

中國股市之盈餘動能分析

柯文乾

國立臺北大學金融與合作經營學系

謝俊魁

東海大學國際經營與貿易學系

詹場*

國立臺北大學金融與合作經營學系

黃尚傑

國立臺灣大學經濟研究所

摘要

本文探討中國股市之盈餘動能(earnings momentum)：在盈餘宣告後，具有好盈餘訊息之公司，其股價持續上漲；具有壞盈餘訊息之公司，其股價持續下跌。我們以 2005 至 2013 年期間中國所有上市公司為樣本進行實證，結果顯示：1. 中國上海與深圳（簡稱滬、深）股市都存在盈餘動能，且依據滬、深股市之盈餘動能現象建構的零投資組合(zero-investment portfolio)，其年化報酬率分別達 11%與 13%，顯示滬、深股市的盈餘動能兼具統計及經濟上的顯著性。2. 滬、深股市股價都有提前反應盈餘訊息之現象，隱含滬、深股市存在盈餘訊息提前走漏之現象或部份投資人具有預測盈餘之能力。3. 相對於深圳股市，上海股市提前反應盈餘訊息的幅度較小，在盈餘宣告後對盈餘訊息的反應則較快。4. 相對於 A 股，B 股價格提前反應盈餘訊息的幅度較小，在盈餘宣告後對盈餘訊息的反應則較快。5. 金融海嘯期間，滬、深股市的盈餘動能現象都異於一般時期。

關鍵詞：盈餘動能、中國股市、A B 股、金融海嘯

* 詹場為通訊作者，E-mail: cchan@gm.ntpu.edu.tw。地址：237 新北市三峽區大學路 151 號商學大樓 8F 金融與合作經營學系；電話：886-2-86741111 ext. 66876。作者非常感謝總編輯、主審領域主編和兩位匿名審查委員之提供寶貴審查意見，顯著提升本文之嚴謹度及貢獻；同時感謝池祥麟、何耕宇、何柏欣及 2014 年臺灣經濟計量學會年會參與者之寶貴意見。特別感謝劉賀民和張仲豪之協助，同時非常感謝科技部之補助(NSC101-2410-H-305-035)。文中若有疏漏，是作者之責。

收稿日：2016年9月

接受日：2018年5月

二審後接受

主審領域主編：張元晨教授

DOI: 10.6552/JOAR.201807_(67).0003

A Study on the Earnings Momentum in China's Stock Markets

Wen-Chyan Ke

Department of Finance and Cooperative Management
National Taipei University

Chun-Kuei Hsieh

Department of International Business
Tunghai University

Chang Chan*

Department of Finance and Cooperative Management
National Taipei University

Shang-Chieh Huang

Graduate Institute of Economics
National Taiwan University

Abstract

This study examines the earnings momentum in China's two stock markets. Namely, after earnings are announced, the estimated cumulative abnormal returns continue to drift up for "good earnings news" firms and down for "bad earnings news" firms, which are listed in the Shanghai Stock Exchange or the Shenzhen Stock Exchange. Using the data of all listed firms in the two exchanges between 2005 and 2013, this study measures the earnings momentum and finds the following results. First, there exists the earnings momentum in both markets. The annualized rates of return on the zero-investment portfolios created based on the phenomena of earnings momentum for Shanghai and Shenzhen are 11% and 13%, respectively. This suggests that the earnings momentums in the two markets are both statistically and economically significant. Second, the stock prices in both markets respond early before the announcements. It may mean that there exist the information leakages or some investors can make good predictions for earnings news in both markets. Third, both the magnitudes of the early responses and the earnings momentum are stronger in Shenzhen than in Shanghai. Fourth, both the magnitudes of the early responses and the earnings momentum are stronger in the A-share prices than in the B-share prices. Fifth, the pattern of the earnings momentum in both markets during the financial crisis is different from the other periods.

Keywords: *Earnings momentum, China's stock market, A- and B-shares, Financial crisis.*

* Chang Chan is the corresponding author. Email: cchan@gm.ntpu.edu.tw. Address: Department of Finance and Cooperative Business, 8F, Business College, 151, University Rd., San Shia District, New Taipei City, 23741 Taiwan. Tel: 886-2-86741111 ext. 66876. The authors are grateful to the anonymous reviewers for their insightful comments and suggestions. This paper also benefited from the comments of Hsiang-Lin Chih, Keng-Yu Ho, Po-Hsin Ho, and the participants at the 2014 Taiwan Econometric Society Annual Conference. The research was supported by the Ministry of Science and Technology (NSC101-2410-H-305-035). Besides, He-min Liu and Chung-Hao Chang provided excellent research assistance.

Submitted September 2016

Accepted May 2018

After 2 rounds of review

Field Editor: Professor Chen, Yu-Cheng

DOI: 10.6552/JOAR.201807_(67).0003

壹、導論

Ball and Brown (1968)發現美國股市存在盈餘動能：在盈餘宣告後，具有好盈餘訊息之公司，其股價持續上漲；具有壞盈餘訊息之公司，其股價持續下跌。這表示股價無法快速充分地反應公開資訊，隱含市場不具有半強式效率(semi-strong form efficiency)。Latané and Jones (1977)認為股價能迅速反應新訊息的前提是：所有投資人都可以迅速獲得訊息，並都具有良好解讀及處理訊息之能力；但實際上並不盡然，從而導致股價無法迅速反映盈餘訊息，因此形成盈餘動能。盈餘動能廣受學界重視，在 Ball and Brown (1968)發現美國股市存在盈餘動能後，許多文獻¹陸續分析盈餘動能攸關課題。Fama (1998)認為，盈餘動能是持續地挑戰效率市場理論的異象。

在文獻上證實存在盈餘動能之後，許多學者進一步探討盈餘動能的成因。釐清盈餘動能的成因，相當於釐清市場不具半強式效率的癥結所在，故為學術界、上市公司、投資人、證券市場主管機構必須共同關注的議題。Latané and Jones (1977)、Bernard and Thomas (1989, 1990)及 Chordia and Shivakumar (2006)認為盈餘動能是投資人對盈餘資訊隱含的真實價值反應不足，或是對盈餘資訊之處理遲緩所致。後續研究便是透過檢視各種攸關投資人獲得訊息、解讀訊息、處理訊息之因素對盈餘動能的影響，來探討盈餘動能的成因。本文利用中國股市的兩大特色來探究盈餘動能的成因：1. 中國股市包括兩個「在撮合制度及總成交金額上相近，但在上市公司之特性及規模上有差異」的證券交易所：上海證券交易所及深圳證券交易所；2. 可供交易的股份區分為「以境內投資者為主並以人民幣計價交易」的 A 股與「以國際投資者為主並以美金計價交易」的 B 股。因此，以中國股市資料來探討盈餘動能現象，允許我們在控制市場總規模及撮合制度下，在同一個實證模型中同時探討市場特性及投資人特性對盈餘動能的影響。過去文獻以歐美股市為主的盈餘動能研究，或有探討市場特性的影響，或有探討投資人特性的影響，但很少能將兩者同時納入分析。

值得注意的是，中國股市規模龐大、成長迅速，從而值得重視；但其盈餘動能之課題卻少有文獻著墨。根據 2016 年世界銀行之統計，2014 年全球國民所得 (gross domestic product, 簡稱 GDP) 最高的 3 個國家，分別為美國 17.42 兆美元，中國大陸 10.35 兆美元，日本 4.6 兆美元。由此可知，中國

¹ 美國股市的研究包括：Jones and Litzenberger (1970), Joy and Jones (1979), Rendleman, Jones, and Latané (1982), Foster, Olsen, and Shevlin (1984), Bernard and Thomas (1989, 1990), Chan, Jegadeesh, and Lakonishok (1996), Chordia and Shivakumar (2005), Chordia, Goyal, Sadka, Sadka, and Shivakumar (2009), Hirshleifer, Lim, and Teoh (2009), Cao and Narayanamoorthy (2012), Zhang (2012)等。其他國家股市之盈餘動能包括 Hew Skerratt, Strong, and Walker (1996)與 Liu, Strong, and Xu (2003)探討倫敦股市之盈餘動能；Booth, Kallunki, and Martikainen (1996, 1997)探討赫爾辛基股市之盈餘動能；Truong (2010)分析紐西蘭股市之盈餘動能；Truong (2011)發現中國股市具有盈餘動能的證據。

GDP 已達美國的 60%，是日本 2.25 倍。另一方面，依據世界交易所聯合會 (World Federation of Exchanges) 之統計，2015 年滬、深股市之市值合計達 6.14 兆美元，僅次於美國紐約股市之 17.79 兆美元及美國 NASDAQ 股市之 7.28 兆美元，大於東京股市之 4.89 兆美元，以及倫敦股市之 3.88 兆美元。此外，滬、深股市 2014 年之市值約為 2005 年之 10 倍，由此可知，中國股市規模龐大、成長迅速，從而值得重視。

實際上隨著中國股市的茁壯，世界頂級的財務與會計學術期刊，對中國股市之課題也的確日益重視。例如探討中國股市 B 股折價與董事會結構之 Chan, Menkveld, and Yang (2008) 與 Giannetti, Liao, and Yu. (2015)，都刊登於 *Journal of Finance*；探討中國股市國有股私有化之 Liao, Liu, and Wang (2014) 及 Sun and Tong (2003)，都刊登於 *Journal of Financial Economics*；探討中國股市首次公開發行 (IPO) 之 Fan, Wong, and Zhang (2007), Piotroski and Zhang (2014) 與 Aharony, Lee, and Wong (2000) 分別刊登於 *Journal of Financial Economics* 與 *Journal of Accounting Research*；探討中國股市配股 (rights issues) 之 Chen and Yuan (2004) 刊登於 *Accounting Review*。

就我們所知，深入分析中國股市盈餘動能的文獻僅有 Truong (2011) 及張榮武與曾維新 (2017)。相對於 Truong (2011) 及張榮武與曾維新 (2017) 探討中國股市整體²之盈餘動能，本文的特色是進一步探討下列 5 個課題：1. 比較滬、深股市盈餘動能，藉以釐清不同市場之投資人對盈餘訊息反映速度之異同及其源由；2. 比較 A 股與 B 股之盈餘動能，藉以分析不同類別的投資人對盈餘訊息的反映速度之異同及其可能原因；3. 探討盈餘宣告前之股價行為，以瞭解中國股市是否存在盈餘訊息提早外漏 (information leakage) 之現象，或部份投資人具有預測盈餘之能力；4. 採用 DellaVigna and Pollet (2009) 與 Hirshleifer et al. (2009) 依據非預期盈餘大小分組並區分股價對盈餘訊息之及時與延遲反應的方法，以檢視不同市場或股票類別之投資人對盈餘訊息的反應速度之異同，從而能釐清滬、深股市 (A、B 股) 之投資人對盈餘訊息的關注度是否不同；5. 探討金融海嘯對盈餘動能之影響，且樣本到 2013 年可提供較新的證據。

本研究以 2005 至 2013 年之滬、深股市上市股票的 27,966 筆季盈餘宣告資料，以及 2,964,396 筆日報酬率資料進行實證。結果顯示：滬、深股市都存在顯著的盈餘動能現象；運用利用滬、深股市盈餘動能現象建構的零投資組合，分別可得 11% 與 13% 之年報酬率。此結果低於 Foster et al. (1984) 以 1974 至 1981 年期間美國股市所得之 25%，但高於 Truong (2011) 以 1994 至 2009 年期間整體中國股市所得之 9.5%。而利用滬、深股市盈餘動能建構的零投資組合之年報酬率差異達 1.36% (12.84% - 11.48%)，顯示深圳股市盈餘動能大於上海股市具有經濟上的顯著意義。上述結果隱含中國股市投資人考慮盈餘訊息

² Truong (2011) 未區分滬、深股市，亦未區分 A、B 股。張榮武與曾維新 (2017) 未區分滬、深股市，且只分析 A 股。

好壞及市場別的投资決策能獲得超額報酬，顯示中國股市的盈餘動能現象同時具有統計上與經濟上的顯著性。

我們採用 DellaVigna and Pollet (2009)與 Hirshleifer et al. (2009)之方法，檢視滬、深股市股價對盈餘訊息的反應速度，結果發現滬、深股市都存在著盈餘動能現象，且上海股市之投資人對盈餘訊息的反應速度比深圳股市快，顯示上海股市投資人對盈餘訊息之關注度高於深圳股市投資人。此外，我們發現投資者包含外國投資人的 B 股，其股價對盈餘訊息的反應速度比以本國投資人為主的 A 股快，顯示 B 股投資人對盈餘訊息之關注度高於 A 股投資人。我們也發現在金融海嘯期間，滬、深股市的盈餘動能現象都明顯異於一般時期。

另一方面，我們也發現滬、深股市股價都有提前反應盈餘訊息之現象，隱含滬、深股市都存在盈餘訊息提早外洩之現象或部份投資人具有預測盈餘之能力。相對於深圳股市，上海股市對盈餘訊息的提前反應較少；相對於 A 股，B 股之股價對盈餘訊息的提前反應較少。我們還發現，2008 年金融海嘯期間股價提前反應盈餘訊息之幅度大於一般時期。本文將以上述實證結果為基礎，討論滬、深股市提前反應的現象的緣由是盈餘訊息提早外洩或是投資人具盈餘預測能力。

本文之主要實證結果在控制系統風險、公司規模、帳面價值市值比、週轉率、價格動能、股價水準、盈餘波動性、盈餘宣告年份等因素後，仍然一致。

本文後續內容依次為滬、深股市概況與文獻回顧，資料描述、變數衡量及實證模型設定，實證結果分析，以及結論與討論。

貳、市場概況與文獻回顧

本節首先介紹滬、深股市之概況，接著回顧攸關盈餘動能之定義、成因與效率市場意涵之文獻。

一、市場概況

首先說明滬、深股市之盈餘宣告制度及市場結構。在盈餘宣告方面，滬、深股市之盈餘宣告與財務報表公告的截止日都相同，第 1 與第 4 季之季報公告之截止日為 4 月 30 日；第 2 季季報公告截止日為 8 月 31 日；第 3 季季報公告截止日為 10 月 31 日。

表 1 呈現滬、深股市 2004 至 2015 年期間之公司數、市值、週轉率及本益比。由表 1 可知，深圳股市之上市公司數自 2010 年起已超越上海股市，但上海股市之市值仍明顯大於深圳股市，這隱含深圳股市新上市公司較多，且整體而言公司市值較小；這與美國 NASDAQ 股市相對於紐約股市之狀態類

似。以 2012 年年底為例，深圳股市上市公司平均市值為 46.5 億人民幣（71,659 億人民幣／1540 家），接近於上海股市 166.4 億人民幣（158,698 億人民幣／954 家）的三分之一；同一年底，NASDAQ 股市上市公司平均市值為 17.4 億美元，也接近紐約股市 58.1 億美元的三分之一。

在本研究樣本期間內，深圳股市的週轉率皆高於上海股市，平均週轉率約為上海股市的 1.8 倍。滬、深股市的本益比在 2006 年以前相當接近，但自 2007 年起，深圳股市的本益比皆高於上海股市，2009 年底為上海股市的 1.6 倍，在 2015 年底更高達上海股市之 3 倍。

滬、深兩股市的共同特點是成長快速，例如：上海股市 2005 年之市值（人民幣）為 2.3 兆，到 2015 年成長為 29.5 兆，即 12.8 倍(29.5/2.3)；2005 年深圳股市之市值（人民幣）為 0.93 兆，到 2015 年成長為 23.6 兆，即 25.4 倍(23.6/0.93)。

表 1 上海股市與深圳股市之規模

年	股市	上市 公司數	市值 (10 億元)	成交額 (10 億元)	成交量 (10 億股)	週轉率 (%)	本益比	市場 指數
2004	上海	837	2,601	2,647	361	102	24.2	1,267
	深圳	536	1,104	1,586	222	144	24.6	316
2005	上海	833	2,310	1,924	399	83	16.3	1,161
	深圳	544	933	1,242	264	133	16.4	279
2006	上海	842	7,161	5,782	1,028	81	33.3	2,675
	深圳	592	1,782	3,265	586	183	32.7	551
2007	上海	860	26,984	30,543	2,433	113	59.2	5,262
	深圳	690	5,745	15,512	1,208	270	69.7	1,447
2008	上海	864	9,725	18,043	1,631	186	14.9	1,821
	深圳	761	2,428	8,668	782	357	16.7	553
2009	上海	870	18,466	34,651	3,368	188	28.7	3,277
	深圳	848	5,945	18,947	1,743	319	46.0	1,201
2010	上海	894	17,901	30,431	2,596	170	21.6	2,808
	深圳	1,169	8,642	24,132	1,619	279	44.7	1,291
2011	上海	931	14,838	23,756	2,119	160	13.4	2,199
	深圳	1,411	6,638	18,409	1,276	277	23.1	867
2012	上海	954	15,870	16,455	1,895	104	12.3	2,269
	深圳	1,540	7,166	15,012	1,393	209	22.0	881
2013	上海	953	15,117	23,027	2,672	152	11.0	2,116
	深圳	1,536	8,791	23,846	2,165	271	27.8	1,058
2014	上海	995	24,397	37,716	4,294	155	16.0	3,235
	深圳	1,618	12,857	36,675	3,082	285	34.0	1,415
2015	上海	1081	29,519	133,099	10,249	451	17.6	3,539
	深圳	1,746	23,611	122,495	6,934	519	52.8	2,309

註：市值及成交額單位為 10 億人民幣。週轉率=成交額／市值。

資料來源：表中上海及深圳股市統計資料分別整理自

上海證交所統計年鑒(<http://www.sse.com.cn/researchpublications/publication/yearly/>)；

深圳證交所統計年鑒(<http://www.szse.cn/main/marketdata/wbw/marketstat/>)。

二、文獻回顧

接著我們回顧盈餘動能的攸關文獻。一般公認最早發現盈餘動能的是 Ball and Brown (1968)。Ball and Brown (1968)以 1946 至 1966 年期間之美國股市進行實證，發現股價受盈餘宣告的影響長達數月，認為此種盈餘動能現象是因投資人對於盈餘訊息反應遲緩所致。其後諸多文獻相繼提供盈餘動能之證據，包括著名的文獻 Foster et al. (1984)。Foster et al. (1984)以 1974 至 1981 年期間美國股市進行實證，發現在盈餘宣告後，具有好盈餘訊息之投資組合的累積異常報酬持續增加；具有壞盈餘訊息之投資組合的累積異常報酬持續減少，且好與壞盈餘訊息之盈餘動能的型態具有對稱性。Foster et al. (1984)為了驗證盈餘動能是否具經濟上的顯著性，依據盈餘訊息之好壞將樣本分成 10 組樣本，並以買進最好盈餘訊息的樣本組、賣出盈餘訊息最壞的樣本組建構零投資組合，結果顯示此零投資組合每年可獲得 25%之報酬，佐證盈餘動能具經濟上的顯著意義。

