規定發行 A 股的公司，需依據中國會計準則 (CGAAP) 編製財務報表，但若同時發行 B 股的公司，尚需要依據國際會計準則 (IAS) 為基礎編製會計報表。中國大陸這種規範係認為以國際會計準則為基礎編製的會計資訊，可以提供市場較多攸關資訊，市場將較反應以國際會計準則的盈餘資訊；亦即盈餘期間，市場異常報酬與以國際會計原則為基礎揭露的盈餘資訊關聯性較高。為測試國際會計準則是否較中國會計準則，能提供市場較多之盈餘資訊，本文建立假說 2 如下：

H₂:以國際會計準則為基礎的盈餘變動與市場報酬之攸關性，較以中國會計準則為基礎的盈餘變動與市場報酬之攸關性為高。

三、資訊不對稱對盈餘反應的影響

第(iii)式認為盈餘反應係數 β 為固定常數，該式假設盈餘宣告日異常報酬與未預期盈餘的關係固定。然而，盈餘反應係數固定的假設可能並不符合實際情況，公司與股東間資訊不對稱程度愈大的公司，盈餘資訊對投資人愈重要，盈餘宣告時市場反應盈餘的程度亦愈大。先前文獻，例如 Bartov et al. (2000) 與 Bailey et al. (2004) 等，即指出投資人擁有公司的資訊愈少，投資人與公司間資訊不對稱的程度愈大，盈餘宣告時的市場反應程度亦會愈大。而 El-Gazzar (1998) 和 Tsai and Li (2004) 提出機構投資人持股比例較高的公司，其與投資大眾間資訊不對稱程度會較低，因而其盈餘資訊對於市場反應的影響程度較小。換言之，機構投資人持股比例較高的公司，盈餘與報酬關聯性較低，故盈餘反應係數與公司機構投資人比例呈現函數關係如(iv)式所示：

$$\beta = \delta_0 + \delta_1 \times IR_i \quad (\text{iv})$$

其中， IR_i 為 i 公司之機構投資人持股比例。根據上述推論，第(iv)式中 $\delta_1 < 0$ ，亦即機構投資人持股比例愈高的公司，盈餘宣告時市場反應較小。據此說明，本文建立盈餘反應與機構投資人持股比例關聯性之假說 3 如下：

H₃:盈餘宣告時，機構投資人持股比例較低公司，市場報酬與盈餘變動的關聯性會較高。

參、資料說明

本研究以 32 家與 36 家在上海、深圳證券交易所同時發行 A 股與 B 股的中國大陸公司為研究對象，測試 2001、2002、2003 年盈餘宣告期間市場的反應。每日收盤價資料、上海及深圳 A 股、B 股股價指數日資料，取自台灣經濟新報社資料庫；而每股盈餘、每股淨值、年底公司市場總值，亦取自台灣經濟新報社資料庫。中國大陸公司的年度盈餘係在次年三、四月份間宣告，其盈餘宣告日資料亦取自台灣經濟新報社。另一方面，由於台灣經濟新報社資料庫並無定期統計中國大陸公司機構投資人持股比例，因此本研究之機構投資人持股比例的數值，係以各公司在台灣經濟新報社資料庫中 2000 年至 2003 年平均數為依據。為避免極端值影響研究結果，本研究將異常報酬與未預期盈餘超過 100% 的樣本加以剔除。

肆、研究設計

一、變數定義

1. 異常報酬

盈餘宣告時的異常報酬率，乃定義為實際報酬率扣除預期報酬率。預期報酬率係分別以市場模式與 Serra (1997) 二因子市場模式估計求得。這兩個模式均以 2001 年盈餘宣告日為事件日（即第 0 日），事件日前 270 日至前 21 日 (-270, -21) 為估計期，以估計期的資料估計模式的參數，再以該模式求算盈餘宣告前後期間 (-3, +3) 的預期報酬與異常報酬率。茲說明市場模式與二因子市場模式估計過程如下：

(1) 市場模式

$$R_{i,t}^B = \alpha_i^B + \beta_i^B R_{B,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

$$R_{i,t}^A = \alpha_i^A + \beta_i^A R_{A,t} + e_{i,t} \quad (1)'$$

其中，

- $R_{i,t}^B$: i 公司第 t 日 B 股市場交易的報酬率。
- $R_{B,t}$: 第 t 日 B 股市場大盤指數的報酬率。
- $R_{i,t}^A$: i 公司第 t 日 A 股市場交易的報酬率。
- $R_{A,t}$: 第 t 日 A 股市場大盤指數的報酬率。

若該公司在深圳（上海）證券交易所上市，A 股、B 股市場大盤指數採用深圳（上海）A 股、B 股大盤指數，求算模式參數 $\hat{\alpha}_i^A$, $\hat{\alpha}_i^B$, $\hat{\beta}_i^A$, 和 $\hat{\beta}_i^B$ 後，再以

測試期實際報酬率扣除預期報酬率，求算盈餘宣告日前 3 日至盈餘宣告日後 3 日異常報酬率與累積異常報酬率如(2)、(2)'以及(3)、(3)'式：

$$AR_{ij,t}^{MB} = R_{ij,t} - (\hat{\alpha}_i^B + \hat{\beta}_i^B R_{Bj,t}) \quad (2)$$

$$AR_{ij,t}^{MA} = R_{ij,t} - (\hat{\alpha}_i^A + \hat{\beta}_i^A R_{Aj,t}) \quad (2)'$$

$$CAR_{ij,t}^{MB} = \sum_{\tau=-3}^t AR_{ij,\tau}^B \quad (3)$$

$$CAR_{ij,t}^{MA} = \sum_{\tau=-3}^t AR_{ij,\tau}^A \quad (3)'$$

$$t = -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3$$

$$j = 2001, 2002, 2003$$

其中，

$AR_{ij,t}^{MB}$ 為以市場模式計算 i 公司第 j 年盈餘宣告第 t 日 B 股的異常報酬率。

$AR_{ij,t}^{MA}$ 為以市場模式計算 i 公司第 j 年盈餘宣告第 t 日 A 股的異常報酬率。

$CAR_{ij,t}^{MB}$ 為以市場模式計算 i 公司第 j 年盈餘宣告日前 3 日至第 t 日 B 股的累積異常報酬率。

$CAR_{ij,t}^{MA}$ 為以市場模式計算 i 公司第 j 年盈餘宣告日前 3 日至第 t 日 A 股的累積異常報酬率。

(2) 二因子模式

$$R_{i,t}^B = \ell_i^B + \gamma_i^B R_{B,t} + \lambda_i^B R_{A,t} + e_{2i,t} \quad (4)$$

$$R_{i,t}^A = \ell_i^A + \gamma_i^A R_{B,t} + \lambda_i^A R_{A,t} + e_{2i,t} \quad (4)'$$