在文獻上證實存在盈餘動能之後，許多學者進一步探討盈餘動能的成因，例如 Latané and Jones (1977)認為股價能迅速反應新訊息的前提是：所有投資人都可以迅速獲得訊息，並都具有良好解讀及處理訊息之能力，但實際上並不盡然，從而導致股價無法迅速反映盈餘訊息，因此形成盈餘動能。Bernard and Thomas (1989)之實證顯示盈餘動能是源於投資人無法充分認知目前宣告之盈餘對未來盈餘的意涵，使得股價對盈餘訊息的反應延遲。後續研究便透過檢視各種攸關投資人獲得訊息、解讀訊息、處理訊息之因素對盈餘動能的影響，來探討盈餘動能的成因；這些影響因素包括：公司規模、投資人屬性、投資人關注度、波動性、資訊不確定性、流動性、價格動能、處置效應(disposition effect)、分析師預測正確性、公司能見度及信用風險等。以下依序評述各影響因素之攸關文獻。

Foster et al. (1984)發現盈餘動能與公司規模呈現負相關，亦即公司規模越小盈餘動能現象越明顯；公司規模越大盈餘動能現象越不明顯。Bamber (1986)發現投資人受盈餘訊息宣告影響之程度與公司規模有關。Hong, Lim, and Stein (2000)發現規模較小的公司，投資人對其訊息的反應較為遲緩。Chan (2003)發現投資人對壞訊息反應較為緩慢，尤其是小規模公司及流動性低之股票。Foster et al. (1984)與 Hong et al. (2000)都發現投資人對規模較小的公司盈餘訊息反應較為遲緩，從而盈餘動能較明顯。由於深圳股市之平均公司規模小於上海股市，本研究可藉由比較兩股市盈餘動能之差異來檢視 Foster et al. (1984)與 Hong et al. (2000)的論點是否與中國股市的現象一致。

有些文獻發現盈餘動能與投資人類別有關。例如 Nofsinger (2001)比較機構投資人與自然人投資人（簡稱散戶）對公司訊息之反應，發現散戶對正面之財務訊息反應較快，對負面財務訊息反應較慢，而機構投資人對正面與負面之訊息的反應速度則無差異。Vieru, Perttunen, and Schadewitz (2006)發現機

構投資人在盈餘宣告前後的交易異常程度低於散戶，隱含擁有專業優勢的機構投資人，其交易行為較不受盈餘宣告之影響。Hirshleifer, Myers, Myers, and Teoh (2008)發現散戶在盈餘宣告後，無論盈餘訊息的好壞，其買量都大於賣量（淨買量大於 0），且其淨買量與後續之報酬呈現負相關，此結果隱含散戶無法正確解讀盈餘訊息而蒙受損失。Kaniel, Liu, Saar, and Titman (2012)發現散戶之交易方向與逆向交易策略會影響盈餘動能。上述結果，隱含專業水平較低的散戶愈少，則盈餘動能愈小。就滬、深股市的差異而言，由表 1 可知上海股市整體市值明顯高於深圳股市，以 2013 年為例，上海股市之市值（人民幣）為 15.1 兆，約為深圳之 8.8 兆的兩倍；這顯示上海股市是中國的主要股市，從而較容易受機構投資人的青睞，也較容易吸引媒體的報導與分析師的追蹤。從而上海股市投資人之專業水平或對盈餘訊息處理速度、關注度都可能高於深圳市場，從而上海股市之盈餘動能可能小於深圳股市。類似的推論，投資者包含外國投資人，從而較受國際專業投資機構關注的 B 股，其盈餘動能可能小於 A 股。

文獻上發現當投資人對資訊關注度不足時，股價對資訊的反應呈現延遲或漸進現象。例如 DellaVigna and Pollet (2009)發現投資人對週五宣告之盈餘訊息的反應較慢；對週一至週四宣告之盈餘訊息反應較快。其原因是投資人在假日前（週五）對盈餘訊息的關注度較低，使得股價對盈餘訊息之反應較慢。Hirshleifer et al. (2009)發現投資人對盈餘訊息之反應速度會受資訊的處理速度及能力影響，因此在盈餘宣告事件較多的交易日，對盈餘訊息之反應較慢。因為在盈餘宣告事件較多的交易日有較多的盈餘資訊量，投資人不容易及時關注或處理每一盈餘資訊，從而對盈餘訊息的反應較慢。詹場、胡星陽、呂朝元與徐崇閔(2011)發現台灣股市在牛市期間，股價對壞盈餘訊息之反應較慢；在熊市期間，股價對好盈餘訊息之反應較慢。其原因是在牛市期間，市場氣氛較樂觀，投資人信心較強，因此對壞盈餘訊息之關注度較低，導致其對壞盈餘訊息之反應較慢；在熊市期間，市場氣氛較悲觀，投資人信心較弱，從而對好盈餘訊息的關注度較低，導致其對好盈餘訊息之反應較慢。

文獻上也發現盈餘動能受波動性及資訊不確定之影響。例如 Francis Lafond, Olsson, and Schipper (2007)發現運用盈餘動能投資策略於高波動之股票，可獲得較高之報酬，顯示波動性較大之股票盈餘動能較明顯。Cao and Narayannamoorthy (2012)發現盈餘動能受波動性影響，也受非預期盈餘之大小及持續性的影響。Barber, George, Lehavy, and Trueman (2013)發現在 20 個國家中有 9 個國家在盈餘宣告當月之報酬顯著高於其他各月份，且盈餘宣告期間波動性越高的國家，此現象越明顯。So and Wang (2014)發現在盈餘宣告期間的短期報酬反轉增加 6 倍，隱含造市者(market maker)面對盈餘宣告期間的訊息不確定性，要求較高的流動性供給報償，從而擴大報價價差，導致成交價在買賣價間跳動之情形更為明顯，從而造成較多的價格反轉現象。Lee,

Mucklow, and Ready (1993)也發現盈餘宣告前的價差較大、深度較小，推論流動性供給者經由調整委託量及買賣價以因應盈餘宣告前資訊不對稱的風險。Zhang (2012)發現，在管理人宣告當季盈餘時，亦提供下一季的盈餘預測，若其預測精確度越高者，其盈餘動能現象越小。陳瑞璽與顧明仁(2017)則發現盈餘管理及投資人交易行為與盈餘動能有關，其研究指出高應計項目之投資組合，短期內可能因散戶的買入而產生高異常報酬率。

其他影響盈餘動能程度的因素尚包括：流動性、價格動能(price momentum)、處置效應(disposition effect)、分析師預測正確度、公司能見度及信用風險等。Sadka (2006)發現，在資訊不對稱下，流動性是影響盈餘動能之關鍵，隱含資訊交易者比例是影響盈餘動能的主因。Chordia et al. (2009)發現盈餘動能主要存在於流動性低(交易成本高)的股票。Akbas (2016)亦發現，當盈餘宣告前一週股票交易量較低時，則會產生越高的非預期盈餘，隱含著交易量不但帶有資訊，這樣的資訊也能影響盈餘動能。Chan et al. (1996)及 Chordia and Shivakumar (2006)發現價格動能與盈餘動能攸關。Grinblatt and Han (2005)發現投資人之處置效應會影響盈餘動能。Statman, Thorley, and Vorkink (2006)發現處置效應會引起股價對壞訊息反應不足。Zhang (2012)發現分析師之盈餘預測正確性越高，則盈餘動能越小。Frederickson and Zolotoy (2016)發現高能見度公司之股票盈餘動能較低，低能見度公司之股票盈餘動能較高。Avramov, Chordia, Jostova, and Philipov (2013)則表示盈餘動能與公司的信用風險有關，其發現以盈餘動能建構的套利投資組合之獲利主要來自於放空了高信用風險之公司所致。而 Chi and Shanthikumar (2017)發現，股票投資人本身存在資訊搜尋的「本地偏見」，則該股票價差高且成交量低，同時具有明顯的盈餘動能。

此外，市場的套利限制也會影響盈餘動能。Milian (2015)發現，當一股票存在於交易所活絡交易的選擇權，則投資人易於在這些股票進行套利行為，故其盈餘動能較小。Boehmer and Wu (2013)發現，當股票存在較大量的放空交易，則負面消息的盈餘動能較小；Akbas (2016)也發現，針對存在嚴格放空限制的股票，會產生較高的非預期盈餘，隱含投資人對於負面訊息的處理能力可能較差，因此未能迅速反應訊息，從而使盈餘動能現象更加明顯。

接著說明中國股市盈餘之攸關文獻。陳彩稚、李書行與蔡璧徽(2006)發現盈餘宣告期間，B 股市場會反應以國際會計準則所估計之非預期盈餘資訊；而 A 股市場未能反應以中國或國際會計準則所估計之非預期盈餘資訊。並發現以國際會計準則估計之盈餘與 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。這些發現支持 Chan et al. (2008)關於中國股市之財報不完全依據國際會計準則編制、資訊揭露較不完整，故盈餘資訊可信度較低的論述。汪進揚、李慕萱與陳妍卉 (2011)發現國際投資者交易市場(B 股市場)對盈餘的反應，顯著低於本國投資者交易市場(A 股市場)，

從而推論國際投資者對盈餘資訊的評價低於當地投資者。上述文獻比較了中國股市 B 股與 A 股對盈餘訊息反應之差異，但尚未聚焦於盈餘動能。

另一方面，Truong (2011)及張榮武與曾維新(2017)分析中國股市之盈餘動能現象，但並未比較 B 股與 A 股之盈餘動能差異，也未檢視滬、深股市之盈餘動能差異，同時也沒有探討盈餘宣告前的價格行為，也未驗證投資人在金融海嘯期間對盈餘訊息之反應是否相同。Truong (2011)以 1994 至 2009 為樣本期間，發現依據盈餘動能建構之零投資組合可獲得 9.5%之報酬，隱含中國股市存在盈餘動能。張榮武與曾維新(2017)以 2003~2012 年滬深兩市 A 股上市公司為樣本，發現投資者認知風險與盈餘動能呈顯著正相關；對於投資者認知資訊不確定性高的企業，其風險對盈餘動能的影響更為顯著。此外，出於投資者認知風險，市場對好消息和壞消息的反應程度是非對稱的。

Haw, Park, Qi, and Wu (2006)以 1994 至 1999 為樣本期間，發現中國股市股價有提前反應盈餘訊息之現象。Haw et al. (2006)分析盈餘宣告前的股價行為與本文類似，但其樣本期間與本研究 2005 至 2013 年完全不同，從而 Haw et al. (2006)所發現的股價提前反映盈餘訊息的現象，隨著中國股市的快速發展、網路資訊的發達、分析師之資訊的日漸普及，是否仍然存在，值得本研究進一步驗證。此外，Haw et al. (2006)也未檢視滬、深股市與 A、B 股之提前反應的差異，也未比較金融海嘯與一般時期的盈餘動能差異。

參、實證方法

本節包括資料描述與樣本準則，變數定義及實證模型設定。

一、資料描述與樣本準則

本文採用之樣本期間為 2005 至 2013 年，其源由是：1.本文採用之滬、深股市的盈餘宣告日、每股盈餘、股價、股東權益帳面價值等資料皆源於台灣大學所購買的 WRDS 之 CSMAR（中國資料庫），上述完整資料僅至 2013 年，因此我們以 2013 年為樣本期間終止年。2.CSMAR 之盈餘資料在 2001 年以前僅有半年報之資料，從 2002 年以後才有季資料。此外，本文以「去年同季盈餘」估計非預期盈餘，且需用前 8 季的非預期盈餘求算非預期盈餘之標準差，因此共需 12 季（3 年）的前置期間，因此我們以 2005 為樣本期間之起始年。

本研究依據 5 個樣本準則篩選樣本：1.所有在滬、深股市上市之公司；2.盈餘宣告日不屬於假日；3.盈餘宣告日前 12 季有完整盈餘資料（用以計算非預期盈餘之標準差）；4.盈餘宣告日前 30 日至後 75 日有完整交易資料（用以計算累積異常報酬）；5.具有迴歸實證模型所需之變數的完整資料。經上述 5 個樣本準則所得之有效樣本，共包含 27,966 筆季盈餘宣告資料，以及 2,964,396 筆日報酬率資料。此外，為了避免極端值之影響，我們針對所有連

續變數之極端值進行處理 (winsorized)，亦即將連續變數之頭尾端的觀察值分別以 1% 與 99% 之數值取代之。

二、變數定義

以下依序說明非預期盈餘 (unexpected earnings, 簡稱 *UE*) 之衡量方法、樣本分組方法，以及如何以累積異常報酬衡量股價對盈餘訊息之反應。

(一) 非預期盈餘之衡量與分組

我們採用 Livnat and Mendenhall (2006) 及 Truong (2011) 所用之方法估計標準化非預期盈餘 (standardized unexpected earnings, 簡稱 *SUE*)，做為判斷盈餘訊息好壞之依據。第 t 季股票 k 之 *SUE* 衡量方法如式(1)所示。

$$SUE_{t,k} = \frac{EPS_{t,k} - EPS_{t-4,k}}{P_{t,k}} \quad (1)$$

式(1)中， $EPS_{t,k}$ 是第 t 季股票 k 之每股盈餘， $P_{t,k}$ 是依據 DellaVigna and Pollet (2009) 採用第 t 季股票 k 盈餘宣告前第 5 日的股價。式(1)是以去年同季每股盈餘 $EPS_{t-4,k}$ 來衡量預期每股盈餘，所以 *SUE* 的分子部份代表的是非預期每股盈餘³。由於高股價的公司通常其盈餘也較高，因此除以股價以排除股價對盈餘之影響，將非預期每股盈餘標準化。

SUE 大於 0 表示宣告的實際盈餘高於預期盈餘，此盈餘訊息稱之為「好的盈餘訊息」；*SUE* 小於 0 代表宣告之實際盈餘低於預期盈餘，此盈餘訊息稱之為「壞的盈餘訊息」。 *SUE* 值愈大表示實際盈餘高於預期盈餘訊息之幅度愈大；當 *SUE* 為負且其絕對值愈大代表實際盈餘低於預期盈餘幅度愈大。*SUE* 之分組是參照 DellaVigna and Pollet (2009) 之方法，依據 *SUE* 之大小將樣本分成 11 組，其中第 1 組之 *SUE* 數最小，第 11 組之 *SUE* 最大。*SUE* 等於 0 的樣本歸屬第 6 組，屬於中性的盈餘訊息。*SUE* 小於 0 分為 5 組：第 1, 2, 3, 4, 5 組，這 5 組屬於壞的盈餘訊息；*SUE* 大於 0 分為 5 組：第 7, 8, 9, 10, 11 組，這 5 組屬於好的盈餘訊息。

(二) 股價對盈餘訊息反應之衡量方法

我們依據 DellaVigna and Pollet (2009) 之方法，以累積異常報酬衡量股價對盈餘訊息之反應。由於正的非預期盈餘 ($SUE > 0$) 通常會導致正的異常報酬；

³ Livnat and Mendenhall (2006) 及 Truong (2011) 認為採用去年同季每股盈餘衡量預期每股盈餘，與以分析師預測或以時間序列方法衡量預期每股盈餘，具有相同效果，且較不會為了估計預期每股盈餘而損失太多樣本資料。本文除了採用去年每股盈餘衡量預期每股盈餘之外，也用時間序列方法進行預期每股盈餘之估計，所得結果大致一致。文獻上也用分析師的盈餘預測值估計預期盈餘，例如 DellaVigna and Pollet (2009)。基於本文採用台灣大學所購買的 WRDS 之 CSMAR (中國資料庫) 並無分析師盈餘預測值資料，因此未用分析師預測值來估計預期盈餘。我們非常感謝匿名審查委員的提示，使得本文之核心變數 *SUE* 的衡量方法更為嚴謹、周延，也使得實證結果更為客觀、可靠。

負的非預期盈餘($SUE < 0$)通常會導致負的異常報酬。因此盈餘宣告日後特定期間之累積異常報酬, 常被用於衡量股價對好或壞盈餘訊息之反應速度及方向。

異常報酬係指實際報酬與預期報酬之差異。我們參照 DellaVigna and Pollet (2009)採用市場模型估計估計預期報酬⁴。為了獲得更客觀的實證結果, 我們在迴歸實證模型中, 納入公司規模、帳面價值市值比、價格動能等控制變數。DellaVigna and Pollet (2009)之方法係依據式(2)之市場模型, 以第 t 季股票 k 盈餘宣告日 τ 之前 300 個交易日至前 46 個交易日($\tau-300, \tau-46$)為估計期, 估計參數 $\alpha_{t,k}$ 及 $\beta_{t,k}$, 然後使用 $\beta_{t,k}$ 之估計值 $\hat{\beta}_{t,k}$, 並依據式(3)衡量累積異常報酬(CAR)。

$$R_{t,u,k} = \alpha_{t,k} + \beta_{t,k} R_{t,u,m} + \varepsilon_{t,u,k}. \quad (2)$$

$$CAR_{t,k}^{(h,H)} = \left[\prod_{j=\tau+h}^{\tau+H} (1+R_{t,j,k}) - 1 \right] - \hat{\beta}_{t,k} \left[\prod_{j=\tau+h}^{\tau+H} (1+R_{t,j,m}) - 1 \right]. \quad (3)$$

式(2)中之 $R_{t,u,k}$ 為第 t 季股票 k 於交易日 $u \in (\tau-300, \tau-46)$ 之報酬率, τ 為盈餘宣告日。 $R_{t,u,m}$ 為第 t 季股票 k 於交易日 u 之市場指數報酬率, $\varepsilon_{t,u,k}$ 為隨機誤差項。參數 $\alpha_{t,k}$ 代表的是第 t 季股票 k 的超額報酬, $\beta_{t,k}$ 則在衡量第 t 季股票 k 的市場風險。式(3)中的 $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 是($\tau+h, \tau+H$)期間累積的異常報酬。例如(h, H) = (-30, -2)時, 代表該期間為盈餘宣告日(τ)前 30 日至宣告日的前 2 日, 而(h, H) = (2, 75)則代表該期間為盈餘宣告日後 2 日至宣告日後 75 日。 $\left[\prod_{j=\tau+h}^{\tau+H} (1+R_{t,j,k}) - 1 \right]$ 為第 t 季股票 k 於($\tau+h, \tau+H$)期間之累積報酬率, $\left[\prod_{j=\tau+h}^{\tau+H} (1+R_{t,j,m}) - 1 \right]$ 則為第 t 季市場指數於($\tau+h, \tau+H$)期間之累積報酬率, 故式(3)中之 $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 為第 t 季股票 k 於($\tau+h, \tau+H$)期間之累積異常報酬。

為了檢視滬、深股市投資人和 A、B 股投資人對盈餘訊息之反應速度是否相同, 我們參照 DellaVigna and Pollet (2009)之方法, 將盈餘訊息宣告當日到宣告後 75 日之累積異常報酬 $CAR_{t,k}^{(0,75)}$, 區分為兩個時段: 盈餘訊息宣告當天至宣告後 1 天期間, 及宣告後的第 2 至第 75 天期間, 用以區分股價對盈餘訊息之及時反應(immediate response) $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 及延遲反應(delayed response) $CAR_{t,k}^{(2,75)}$, 據以比較不同市場(不同類別)之投資人對盈餘訊息的反應速度。若一市場愈能快速反映盈餘訊息, 則在盈餘訊息宣告當天至宣告後 1 天期間, 其股價對訊息之反應較多, 亦即 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 之絕對值較大(好訊息者愈正, 壞訊息者愈負), 而在盈餘訊息宣告後的第 2 至第 75 天期間, 其股價對訊息之反應較少, 亦即 $CAR_{t,k}^{(2,75)}$ 之絕對值較小(好訊息者之正值及壞訊息者之負值都較接近零)。

⁴ 由於中國股市資料庫並無類似美國股市大小公司規模投資組合與高低帳面價值市值比投資組合的報酬率資料, 因此本文未以 Fama and French (1993)之三因子模型估計預期報酬。

在宣告日前的提前反應方面，我們亦採用 DellaVigna and Pollet (2009) 之作法，以盈餘宣告前 30 日至宣告前 1 日累積異常報酬 $CAR_{t,k}^{(-30,-1)}$ ，衡量股價在盈餘訊息宣告前的提前反應程度。若股價提前反應盈餘訊息的狀況較明顯，則其 $CAR_{t,k}^{(-30,-1)}$ 之絕對值較大（好訊息者愈正，壞訊息者愈負）；若股價提前反應盈餘訊息的狀況較不明顯，則 $CAR_{t,k}^{(-30,-1)}$ 之絕對值較小（好訊息者之正值及壞訊息者之負值都較接近零）。為了更細緻地呈現不同市場提前反應現象之差異，我們進一步將宣告日前 30 日期間區分為：宣告前 1 日當日之反應 $CAR_{t,k}^{(-1,-1)}$ 與盈餘宣告前 30 日至宣告前 2 日之反應 $CAR_{t,k}^{(-30,-2)}$ 。

三、實證模型之設定

我們參照 DellaVigna and Pollet (2009) 之實證模型設定，以式(4)驗證滬、深股市的是否存在顯著的提前反應現象及盈餘動能現象，並驗證不同市場之股價對盈餘訊息之反應速度是否存在差異，以及 B 股股價與金融海嘯期間股價對盈餘訊息之反應現象是否有所不同。

$$CAR_{t,k}^{(h,H)} = \phi_B + \phi_{G-B} d_{t,k}^{top} + \phi_B^{EVs} EVs + \phi_B^{CVs} CVs + \phi_B^{DYS} DYS \\ + \phi_{G-B}^{EVs} d_{t,k}^{top} EVs + \phi_{G-B}^{CVs} d_{t,k}^{top} CVs + \varepsilon_{t,k}. \quad (4)$$

式(4)中，被解釋變數 $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 為第 t 季股票 k 於第 $\tau+h$ 日至第 $\tau+H$ 日期間之累積異常報酬（第 τ 日為盈餘宣告日）。換言之，我們係分別以 $CAR_{t,k}^{(-30,-2)}$ 、 $CAR_{t,k}^{(-1,-1)}$ 、 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 、 $CAR_{t,k}^{(2,75)}$ 、 $CAR_{t,k}^{(-30,75)}$ 衡量前一月提前反應、前一日提前反應、及時反應、延遲反應及整體反應。解釋變數則包括 $d_{t,k}^{top}$ 、 DYS 、 EVs 、 CVs 、 $d_{t,k}^{top}$ 與 EVs 之交乘項，以及 $d_{t,k}^{top}$ 與 CVs 之交乘項，以下分別說明之。

$d_{t,k}^{top}$ 是用以判斷股票 k 之 SUE 組別的虛擬變數(dummy variable)：若第 t 季股票 k 是歸屬於 SUE 最好的一組（另亦以「最好的兩組」作分析），則 $d_{t,k}^{top}=1$ ，若第 t 季股票 k 是歸屬於 SUE 最壞的一組（另亦以「最壞的兩組」作分析）則 $d_{t,k}^{top}=0$ ；其餘組別之樣本不納入迴歸分析。根據此一設定， $d_{t,k}^{top}$ 之係數 ϕ_{G-B} 代表的是 SUE 最好與最壞組別之 CAR 差異，因此以 $CAR_{t,k}^{(2,75)}$ 為被解釋變數估計得之 ϕ_{G-B} 顯著為正，代表盈餘動能現象存在。同理，以 $CAR_{t,k}^{(-30,-2)}$ 為被解釋變數估計得之 ϕ_{G-B} 顯著為正，代表前一月提前反應之現象存在；而以 $CAR_{t,k}^{(-1,-1)}$ 為被解釋變數估計得之 ϕ_{G-B} 顯著為正，代表前一日提前反應之現象存在。

完整的解釋變數(EVs)包括了 3 個本文所關注，攸關盈餘動能現象的虛擬變數： $d_{t,k}^{SZ}$ 、 $d_{t,k}^B$ 、 $d_{t,k}^{2008}$ 。 $d_{t,k}^{SZ}$ 用以判斷股票 k 是否屬於深圳股市，若是則 $d_{t,k}^{SZ}=1$ ，否則 $d_{t,k}^{SZ}=0$ 。 $d_{t,k}^B$ 用以判斷股票 k 是否為 B 股，若是則 $d_{t,k}^B=1$ ，否則 $d_{t,k}^B=0$ 。 $d_{t,k}^{2008}$ 用以判斷該次宣告是否為 2008 年盈餘之宣告，若是則 $d_{t,k}^{2008}=1$ ，否則 $d_{t,k}^{2008}=0$ 。依據 $d_{t,k}^{top}$ 與 EVs 交乘項之係數 ϕ_{G-B}^{EVs} （包括 ϕ_{G-B}^{SZ} 、 ϕ_{G-B}^B 、 ϕ_{G-B}^{2008} ），

以衡量股價對盈餘訊息之反應，是否會因市場不同（上海與深圳）、投資人類別不同（A 股與 B 股）或期間不同（是否為 2008 年）而有所差異。舉例來說：若以 $CAR_{t,k}^{(0,1)}$ 為被解釋變數估計得之 ϕ_{G-B}^{SZ} 係數顯著為負，則表示深圳股市的及時反應速度比上海股市慢；若以 $CAR_{t,k}^{(-30,-2)}$ 為被解釋變數估計得之 ϕ_{G-B}^B 係數顯著為負，則表示 B 股之前一月提前反應較少；若以 $CAR_{t,k}^{(-1,-1)}$ 為被解釋變數估計得之 ϕ_{G-B}^{2008} 顯著為正，則表示金融海嘯期間提前一日的反應幅度比其他時期大。

完整的控制變數(CVs)包括以下 6 個控制變數： $MV_{t,k}$ 、 $BM_{t,k}$ 、 $MOM_{t,k}$ 、 $TO_{t,k}$ 、 $SD_{t,k}$ 、 $P_{t,k}$ 。其中， $MV_{t,k}$ 是當季季末公司規模（股東權益市值），單位為十億元人民幣。 $BM_{t,k}$ 是當季季末之帳面價值與市值比。 $MOM_{t,k}$ 是動能，其定義為盈餘宣告日前 300 個交易日至前 46 個交易日之日報酬率平均數。 $TO_{t,k}$ 是周轉率，其定義為盈餘宣告日前 300 個交易日至前 46 個交易日之日周轉率（交易股數／流通在外股數×100%）平均數。 $SD_{t,k}$ 是宣告日前 8 季之 SUE 的樣本標準差。 $P_{t,k}$ 為平均股價，是盈餘宣告日前 10 個交易日至前 6 個交易日之每日收盤價的平均數。

時間別虛擬變數(DYs)包含 7 個用來判斷各年的虛擬變數： $d_{t,k}^{2006}$ 、 $d_{t,k}^{2007}$ 、 $d_{t,k}^{2009}$ 、 $d_{t,k}^{2010}$ 、 $d_{t,k}^{2011}$ 、 $d_{t,k}^{2012}$ 、 $d_{t,k}^{2013}$ ，以及 2 個用來判斷宣告日係在季後之第幾個月之虛擬變數 $d_{t,k}^{m1}$ 、 $d_{t,k}^{m2}$ 。例如，若宣告的是 2006 年之盈餘則 $d_{t,k}^{2006}=1$ ，否則 $d_{t,k}^{2006}=0$ 。若盈餘宣告日屬於季後第 1 個月則 $d_{t,k}^{m1}=1$ ，否則 $d_{t,k}^{m1}=0$ 。判別年度之虛擬變數未包含 $d_{t,k}^{2008}$ 是因為 $d_{t,k}^{2008}$ 已納入解釋變數(EVs)中。基於式(4)的樣本資料型態係同時具有時間別及公司別的追縱資料(panel data)型態，DYs 的作用即是要允許不同年份、不同宣告月次的 $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 有各自的截距項，藉此來控制時間別之固定效果(time fixed-effect)。在公司別之之固定效果(firm fixed-effect)方面，由於本文的主要解釋變數之一，EVs 中之 $d_{t,k}^{SZ}$ ，在同一市場所對應之數值都相同，故不適合再納入公司別之虛擬變數，以免造成完全線性重合(perfect multicollinearity)問題。儘管如此，由於控制變數 CVs 中已包含公司市值、帳面價值市值比、價格動能、周轉率、盈餘標準差及股價等反映跨公司差異的變數，因此已能有效地控制 $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 之公司別固定效果。

由於式(4)之實證模型包含 $d_{t,k}^{top}$ 、DYs、EVs、CVs，以及 $d_{t,k}^{top}$ 與 EVs、CVs 之交乘項，故變數數目相對多，為了釐清解釋變數、控制變數對累積異常報酬之影響程度及其一致性，故在實證上我們分成 3 個模型進行迴歸分析。第 1 個模型最精簡，其 EVs 只有 $d_{t,k}^{SZ}$ 一個變數，並不包含 CVs 及 DYs。第 2 個模型，EVs 只有 $d_{t,k}^{SZ}$ 一個變數，並納入 CVs 中相對重要的 4 個控制變數： $MV_{t,k}$ 、 $BM_{t,k}$ 、 $MOM_{t,k}$ 、 $TO_{t,k}$ ，但不包含 DYs。第 3 個模型則納入完整的解釋變數、控制變數、時間別虛擬變數。為簡潔地呈現以上 3 個模型之實證結果，我們將(4)式重新排列表示如下：

$$CAR_{t,k}^{(h,H)} = \phi_B + \phi_B^{SZ} d_{t,k}^{SZ} + \phi_{G-B} d_{t,k}^{top} + \phi_{G-B}^{SZ} d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top} + T_1 CV1s_{t,k} \\ + \phi^B d_{t,k}^B d_{t,k}^{top} + \phi^{2008} d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top} + T_2 CV2s_{t,k} + \varepsilon_{t,k}. \quad (5)$$

準此，前述之 3 個模型可重新表述如下：第 1 個模型之解釋變數只包括 $d_{t,k}^{SZ}$ 、 $d_{t,k}^{top}$ 、 $d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$ 。第 2 個模型進一步將 $CV1s_{t,k}$ 納入； $CV1s_{t,k}$ 包括 $MV_{t,k}$ 、 $BM_{t,k}$ 、 $MOM_{t,k}$ 、 $TO_{t,k}$ ，以及這 4 個變數與 $d_{t,k}^{top}$ 之交乘項。第 3 個模型則是完整模型，也就是更進一步將 $d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$ 、 $d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$ 、 $CV2s_{t,k}$ 納入； $CV2s_{t,k}$ 包括：(1) $d_{t,k}^B$ 、 $d_{t,k}^{2008}$ ；(2) $SD_{t,k}$ 、 $P_{t,k}$ ；(3) $SD_{t,k}$ 與 $d_{t,k}^{top}$ 之交乘項、 $P_{t,k}$ 與 $d_{t,k}^{top}$ 之交乘項；(4) 時間別虛擬變數 DYs 。

為了進一步呈現並比較盈餘宣告前後各期間股價對盈餘訊息反應之程度，我們參考 DellaVigna and Pollet (2009) 之作法，依據式(5)所得之迴歸係數，以式(6)、式(7)分別衡量滬、深股市在 $(\tau+h, \tau+H)$ 期間股價對盈餘訊息之反應佔 $(\tau-30, \tau+75)$ 完整期間整體反應之比例⁵。

$$RR^{SH(h,H)} = \frac{E(CAR_{t,k}^{(h,H)} | d_{t,k}^{top} = 1, d_{t,k}^{SZ} = 0) - E(CAR_{t,k}^{(h,H)} | d_{t,k}^{top} = 0, d_{t,k}^{SZ} = 0)}{E(CAR_{t,k}^{(-30,75)} | d_{t,k}^{top} = 1, d_{t,k}^{SZ} = 0) - E(CAR_{t,k}^{(-30,75)} | d_{t,k}^{top} = 0, d_{t,k}^{SZ} = 0)} \\ = \frac{\phi_{G-B}^{(h,H)}}{\phi_{G-B}^{(-30,75)}}. \quad (6)$$

$$RR^{SZ(h,H)} = \frac{E(CAR_{t,k}^{(h,H)} | d_{t,k}^{top} = 1, d_{t,k}^{SZ} = 1) - E(CAR_{t,k}^{(h,H)} | d_{t,k}^{top} = 0, d_{t,k}^{SZ} = 1)}{E(CAR_{t,k}^{(-30,75)} | d_{t,k}^{top} = 1, d_{t,k}^{SZ} = 1) - E(CAR_{t,k}^{(-30,75)} | d_{t,k}^{top} = 0, d_{t,k}^{SZ} = 1)} \\ = \frac{\phi_{G-B}^{(h,H)} + \phi_{G-B}^{SZ(h,H)}}{\phi_{G-B}^{(-30,75)} + \phi_{G-B}^{SZ(-30,75)}}. \quad (7)$$

其中， $\phi_{G-B}^{(h,H)}$ 及 $\phi_{G-B}^{SZ(h,H)}$ 是以 $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 為被解釋變數，根據式(5)估計而得； $\phi_{G-B}^{(-30,75)}$ 及 $\phi_{G-B}^{SZ(-30,75)}$ 則是以 $CAR_{t,k}^{(-30,75)}$ 為被解釋變數，根據式(5)估計而得。

最後，為提高迴歸分析結果的穩健性，我們亦參照 Hirshleifer et al. (2009) 之作法，將式(5)中的 $d_{t,k}^{top}$ 全部置換為 $Rank_{t,k}$ ，以式(8)進行實證：

$$CAR_{t,k}^{(h,H)} = \phi_B + \phi_B^{SZ} d_{t,k}^{SZ} + \phi_{G-B} Rank_{t,k} + \phi_{G-B}^{SZ} d_{t,k}^{SZ} Rank_{t,k} + T_1 CV1s_{t,k} \\ + \phi^B d_{t,k}^B Rank_{t,k} + \phi^{2008} d_{t,k}^{2008} Rank_{t,k} + T_2 CV2s_{t,k} + \varepsilon_{t,k}. \quad (8)$$

$Rank_{t,k}$ 是第 t 季股票 k 之 SUE 組序，係介於 1 至 11 之間之正整數；若第 t 季股票 k 屬於 SUE 最小之組別則 $Rank_{t,k} = 1$ ，若第 t 季股票 k 屬於 SUE 最大之組別則 $Rank_{t,k} = 11$ 。

⁵ DellaVigna and Pollet (2009) 只關心盈餘宣告後的股價反應，故以 $(\tau, \tau+75)$ 為整體反應期間。然而，由於宣告前的提前反應現象係本文探討的重點之一，因此我們遵循匿名審查人的建議，改以 $(\tau-30, \tau+75)$ 為整體反應期間，分別計算四段子期間的反應佔整體反應的比例。

肆、實證結果分析

實證結果之分析包括敘述統計量，滬、深股市是否存在盈餘動能，以及滬、深股市盈餘動能是否存在市場別差異、投資人別差異、時間別差異之分析。表 2 呈現攸關變數之敘述統計量，由表 2 可知滬、深股市在 2005 至 2013 年樣本期間主要變數之各樣本公司平均值分別為：每股盈餘 (*EPS*) 為 0.0749 元人民幣，公司之股東權益市值 (*MV*) 為 77 億人民幣，日週轉率 (*TO*) 為 2.357%，帳面價值市值比 (*BM*) 平均為 0.961，動能 (*MOM*)、報酬率 (*R*)、標準化非預期盈餘 (*SUE*) 都近似 0，盈餘宣告當日至後 1 日與盈餘宣告後第 2 日至第 75 日之累積異常報酬 $CAR^{(0,1)}$ 及 $CAR^{(2,75)}$ 分別為 -0.48% 及 0.85%。而盈餘宣告前第 30 日至前第 2 日與宣告前一日之累積異常報酬 $CAR^{(-30,-2)}$ 及 $CAR^{(-1,-1)}$ 分別為 1.18% 及 0.13%。

表 2 敘述統計量

變數	平均值	標準差	最小值	第 1 四分位數	中位數	第 3 四分位數	最大值	觀察值
<i>EPS</i>	0.0749	0.1430	-0.4469	0.008	0.046	0.1153	0.85	27,966
<i>MV</i>	7.687	17.83	0.0476	1.539	3.001	6.394	164.2	27,966
<i>TO</i>	2.357	1.673	0.1264	1.009	1.968	3.381	7.997	27,966
<i>BM</i>	0.9610	3.887	0.0003	0.2150	0.3626	0.5993	222.1	27,966
<i>MOM</i>	0.0010	0.0026	-0.0046	-0.0009	0.0005	0.0026	0.0101	27,966
<i>R</i>	-0.0039	0.0371	-0.1024	-0.0256	-0.0036	0.0167	0.1023	27,966
<i>SUE</i>	-0.0011	0.0274	-0.1913	-0.0042	0.0001	0.0039	0.1719	27,966
$CAR^{(0,1)}$	-0.0048	0.0445	-0.2211	-0.0290	-0.0067	0.0159	0.2673	27,966
$CAR^{(2,75)}$	0.0085	0.2269	-1.205	-0.1122	-0.0134	0.1037	3.092	27,966
$CAR^{(-30,-2)}$	0.0118	0.1361	-1.0590	-0.0673	-0.0018	0.0746	1.4935	27,966
$CAR^{(-1,-1)}$	0.0013	0.0259	-0.2584	-0.0132	-0.0004	0.0135	0.1717	27,966

註：本表是由介於 2005 與 2013 之間上海與深圳股市所有上市公司的盈餘宣告事件資料，共 27,966 筆季盈餘宣告資料及 2,964,396 筆日報酬率資料所得。資料源於 WRDS 之 CSMAR (中國資料庫)。*EPS* 為單季每股盈餘 (單位：人民幣元)。*MV* 為季末股東權益市值 (單位：十億人民幣)。*TO* 是週轉率，其定義為盈餘宣告日前 300 個交易日至前 46 個交易日之日週轉率 (交易股數/流通在外股數×100%) 平均數。*BM* 為股東權益之帳面價值與市值之比例。*MOM* 是動能，其定義為盈餘宣告日前 300 個交易日至前 46 個交易日之日報酬率平均數。*R* 為日報酬率 (原始值而非%)，*SUE* 為標準化非預期盈餘，*SUE* 之衡量是採用 Livnat and Mendenhall (2006) 及 Truong (2011) 之方法。盈餘宣告日為第 τ 日， $CAR^{(h,t)}$ 為第 $\tau+h$ 日至第 $\tau+t$ 日之累積異常報酬。

表 3 包含 Panel A, Panel B 及 Panel C，分別呈現兩股市盈餘宣告事件之樣本數(Panel A)、*SUE* 均數及宣告月份佔比(Panel B)，以及各個好壞盈餘訊息組別之 *SUE* 均數及樣本數(Panel C)。由 Panel A 可知在樣本期間，上海股市之盈餘宣告次數共 15,789 次，佔總樣本之 56%，深圳股市之盈餘宣告次數共 12,177 次，佔 44%。