求算模式參數 $\hat{\ell}_i^A$, $\hat{\gamma}_i^A$, $\hat{\lambda}_i^A$, $\hat{\ell}_i^B$, $\hat{\gamma}_i^B$, 和 $\hat{\lambda}_i^B$ 後，再以測試期實際報酬率扣除預期報酬率，求算盈餘宣告日前 3 日至盈餘宣告日後 3 日異常報酬率與累積異常報酬率如(5)、(5)'以及(6)、(6)'式：

$$AR_{ij,t}^{TWB} = R_{ij,t} - (\hat{\ell}_i^B + \hat{\gamma}_i^B R_{Bj,t} + \hat{\lambda}_i^B R_{Aj,t}) \quad (5)$$

$$AR_{ij,t}^{TWA} = R_{ij,t} - (\hat{\ell}_i^A + \hat{\gamma}_i^A R_{Bj,t} + \hat{\lambda}_i^A R_{Aj,t}) \quad (5)'$$

$$CAR_{ij,t}^{TWB} = \sum_{\tau=-3}^t AR_{ij,\tau}^{TWB} \quad (6)$$

$$CAR_{ij,t}^{TWA} = \sum_{\tau=-3}^t AR_{ij,\tau}^{TWA} \quad (6)'$$

$$t = -3, -2, -1, 0, 1, 2, 3$$

其中，

$AR_{ij,t}^{TWB}$ 為以二因子模式計算 i 公司第 j 年盈餘宣告第 t 日 B 股市場交易的異常報酬率(%)。

$AR_{ij,t}^{TWA}$ 為以二因子模式計算 i 公司第 j 年盈餘宣告第 t 日 A 股市場交易的異常報酬率(%)。

$CAR_{ij,t}^{TWB}$ 為以市場模式計算 i 公司第 j 年盈餘宣告日前 3 日至第 t 日 B 股的累積異常報酬率。

$CAR_{ij,t}^{TWA}$ 為以市場模式計算 i 公司第 j 年盈餘宣告日前 3 日至第 t 日 A 股的累積異常報酬率。

2. 未預期盈餘比率

i 公司第 j 年的未預期盈餘比率係指第 j 年實際每股盈餘(earnings per share, EPS) 扣除盈餘的期望值，再除以第 j 年初股價如(7)式：

$$UER_{i,j} = \frac{EPS_{i,j} - E(EPS_{i,j})}{P_{i,j-1}} \quad (7)$$

其中， $E(EPS_{i,j}) = EPS_{i,j-1}$

$UER_{i,j}$ 為 i 公司第 j 年末預期盈餘比率， $EPS_{i,j}$ 為 i 公司第 j 年每股盈餘， $P_{i,j-1}$ 為 i 公司 j-1 年底股票收盤價(亦即第 j 年期初價格)。

二、測試方法

1. 盈餘資訊內涵測試

為驗證國際會計準則與中國會計準則為基礎編製的會計盈餘分別與公司報酬的攸關性，本文係採用 Pearson 相關係數與迴歸式檢定方法，以測試盈餘宣告時期，不同會計準則所設算的未預期盈餘，與股票異常報酬的關聯性。藉此判定國際會計準則與中國會計準則為基礎編製的盈餘資訊，何者有較佳的解釋能力。迴歸式之說明乃如下文所示。

2. 迴歸式

$$AR_{ij,0}^{MB} = a_0^B + a_1^B UER_{i,j}^I + \varepsilon_{1ij} \quad (8)$$

$$AR_{ij,0}^{MB} = b_0^B + b_1^B UER_{i,j}^C + \varepsilon_{2ij} \quad (8)'$$

$$AR_{ij,0}^{TWB} = c_0^B + c_1^B UER_{i,j}^I + \varepsilon_{3ij} \quad (9)$$

$$AR_{ij,0}^{TWB} = d_0^B + d_1^B UER_{i,j}^C + \varepsilon_{4ij} \quad (9)'$$

$$AR_{ij,0}^{MA} = a_0^A + a_1^A UER_{i,j}^I + \varepsilon_{5ij} \quad (10)$$

$$AR_{ij,0}^{MA} = b_0^A + b_1^A UER_{i,j}^C + \varepsilon_{6ij} \quad (10)'$$

$$AR_{ij,0}^{TWA} = c_0^A + c_1^A UER_{i,j}^I + \varepsilon_{7ij} \quad (11)$$

$$AR_{ij,0}^{TWA} = d_0^A + d_1^A UER_{i,j}^C + \varepsilon_{8ij} \quad (11)'$$

其中， $AR_{ij,0}^{MA}$ 與 $AR_{ij,0}^{MB}$ 代表以市場模式估算 i 公司第 j 年盈餘宣告日當日 A 股與 B 股市場異常報酬率， $AR_{ij,0}^{TWA}$ 與 $AR_{ij,0}^{TWB}$ 代表以二因子模式估算 i 公司第 j 年盈餘宣告日當日 A 股與 B 股市場異常報酬率。 $UER_{i,j}^I$ 與 $UER_{i,j}^C$ 分別為 i 公司第 j 年以國際會計準則與中國會計準則為基礎設算的未預期盈餘比率。本文以市場盈餘反應係數(earnings response coefficient, ERC)，驗證以國際與中國會計準則所揭露之會計資訊，是否存在資訊內涵。

3.J_A 檢定方法

以往許多研究在比較以不同會計準則揭露之資訊，何者與公司股價有較高攸關性時，均以 T 統計檢定及調整後判定係數(adjusted R²)為之，但並無統計相關檢定理論加以支持。本研究認為需採用客觀、明確的統計檢定方法，來比較以中國及國際會計準則所編製之盈餘資訊，何者對市場報酬有相對較高之攸關性，因此本研究乃以 J_A 檢定方法探討何者會計模式與公司報酬較攸關。

J_A 檢定方法係由 Fisher and McAleer (1981)及 Godfrey (1983)所發展而得，該方法在於比較兩組不同的解釋變數，何組解釋變數對於應變數有相對較佳的解釋能力。本研究應用此方法之分析步驟如下：

- (1)首先，盈餘宣告日異常報酬(AR₀)對以中國會計準則為基礎估計出的未預期盈餘作迴歸分析，即 $AR_0 = a + bUER^C$ ，並以估計出的參數求取該估計式之預測值 FAR^C 。
- (2)以該預測值 FAR^C ，作為應變數，再對以國際會計準則為基礎估計出的未預期盈餘作迴歸分析，即 $FAR^C = c + dUER^I$ ，並以估計出的參數取得該式之預測值 ZAR^I 。
- (3)接著估計下列迴歸式：

$$AR_0 = f + gUER^C + wZAR^I \quad (\text{迴歸 A 式})$$

- (4)同樣地，盈餘宣告日異常報酬(AR₀)對以國際會計準則為基礎估計出的未預期盈餘作迴歸分析，即 $AR_0 = m + nUER^I$ ，並以估計出的參數求取該估計式之預測值 FAR^I 。
- (5)以該預測值 FAR^I ，作為應變數，再對以中國會計準則為基礎估計出的未預期盈餘作迴歸分析，即 $FAR^I = s + wUER^C$ ，並以估計出的參數求取該估計式之預測值 ZAR^C 。
- (6)接著估計下列迴歸式：

$$AR_0 = p + qUER^I + rZAR^C \quad (\text{迴歸 B 式})$$

J_A 檢定方法主要檢定重點在於比較迴歸 A 式的 ZARI 係數 w，及迴歸 B 式的 ZAR_C 係數 r，是否顯著異於零。倘若 ZARI 係數 w 顯著，但是 ZAR_C 係數 r 未達顯著水準時，此時 J_A 檢定方法可明確檢定出依國際會計準則所編製之財務資訊，有相對較高之解釋能力。反之，若是 ZAR_C 係數 r 顯著，但是 ZAR^I 係數 w 未達顯著水準時，此時 J_A 檢定方法可明確檢定出依中國會計準則所編製之財務資訊，有相對較高之解釋能力。倘若二者之迴歸係數均未達顯著水準，