表 3 樣本結構與主要變數之均數

Panel A 上海、深圳股市盈餘宣告事件之樣本數											
市場別	樣本數					比例(%)					
上海	15,789					56.46					
深圳	12,177					43.54					
合計	27,966					100.00					

Panel B 上海、深圳股市之 <i>SUE</i> 均數及宣告月份佔比		
	上海	深圳
<i>SUE</i> 均數	-0.0008	-0.0015
於季後第 1 個月宣告	0.5743	0.5916
於季後第 2 個月宣告	0.3110	0.3127
於季後第 3 個月宣告	0.1146	0.0957
N	15,789	12,177

Panel C 各組別之 <i>SUE</i> 均數及樣本數												
	組別	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
		低 <i>SUE</i>					<i>SUE</i> =0		高 <i>SUE</i>			
上海	均數(%)	-5.49	-1.18	-0.52	-0.23	-0.06	0.00	0.05	0.19	0.39	0.81	4.24
	樣本數	1,438	1,446	1,443	1,446	1,440	275	1,655	1,661	1,663	1,661	1,661
深圳	均數(%)	-4.32	-1.16	-0.54	-0.24	-0.07	0.00	0.05	0.19	0.39	0.81	3.15
	樣本數	1,169	1,173	1,172	1,173	1,169	215	1,217	1,223	1,223	1,223	1,220

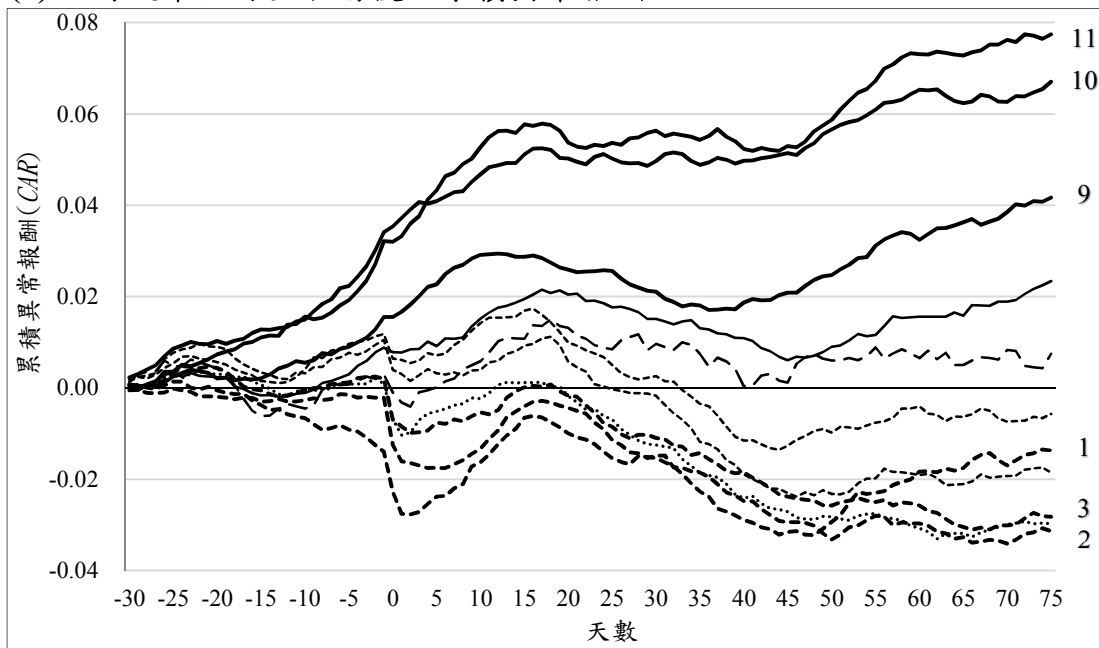
註：本表是由 2005 年至 2013 年間上海與深圳股市所有上市公司之 27,966 筆季盈餘宣告資料及 2,964,396 筆日報酬率資料所得。資料源於 WRDS 之 CSMAR (中國資料庫)。本表包含 Panel A、Panel B、Panel C。Panel A 呈現滬、深股市上市公司盈餘宣告之次數及比例。Panel B 呈現滬、深股市之 *SUE* 均數及宣告月份佔比，其中 *SUE* 為標準化非預期盈餘，*N* 為觀察值個數 (公司季)。括號內之數值為標準誤，*、**、*** 分別表示在顯著水準為 0.1、0.05 與 0.01 下顯著。Panel C 呈現滬、深股市各組樣本之 *SUE* 均數，*SUE* 之衡量是參考 Livnat and Mendenhall (2006)、DellaVigna and Pollet (2009) 及 Truong (2011) 之方法。*SUE* 之分組是參照 DellaVigna and Pollet (2009) 之方法，依據 *SUE* 之大小將樣本分成 11 組，其中第 1 組之 *SUE* 數最小，第 11 組之 *SUE* 最大，*SUE* 等於 0 之樣本歸屬第 6 組，*SUE* 小於 0 者分為 5 組 (第 1, 2, 3, 4, 5 組)；*SUE* 大於 0 者分為 5 組 (第 7, 8, 9, 10, 11 組)。

由表 3 Panel B 可發現滬、深股市之 *SUE* 均數都近似 0，符合 *SUE* 之特性。滬、深股市每季盈餘於季後第 1 個月宣告之比例分別為 57% 及 59%；在第 2 月之比例皆約 31%；在第 3 個月之比例各為 11% 及 10%，由此可知兩股市盈餘宣告日之月次分佈相似。

由表 3 Panel C 可發現：第 1, 2, 3, 4, 5 組之 *SUE* 均數都小於 0；第 7, 8, 9, 10, 11 組之 *SUE* 均數都大於 0；第 6 組之 *SUE* 等於 0；以上皆符合各組應有之特性。上海股市第 1 組樣本之 *SUE* 均數為 -0.0549，近似深圳股市之 -0.0432；上海股市第 2 組樣本之 *SUE* 均數為 -0.0118 近似深圳股市之 -0.0116，第 3, 4, ..., 11 組之情形亦復如是。此外，無論上海或深圳股市，其第 1 組至第 11 組的兩端對應之樣本組的 *SUE* 均數絕對值都差異不大。綜合而言，由表 3 Panel C 呈現之 *SUE* 均數及分佈，顯示樣本資料與衡量結果都屬正常。

圖 1(a) 與 (b) 分別呈現滬、深股市於盈餘訊息宣告後之累積異常報酬。由圖 1(a) 與 (b) 可發現滬、深兩股市都存在盈餘動能：具有好盈餘訊息之股票，其在盈餘宣告後價格持續上漲；具有壞盈餘訊息之股票，其價格在盈餘宣告後持續下跌。儘管滬、深股市與美國股市同樣存在盈餘動能，但相對於 Foster et al. (1984) 由美國股市所得之結果：具有好盈餘訊息之樣本組，其累積異常報酬平穩的往右上延伸；具有壞盈餘訊息之樣本組，其累積異常報酬平穩的往左下延伸，且好、壞消息所致盈餘動能具有良好的對稱性。由圖 1(a) 及 (b) 我們可發現，滬、深股市之各組的盈餘動能並不平穩，好壞盈餘訊息所致的動能對稱性較弱。此外，由圖 1(a) 及 (b) 也可發現滬、深股市股價都有提前反應盈餘訊息之情形，隱含滬、深股市盈餘訊息有提早外洩之現象或部份投資人具有預測盈餘之能力。

(a) 上海股市盈餘宣告前後之累積異常報酬



(b) 深圳股市盈餘宣告前後之累積異常報酬

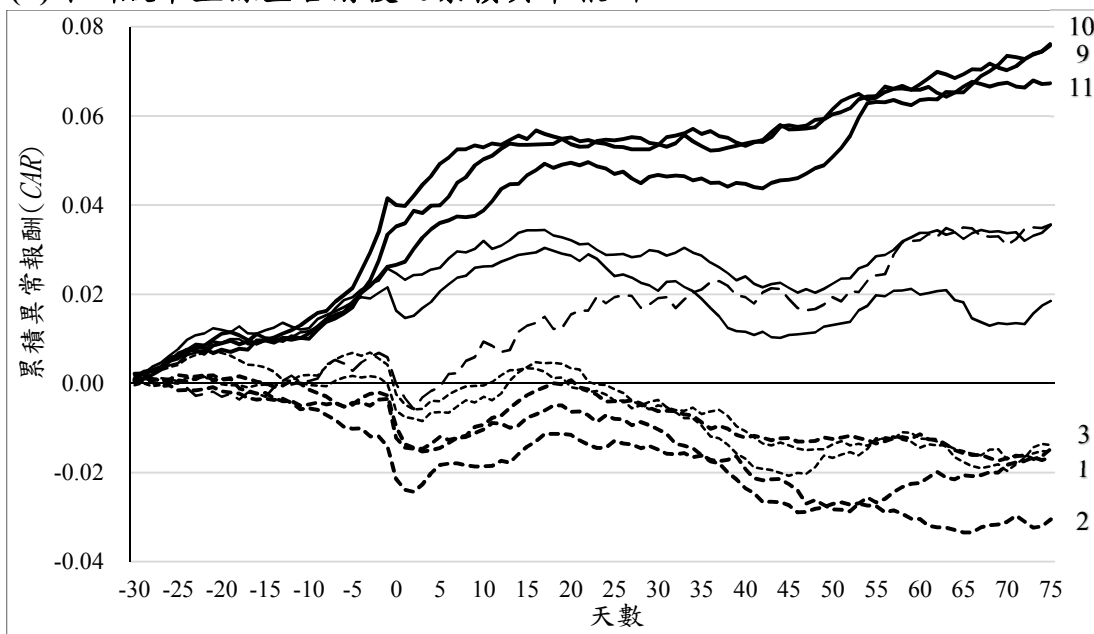


圖 1 上海、深圳股市盈餘訊息宣告前後之累積異常報酬

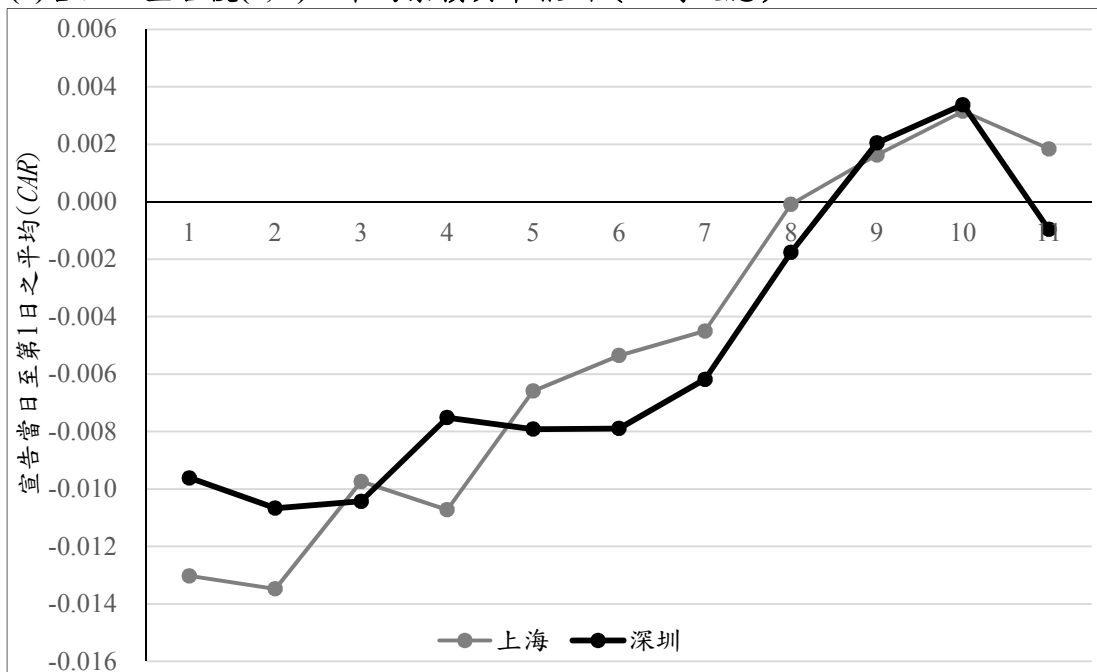
註：本圖呈現顯示上海與深圳股市盈餘訊息宣告前後之累積異常報酬(CAR)趨勢，是由 2005 年至 2013 年間上海與深圳股市所有上市公司之 27,966 筆季盈餘宣告資料及 2,964,396 筆日報酬率資料所得。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於 WRDS 之 CSMAR (中國資料庫)。縱軸為累積異常報酬，0.01 表示 1%。橫軸為宣告日前後之天數，0 表示盈餘消息宣告當日，-1 表示盈餘宣告的前 1 日，1 表示盈餘宣告後 1 日。圖 1a 與 1b 分別呈現上海與深圳股市之 11 組樣本的異常報酬曲線，樣本分組依據是標準化非預期盈餘(SUE)進行分組。SUE 之衡量是參考 Livnat and Mendenhall (2006)、DellaVigna and Pollet (2009)及 Truong (2011)之方法。樣本分組是參照 DellaVigna and Pollet (2009)之方法，依據 SUE 之大小將樣本分成 11 組，其中第 1 組之 SUE 數最小，第 11 組之 SUE 最大。SUE 等於 0 的樣本歸屬第 6 組 (以線段虛線呈現)，SUE 小於 0 者分為 5 組 (第 1, 2, 3, 4, 5 組，以點虛線呈現)；SUE 大於 0.05 分為 5 組 (第 7, 8, 9, 10, 11 組，以實線呈現)。

圖 2(a)及(b)分別呈現滬、深股市盈餘訊息宣告後第 0 至 1 日與第 2 至 75 日之累積異常報酬的趨勢。由圖 2(a)呈現之滬、深股市各組樣本從盈餘宣告當日到宣告後第 1 日的平均累積異常報酬 (用以衡量股價對盈餘之及時反應程度) 的兩條線圖，可發現兩條線都呈現正斜率趨勢，表示愈正的非預期盈餘導致愈正的累積異常報酬，此結果隱含滬、深股市的及時反應方向皆屬正常。此外，圖 2(a)中代表深圳股市之粗黑線在第 1 及 2 組時高於上海股市之細灰線，但在第 11 組時低於細灰線，這顯示深圳股市對盈餘訊息的及時反應程度小於上海股市，隱含深圳股市之投資人對盈餘訊息之反應較上海股市慢。由圖 2(b)呈現之滬、深股市各組樣本從盈餘宣告後之第 2 日到第 75 日的平均累積異常報酬 (用以衡量股價對盈餘之延遲反應程度) 的兩條線圖，可發現第 10、11 組的高度明顯高於第 1、2 組，此結果隱含滬、深股市皆存在延遲反應現象。此外，代表深圳股市之粗黑線在第 1 及 2 組時略低於上海之細灰線，且就第 10 及 11 組之平均二者差距也不大，隱含：整體而言，深圳股市對盈餘訊息的延遲反應程度也許僅略大於上海股市，或是二者差異不大。綜合圖 2(a)及(b)所得的初步結論是：滬、深股市對盈餘訊息皆存在及時

反應與延遲反應；深圳股市對盈餘訊息之反應較慢（及時反應較少，延遲反應較多或無差異）；上海股市對盈餘訊息之反應較快（及時反應較多，延遲反應較少或無差異）。換言之，圖 2(a)及(b)之結果隱含滬、深股市皆存在盈餘動能現象，且深圳股市之盈餘動能較上海股市明顯。

圖 2(c)及(d)與圖 2(a)及 2(b)之差異，是將橫軸之值由樣本之組序 1, 2, ..., 11 改為這 11 組之平均 *SUE* 值。由圖 2(c)之兩條線，可發現第 7 至 11 組之高度明顯高於第 1 至 5 組，隱含滬、深股市的及時反應方向皆屬正常。而代表深圳股市之粗黑線右端低於細灰線而左端高於細灰線，隱含深圳股市對盈餘訊息的及時反應少於上海股市。由圖 2(d)可發現第 10、11 組的高度明顯高於第 1、2 組，此結果隱含滬、深股市皆存在延遲反應現象。此外，二個條線交錯，但代表深圳股市之粗黑線在右端平均而言略高於細灰線，在左端二組則是略低於細灰線，隱含深圳股市對盈餘訊息的延遲反應多於上海股市，但平均差異也許不太大。綜合言之，圖 2(c)及(d)與圖 2(a)及(b)之結果一致，皆隱含滬、深股市存在盈餘動能現象，且深圳股市之盈餘動能較上海股市明顯。此亦意謂滬、深股市都不具有半強式效率，且深圳股市之不效率程度高於上海股市。

(a)各組於宣告後(0, 1)之平均累積異常報酬（及時反應）



(b)各組於宣告後(2, 75)之平均累積異常報酬 (延遲反應)

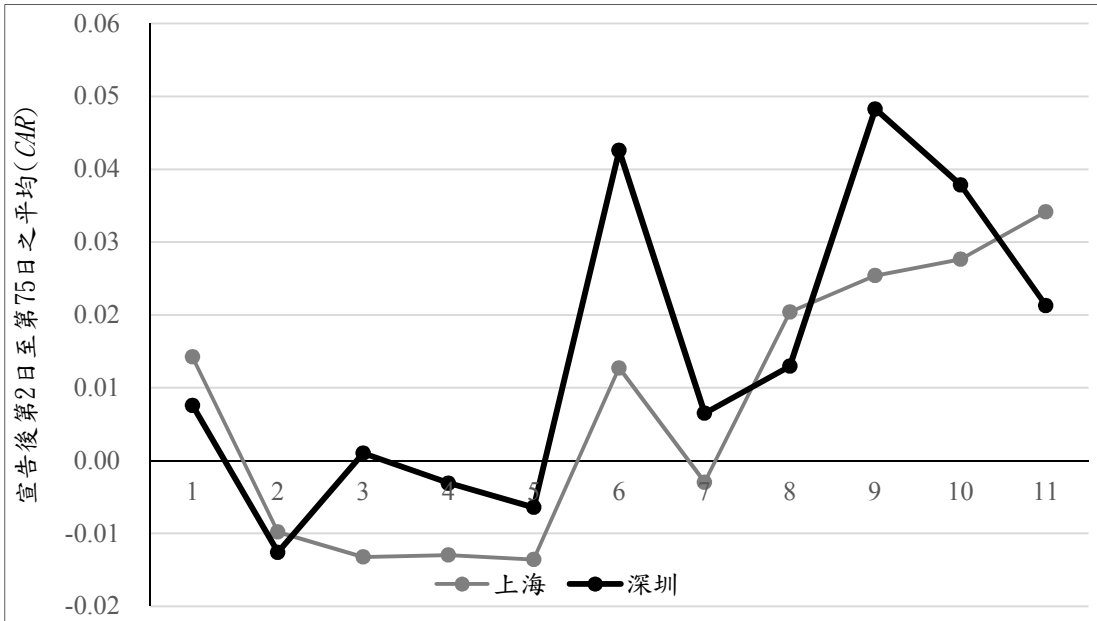
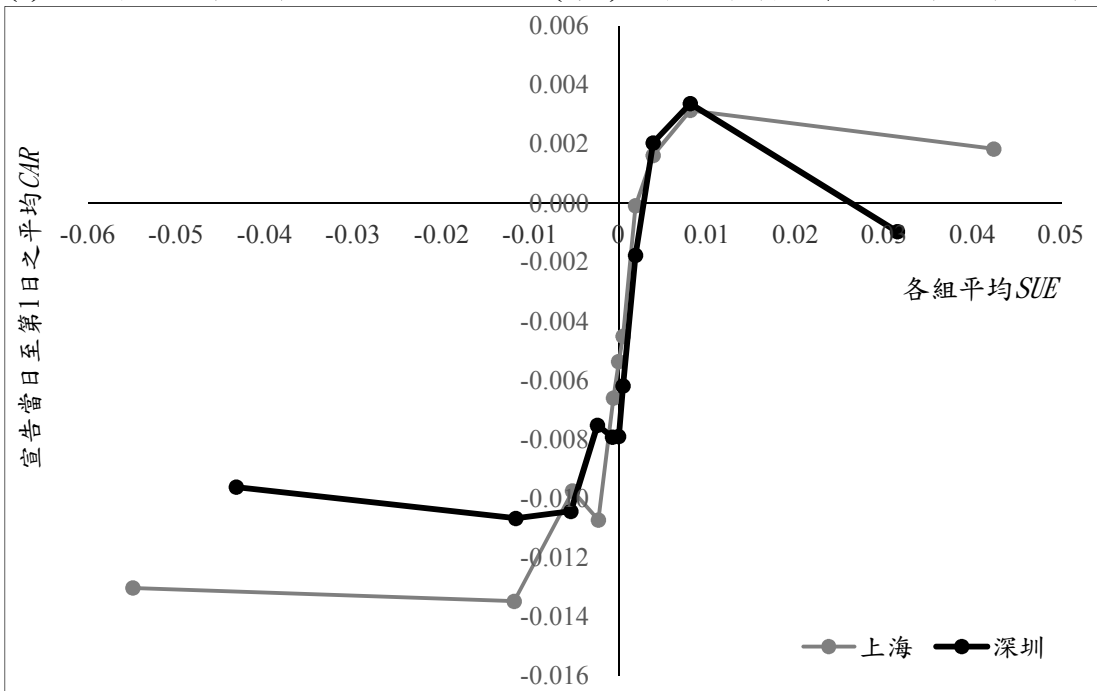