或者同時均達顯著水準，則 J_A 檢定方法並無法比較出依據何種會計準則所編製之財務資訊，有相對較高的解釋能力。

由於本研究以市場模式與二因子模式估計市場的異常報酬率，因此，本研究分別以這兩種模式所估計而來的異常報酬率為(迴歸 A 式)或(迴歸 B 式)的應變數(AR_0)，進行 J_A 檢定，以測試何種會計制度的資訊和股市報酬率關聯性較高。

4. 資訊不對稱對市場反應的影響

誠如前文所述，將盈餘反應係數視為固定之假設並不符合實際情況，而先前研究亦建議盈餘反應係數應該為投資人與公司間資訊不對稱程度的函數。本研究以中國大陸機構投資人持股比例，作為區分公司與投資人間資訊不對稱程度的指標。本研究預期機構投資人持股比例愈高，投資人與公司間資訊不對稱愈小，盈餘宣告時市場反應較小，即盈餘反應係數 β 較小。因此，盈餘反應係數與機構投資人比例呈現負相關，亦即 $\delta_1 < 0$ 。若將第(iv)式代入第(iii)式，可得第(v)式：

$$AR_{ij,0} = \alpha + \delta_0 UER_{i,j} + \delta_1 (IR_i \times UER_{i,j}) + u_{i,j} \quad (v)$$

上式中， $AR_{ij,0}$ 為 i 公司第 j 年盈餘宣告日市場的異常報酬率， IR_i 為 i 公司機構投資人持股比例，機構投資人持股比率定義為外資法人股與大陸境內法人股持股比率的加總和。由於台灣經濟新報社資料庫並無定期統計中國大陸公司機構投資人持股比例，因此，本研究機構投資人持股比例係以各公司在台灣經濟新報社資料庫中 2000 年至 2003 年之平均數為依據。倘若本研究自第(8)式至第(11)式中，發現 A 股或 B 股市場反應中國會計準則或國際會計準則的盈餘資訊，則將進一步以第(v)式作為模型設定的基礎，分別以市場模式與二因子模式所估計出的異常報酬作應變數(AR_0)，測試盈餘反應程度與機構投資人的關聯性。

另外，本研究為避免公司規模或公司成長狀況，影響盈餘反應係數的估計，乃以第 j 年底公司總市值與市淨率（即市價與淨值比率，market-to-book ratio）作為公司規模與成長的控制變數，而建立模型(vi)重新測試盈餘反應程度與機構投資人的關聯性。

$$AR_{ij,0} = \alpha + \delta_0 UER_{i,j} + \delta_1 (IR_i \times UER_{i,j}) + \delta_2 Size_{i,j} + \delta_3 PBR_{i,j} + v_{i,j} \quad (vi)$$

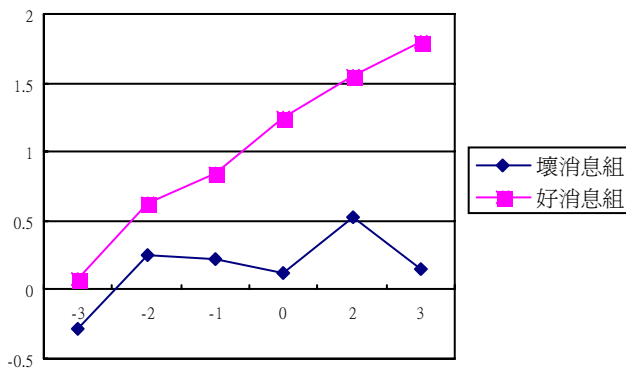
其中， $Size_{ij}$ 為 i 公司第 j 年底公司總市值的對數值， PBR_i 為 i 公司第 j 年底的市淨率。同樣地，本公式亦分別就市場模式與二因子模式之異常報酬進行測試。

伍、實證結果

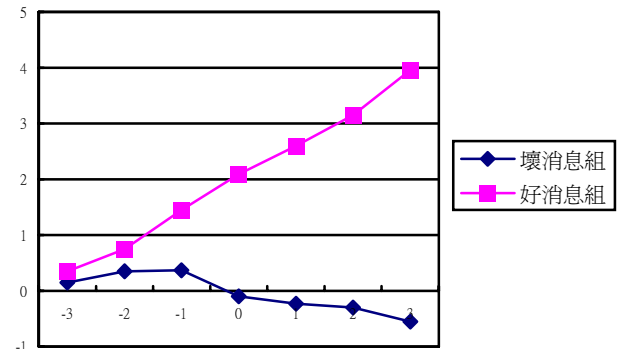
一、盈餘宣告期間累積異常報酬

1. 市場模式估計的累積異常報酬率

A 股市場規範要以中國會計準則為基礎編列財務報表，A 股好、壞消息組（未預期盈餘為正、負者）在盈餘宣告期間（盈餘宣告日前 3 日至盈餘宣告日後 3 日），其市場模式估計的累積異常報酬率(CAR)列於圖一。好消息組之平均累積異常報酬(1.8476)高於壞消息組(0.1250)。以中國會計準則設算之之預期盈餘為正($UER_i^C > 0$)的公司，即好消息組，盈餘宣告日當日($t=0$)之平均 A 股異常報酬率($AR_0 = CAR_0 - CAR_{-1}$)為 0.3768，以中國會計準則設算之未預期盈餘為負($UER_i^C < 0$)的公司，即壞消息組，當日($t=0$)之平均 A 股異常報酬率為-0.0923。



圖一 A股好、壞消息組（以中國會計準則EPS為分類基礎）之盈餘宣告期間累積異常報酬率--市場模式

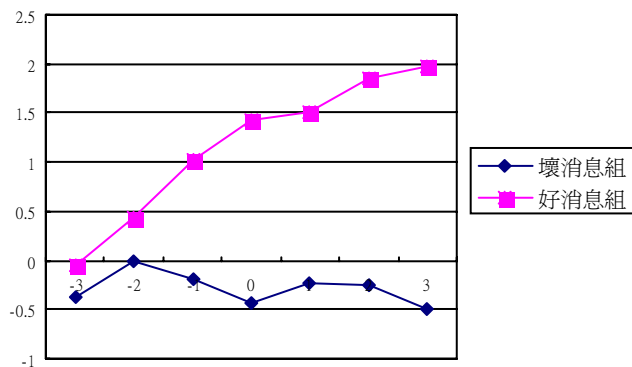


圖二 B股好、壞消息組（以中國會計準則EPS為分類基礎）之盈餘宣告期間累積異常報酬率--市場模式

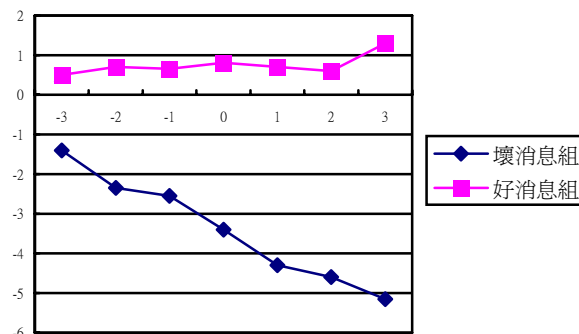
B 股市場規範要以國際會計準則為基礎編列財務報表，B 股好、壞消息組在盈餘宣告期間，其市場模式估計的累積異常報酬率列於圖二。由圖中可看出，好消息組之平均累積異常報酬(3.9849)高於壞消息組(-0.5773)，並且以國際會計準則設算之未預期盈餘為正($UER_{i,j}^I > 0$)的公司，盈餘宣告日當日平均 B 股異常報酬率為 0.6055，而以國際會計準則設算之未預期盈餘為負($UER_{i,j}^I < 0$)的公司，盈餘宣告日當日 B 股平均異常報酬率為-0.4800。