圖 2 滬、深股市對盈餘訊息之及時反應及延遲反應

註：圖 2a 及 2b 分別呈現上海與深圳股市各組於樣本盈餘訊息宣告後第 0 至 1 日 (及時) 與第 2 至 75 日 (延遲) 之累積異常報酬(CAR)之跨組趨勢。其縱軸為累積異常報酬, 0.001 表示 0.1%; 而橫軸是依據標準化非預期盈餘(SUE)進行分組之組別。本圖是由 2005 年至 2013 年間上海與深圳股市所有上市公司之 27,966 筆季盈餘宣告資料及 2,964,396 筆日報酬率資料所得。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於 WRDS 之 CSMAR (中國資料庫)。SUE 之衡量是參考 Livnat and Mendenhall (2006)、DellaVigna and Pollet (2009)及 Truong (2011)之方法。SUE 之分組是參照 DellaVigna and Pollet (2009)之方法, 依據 SUE 之大小將樣本分成 11 組, 其中第 1 組之 SUE 數最小, 第 11 組之 SUE 最大, SUE 等於 0 之樣本歸屬第 6 組, SUE 小於 0 者分為 5 組 (第 1, 2, 3, 4, 5 組); SUE 大於 0 者分為 5 組 (第 7, 8, 9, 10, 11 組)。粗黑線表示深圳股市之累積異常報酬曲線, 細灰線表示上海股市之累積異常報酬曲線。

(c)各組平均標準化非預期盈餘與宣告後(0, 1)之平均累積異常報酬 (及時反應)



(d)各組平均標準化非預期盈餘與宣告後(2, 75)之平均累積異常報酬(延遲反應)

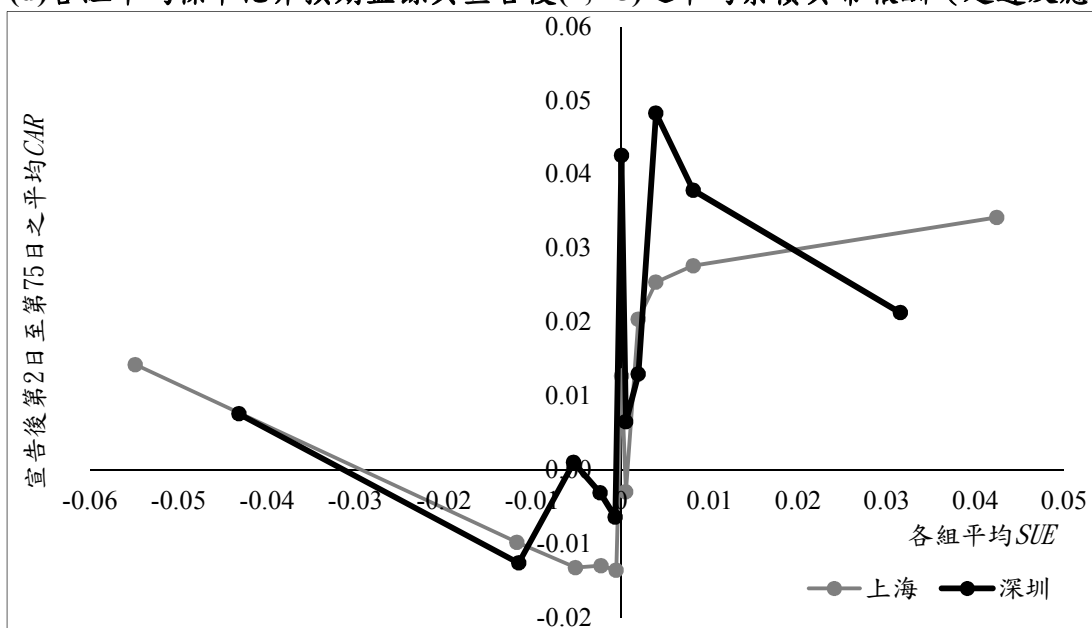
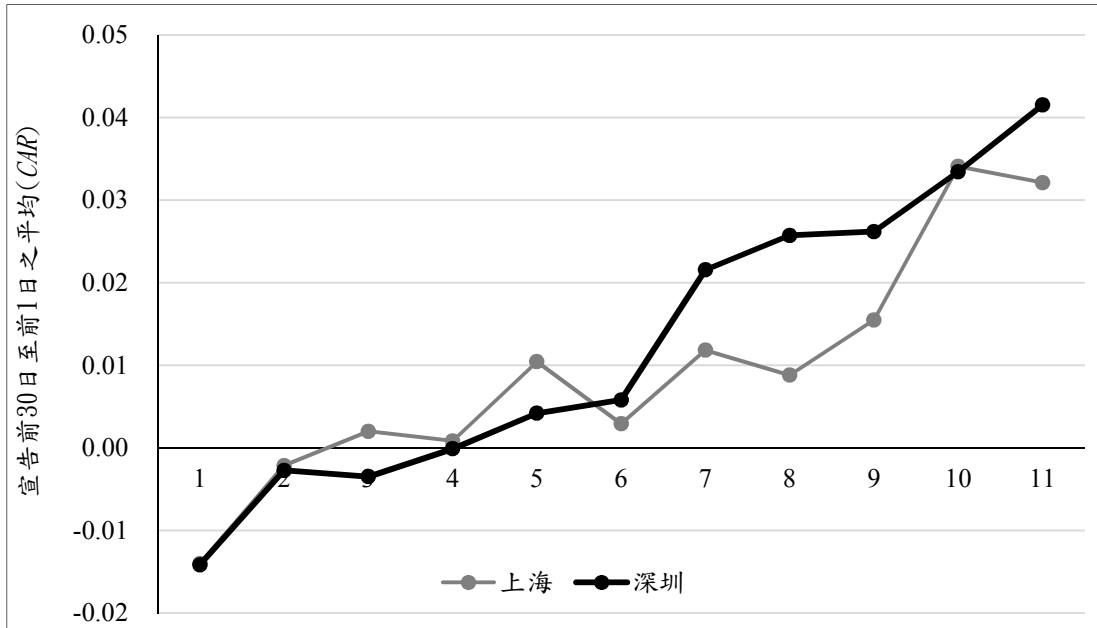


圖 2 滬、深股市對盈餘訊息之延遲及及時反應(續)

註：圖 2c 及 2d 分別呈現上海與深圳股市各組於樣本盈餘訊息宣告後第 0 至 1 日(及時)與第 2 至 75 日(延遲)之累積異常報酬(CAR)之跨組趨勢。其縱軸為累積異常報酬，0.001 表示 0.1%；而橫軸是依據標準化非預期盈餘(SUE)進行分組所得之各組平均 SUE。本圖是由 2005 年至 2013 年間上海與深圳股市所有上市公司之 27,966 筆季盈餘宣告資料及 2,964,396 筆日報酬率資料所得。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於 WRDS 之 CSMAR(中國資料庫)。SUE 之衡量是參考 Livnat and Mendenhall (2006)、DellaVigna and Pollet (2009)及 Truong (2011)之方法。SUE 之分組是參照 DellaVigna and Pollet (2009)之方法，依據 SUE 之大小將樣本分成 11 組，其中第 1 組之 SUE 數最小，第 11 組之 SUE 最大，SUE 等於 0 之樣本歸屬第 6 組，SUE 小於 0 者分為 5 組(第 1, 2, 3, 4, 5 組)；SUE 大於 0 者分為 5 組(第 7, 8, 9, 10, 11 組)。粗黑線表示深圳股市之累積異常報酬曲線，細灰線表示上海股市之累積異常報酬曲線。

圖 3 呈現滬、深股市於盈餘訊息宣告前之累積異常報酬。由圖 3(a)呈現之滬、深股市各組樣本從盈餘宣告前 30 日到宣告前 1 日的平均累積異常報酬的兩條線圖，我們可發現兩條線都呈現正斜率趨勢，表示愈正的非預期盈餘對應的是愈正的前一月累積異常報酬，此結果顯示滬、深股市股價都有提前反應盈餘訊息之情形，隱含滬、深股市盈餘訊息有提早外洩之現象或部份投資人具有預測盈餘之能力。由圖 3(a)分別代表滬、深股市股價對盈餘訊息之提前反應之程度的兩條線圖可知，代表深圳之粗黑線，其右端部份(第 7 組至第 11 組)平均高於上海的細灰線，但其左端部份(第 1 組至第 5 組)則平均低於細灰線，隱含深圳股市股價提前反應之幅度較大。圖 3(b)與圖 3(a)之差異是將橫軸之值由各組樣本之組序改為各組之平均 SUE 值。比較圖 3(a)與圖 3(b)可知兩者結果類似。

(a)各組於宣告前(-30, -1)之平均累積異常報酬 (提前反應)



(b)各組平均標準化非預期盈餘與宣告前(-30, -1)之平均累積異常報酬 (提前反應)

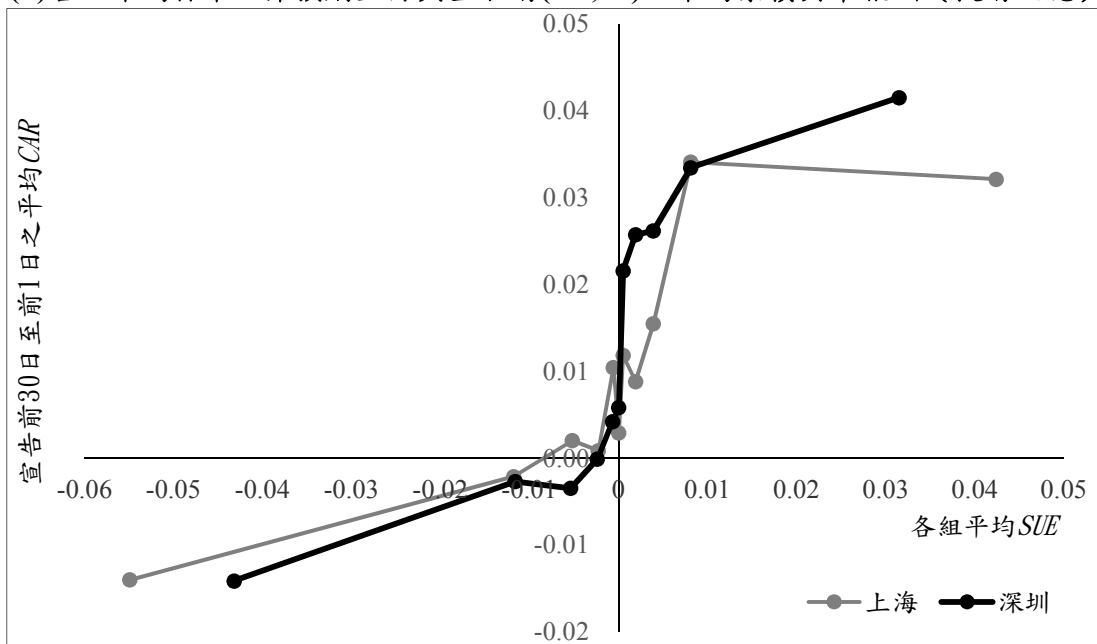


圖 3 滬、深股市盈餘宣告前之提前反應

註：圖 3a 與圖 3b 呈現上海與深圳股市各組樣本於盈餘訊息宣告前 30 日至前 1 日之累積異常報酬(CAR)跨組趨勢。兩者縱軸都為累積異常報酬，0.001 表示 0.1%。圖 3a 之橫軸是依據標準化非預期盈餘(SUE)進行分組之組別；圖 3b 之橫軸則為各組之平均 SUE 值。本圖是由 2005 年至 2013 年間上海與深圳股市所有上市公司之 27,966 筆季盈餘宣告資料及 2,964,396 筆日報酬率資料所得。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於 WRDS 之 CSMAR (中國資料庫)。SUE 之衡量是參考 Livnat and Mendenhall (2006)、DellaVigna and Pollet (2009)及 Truong (2011)之方法。SUE 之分組是參照 Dellavigna and Pollet (2009)之方法，依據 SUE 之大小將樣本分成 11 組，其中第 1 組之 SUE 數最小，第 11 組之 SUE 最大。SUE 等於 0 之樣本歸屬第 6 組，SUE 小於 0 者分為 5 組 (第 1, 2, 3, 4, 5 組)；SUE 大於 0 者分為 5 組 (第 7, 8, 9, 10, 11 組)。圖 2d 之橫軸為 SUE 值。粗黑線表示深圳股市之累積異常報酬曲線，細灰線表示上海股市之累積異常報酬曲線。

表 4 呈現上海與深圳股市對盈餘訊息之反應的迴歸結果，表 4 包含 Panel A, Panel B, Panel C, Panel D 及 Panel E。Panel A 及 B 分別呈現股價對盈餘訊息之及時反應 $CAR^{(0,1)}$ 及延遲反應 $CAR^{(2,75)}$ 之迴歸結果。Panel C 及 D 分別呈現股價對盈餘訊息的前一月提前反應 $CAR^{(-30,-2)}$ 及前一日提前反應 $CAR^{(-1,-1)}$ 之迴歸結果。Panel E 為整體反應 $CAR^{(-30,75)}$ 之迴歸結果。表 4 中「Top 1 vs. Bottom 1」模型 1, 2, 3 採用之樣本包括非預期盈餘(SUE)最大的第 11 組樣本與 SUE 最小的第 1 組樣本，以 $d_{t,k}^{top}$ 是判斷第 t 季股票 k 之 SUE 是否屬於最大的第 11 組，若是則 $d_{t,k}^{top}=1$ ，否則 $d_{t,k}^{top}=0$ 。「Top 2 vs. Bottom 2」模型 1, 2, 3 採用之樣本包括 SUE 最大的兩組（第 11 組及第 10 組）樣本，以及 SUE 最小的兩組樣本（第 1 組與第 2 組）。以 $d_{t,k}^{top}$ 是判斷第 t 季股票 k 之非預期盈餘是否屬於第 11 組或第 10 組樣本，若是則 $d_{t,k}^{top}=1$ ，否則 $d_{t,k}^{top}=0$ 。

由表 4 Panel A 「Top 1 vs. Bottom 1」模型 1, 2, 3 之 $d_{t,k}^{top}$ 之係數都呈現顯著為正之結果，表示非預期盈餘(SUE)最大的第 11 組樣本，在盈餘宣告日至宣告後第 1 日之累積異常報酬 $CAR^{(0,1)}$ ，顯著大於 SUE 最小的第 1 組樣本。「Top 2 vs. Bottom 2」模型 1, 2, 3 之 $d_{t,k}^{top}$ 都呈現顯著為正之結果，表示 SUE 最大的第 11 及第 10 組樣本，在盈餘宣告日至宣告後第 1 日之 $CAR^{(0,1)}$ ，顯著大於 SUE 最小的第 1 及第 2 組。上述結果顯示滬、深股市及時反應現象之方向與顯著性皆和預期相符。

由表 4 Panel A 六組模型之 $d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$ 的係數都呈現顯著為負，表示深圳 $CAR^{(0,1)}$ 對盈餘反應之迴歸線較平緩（斜率較小），這代表深圳股市對盈餘訊息的及時反應較上海股市少，此結果與圖 2(a)及 2(c)一致。另外，由表 4 Panel A 之兩組模型 3 可知，B 股虛擬變數 $d_{t,k}^B$ 與非預期盈餘之虛擬變數 $d_{t,k}^{top}$ 之交乘項 $d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$ ，其係數顯著為正，表示 B 股之及時反應程度大於 A 股。此外，在兩組模型 3 中 $d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$ 之係數皆為正，且在「Top 2 vs. Bottom 2」模型 3 中顯著，顯示於 2008 年金融海嘯期間，股價對盈餘訊息的及時反應程度較大。

由表 4 Panel B 「Top 1 vs. Bottom 1」模型 1 至 3 之 $d_{t,k}^{top}$ 之係數皆為正，且除模型 3 外皆具統計顯著，表示非預期盈餘(SUE)最大的第 11 組樣本，在盈餘宣告後第 2 日至宣告後第 75 日之累積異常報酬 $CAR^{(2,75)}$ ，顯著大於 SUE 最小的第 1 組樣本。而「Top 2 vs. Bottom 2」模型 1 至 3 之 $d_{t,k}^{top}$ 都呈現顯著為正之結果，表示 SUE 最大的第 11 及第 10 組樣本之 $CAR^{(2,75)}$ ，顯著大於 SUE 最小的第 1 及第 2 組。上述結果顯示滬、深股市延遲反應現象之方向與顯著性皆和預期相符⁶。

⁶ 在多變量迴歸中，當加入其他連續的控制變數之後，當樣本分佈離原點越遠時，截距項本身有時不必然可以視為虛擬變數參考組的平均值。故表 4 Panel B 中，只有模型 1 的正截距可解讀為虛擬變數參考組之組平均值，模型 2、3 中的正截距值不宜直接解讀為虛擬變數參考組之組平均值。然表 4 Panel B 兩個模型 1 其截距為正，由圖 1 可知其原因是第 1 組平均 CAR 在第 50 日後略有上升之故。