2. 二因子模式估計的累積異常報酬率

A 股好、壞消息組在盈餘宣告期間，其二因子模式估計的累積異常報酬率列於圖三。圖三顯示好消息組之平均累積異常報酬(1.9789)高於壞消息組(-0.5040)，以中國會計準則設算之未預期盈餘為正($UER_{i,j}^C > 0$)的公司，盈餘宣告日當日 A 股平均異常報酬率為 0.4431；以中國會計準則設算之未預期盈餘為負($UER_{i,j}^C < 0$)的公司，盈餘宣告日當日平均異常報酬率為-0.2142。



圖三 A股好、壞消息組（以中國會計準則EPS為分類基礎）之盈餘宣告期間累積異常報酬率--二因子模式



圖四 B股好、壞消息組（以中國會計準則EPS為分類基礎）之盈餘宣告期間累積異常報酬率--二因子模式

B股之好、壞消息組在盈餘宣告期間，其二因子模式估計的異常報酬率列於圖四。圖四資料顯示好消息組之平均累積異常報酬(1.1819)高於壞消息組(-5.1313)。以國際會計準則設算之未預期盈餘為正($UER_{i,j}^I > 0$)的公司，盈餘宣告日當日B股平均異常報酬率為0.1336，市場反應好消息的狀況。相反地，以國際會計準則設算之未預期盈餘為負($UER_{i,j}^I < 0$)的公司，盈餘宣告日當日平均異常報酬率為-0.4729，市場反應壞消息的狀況。

二、未預期盈餘與盈餘宣告日異常報酬率的關聯性

1. Pearson 相關係數檢定結果

盈餘宣告日異常報酬與未預期盈餘的敘述統計量列於表一，而表二則列示盈餘宣告期間異常報酬率與未預期盈餘的 Pearson 相關係數。就 B 股市場而言，以市場模式、二因子市場模式估計的盈餘宣告日異常報酬率，與以國際會計準則設算的未預期盈餘($UER_{i,j}^I$)的 Pearson 相關係數分別為 0.1719 和 0.1722，均在 5% 顯著水準下，t 統計量檢定顯著。顯示 B 股市場的外國投資人會參酌國際會計準則為基礎的盈餘資訊進行投資，對好消息會產生正的異常報酬率，對壞消息會產生負的異常報酬率。但是，以市場模式、二因子市場模式估計的盈餘宣告日異常報酬率，與以中國會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^C$) 的 Pearson 相關係數分別為 -0.0707 和 0.0256，二者皆未呈現顯著相關性。顯示外國投資人會參考國際會計準則揭露的盈餘以作投資決策，但是以中國會計準則揭露的盈餘則不是投資決策之重要參考資訊。

就 A 股市場而言，以市場模式、二因子市場模式估計的盈餘宣告日異常報酬率，與以國際會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^I$) 的 Pearson 相關係數分別為 -0.0139 和 -0.0551，兩者並無呈現顯著正相關。市場模式、二因子市場模式估計的盈餘宣告日異常報酬率與以中國會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^C$)

的 Pearson 相關係數分別為 0.0404 和 0.0210，兩者亦無呈現顯著正相關。整體研究結果顯示不管是 A 股或 B 股市場，均無以中國會計準則揭露的盈餘作投資決策。

表一 盈餘宣告日異常報酬率與未預期盈餘之敘述性統計量(N=177)

	$AR_{ij,0}^{MB}$	$AR_{ij,0}^{TWB}$	$AR_{ij,0}^{MA}$	$AR_{ij,0}^{TWA}$	$UER_{i,j}^C$	$UER_{i,j}^I$
平均數	-0.2751	-0.2542	0.0742	0.0010	-0.1084	-1.5555
中位數	-0.3842	-0.3807	-0.3786	-0.4429	0.0000	0.0000
最大值	9.0736	9.1113	10.3871	10.9672	58.4615	92.6518
最小值	-5.7090	-5.7074	-6.9485	-4.5059	-37.8855	-87.1050
標準差	2.1401	2.1679	2.3978	2.3042	9.1213	22.3658

$AR_{ij,0}^{MA}$ ：以市場模式估算盈餘宣告日時 A 股市場異常報酬率(%)。

$AR_{ij,0}^{MB}$ ：以市場模式估算盈餘宣告日時 B 股市場異常報酬率(%)。

$AR_{ij,0}^{TWA}$ ：以二因子模式估算盈餘宣告日時 A 股市場異常報酬率(%)。

$AR_{ij,0}^{TWB}$ ：以二因子模式估算盈餘宣告日時 B 股市場異常報酬率(%)。

$UER_{i,j}^I$ ：以國際會計準則為基礎設算的未預期盈餘比率(%)。

$UER_{i,j}^C$ ：i 公司第 j 年以中國會計準則為基礎編製的未預期盈餘比率(%)。

表二 盈餘宣告日異常報酬率與未預期盈餘的 Pearson 相關係數(N=177)

	$UER_{i,j}^C$	$UER_{i,j}^I$	$AR_{ij,0}^{MA}$	$AR_{ij,0}^{TWA}$	$AR_{ij,0}^{MB}$	$AR_{ij,0}^{TWB}$
$UER_{i,j}^C$	1.0000					
$UER_{i,j}^I$	-0.0216	1.0000				
$AR_{ij,0}^{MA}$	0.0404	-0.0139	1.0000			
$AR_{ij,0}^{TWA}$	0.0210	-0.0551	0.9995***	1.0000		
$AR_{ij,0}^{MB}$	-0.0707	0.1719**	0.5432***	0.5496***	1.0000	
$AR_{ij,0}^{TWB}$	0.0256	0.1722**	0.5472***	0.5536***	0.9951***	1.0000

***、**、* 分別表示 1%、5% 及 10% 的顯著水準。

2. 迴歸式結果

表三列示盈餘宣告日異常報酬率對以國際會計準則為基礎設算之未預期盈餘之迴歸結果。若以 B 股市場市場模式與二因子模式估算盈餘宣告日異常報酬，國際會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^I$) 之盈餘反應係數(ERC)分別為 0.0164 和 0.0165，在 5% 的顯著水準下，t 統計量檢定顯著。研究發現國際會計準則設算的盈餘資料具有資訊內涵，能提供 B 股市場的投資人投資決策的參考，研究結果支持 H_{11} 。然而，若以 A 股市場之市場模式與二因子模式估算盈餘宣告日異常報酬，則國際會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^I$) 之盈餘反應係數分別為 -0.0053 和 -0.0092，t 統計量均未顯著，無法證實以國際會計準則的盈餘對 A 股投資大眾具有資訊內涵，亦即不支持假說 H_{12} 。

表三 盈餘宣告日異常報酬率對以國際會計準則為基礎設算
之未預期盈餘迴歸結果(N=177)

公式	常數項	$UER_{i,j}^I$	R ² (%)	Adj-R ² (%)
(8)	-0.2711 (-1.7196)*	0.0164 (2.3357)**	3.02	2.47
(9)	-0.2305 (-1.4135)	0.0165 (2.2908)**	2.29	2.42
(10)	0.0013 (0.0073)	-0.0053 (-0.7174)	0.24	0.03
(11)	-0.0074 (-0.4287)	-0.0092 (-1.4602)	0.79	0.22