表 4 滬、深股市對盈餘訊息反應之迴歸結果

Panel A 股價對盈餘訊息於(0,1)之及時反應 $CAR^{(0,1)}$						
Groups\ Model	Top 1 v.s. Bottom 1			Top 2 v.s. Bottom 2		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Constant	-1.3022 *** (-8.84)	-1.2423 *** (-4.81)	-1.1366 ** (-2.42)	-1.3248 *** (-11.49)	-1.2720 *** (-6.50)	-1.3431 *** (-3.86)
$d_{t,k}^{SZ}$	0.3410 ** (2.02)	0.3991 ** (2.26)	0.4646 *** (2.65)	0.3108 ** (2.32)	0.3376 ** (2.49)	0.3749 *** (2.79)
$d_{t,k}^{top}$	1.4860 *** (8.14)	1.4933 *** (4.51)	1.2400 *** (3.31)	1.5739 *** (11.38)	1.5616 *** (6.22)	1.3832 *** (4.89)
$d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$	-0.6211 ** (-2.41)	-0.6595 ** (-2.45)	-0.7003 ** (-2.58)	-0.4392 ** (-2.38)	-0.4350 ** (-2.30)	-0.4830 ** (-2.56)
$d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$			1.2798 ** (2.58)			0.9255 ** (2.26)
$d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$			0.4597 (0.93)			0.7162 * (1.92)
CV1s		X	X		X	X
CV2s			X			X
R^2	0.0175	0.0210	0.0368	0.0229	0.0274	0.0379
N	5,488	5,488	5,488	10,991	10,991	10,991
Panel B 股價對盈餘訊息於(2,75)之延遲反應 $CAR^{(2,75)}$						
Groups\ Model	Top 1 v.s. Bottom 1			Top 2 v.s. Bottom 2		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Constant	1.4232 ** (1.98)	0.5996 (0.60)	1.7146 (0.84)	0.2174 (0.37)	-0.6891 (-0.88)	-0.1349 (-0.11)
$d_{t,k}^{SZ}$	-0.6650 (-0.70)	-0.9492 (-0.98)	-0.4778 (-0.50)	-0.4701 (-0.67)	-0.5569 (-0.80)	-0.5419 (-0.79)
$d_{t,k}^{top}$	1.9942 ** (2.21)	4.9550 *** (3.69)	2.4511 (1.41)	2.8731 *** (4.27)	5.0925 *** (5.03)	3.5153 *** (2.84)
$d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$	-0.6230 (-0.46)	-0.4805 (-0.34)	-1.3640 (-1.00)	0.3382 (0.35)	0.1722 (0.18)	-0.2339 (-0.24)
$d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$			3.3453 (1.41)			1.5854 (0.89)
$d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$			-8.7702 *** (-4.19)			-7.4780 *** (-4.84)
CV1s		X	X		X	X
CV2s			X			X
R^2	0.0019	0.0096	0.0358	0.0044	0.0085	0.0308
N	5,488	5,488	5,488	10,991	10,991	10,991

表 4 滬、深股市對盈餘訊息反應之迴歸結果 (續 1)

Panel C 股價對盈餘訊息於(-30,-2)的前一月提前反應 $CAR^{(-30,-2)}$						
Groups\ Model	Top 1 v.s. Bottom 1			Top 2 v.s. Bottom 2		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Constant	-1.2499*** (-2.68)	-0.7537 (-1.19)	-0.3552 (-0.26)	-0.7324* (-1.90)	-0.8091 (-1.58)	-0.3929 (-0.37)
$d_{t,k}^{SZ}$	0.0569 (0.11)	-0.1057 (-0.20)	-0.1387 (-0.27)	0.0341 (0.08)	-0.1255 (-0.31)	-0.1298 (-0.34)
$d_{t,k}^{top}$	3.9574*** (7.19)	4.6543*** (5.82)	5.4758*** (5.30)	3.5902*** (9.27)	4.1859*** (6.62)	4.4383*** (6.07)
$d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$	0.6443 (0.80)	0.4227 (0.51)	0.1569 (0.20)	0.1879 (0.35)	-0.0366 (-0.07)	-0.0536 (-0.10)
$d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$			-3.3568** (-2.29)			-3.2158*** (-3.14)
$d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$			0.4222 (0.30)			0.4237 (0.40)
CV1s		X	X		X	X
CV2s			X			X
R ²	0.0248	0.0299	0.0790	0.0192	0.0236	0.0551
N	5,488	5,488	5,488	10,991	10,991	10,991
Panel D 股價對盈餘訊息於(-1,-1)的前一日提前反應 $CAR^{(-1,-1)}$						
Groups\ Model	Top 1 v.s. Bottom 1			Top 2 v.s. Bottom 2		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Constant	-0.1564* (-1.88)	0.0521 (0.42)	-0.1416 (-0.59)	-0.0707 (-1.10)	0.1345 (1.51)	-0.0746 (-0.40)
$d_{t,k}^{SZ}$	-0.0418 (-0.39)	-0.0211 (-0.19)	-0.0070 (-0.06)	-0.0654 (-0.82)	-0.0629 (-0.76)	-0.0674 (-0.82)
$d_{t,k}^{top}$	0.6463*** (6.64)	0.5608*** (3.56)	0.5256*** (2.72)	0.5110*** (6.71)	0.3785*** (3.19)	0.4039*** (2.95)
$d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$	0.2548* (1.73)	0.1772 (1.17)	0.1391 (0.93)	0.2629** (2.50)	0.2293** (2.08)	0.2445** (2.22)
$d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$			-0.3889 (-1.56)			-0.3184* (-1.65)
$d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$			0.8400*** (2.84)			0.5788*** (2.60)
CV1s		X	X		X	X
CV2s			X			X
R ²	0.0232	0.0284	0.0372	0.0160	0.0190	0.0236
N	5,488	5,488	5,488	10,991	10,991	10,991

表 4 滬、深股市對盈餘訊息反應之迴歸結果 (續 2)

Groups\ Model	Panel E 股價對盈餘訊息於(-30,75)之整體反應 $CAR^{(-30,75)}$					
	Top 1 v.s. Bottom 1			Top 2 v.s. Bottom 2		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Constant	-1.3712 (-1.55)	-1.4246 (-1.09)	-0.9986 (-0.40)	-2.2557*** (-3.10)	-3.0449*** (-3.00)	-3.0494* (-1.68)
$d_{t,k}^{SZ}$	-0.2934 (-0.24)	-0.7008 (-0.58)	-0.0816 (-0.07)	-0.1046 (-0.12)	-0.3329 (-0.38)	-0.2657 (-0.31)
$d_{t,k}^{top}$	9.1123*** (7.26)	13.186*** (6.82)	10.891*** (4.53)	9.4784*** (9.72)	12.863*** (8.99)	11.416*** (6.72)
$d_{t,k}^{SZ}d_{t,k}^{top}$	-0.7182 (-0.39)	-0.8991 (-0.47)	-2.3382 (-1.25)	0.0560 (0.04)	-0.4275 (-0.33)	-0.9365 (-0.74)
$d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$			1.0419 (0.30)			-0.9768 (-0.40)
$d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$			-9.9652*** (-3.59)			-8.9281*** (-4.83)
CV1s		X	X		X	X
CV2s			X			X
R^2	0.0201	0.0268	0.0726	0.0243	0.0302	0.0624
N	5,488	5,488	5,488	10,991	10,991	10,991

註：本表是由 2005 年至 2013 年間上海與深圳股市所有上市公司之 27,966 筆季盈餘宣告資料及 2,964,396 筆日報酬率資料所得。資料源於 WRDS 之 CSMAR (中國資料庫)。Panel A, B, C, D, E 分別呈現股價對盈餘訊息之及時反應 $CAR^{(0,1)}$ 、延遲反應 $CAR^{(2,75)}$ 、前一月提前反應 $CAR^{(-30,-1)}$ 、前一日提前反應 $CAR^{(-1,-1)}$ 、整體反應 $CAR^{(-30,75)}$ 之迴歸結果。迴歸模型為： $CAR_{t,k}^{(h,H)} = \phi_B + \phi_B^{SZ} d_{t,k}^{SZ} + \phi_{G-B} d_{t,k}^{top} + \phi_{G-B}^{SZ} d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top} + T_1 CV1s_{t,k} + \phi^B d_{t,k}^B d_{t,k}^{top} + \phi^{2008} d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top} + T_2 CV2s_{t,k} + \varepsilon_{t,k}$ ，式中 $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 為第 t 季股票 k 第 $\tau+h$ 日至第 $\tau+H$ 日以市場模型計算之累積異常報酬 (盈餘宣告日為第 τ 日)。 $d_{t,k}^{top}$ 是用以判斷股票 k 之 SUE 組別的虛擬變數：若第 t 季股票 k 是歸屬於 SUE 最好的第 11 組 (「Top 1 v.s. Bottom 1」模型 1, 2, 3) 或最好的第 11 及 12 組 (「Top 2 v.s. Bottom 2」模型 1, 2, 3)，則 $d_{t,k}^{top}=1$ ，若第 t 季股票 k 是歸屬於 SUE 最壞的第 1 組 (「Top 1 v.s. Bottom 1」模型 1, 2, 3) 或最壞的第 1 及 2 組 (「Top 2 v.s. Bottom 2」模型 1, 2, 3)，則 $d_{t,k}^{top}=0$ ；其餘組別之樣本不納入分析。 $d_{t,k}^{SZ}$ 用以判斷股票 k 是否屬於深圳股市，若是則 $d_{t,k}^{SZ}=1$ ，否則 $d_{t,k}^{SZ}=0$ 。 $d_{t,k}^B$ 用以判斷股票 k 是否為 B 股，若是則 $d_{t,k}^B=1$ ，否則 $d_{t,k}^B=0$ 。 $d_{t,k}^{2008}$ 用以判斷該次宣告是否為 2008 年盈餘之宣告，若是則 $d_{t,k}^{2008}=1$ ，否則 $d_{t,k}^{2008}=0$ 。CV1s 及 CV2s 皆包括數個控制變數。括號內之數值為 t 值，*，**，*** 分別表示在顯著水準為 0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

表 4 Panel B 六組模型之 $d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$ 的係數皆不顯著，隱含上海與深圳股市對盈餘訊息的延遲反應無明顯差異，此結果與圖 2(b)及 2(d)一致。此外，在表 4 Panel B 兩組模型 3 中 $d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$ 之係數皆不顯著，表示 A 股及 B 股的延遲反應也無明顯差異。而在兩組模型 3 中 $d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$ 之係數皆顯著為負，但皆遠高於 $d_{t,k}^{top}$ 之係數，顯示於 2008 年時，股價對盈餘訊息的延遲反應存在特殊現象⁷。

⁷ 感謝匿名審查人為我們指出此特殊現象。此實證結果可能不宜簡單地使用投資人對盈餘訊息的反應速度來說明，但我們保留此實證發現，以期後續研究可以提供更多的合理說明。

綜合表 4 Panel A 及 B 之結果, 我們可以發現滬、深股市存在盈餘動能現象; 且由 $d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$ 係數比較, 可得知上海股市對盈餘訊息的反應速度較深圳股市快; 而由 $d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$ 係數分析, 可發現 B 股投資人對盈餘訊息的反應速度高於 A 股, 此結果支持陳彩稚等人(2006)之研究, 其發現 A、B 股投資人對盈餘訊息的反應是不一致的, 而本文進一步發現國際投資者交易市場 (B 股市場) 對於非預期盈餘訊息的反應是較快的⁸。此外, 由 $d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$ 之係數我們可得到結論: 在金融海嘯期間, 雖然滬、深股市對盈餘訊息之反應與其他期間存在明顯差異, 但本研究無法以目前的架構提供解釋。

由表 4 Panel C 及 D 各模型之 $d_{t,k}^{top}$ 之係數皆顯著為正之結果, 表示非預期盈餘(SUE)最大的第 11 組或第 11 及第 10 組樣本, 在盈餘宣告日前之累積異常報酬 $CAR^{(-30,-1)}$ 及 $CAR^{(-1,-1)}$, 顯著大於 SUE 最小的第 1 組或第 1 及第 2 組樣本。上述結果顯示滬、深股市皆存在提前一月反應以及提前一日反應的現象。

另外, $d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$ 在 Panel C 各模型之中皆不顯著, 表示兩市場的提前一月反應程度並無顯著差異, 但由表 4 Panel D 各模型之 $d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$ 的係數皆為正, 且於「Top 1 vs. Bottom 1」模型 1 及「Top 2 vs. Bottom 2」各模型中皆具統計顯著性, 顯示深圳 $CAR^{(-1,-1)}$ 對盈餘反應之迴歸線較陡 (斜率較大), 這表示深圳股市對盈餘訊息的前一日提前反應明顯大於上海股市。以上結果與圖 3 大致相符, 同時也顯示: 距離宣告日較遠時, 深圳股市對非預期盈餘訊息提前反應幅度與上海股市沒有顯著差異; 但較接近盈餘宣告日時, 其提前反應的速度較上海股市快。本研究認為, 愈接近盈餘宣告日時, 財報編製愈接近完成, 公司內部的盈餘訊息也就隨之愈為明確, 此時若市場制度不夠成熟, 發生消息走漏事件之可能性將大幅提高; 而深圳股市相對較不成熟, 故接近宣告日時, 其盈餘消息走漏較嚴重, 因此造成如 Panel D 所示, 深圳股市於宣告日前一日之提前反應程度大於上海股市之現象⁹。

此外, 由表 4 Panel C 及 D 之兩組模型 3 可知, $d_{t,k}^B d_{t,k}^{top}$ 其係數多顯著為負, 表示 B 股對盈餘訊息的提前反應程度是較低的。若如前述, 中國股市提前反應盈餘訊息是由於訊息提早外漏所致, 則此現象可能是發行 B 股的公司受到專業水平較高的外國投資人監督, 故其公司治理制度相對健全, 因此盈餘訊息提前走漏的程度較低。而在 Panel D 之兩組模型 3 中 $d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$ 之係數顯著為正, 顯示於 2008 年金融海嘯期間, 股價對盈餘訊息的前一日提前反應程度較大; 此結果可能顯示在海嘯期間, 投資人專注於 (合法或非法) 資訊蒐集的程度可能是高於其他期間的¹⁰。

⁸ 我們感謝匿名審查者提供的寶貴建議。

⁹ 我們感謝匿名審查者提供的寶貴建議, 使本文能進一步探討滬、深股提前反應之現象。

¹⁰ 資訊的蒐集來源可能來自分析師的預期, 但也可能來自於公司盈餘訊息的洩漏。因為 $d_{t,k}^{2008} d_{t,k}^{top}$ 僅於 $CAR^{(-1,-1)}$ 顯著為正, 故此結果可能與分析師預期的相關性較低。

綜合表 4 Panel C 及 D，我們可以發現滬、深股市皆存在提前反應現象；且深圳股市對盈餘訊息的提前反應程度高於上海股市；B 股股價提前反應程度較低；在金融海嘯期間，滬、深股市對盈餘訊息之提前反應程度高於一般期間。以上結果隱含滬、深股市都存在盈餘訊息提早外洩之現象或部份投資人具有預測盈餘之能力，而訊息外洩現象較能合理解釋關於提前反應的所有實證發現。

表 4 Panel E 呈現綜合股價對盈餘訊息之整體反應的迴歸結果，整體反應包含（前一月與前一日）提前、及時與延遲反應。由表 4 Panel E 「Top 1 v.s. Bottom 1」各模型之 $d_{t,k}^{top}$ 係數都呈現顯著為正之結果，表示非預期盈餘(SUE)最大的第 11 組樣本之 $CAR^{(-30,75)}$ ，顯著大於 SUE 最小的第 1 組樣本。「Top 2 v.s. Bottom 2」各模型之 $d_{t,k}^{top}$ 都呈現顯著為正之結果，表示 SUE 最大的第 11 及第 10 組樣本之 $CAR^{(-30,75)}$ ，顯著大於 SUE 最小的第 1 及第 2 組。這些結果都符合預期。表 4 Panel E 所有模型的 $d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$ 係數都不顯著，其原因是由於深圳股市股價對盈餘訊息之及時反應($CAR^{(0,1)}$)較少（如表 4 Panel A 之分析），但對盈餘訊息之前一日提前反應($CAR^{(-1,-1)}$)較多（如表 4 Panel D 之分析），從而綜合及時反應與前一日提前反應之整體反應相互抵銷，導致 $d_{t,k}^{SZ} d_{t,k}^{top}$ 的係數不顯著，故此結果符合預期。

基於表 4 的迴歸結果，我們參考 Dellavigna and Pollet (2009)之方法，進一步計算並比較盈餘宣告前後各期間股價對盈餘訊息反應之比例。其結果呈現在表 5。由表 5 Panel A 呈現表 4 Panel A 六組模型所得之深圳股市股價對盈餘訊息之及時反應 $CAR^{(0,1)}$ 佔表 4 Panel E 整體反應 $CAR^{(-30,75)}$ 之比例 $RR^{SZ(0,1)}$ ，分別約為（4 捨 5 入）10%、7%、6%、12%、9%、9%，都低於上海股市 $RR^{SH(0,1)}$ 之 16%、11%、11%、17%、12%、12%；且在「Top 1 v.s. Bottom 1」模型 2 及「Top 2 v.s. Bottom 2」模型 1 至 3 其差異皆達到統計顯著性。而在表 5 Panel B 中，計算 $CAR^{(2,75)}$ 佔整體 $CAR^{(-30,75)}$ 之延遲比例，結果顯示 $RR^{SZ(2,75)}$ 及 $RR^{SH(2,75)}$ 互有高低，且其差異皆未達統計顯著。因此，綜合以上表 5 Panel A 及 B 的結果，再次顯示深圳股市之股價對盈餘訊息之反應較慢（及時反應較少，延遲反應無差異）；上海股市之股價對盈餘訊息之反應較快（及時反應較大，延遲反應無差異）。

表 5 滬、深股市的盈餘訊息反應比例之比較

Panel A 滬、深股市股價對盈餘訊息之及時反應(0,1)佔整體反應(-30,75)之比例						
Groups\	Top 1 v.s. Bottom 1			Top 2 v.s. Bottom 2		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$RR^{SZ(0,1)}$	0.1030 ^{***} (3.67)	0.0679 ^{***} (2.60)	0.0631 (1.41)	0.1190 ^{***} (6.61)	0.0906 ^{***} (5.00)	0.0859 ^{***} (3.41)
$RR^{SH(0,1)}$	0.1631 ^{***} (6.14)	0.1133 ^{***} (4.35)	0.1139 ^{***} (2.89)	0.1661 ^{***} (8.33)	0.1214 ^{***} (6.17)	0.1212 ^{***} (4.65)
$RR^{SZ(0,1)} - RR^{SH(0,1)}$	-0.0600 (-1.60)	-0.0454 [*] (-1.88)	-0.0508 (-1.54)	-0.0470 [*] (-1.80)	-0.0308 [*] (-1.72)	-0.0353 [*] (-1.74)
$CV1s$		X	X		X	X
$CV2s$			X			X
N	5,488	5,488	5,488	10,991	10,991	10,991
Panel B 滬、深股市股價對盈餘訊息之延遲反應(2,75)佔整體反應(-30,75)之比例						
Groups\	Top 1 v.s. Bottom 1			Top 2 v.s. Bottom 2		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$RR^{SZ(2,75)}$	0.1634 (1.58)	0.3642 ^{***} (5.05)	0.1271 (0.71)	0.3368 ^{***} (6.84)	0.4234 ^{***} (8.56)	0.3131 ^{***} (3.84)
$RR^{SH(2,75)}$	0.2188 ^{***} (2.83)	0.3758 ^{***} (5.67)	0.2251 [*] (1.82)	0.3031 ^{***} (6.21)	0.3959 ^{***} (7.69)	0.3079 ^{***} (3.99)
$RR^{SZ(2,75)} - RR^{SH(2,75)}$	-0.0555 (-0.44)	-0.0116 (-0.17)	-0.0980 (-0.76)	0.0337 (0.49)	0.0275 (0.58)	0.0052 (0.09)
$CV1s$		X	X		X	X
$CV2s$			X			X
N	5,488	5,488	5,488	10,991	10,991	10,991
Panel C 滬、深股市股價對盈餘訊息前一月提前反應(-30,-1)佔整體反應(-30,75)之比例						
Groups\	Top 1 v.s. Bottom 1			Top 2 v.s. Bottom 2		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$RR^{SZ(-30,-1)}$	0.5482 ^{**} (6.65)	0.4132 ^{***} (6.52)	0.6586 ^{***} (3.92)	0.3963 ^{***} (9.57)	0.3337 ^{***} (7.89)	0.4184 ^{***} (6.15)
$RR^{SH(-30,-1)}$	0.4343 ^{***} (7.14)	0.3530 ^{***} (6.33)	0.5028 ^{***} (4.79)	0.3788 ^{***} (9.80)	0.3254 ^{***} (7.54)	0.3888 ^{***} (6.30)
$RR^{SZ(-30,-1)} - RR^{SH(-30,-1)}$	0.1139 (1.11)	0.0602 (0.97)	0.1558 (1.26)	0.0175 (0.31)	0.0082 (0.21)	0.0296 (0.59)
$CV1s$		X	X		X	X
$CV2s$			X			X
N	5,488	5,488	5,488	10,991	10,991	10,991
Panel D 滬、深股市股價對盈餘訊息前一日提前反應(-1,-1)佔整體反應(-30,75)之比例						
Groups\	Top 1 v.s. Bottom 1			Top 2 v.s. Bottom 2		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$RR^{SZ(-1,-1)}$	0.1073 ^{***} (5.10)	0.0601 ^{***} (3.79)	0.0777 ^{***} (2.60)	0.0812 ^{***} (7.34)	0.0489 ^{***} (4.55)	0.0619 ^{***} (3.89)
$RR^{SH(-1,-1)}$	0.0709 ^{***} (5.19)	0.0425 ^{***} (3.49)	0.0483 ^{***} (2.59)	0.0539 ^{***} (5.66)	0.0294 ^{***} (3.13)	0.0354 ^{***} (2.84)
$RR^{SZ(-1,-1)} - RR^{SH(-1,-1)}$	0.0364 (1.58)	0.0175 (1.33)	0.0295 (1.36)	0.0273 ^{**} (2.13)	0.0194 ^{**} (2.15)	0.0265 ^{**} (2.31)
$CV1s$		X	X		X	X
$CV2s$			X			X
N	5,488	5,488	5,488	10,991	10,991	10,991

註：參考 DellaVigna and Pollet (2009)之作法，本表使用表 4 各 Panel、各模型的迴歸係數，以本文式(6)及式(7)計算各($\tau+h$, $\tau+H$)期間反應佔($\tau-30$, $\tau+75$)整體反應之比例 $RR^{SZ(h,H)}$ 與 $RR^{SH(h,H)}$ ，並檢定其差異；其中 τ 代表盈餘宣告日。

另外，表 5 Panel C 呈現表 4 Panel C 六組模型所得之深圳股市股價對盈餘訊息之前一月提前反應 $CAR^{(-30,-1)}$ 佔表 4 Panel E 整體反應 $CAR^{(-30,75)}$ 之比例 $RR^{SZ(-30,-1)}$ ，分別為 55%、41%、66%、40%、33%、42%，都高於上海股市 $RR^{SH(-30,-1)}$ 之 43%、35%、50%、38%、33%、39%；雖然其差異皆未達到統計顯著性，但此結果依然透漏出深圳股市前一月提前反應，平均而言，有略高於上海股市的現象。而在表 5 Panel D 中，計算 $CAR^{(-1,-1)}$ 佔整體 $CAR^{(-30,75)}$ 之前一日提前反應比例，結果顯示 $RR^{SZ(-1,-1)}$ 在六組模型中皆大於 $RR^{SH(-1,-1)}$ ，且在「Top 2 v.s. Bottom 2」模型 1 至 3 中具有顯著差異。因此，綜合以上表 5 Panel C 及 D 的結果，與表 4 Panel C 及 D 所得的結論相符，隱含深圳股市接近宣告日時訊息外洩之現象相對較為嚴重，因此有較大的提前反應現象。

表 4 是參照 Dellavigna and Pollet (2009) 之方法所得的迴歸結果，表 6 則是呈現依據 Hirshleifer et al. (2009) 之方法所得的迴歸結果。就股價對盈餘訊息的事後反應而言，在表 6 Panel A 之 $Rank_{t,k}$ 係數都顯著為正，顯示非預期盈餘越大，股價對盈餘訊息的反應 (CAR) 越多，無論是及時反應 ($CAR^{(0,1)}$ 模型 1, 2, 3) 或延遲反應 ($CAR^{(2,75)}$ 模型 1, 2, 3) 都是如此，此結果顯示滬、深股市都存在盈餘動能現象。且 Panel A $CAR^{(0,1)}$ 模型 1, 2, 3 之 $d_{t,k}^{SZ} Rank_{t,k}$ 係數都呈現顯著為負，顯示深圳市場對盈餘訊息的及時反應較少；而 $CAR^{(2,75)}$ 模型 1, 2, 3 之 $d_{t,k}^{SZ} Rank_{t,k}$ 係數未達顯著。綜合表 6 Panel A 中六組模型之結果，相對於上海股市，深圳股市之股價對盈餘訊息反應較慢（及時反應較少，延遲反應無差異）。此外， $d_{t,k}^B Rank_{t,k}$ 在 Panel A $CAR^{(0,1)}$ 模型 3 之係數顯著為正，而在 $CAR^{(2,75)}$ 模型 3 中不顯著，顯示 B 股股價對於盈餘訊息的反應速度較 A 股快。 $d_{t,k}^{2008} Rank_{t,k}$ 係數在 $CAR^{(0,1)}$ 模型 3 中顯著為正，在 $CAR^{(2,75)}$ 模型 3 中雖顯著為負，但其絕對值遠大 $Rank_{t,k}$ 之係數，此結果顯示於 2008 金融海嘯期間，滬、深股市之股價對盈餘訊息與其他期間有明顯差異。以上結果皆與表 4 Panel A 及 B 一致。

同樣地，就股價對盈餘訊息的事前反應而言，表 6 Panel B 各模型的 $Rank_{t,k}$ 之係數皆顯著為正，此結果顯示兩個市場皆存在提前反應的現象。而且 $d_{t,k}^{SZ} Rank_{t,k}$ 在 Panel B 各個模型之中，除 $CAR^{(-30,-2)}$ 模型 2 之外，其係數皆顯著為正，此結果顯示平均而言，深圳股市提前反應幅度大於上海股市，其原因如前述，可能因為深圳上市公司訊息走漏程度高於上海上市公司。此外，在表 6 Panel B 兩組模型 3 中， $d_{t,k}^B Rank_{t,k}$ 其係數皆顯著為負， $d_{t,k}^{2008} Rank_{t,k}$ 之係數為正且在 $CAR^{(-1,-1)}$ 模型 3 中具統計顯著。以上結果與表 4 Panel C 及 D 一致。前者表示 B 股對盈餘訊息的提前反應程度是較低的；若中國股市提前反應盈餘訊息是由於訊息提早外漏所致，則此現象可能是發行 B 股的公司受到專業水平較高的外國投資人監督，故其公司治理制度較為健全，因此盈餘訊息提前走漏的程度相對較低。而後者顯示於 2008 年金融海嘯期間，股價對盈餘訊息的前一日提前反應程度較大；表示投資人在海嘯期間專注於（合法或非法）資訊蒐集的程度可能高於其他期間。以上結果皆與表 4 一致。

表 6 滬、深股市對盈餘訊息之反應迴歸結果—以非預期盈餘組序為基礎

Panel A 事後反應 (及時反應、延遲反應)						
Dep. Variable\	CAR ^(0,1)			CAR ^(2,75)		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Constant	-1.5960*** (-13.34)	-1.4937*** (-7.56)	-1.2865*** (-4.74)	-1.7561*** (-2.64)	-3.7030*** (-4.24)	-2.7685** (-2.35)
$d_{t,k}^{SZ}$	0.2749** (2.10)	0.2878** (2.14)	0.3469*** (2.61)	0.4454 (0.66)	0.4485 (0.67)	0.2764 (0.45)
$Rank_{t,k}$	0.1802*** (12.54)	0.1991*** (7.66)	0.1680*** (5.77)	0.4116*** (6.21)	0.6133*** (6.27)	0.3838*** (3.22)
$d_{t,k}^{SZ} Rank_{t,k}$	-0.0435** (-2.35)	-0.0465** (-2.44)	-0.0532*** (-2.79)	0.0056 (0.06)	-0.0008 (-0.01)	-0.0375 (-0.42)
$d_{t,k}^B Rank_{t,k}$			0.1011** (2.58)			0.1814 (1.00)
$d_{t,k}^{2008} Rank_{t,k}$			0.0797** (2.00)			-0.9250*** (-6.45)
CV1s		X	X		X	X
CV2s			X			X
R ²	0.0144	0.0202	0.0292	0.0038	0.0071	0.0358
N	27,966	27,966	27,966	27,966	27,966	27,966
Panel B 事前反應 (前一月之提前反應與前一日之提前反應)						
Dep. Variable\	CAR ^(-30,-2)			CAR ^(-1,-1)		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Constant	-1.1629*** (-3.11)	-1.0567** (-2.04)	-0.7186 (-0.78)	-0.2293*** (-3.55)	-0.0784 (-0.93)	-0.1802 (-1.10)
$d_{t,k}^{SZ}$	-0.3318 (-0.85)	-0.4000 (-1.01)	-0.4975*** (-1.34)	-0.1104 (-1.59)	-0.1029 (-1.43)	-0.1021 (-1.44)
$Rank_{t,k}$	0.3377*** (8.69)	0.4272*** (6.98)	0.4304*** (6.18)	0.0563*** (7.53)	0.0473*** (4.17)	0.0450*** (3.47)
$d_{t,k}^{SZ} Rank_{t,k}$	0.1069* (1.93)	0.0843 (1.49)	0.0902** (1.63)	0.0234** (2.35)	0.0215** (2.10)	0.0215** (2.10)
$d_{t,k}^B Rank_{t,k}$			-0.3739*** (-3.72)			-0.0350* (-1.88)
$d_{t,k}^{2008} Rank_{t,k}$			0.1156 (1.12)			0.0554** (2.54)
CV1s		X	X		X	X
CV2s			X			X
R ²	0.0093	0.0126	0.0483	0.0074	0.0087	0.0135
N	27,966	27,966	27,966	27,966	27,966	27,966

註：本表是由 2005 年至 2013 年間上海與深圳股市所有上市公司之 27,966 筆季盈餘宣告資料及 2,964,396 筆日報酬率資料所得。資料源於 WRDS 之 CSMAR (中國資料庫)。Panel A 呈現股價對盈餘訊息事後反應之及時反應 CAR^(0,1)及延遲反應 CAR^(2,75)等迴歸結果；Panel B 呈現其事前反應之前一月提前反應 CAR^(-30,-1)及前一日提前反應 CAR^(-1,-1)等迴歸結果。迴歸模型為：

$$CAR_{t,k}^{(h,H)} = \phi_B + \phi_B^{SZ} d_{t,k}^{SZ} + \phi_{G-B} Rank_{t,k} + \phi_{G-B}^{SZ} d_{t,k}^{SZ} Rank_{t,k} + \Gamma_1 CV1s_{t,k} + \phi^B d_{t,k}^B Rank_{t,k} + \phi^{2008} d_{t,k}^{2008} Rank_{t,k} + \Gamma_2 CV2s_{t,k} + \varepsilon_{t,k},$$

式中 $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ 為第 t 季股票 k 第 $\tau+h$ 日至第 $\tau+H$ 日以市場模型計算之累積異常報酬 (盈餘宣告日為第 τ 日)。 $Rank_{t,k}$ 是第 t 季股票 k 之 SUE 組序，係介於 1 至 11 之間之正整數；若第 t 季股票 k 屬於 SUE 最小之組別則 $Rank_{t,k} = 1$ ，若第 t 季股票 k 屬於 SUE 最大之組別則 $Rank_{t,k} = 11$ 。 $d_{t,k}^{SZ}$ 用以判斷股票 k 是否屬於深圳股市，若是則 $d_{t,k}^{SZ} = 1$ ，否則 $d_{t,k}^{SZ} = 0$ 。 $d_{t,k}^B$ 用以判斷股票 k 是否為 B 股，若是則 $d_{t,k}^B = 1$ ，否則 $d_{t,k}^B = 0$ 。 $d_{t,k}^{2008}$ 用以判斷其是否為 2008 年盈餘之宣告，若是則 $d_{t,k}^{2008} = 1$ ，否則 $d_{t,k}^{2008} = 0$ 。CV1s 及 CV2s 皆包括數個控制變數。括號內之數值為 t 值，*，**，*** 分別表示在顯著水準為 0.1, 0.05, 0.01 下顯著。

綜合圖 1 與圖 2，以及表 4 之 Panel A 及 Panel B 之 $d_{t,k}^{top}$ 係數都顯著為正，以及表 6 Panel A 之 $Rank_{t,k}$ 係數都顯著為正，可得一個重要結論：滬、深股市都存在盈餘動能。同時由表 4 之 Panel A 及 B、表 5 Panel A 及 B 與表 6 Panel A 之實證結果，我們可得到以下結論：深圳股市盈餘動能比上海股市明顯，且可發現 B 股投資人對盈餘訊息的反應速度高於 A 股，此結果支持陳彩稚等人(2006)之研究，其發現 A、B 股投資人對盈餘訊息的反應是不一致的，而本文進一步發現國際投資者交易市場（B 股市場）對於非預期盈餘訊息的反應是較快的；此外，在金融海嘯期間，滬、深股市對盈餘訊息之反應與其他期間存在明顯差異。

同樣地，綜合圖 1 與圖 3，以及表 4 之 Panel C 及 Panel D 之 $d_{t,k}^{top}$ 係數都顯著為正，以及表 6 Panel B 之 $Rank_{t,k}$ 係數都顯著為正，可得到一個結論：滬、深股市對盈餘訊息都存在提前反應之現象。而由表 4 之 Panel C 及 D、表 5 Panel C 及 D 與表 6 Panel B 之進一步分析，我們可以得到以下結論：深圳股市提前反應幅度平均而言高於上海股市；且 B 股對盈餘訊息的提前反應程度是較低的；此外，在於 2008 年金融海嘯期間，股價對盈餘訊息的前一日提前反應程度較大。而我們認為中國市場因法規不健全而存在盈餘訊息洩漏之現象，可以合理解釋以上各種提前反應的現象。

由上述之實證結果可知，滬、深股市都存在盈餘動能現象，以及深圳股市之盈餘動能高於上海股市，都具有統計上的顯著性，然而，它們是否也具有經濟上的顯著意義？則有待驗證。我們參照 Dellavigna and Pollet (2009) 之方法，運用盈餘動能之現象建構零投資組合，依據滬、深股市之零投資組合之報酬，判斷上述實證結果是否具有經濟上的顯著性。圖 4 呈現零投資組合的累積異常報酬，投資組合之建構方法為：買進盈餘訊息最好（ SUE 最大）的兩組之投資組合；賣出盈餘訊息最壞（ SUE 最小）的兩組之投資組合¹¹。細灰線表示上海股市零投資組合的累積異常報酬，粗黑線表示深圳股市零投資組合之累積異常報酬。

圖 4 顯示滬、深股市之盈餘動能具有經濟上的顯著性。上海與深圳股市之零投資組合持有 75 天（約 3 個月），分別可得 2.87% 與 3.21% 之報酬率，隱含年化報酬率分別可達 11.48% ($2.87\% \times 4$) 與 12.84% ($3.21\% \times 4$)，且深圳股市零投資組合之累積異常報酬高於上海股市 1.36% ($12.84\% - 11.48\%$)¹²。由此可知，兩股市之盈餘動能及兩股市盈餘動能之差異都具有經濟上的顯著性。上

¹¹ 我們也嘗試採用另一種零投資組合之建構方法：買進盈餘訊息最好（ SUE 最大）的 1 組投資組合；賣出盈餘訊息最壞（ SUE 最小）的 1 組投資組合。依據上述零投資組合所得之實證結果為：持有該投資組合至 75 天（約 3 個月）分別可得 1.99% 與 1.37% 之正報酬，隱含利用滬、深股市盈餘動能現象建構的零投資組合，分別可得 7.96% ($1.99\% \times 4$) 與 5.48% ($1.37\% \times 4$) 之年報酬率。此結果顯示滬、深的盈餘動能具有經濟上的顯著性。

¹² 其年化報酬 11.48% 與 12.84 雖然皆低於 Foster et al. (1984) 以 1974 至 1981 年期間美國股市所得之 25%，但仍具經濟上的顯著意義。