表中數字代表係數，括號內數字為其 t 值。***、**、* 分別表示 1%、5% 及 10% 的顯著水準。

$$(8): AR_{ij,0}^{MB} = a_0^B + a_1^B UER_{i,j}^I + \varepsilon_{1ij}$$

$$(9): AR_{ij,0}^{TWB} = c_0^B + c_1^B UER_{i,j}^I + \varepsilon_{3ij}$$

$$(10): AR_{ij,0}^{MA} = a_0^A + a_1^A UER_{i,j}^I + \varepsilon_{5ij}$$

$$(11): AR_{ij,0}^{TWA} = c_0^A + c_1^A UER_{i,j}^I + \varepsilon_{7ij}$$

表四列示盈餘宣告日異常報酬率對以中國會計準則為基礎設算之未預期盈餘之迴歸結果。若以 B 股市場模式與二因子模式估算盈餘宣告日異常報酬，中國會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^C$) 之盈餘反應係數(ERC)的 t 統計量檢定不顯著。研究發現中國會計準則設算的盈餘資訊並非 B 股市場的外國投資人投資決策的重要參考，即研究結果不支持 H₁₃。此外，若以 A 股市場市場模式與二因子模式估算盈餘宣告日異常報酬，中國會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^C$) 之盈餘反應係數分別為 0.0157 和 0.0115，其 t 統計量均未達顯著水準，無法證實以中國會計準則的盈餘資訊對 A 股市場投資大眾具有資訊內涵，亦即不支持假說 H₁₄。

綜上所述，市場對不同準則盈餘資訊的反應的確有所不同。比較 B 股市場報酬率與兩種會計制度盈餘的關係時，可發現 B 股市場報酬與國際會計準則設算的盈餘有顯著相關；但是 B 股市場報酬與中國會計準則設算的盈餘並不相關。研究結果顯示以國際會計準則為基礎的資訊對於 B 股市場投資人之投資決策有所影響，但以中國會計準則為基礎的資訊則無影響力，亦即國際會計準則為基礎的會計資訊較具資訊內涵。然而，反觀 A 股市場報酬率與兩種會計制度盈餘的關係時，可發現 A 股市場報酬與國際、中國會計準則設算的盈餘均不相關。此結果顯示不論是國際或中國會計準則為基礎的資訊，對於中國大陸人民之投資決策的影響力不大。其原因或許與資訊品質有關，或許與當地人民之決策行為有關，例如並不參考財務報表即進行投資。

表四 盈餘宣告日異常報酬率對以中國會計準則為基礎設算之

未預期盈餘迴歸結果(N=177)

公式	常數項	$UER_{i,j}^C$	R ² (%)	Adj-R ² (%)
(8)'	-0.2875 (-1.8045)*	-0.0177 (-1.1441)	0.56	0.01
(9)'	-0.2506 (-1.5183)	0.0060 (0.3669)	0.64	0.02
(10)'	0.1126 (0.6524)	0.0157 (0.8019)	0.32	0.18
(11)'	0.0522 (0.3124)	0.0115 (0.6055)	0.18	0.03

表中數字代表係數，括號內數字為其 t 值。***、**、* 分別表示 1%、5% 及 10% 的顯著水準。

$$(8)': AR_{ij,0}^{MB} = b_0^B + b_1^B UER_{i,j}^C + \varepsilon_{2ij}$$

$$(9)': AR_{ij,0}^{TWB} = d_0^B + d_1^B UER_{i,j}^C + \varepsilon_{4ij}$$

$$(10)': AR_{ij,0}^{MA} = b_0^A + b_1^A UER_{i,j}^C + \varepsilon_{6ij}$$

$$(11)': AR_{ij,0}^{TWA} = d_0^A + d_1^A UER_{i,j}^C + \varepsilon_{8ij}$$

三、中國及國際會計準則資訊攸關性比較

表五列示中國及國際會計準則資訊攸關性比較之 J_A 檢定實證結果。表五 Panel A 為 A 股市場 J_A 檢定實證結果，不管是以市場模式或二因子模式為應變數，其 ZAR^I 係數未達顯著水準，而 ZAR^C 係數亦未達顯著水準。就 A 股市場而言， J_A 檢定方法並無法比較出依國際或中國會計準則揭露的盈餘資訊，何者具有較高之攸關性。

表五 Panel B 為 B 股市場 J_A 檢定實證結果，不管是以市場模式或二因子模式為應變數，其 ZAR^I 係數均達 5% 顯著水準，而 ZAR^C 係數均未達顯著水準。就 B 股市場而言， J_A 檢定證實依國際會計準則所揭露的盈餘資訊，較依中國會計準則所揭露的盈餘資訊，具有相對較高之攸關性。亦即依國際會計準則所揭露的財務資訊，對於 B 股市場報酬之解釋力，較之依中國會計準則所編製的財務資訊為高。此實證結果隱涵依國際會計準則揭露的財務資訊較具資訊內涵。

J_A 檢定結果顯示 B 股市場之投資大眾會參酌依國際會計準則所揭露的財務資訊作投資決策，但以中國會計準則所揭露的財務資訊則對於投資決策則無顯著影響力。此研究結果隱涵 B 股市場之投資大眾較為信任依國際會計準則所編製的財務報表，其原因或許是國際會計準則所編製的財務報表較能表達公司的經營與財務狀況，抑或 B 股市場之投資大眾本身之資訊偏好傾向等，這些箇中原因仍有待未來研究之進一步探討。

此外， J_A 檢定結果顯示 A 股市場之投資大眾不參酌任何會計準則所揭露的財務資訊作投資決策。中國證券法令規範 A 股市場上市的公司，必須依據中國會計準則揭露財務資訊，但是顯然依中國會計準則揭露編製的財務報表對於

投資大眾之影響力不大，亦即欠缺資訊攸關性。其原因或許是中國會計準則所編製的財務報表未能表達公司的經營與財務狀況，但亦可能是 A 股市場之投資大眾本身之決策模式(例如不看報表而迷信明牌或傳言等)。另一方面，以國際會計準則所揭露的財務資訊亦無決策影響力，其原因之一可能與下列事實有關：本研究之樣本公司雖同時以國際會計準則編製財務報表，但是 A 股市場之其他一般公司僅以中國會計準則揭露其財務資訊，因而樣本公司依據國際準則所編制的財務報表，對於投資大眾而言並無太多資訊意義，因為無法和 A 股市場其他一般公司的財務資訊相互比較。此現象可能造成樣本公司在 A 股市場的報酬率與國際會計準則的盈餘資訊不相關。當然，不可忽略的是中國大陸證券市場尚在起步階段，許多方面與財務理論所言有所差距，這些因素均可能降低會計報表之參考價值，有待未來研究再深入探討。

表五 資訊攸關性比較之 J_A 檢定實證結果

Panel A: A 股市場 J_A 檢定結果(N=177)					
應變數： $AR_{ij,0}^{MA}$ (市場模式)					
迴歸 A 式	常數項	UER ^C	ZAR ^I	R ² (%)	Adj-R ² (%)
	-0.2521 (-0.49)	0.0240 (1.02)	3.9614 (0.73)	1.15	0.13
迴歸 B 式	常數項	UER ^I	ZAR ^C	R ² (%)	Adj-R ² (%)
	-0.2202 (-0.58)	0.0058 (0.73)	3.1429 (1.02)	1.15	0.13
應變數： $AR_{ij,0}^{TWA}$ (二因子模式)					
迴歸 A 式	常數項	UER ^C	ZAR ^I	R ² (%)	Adj-R ² (%)
	-0.2720 (-0.97)	0.0016 (0.08)	8.7338 (1.33)	1.01	0.01
迴歸 B 式	常數項	UER ^I	ZAR ^C	R ² (%)	Adj-R ² (%)
	0.0433 (0.24)	0.0096 (1.33)	0.1941 (0.08)	1.01	0.01
Panel B: B 股市場 J_A 檢定結果(N=177)					
應變數： $AR_{ij,0}^{MB}$ (市場模式)					
迴歸 A 式	常數項	UER ^C	ZAR ^I	R ² (%)	Adj-R ² (%)
	1.5683 (1.69) [*]	0.0125 (-0.04)	5.3237 (2.12) ^{**}	3.11	2.12
迴歸 B 式	常數項	UER ^I	ZAR ^C	R ² (%)	Adj-R ² (%)
	-0.0184 (-0.04)	0.0147 (2.12) ^{**}	0.8592 (0.62)	3.11	2.12
應變數： $AR_{ij,0}^{TWB}$ (二因子模式)					
迴歸 A 式	常數項	UER ^C	ZAR ^I	R ² (%)	Adj-R ² (%)
	1.7760 (2.28) ^{**}	0.0084 (0.47)	6.6906 (2.74) ^{***}	4.52	3.57
迴歸 B 式	常數項	UER ^I	ZAR ^C	R ² (%)	Adj-R ² (%)
	-0.1125 (-0.30)	0.0177 (2.74) ^{***}	0.5312 (0.47)	4.52	3.57

表中數字代表係數，括號內數字為其 t 值。***, **, * 分別表示 1%, 5% 及 10% 的顯著水準。

四、資訊不對稱對盈餘反應的影響

本研究進一步考量機構投資人持股比例的因素，測試資訊不對稱程度對 B 股市場盈餘反應的影響。各公司機構投資人持股比例、公司市場價值及市淨率的敘述性統計量列於表六。

表六 各公司機構投資人持股比例、公司市場價值及市淨率之敘述性統計量(N=177)

	機構投資人持股比例(%) IR _i	市場價值對數值 (百萬元人民幣) Size _{i,j}	市淨率(%) PBR _{i,j}
平均數	13.41	530.24	0.9552
中位數	6.20	264.60	0.5228
最大值	63.22	5032.41	6.7941
最小值	0	19.37	0.0600
標準差	16.51	752.75	1.0910

資訊不對稱程度對 B 股市場盈餘反應的影響，即前文之模型(v)與(vi)，包括盈餘宣告日異常報酬率與未預期盈餘、機構投資人持股比例、公司規模與市淨率等之迴歸結果列於表七。根據表七，以市場及二因子模式設算之餘宣告日異常報酬為應變數(即第(12)、(13)式)，其交乘項 $UER^1 \times IR$ 之係數的 t 統計量檢定均未顯著。亦即迴歸結果不支持機構投資人持股比例愈高者，其盈餘反應係數愈低之假說。本研究為控制公司規模與公司成長性的因素，接著以公司市場價值的對數值及市淨率為控制變數，就盈餘宣告日異常報酬率與未預期盈餘、機構投資人持股比例以及控制變數進行迴歸分析，結果顯示以市場及二因子模式設算之餘宣告日異常報酬為應變數(即第(14)、(15)式)之分析，其交乘項 $UER^1 \times IR$ 之係數的 t 統計檢定亦未達顯著水準。綜合而言，迴歸結果並不支持機構投資人持股比例愈高者，盈餘反應係數愈低之假說。

陸、敏感性分析

一、季盈餘宣告效果測試

先前文獻如 Hagerman et al. (1984)指出公司每季宣告盈餘具有資訊內涵，以季宣告盈餘計算「未預期盈餘比率」，作為「盈餘宣告日」市場反應之自變數，可測試盈餘宣告效果。季盈餘是公司重要的公開資訊，依據 2002 年上海證券交易所與深圳證券交易所修訂之股票交易規則規範，上市公司需定期編製季報、半年報與年報。可知季報告亦是提供投資大眾攸關公司的重要資訊，因此本研究進而測試樣本公司季盈餘宣告效果。由於大部分大陸公司自 2002 年始揭露季盈餘資料，台灣經濟新報社 2002 年始收錄大陸公司季盈餘資料，因而本節僅能就研究樣本中具有 2002 年、2003 年季盈餘完整資料之公司，加以分析其 2003 年季盈餘盈餘反應係數。

表七 資訊不對稱程度對 B 股市場盈餘反應的影響 (N=177)

公式	(12)	(13)	(14)	(15)
常數項	-0.2653 (-1.6787)*	-0.2242 (-1.3777)	-0.9029 (-1.1478)	-1.0711 (-1.2730)
$UER_{i,j}^I$	0.0122 (1.6082)	0.0134 (1.7235)*	0.0110 (1.4433)	0.0123 (1.5564)
$UER_{i,j}^I \times IR_i$	-0.0004 (-0.9226)	-0.0003 (-0.6813)	0.0004 (1.0174)	0.0003 (0.6914)
$Size_{i,j}^I$			0.1822 (1.2727)	0.2127 (1.4032)
$PBR_{i,j}^I$			-0.3766 (-3.2152)***	-0.3485 (-2.8874)**
R ² (%)	3.32	3.16	7.39	6.82
Adjusted R ² (%)	2.22	2.02	5.22	4.58

表中數字代表係數，括號內數字為其 t 值。***、**、*分別表示 1%、5% 及 10% 的顯著水準。

本模型以 White (1980) 共變異數矩陣估計變數的變異性。

$$(12): AR_{ij,0}^{MB} = \alpha + \gamma_0 UER_{i,j}^I + \gamma_1 (IR_i \times UER_{i,j}^I) + u_{i,j}$$

$$(13): AR_{ij,0}^{TWB} = \alpha + \lambda_0 UER_{i,j}^I + \lambda_1 (IR_i \times UER_{i,j}^I) + u_{i,j}$$

$$(14): AR_{ij,0}^{MB} = \alpha + \omega_0 UER_{i,j}^I + \omega_1 (IR_i \times UER_{i,j}^I) + \omega_2 Size_{i,j} + \omega_3 PBR_{i,j} + v_{i,j}$$

$$(15): AR_{ij,0}^{TWB} = \alpha + \psi_0 UER_{i,j}^I + \psi_1 (IR_i \times UER_{i,j}^I) + \psi_2 Size_{i,j} + \psi_3 PBR_{i,j} + v_{i,j}$$

本研究中 i 公司 2003 年第 q 季的未預期盈餘比率，係指 2003 年第 q 季實際每股盈餘(earnings per share, EPS)扣除 2002 年第 q 季實際每股盈餘，再除以第 2003 年初股價 (亦即 2002 年底價格)如第(16)式所示：

$$UER_{i,2003,q} = \frac{EPS_{i,2003,q} - E(EPS_{i,2003,q})}{P_{i,2002}} \quad (16)$$

其中， $E(EPS_{i,2003,q}) = EPS_{i,2002,q}$

$EPS_{i,2003,q}$ 為 i 公司第 2003 年第 q 季未預期盈餘比率， $EPS_{i,2002,q}$ 、 $EPS_{i,2003,q}$ 分別為 i 公司第 2002 年與 2003 年第 q 季每股盈餘， $P_{i,2002}$ 為 i 公司 2002 年底股票收盤價 (亦即 2003 年期初價格)。本研究計算出季盈餘宣告異常報酬率與未預期季盈餘比率，將異常報酬率與未預期季盈餘比率超過 100% 的樣本加以剔除後，以盈餘宣告日異常報酬對未預期季盈餘建立迴歸模型，測試季盈餘宣告效果。

迴歸分析結果詳如表八，研究結果顯示若以 B 股市場之市場模式與二因子模式估算盈餘宣告日異常報酬，國際會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^I$) 之盈餘反應係數(ERC)，其 t 統計量檢定均未達顯著水準，無法支持國際會計準則盈餘對 B 股投資大眾具有資訊內涵之假說。此外，以 A 股市場之市場模式與二因子模式估算盈餘宣告日異常報酬，則中國會計準則設算之未預期盈餘

($UER_{i,j}^c$) 的盈餘反應係數，經 t 統計量檢定均未達顯著水準，無法支持中國會計準則盈餘對 A 股投資大眾具有資訊內涵之假說。這些結果顯示不論在 A 股市場或 B 股市場，均未發現季盈餘宣告效果，不同於前文以年盈餘之分析。究其原因，或許與財報資料品質有關。因為依據中國大陸證券交易所股票上市規則之規定¹，季報與半年報的財務資料無須審計，僅有年報需要經過會計師審計，此項規定不同於其他國家，因而「經查核」之年報的盈餘品質，與「未經查核」之季報、半年報的盈餘品質可能有所差異。此外，季盈餘宣告效果不顯著，有時亦可能市場反應之時間長短有關，例如提早或延遲，因而在資料期間內未能顯示其影響力。

表八 季盈餘宣告日異常報酬率對未預期盈餘比率迴歸結果

公式	常數項	$UER_{i,j,q}^I$	R ² (%)	Adj-R ² (%)	N
(17)	-0.3883 (-0.8596)	0.8283 (0.2717)	0.21	-2.64	78
(18)	-0.4449 (-1.0551)	2.8485 (1.0793)	2.32	0.33	78
公式	常數項	$UER_{i,j,q}^I$	R ² (%)	Adj-R ² (%)	N
(19)	-0.1590 (-2.5035)**	1.0095 (1.4661)	2.97	1.59	155
(20)	-0.0726 (-1.0746)	1.0575 (0.1822)	0.04	-1.27	155

表中數字代表係數，括號內數字為其 t 值。***、**、* 分別表示 1%、5% 及 10% 的顯著水準。

$$(17): AR_{ijq,0}^{MB} = a_0^B + a_1^B UER_{i,j,q}^I + \varepsilon_{9ij}$$

$$(18): AR_{ijq,0}^{TWB} = c_0^B + c_1^B UER_{i,j,q}^I + \varepsilon_{10ij}$$

$$(19): AR_{ijq,0}^{MA} = a_0^A + a_1^A UER_{i,j,q}^C + \varepsilon_{11ij}$$

$$(20): AR_{ijq,0}^{TWA} = c_0^A + c_1^A UER_{i,j,q}^I + \varepsilon_{12ij}$$

二、盈餘宣告期間累積異常報酬與未預期盈餘關聯性分析

為考慮盈餘宣告日以前資訊外洩，市場提前反應，與盈餘宣告日以後市場延遲反應的情況，本研究進而以盈餘宣告期間累計異常報酬率為應變數，進行敏感性分析。亦即以盈餘宣告日前後四日 CAR (-4,4) 與盈餘宣告日前後二十日之累計異常報酬率 CAR (-20,20)，對未預期盈餘進行迴歸分析，其結果列於表九。

¹ 上海證券交易所股票上市規則第六章定期報告規範上市公司年度報告中的財務會計報告應當經具有執行證券、期貨相關業務資格的會計師事務所審計。半年度報告中的財務會計報告可以不經審計，但公司有下列情形之一的，應當審計：

1. 擬在下半年進行利潤分發、以公積金轉增股本或者彌補虧損的；
2. 擬在下半年申請發行新股或者可轉換公司債券等再融資事宜，根據有關規定需要進行審計的；
3. 股票被暫停上市後申請恢復上市按規定需要進行審計的；
4. 中國證監會或者本所認為應當進行審計的其他情形。

季度報告中的財務資料無須審計，但中國證監會和本所另有規定的除外。

表九 Panel A 顯示若以 B 股市場市場模式與二因子模式估算盈餘宣告日前後四日之累積異常報酬率 CAR (-4,4) 而進行迴歸分析，則國際會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^I$) 之盈餘反應係數(ERC)分別為 0.0833 和 0.1519，t 統計量檢定顯著。此結果說明國際會計準則設算的盈餘資料具有資訊內涵，能提供 B 股市場的投資人投資決策的參考。然而，若以 A 股市場之市場模式與二因子模式估算盈餘宣告期間累計異常報酬，則中國會計準則設算的未預期盈餘 ($UER_{i,j}^C$) 之盈餘反應係數 t 統計量均未顯著，未能支持中國會計準則的盈餘對 A 股投資大眾具有資訊內涵。這些研究結果顯示以盈餘宣告日累積異常報酬測試盈餘反應，與前述以盈餘宣告日異常報酬測試盈餘反應結果一致。

表九 盈餘宣告期間累積異常報酬與未預期盈餘關聯性分析

Panel A: 盈餘宣告日前後四日累積異常報酬率之迴歸分析 (N=172)				
公式	常數項	$UER_{i,j}^I$	R ² (%)	Adj-R ² (%)
(21)	1.0964 (2.4847)*	0.0833 (1.6532)*	1.34	0.85
(22)	0.7018 (1.5569)	0.1519 (2.9496)***	4.17	3.69
Panel B: 盈餘宣告日前後二十日累積異常報酬率之迴歸分析 (N=172)				
公式	常數項	$UER_{i,j}^I$	R ² (%)	Adj-R ² (%)
(21)	1.7676 (1.3493)	0.1596 (1.3493)	0.90	0.41
(22)	0.1626 (0.1562)	0.3217 (2.7058)***	3.53	3.05
Panel A: 盈餘宣告日前後四日累積異常報酬率之迴歸分析 (N=172)				
公式	常數項	$UER_{i,j}^C$	R ² (%)	Adj-R ² (%)
(23)	0.4701 (1.0404)	0.0038 (0.1915)	0.02	-0.05
(24)	-0.6702 (-0.7107)	0.0437 (1.0478)	0.64	0.06
Panel B: 盈餘宣告日前後二十日累積異常報酬率之迴歸分析 (N=172)				
公式	常數項	$UER_{i,j}^C$	R ² (%)	Adj-R ² (%)
(23)	-0.8545 (-0.9052)	0.0450 (1.0720)	0.65	0.08
(24)	0.4701 (1.0404)	0.0038 (0.1915)	0.02	-0.55

表中數字代表係數，括號內數字為其 t 值。***、**、* 分別表示 1%、5% 及 10% 的顯著水準。

$$(21) : CAR_{i,j}^{MB}(-4,4) = a_0^B + a_1^B UER_{i,j}^I + \varepsilon_{13ij}$$

$$(22) : CAR_{i,j}^{TWB}(-4,4) = c_0^B + c_1^B UER_{i,j}^I + \varepsilon_{14ij}$$

$$(23) : CAR_{i,j}^{MA}(-4,4) = a_0^A + a_1^A UER_{i,j}^C + \varepsilon_{15ij}$$

$$(24) : CAR_{i,j}^{TWA}(-4,4) = c_0^A + c_1^A UER_{i,j}^I + \varepsilon_{16ij}$$

$$(25) : CAR_{i,j}^{MB}(-20,20) = a_0^B + a_1^B UER_{i,j}^I + \varepsilon_{21ij}$$

$$(26) : CAR_{i,j}^{TWB}(-20,20) = c_0^B + c_1^B UER_{i,j}^I + \varepsilon_{22ij}$$

$$(27) : CAR_{i,j}^{MA}(-20,20) = a_0^A + a_1^A UER_{i,j}^C + \varepsilon_{23ij}$$

$$(28) : CAR_{i,j}^{TWA}(-20,20) = c_0^A + c_1^A UER_{i,j}^C + \varepsilon_{24ij}$$

表九 Panel B 顯示若以 B 股市場市場模式與二因子模式估算盈餘宣告日前後二十日之累計異常報酬率 CAR (-20,20) 進行迴歸分析，則國際會計準則設算之未預期盈餘 ($UER_{i,j}^I$) 的盈餘反應係數(ERC)分別為 0.1596 和 0.3217，其中二因子模式估算之盈餘反應係數達顯著水準。即二因子模式的分析結果支持國際會計準則設算之盈餘資料具有資訊內涵，能提供 B 股市場之投資決策的參考。然而，若以 A 股市場之市場模式與二因子模式估算盈餘宣告日異常報酬，則中國會計準則設算之未預期盈餘 ($UER_{i,j}^C$) 的盈餘反應係數，均未能達到顯著水準，無法支持中國會計準則之盈餘對 A 股投資大眾具有資訊內涵。

柒、結論

中國大陸資本市場的特殊環境，提供本研究探討會計準則、資訊不對稱程度對盈餘宣告時市場反應的影響。本研究首先探討中國大陸 B 股與 A 股市場盈餘宣告時的市場反應，發現盈餘宣告期間，B 股市場會反應以國際會計準則設算的未預期盈餘資訊；但是 A 股市場卻未能反應以中國或國際會計準則設算之未預期盈餘資訊。研究結果隱涵中國大陸人民並未以財務報表資訊作為投資的基礎。

此外，本研究比較國際與中國會計準則資訊的攸關性，我們發現國際會計準則為基礎編製的盈餘，與 B 股股票報酬之攸關性較高。研究結果隱涵以國際會計準則揭露的盈餘資訊具有較高之資訊傳達的效果，即 B 股市場投資人較會參考以國際會計準則所揭露的資訊，較少參考以中國會計準則所揭露的資訊。相對地，A 股市場之股票報酬與盈餘資訊的攸關性不高，不論該盈餘之設算基礎是國際或中國之會計準則。究其原因，或許是該市場之投資大眾本身並無參考財務報表的習慣，或許是以中國會計準則所揭露之資訊並無參考價值。假設是後者，則中國證券主管機關重新檢討中國會計準則之功能，或是規範所有 A 股與 B 股的上市公司，均以國際會計準則編製財務報表，倘若國際準則果真較能表達公司經營成果與財務狀況，提供投資大眾攸關投資的資訊。然而，讀者在剖析此研究結果時仍須抱持謹慎之態度，畢竟實務上影響股票報酬因素可能很多，盈餘資訊只是其中之一，因此與學術理論之假設有所差距。例如有時即便盈餘資訊完全正確，但是投資大眾可能因政治或經濟等外在環境因素影響，而左右其投資決策。在此情況下，不應將股價報酬與盈餘資訊之攸關性，歸咎於財報編制所使用之會計準則。

本研究以機構投資人持股比例高低，代表公司與其投資大眾間資訊不對稱程度，探討資訊不對稱程度與 B 股市場盈餘反應之攸關性，但是迴歸結果並未發現機構投資人持股比例對於盈餘反應係數有顯著影響力。

最後，本研究為深入瞭解會計準則對於盈餘資訊內涵之影響，更以季盈餘與累計異常報酬率進行敏感性分析。研究結果顯示不論在 A 股市場或 B 股市

場，均未發現季盈餘宣告效果，不同於年盈餘之分析。究其原因，一方面可能與財報資料品質有關。因為季報的財務資料無須審計，而年報卻需要經過會計師審計，未經查核之季報或許未確實反映公司營運狀況、或許是較難取信於投資大眾。另一方面，亦可能是與市場反應之時間長短有關，例如提早或延遲反應，以致在資料期間內未能顯示其影響力。而為考慮市場提前或延遲反應的情況，本研究進而以盈餘宣告期間累計異常報酬率進行分析，結果顯示以累積異常報酬測試之盈餘反應，與以異常報酬之測試結果一致。

參考文獻

- Amir, E., T. S. Harris, and E. K. Venuti. 1993. A comparison of the value-relevance of U.S. versus and non-U.S. GAAP accounting measures using form 20-F reconciliations. *Journal of Accounting Research* 31: 230-264.
- Atiase, R. 1985. Predisclosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements. *Journal of Accounting Research* 23: 21-36.
- Ball, R., and P. Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6: 159-178.
- Bailey, W., and C. X. Mao. 2001. Investment restrictions and the cross-border of information: some empirical evidence. working paper.
- Bailey, W., Y. Gao, and C. X. Mao. 2004. Business, government, and the information environment stock trading and earnings shocks in China, Indonesia, and Singapore. *Annals of Economics and Finance (China)* 5: 165 – 195.
- Barry, C., and S. Brown. 1984. Differential information and the small firm effect. *Journal of Financial Economics* 13: 283-294.
- Bartov, E., S. Radhakrishnan, and I. Krinsky. 2000. Investor sophistication and patterns in stock returns after earnings announcements. *The Accounting Review* 75: 43-63.
- Chan, K. C., and G. S. Seow. 1996. The association between stock returns and foreign GAAP earnings versus earnings adjusted to U.S. GAAP. *Journal of Accounting and Economics* 21: 139-158.
- Chaney, P. K., and D. C. Jeter. 1992. The effect of size on the magnitude of

- long-window earnings response coefficients. *Contemporary Accounting Research* 8: 540-560.
- Collins, D., and W. Kothari. 1989. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics* 11: 143-181.
- Easton, P. D., and T. S. Harris. 1991. Earnings as an explanatory variable for returns. *Journal of Accounting and Economics* 29: 19-35.
- 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: 119-129.
- Fisher, G., and M. McAleer. 1981. Alternative procedures and associated tests of significance for Non-Nested hypothesis. *Journal of Econometrics* 16: 103-119.
- Freeman, R. N. 1987. The association between accounting earnings and security returns for large and small firms. *Journal of Accounting and Economics* 9: 195-228.
- Fuerbringer, J. 1992. S.E.C. says no on German stocks. *New York Times*.
- Godfrey, L. 1983. Testing Non-nested Models after estimation by instrumental variables or least squares. *Econometrica* 51: 355-365.
- Grant, E. 1980. Market implication of differential amounts of interim information. *Journal of Accounting Research* 18: 255-268.
- Hagerman, R. L., M. E. Zmijewski, and P. Shah. 1984. The association between the magnitude of quarterly earnings forecast errors and risk-adjusted stock returns. *Journal of Accounting Research* 22: 526-540.
- Jarrell, G. 1992. SEC crimps big board's future. *Wall Street Journal*.
- Kormendi, R., and R. Lipe. 1987. Earnings innovations, earnings persistence and stock returns. *Journal of Business* 60: 323-345.
- Serra, A. P. 1997. The valuation impact of dual-listing on international exchanges: The case of emerging markets' stocks. Working paper, University of London Business School.

Tsai, B. H., and S. H. Li. 2004. Earnings management incentive of depositary receipt offerings, *Taiwan Accounting Review*: 153-180.

Watts, R., and J. Zimmerman. 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice-Hall, N.J.

White, H. 1980. Heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817-838.