述結果隱含大陸股市投資人考慮盈餘訊息方向與市場別之投資決策，可獲得較佳投資績效。

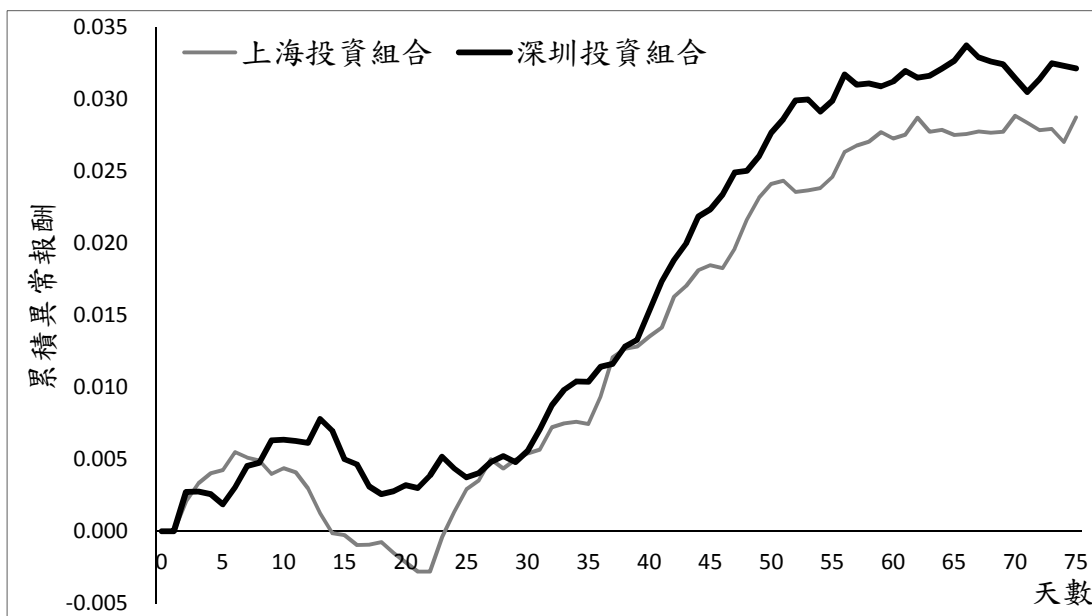


圖 4 上海與深圳零投資組合之累積異常報酬的差異

註：本圖是由 2005 年至 2013 年間上海與深圳股市所有上市公司之 27,966 筆季盈餘宣告資料及 2,964,396 筆日報酬率資料所得。盈餘宣告日、每股盈餘及股價資料源於 WRDS 之 CSMAR（中國資料庫）。縱軸為累積異常報酬，0.01 表示 1%。橫軸為宣告日後之天數，0 表示盈餘消息宣告當日，1 表示盈餘宣告後 1 日。利用盈餘動能之特性建構零投資組合，零投資組合之建構方法為：買進盈餘訊息最好（*SUE* 最大）的兩組投資組合；賣出盈餘訊息最壞（*SUE* 最小）的兩組投資組合。*SUE* 為標準化非預期盈餘，*SUE* 之衡量是參考 Livnat and Mendenhall (2006)、DellaVigna and Pollet (2009) 及 Truong (2011) 之方法。*SUE* 之分組是參照 DellaVigna and Pollet (2009) 之方法，依據 *SUE* 之大小將樣本分成 11 組，其中第 1 組之 *SUE* 數最小，第 11 組之 *SUE* 最大，*SUE* 等於 0 之樣本歸屬第 6 組，*SUE* 小於 0 者分為 5 組（第 1, 2, 3, 4, 5 組）；*SUE* 大於 0 者分為 5 組（第 7, 8, 9, 10, 11 組）。粗黑線表示深圳股市之累積異常報酬曲線，細灰線表示上海股市之累積異常報酬曲線。

伍、結論與討論

本研究分析上海與深圳股市投資人對盈餘訊息之反應，以 2005 至 2013 年上海與深圳股市所有上市公司為樣本進行實證。結果顯示：滬、深股市都存在盈餘動能，此結果與 Ball and Brown (1968), Foster et al. (1984), Bernard and Thomas (1989, 1990), Chordia and Shivakumar (2005), Zhang (2012) 之實證結果一致。特別的是，我們發現深圳股市之盈餘動能顯著高於上海股市，且滬、深股市盈餘動能的差異同時具有統計上與經濟上的意義，利用滬、深股市之盈餘動能現象建構的零投資組合，分別可得 11.48% 與 12.84% 之年報酬率，兩者差異達 1.36%，此結果隱含中國股市投資人考慮盈餘訊息之好壞與市場別之投資決策，可獲得超額報酬。我們同時發現，國際投資者交易市場（B 股市場）對於盈餘訊息之反應速度高於境內投資者交易市場（A 股市場）。我們也發現 2008 年金融海嘯期間，中國股市之投資人對盈餘訊息反應

行為與其他期間存在明顯的差異；其差異之緣由值得後續研究取得攸關資料加以釐清。

Foster et al. (1984)與 Hong et al. (2000)發現規模越大則盈餘動能越小，由於深圳股市之上市公司規模顯著小於上海股市，因此深圳股市投資人對盈餘訊息反應較慢，故本研究之結果支持 Foster et al. (1984)與 Hong et al. (2000)之論點。儘管如此，我們在控制公司規模後所得結果仍然是深圳股市投資人對盈餘訊息反應較慢，顯示導致深圳股市股價對盈餘反應較慢的因素不僅是公司規模，可能包括投資人屬性及其行為與市場之屬性等因素。因為除了公司規模會影響盈餘動能之外，文獻上已發現投資人屬性、心理及行為等都可能影響盈餘動能，例如：Nofsinger (2001)、Kaniel et al. (2012)、DellaVigna and Pollet (2009)、Hirshleifer et al. (2009)及 Grinblatt and Han (2005)等。此外，文獻上也發現資訊不對稱程度會影響盈餘動能，例如：Francis et al. (2007)及 Cao and Narayannamoorthy (2012)等。由於上海是中國主要股市，從而機構投資人或專業投資人的比例可能比較高，故上海投資人之平均專業水平、投資經驗及理性程度可能都優於深圳股市，導致上海股市較能快速反應盈餘資訊。故後續研究可進一步詳細比較滬、深股市投資人特性的差異對盈餘動能之影響。

此外，我們發現滬、深股市股價都有提前反應盈餘訊息之現象，隱含滬、深股市都存在盈餘訊息提早外洩之現象或部份投資人具有預測盈餘之能力。若提前反應是投資人具有預測能力所造成，國際投資者交易市場（B 股市場）的提前反應幅度應大於境內投資者交易市場（A 股市場），且平均專業水平、投資經驗較高的上海市場，其提前反應幅度應大於深圳市場；然而，我們的實證結果恰好相反：A 股股價提前反應盈餘訊息之幅度大於 B 股，深圳股市提前反應盈餘訊息之幅度大於上海股市。我們還發現，2008 年金融海嘯期間股價提前反應盈餘訊息之幅度大於一般時期。根據這些發現，我們推論中國股市股價提前反應的盈餘訊息較可能的主因是盈餘訊息外洩，理由如下：1.相對於深圳股市，上海股市是中國主要股市，上市公司之平均規模較大、資訊不對稱程度較低、公司治理相對健全、盈餘訊息提前走漏之成本較高，從而盈餘訊息提前走漏之機率較低。2.相對於 A 股，B 股投資人包括專業水平較高的國際投資者，從而監督能力較佳，經理人處理盈餘訊息需更謹慎，從而盈餘訊息提前走漏之機率較低。3.一般而言，昇平時期提早取得盈餘訊息的迫切性相對低於金融海嘯時期，從而昇平時期盈餘訊息提前外洩的機率相對低於金融海嘯時期。無論如何，中國股市規模龐大、成長迅速，從而中國股市是否存在盈餘訊息外洩現象，值得學術界與中國股市投資人及證券主管機構之共同關注。故中國股市之股價提前反應盈餘訊息之主因及時機，仍有賴未來研究提供更多客觀且具體的證據。

參考文獻

- 汪進揚、李慕萱與陳妍卉，2011，國際投資者貶低新興資本市場盈餘股價關係？中國市場之證據，商略學報，第 3 卷第 3 期（9 月）：197-209。
(Uang, Jinn-Yang, Mu-Shang Lee, and Yen-Hui Chen. 2011. Do overseas investors underprice earnings in the emerging market? Evidence from China. *International Journal of Commerce and Strategy* 3 (September): 197-209.)
- 陳彩稚、李書行與蔡璧徽，2006，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，會計評論，第 43 期（7 月）：1-25。
(Chen, Tsai-Jyh, Shu-Hsing Li, and Bi-Huei Tsai. 2006. Effects of accounting principles and information asymmetry on the earnings response in the Chinese stock exchanges. *Journal of Accounting Review* 43 (July): 1-25.) (DOI: 10.6552/JOAR.2006.43.2)
- 陳瑞璽與顧明仁，2017，盈餘管理、投資人交易與股票報酬，證券市場發展季刊，第 29 期（3 月）：105-148。
(Chen, Ruey-Shii and Ming-Ren Ku, 2017. Earnings management, investors trading, and stock returns, *Review of Security and Future Market* 29 (March): 105-148.) (DOI: 10.6529/RFSM.2017.29(1).3)
- 張榮武與曾維新，2017，信息不確定性、投資者認知風險與盈餘慣性，財務研究，第 5 期（12 月）：22-34。
(Zhang, Rong-Wu. and Wei-Xin Zeng, 2017. Information uncertainty, investors' cognitive risk and earnings momentum, *Finance Research* 05 (December): 22-34.)
- 詹場、胡星陽、呂朝元與徐崇閔，2011，市場狀態與投資人對盈餘訊息之反應，經濟論文叢刊，第 39 卷第 4 期（12 月）：463-510。
(Chan, Chang, Shing-Yang Hu, Chao-Yuan Lyu, and Chung-Min Hsu. 2011. The market states and the investors' reaction to earnings news. *Taiwan Economic Review* 39 (December): 463-510.) (DOI: 10.6277/ter.2011.394.2)
- Aharony, J., C. J. Lee, and T. J. Wong. 2000. Financial packaging of IPO firms in China. *Journal of Accounting Research* 38 (Spring): 103-126. (DOI: 10.2307/2672924)
- Akbas F. 2016. The calm before the storm. *Journal of Finance* 71 (February): 225-266. (DOI: 10.1111/jofi.12377)
- Avramov D., T. Chordia, G. Jostova, and A. Philipov. 2013. Anomalies and financial distress. *Journal of Financial Economics* 108 (April): 139-159. (DOI: 10.1016/j.jfineco.2012.10.005)

- Ball, R., and P. Brown. 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research* 6 (Autumn): 159-178. (DOI: 10.2307/2490232)
- Bamber, L. S. 1986. The information content of annual earnings releases: A trading volume approach. *Journal of Accounting Research* 24 (Spring): 40-56. (DOI: 10.2307/2490803)
- Barber, B. M., E. T. De George, R. Lehavy, and B. Trueman. 2013. The earnings announcement premium around the globe. *Journal of Financial Economics* 108 (April): 118-138. (DOI: 10.1016/j.jfineco.2012.10.006)
- Bernard, V. L., and J. K. Thomas. 1989. Post-earnings-announcement drift: Delayed price response or risk premium? *Journal of Accounting Research* 27: 1-36. (DOI: 10.2307/2491062)
- Bernard, V.L, and J. K. Thomas. 1990. Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 13 (December): 305-340. (DOI: 10.1016/0165-4101(90)90008-R)
- Boehmer E., and J. Wu, 2013. Short selling and the price discovery process. *Review of Financial Studies* 26 (February): 287-322. (DOI: 10.1093/rfs/hhs097)
- Booth, G. G., J.-P. Kallunki, and T. Martikainen. 1996. Post-announcement drift and income smoothing: Finnish evidence. *Journal of Business Finance and Accounting* 23 (December): 1197-1211. (DOI: 10.1111/j.1468-5957.1996.tb01165.x)
- Booth, G. G., J.-P. Kallunki, and T. Martikainen. 1997. Delayed price response to the announcements of earnings and its components in Finland. *European Accounting Review* 6 (September): 377-392. (DOI: 10.1080/096381897336647)
- Cao, S. S., and G. S. Narayanamoorthy. 2012. Earnings volatility, post-earnings announcement drift, and trading frictions. *Journal of Accounting Research* 50 (March): 41-74. (DOI: 10.1111/j.1475-679X.2011.00425.x)
- Chan, L. K. C., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok. 1996. Momentum strategies. *Journal of Finance* 51 (December): 1681-1713. (DOI: 10.1111/j.1540-6261.1996.tb05222.x)
- Chan, W. S. 2003. Stock price reaction to news and no-news: Drift and reversal after headlines. *Journal of Financial Economics* 70 (November): 223-260. (DOI: 10.1016/S0304-405X(03)00146-6)

- Chan, K., A. J. Menkveld, and Z. Yang. 2008. Information asymmetry and asset prices evidence from the China foreign share discount. *Journal of Finance* 63 (January): 159-196. (DOI: 10.1111/j.1540-6261.2008.01313.x)
- Chen, K. C. W., and H. Yuan. 2004. Earnings management and capital resource allocation: Evidence from China's accounting-based regulation of rights issues. *Accounting Review* 79 (July): 645-665. (DOI: 10.2308/accr.2004.79.3.645)
- Chi, S. S., and D. M. Shanthikumar. 2017. Local bias in Google search and the market response around earnings announcements. *Accounting Review* 92 (July): 115-143. (DOI: 10.2308/accr-51632)
- Chordia, T., and L. Shivakumar. 2005. Inflation illusion and post-earnings-announcement drift. *Journal of Accounting Research* 43 (September): 521-556. (DOI: 10.1111/j.1475-679X.2005.00181.x)
- Chordia, T., and L. Shivakumar. 2006. Earnings and price momentum. *Journal of Financial Economics* 80 (June): 627-656. (DOI: 10.1016/j.jfineco.2005.05.005)
- Chordia, T., A. Goyal, G. Sadka, R. Sadka, and L. Shivakumar. 2009. Liquidity and the post-earnings-announcement drift. *Financial Analysts Journal* 65 (August): 18-32. (DOI: 10.2469/faj.v65.n4.3)
- DellaVigna, S., and J. M. Pollet. 2009. Investor inattention and friday earnings announcements. *Journal of Finance* 64 (March): 709-749. (DOI: 10.1111/j.1540-6261.2009.01447.x)
- Fama, E. F., and K. R. French. 1993. Common risk factors in the returns on bonds and stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33 (February): 3-56. (DOI: 10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F. 1998. Market efficiency, long-term returns and behavioral finance. *Journal of Financial Economics* 49 (September): 283-306. (DOI: 10.1016/S0304-405X(98)00026-9)
- Fan, J. P. H., T. J. Wong, and T. Zhang. 2007. Politically connected CEOs, corporate governance, and post-IPO performance of China's newly partially privatized firms. *Journal of Financial Economics* 84 (May): 330-357. (DOI: 10.1016/j.jfineco.2006.03.008)
- Foster, G., J. C. Olsen, and T. Shevlin. 1984. Earnings releases, anomalies, and the behavior of security returns. *Accounting Review* 59 (October): 574-603.

- Francis, J., R. Lafond, P. Olsson, and K. Schipper. 2007. Information uncertainty and post-earnings-announcement-drift. *Journal of Business Finance and Accounting* 34 (June): 403-433. (DOI: 10.1111/j.1468-5957.2007.02030.x)
- Frederickson, J. R., and L. Zolotoy, 2016. Competing earnings announcements: which announcement do investors process first? *Accounting Review* 91 (March): 441-462. (DOI: 10.2308/accr-51190)
- Giannetti, M., G. Liao, and X. Yu. 2015. The brain gain of corporate boards: Evidence from China. *Journal of Finance* 70 (August): 1629-1682. (DOI: 10.1111/jofi.12198)
- Grinblatt, M., and B. Han. 2005. Prospect theory, mental accounting, and momentum. *Journal of Financial Economics* 78 (November): 311-339. (DOI: 10.1016/j.jfineco.2004.10.006)
- Haw, I. M., K. J. Park, D. Qi, and W. Wu. 2006. Securities regulation, the timing of annual report release, and market implications: Evidence from China. *Journal of International Financial Management and Accounting* 17 (May), 111-139. (DOI: 10.1111/j.1467-646X.2006.00123.x)
- Hew, D., L. Skerratt, N. Strong, and M. Walker. 1996. Post-earnings - announcement drift: Some preliminary evidence for the UK. *Accounting and Business Research* 26 (4): 283-293. (DOI: 10.1080/00014788.1996.9729519)
- Hirshleifer, D. A., J. N. Myers, L. A. Myers, and S. H. Teoh. 2008. Do individual investors cause post-earnings announcement drift? Direct evidence from personal trades. *Accounting Review* 83 (November): 1521-1550. (DOI: 10.2308/accr.2008.83.6.1521)
- Hirshleifer, D., S. S. Lim, and S. H. Teoh. 2009. Driven to distraction: Extraneous events and underreaction to earnings news. *Journal of Finance* 64 (September): 2289-2325. (DOI: 10.1111/j.1540-6261.2009.01501.x)
- Hong, H., T. Lim, and J. C. Stein. 2000. Bad news travels slowly: Size, analyst coverage, and the profitability of momentum strategies. *Journal of Financial Economics* 55 (February): 265-295. (DOI: 10.1111.0022-1082.00206)
- Jones, C. P., and R. H. Litzenberger. 1970. Quarterly earnings reports and intermediate stock price trends. *Journal of Finance* 25 (March): 143-148. (DOI: 10.1111/j.1540-6261.1970.tb00420.x)
- Joy, O. M., and C. P. Jones. 1979. Earnings reports and market efficiencies: An analysis of the contrary evidence. *Journal of Financial Research* 2 (Spring): 51-63. (DOI: 10.1111/j.1475-6803.1979.tb00016.x)

- Kaniel, R., S. Liu, G. Saar, and S. Titman. 2012. Individual investor trading and return patterns around earnings announcements. *Journal of Finance* 67 (March): 639-680. (DOI: 10.1111/j.1540-6261.2012.01727.x)
- Latané, H. A., and C. P. Jones. 1977. Standardized unexpected earnings--A progress report. *Journal of Finance* 32 (December): 1457-1465. (DOI: 10.2307/2326803)
- Lee C. M. C., B. Mucklow, and M. J. Ready. 1993. Spreads, depths, and the impact of earnings information: An intraday analysis. *Review of Financial Studies* 6 (April): 345-374. (DOI: 10.1093/rfs/6.2.345)
- Liao, L., B. Liu, and H. Wang. 2014. China's secondary privatization: perspectives from the split-share structure reform. *Journal of Financial Economics* 113 (September): 500-518. (DOI: 10.1016/j.jfineco.2014.05.007)
- Livnat, J. and R. R. Mendenhall. 2006. Comparing the post-earnings announcement drift for surprises calculated from analyst and time series forecasts. *Journal of Accounting Research* 44 (March): 177-205. (DOI: 10.1111/j.1475-679X.2006.00196.x)
- Liu, W., N. Strong, and X. Xu. 2003. Post-earnings-announcement drift in the UK. *European Financial Management* 9 (March): 89-116. (DOI: 10.1111/1468-036X.00209)
- Milian, J. A. 2015. Unsophisticated arbitrageurs and market efficiency: Overreacting to a history of underreaction? *Journal of Accounting Research* 53 (March): 175-220. (DOI: 10.1111/1475-679X.12070)
- Nofsinger, J. R. 2001. The impact of public information on investors. *Journal of Banking and Finance* 25 (July): 1339-1366. (DOI: 10.1016/S0378-4266(00)00133-3)
- Piotroski, J. D., and T. Zhang. 2014. Politicians and the IPO decision: The impact of impending political promotions on IPO activity in China. *Journal of Financial Economics* 111 (January): 111-136. (DOI: 10.1016/j.jfineco.2013.10.012)
- Rendleman, R. J., C. P. Jones, and H. A. Latané. 1982. Empirical anomalies based on unexpected earnings and the importance of risk adjustments. *Journal of Financial Economics* 10 (November): 269-287. (DOI: 10.1016/0304-405X(82)90003-4)

- Sadka, R. 2006. Momentum and post-earnings-announcement drift anomalies: The role of liquidity risk. *Journal of Financial Economics* 80 (May): 309-349. (DOI: 10.1016/j.jfineco.2005.04.005)
- So, E. C., and S. Wang. 2014. News-driven return reversals: Liquidity provision ahead of earnings announcements. *Journal of Financial Economics* 114 (October): 20-35. (DOI: 10.1016/j.jfineco.2014.06.009)
- Statman, M., S. Thorley, and K. Vorkink. 2006. Investor overconfidence and trading volume. *Review of Financial Studies* 19 (December): 1531-1565. (DOI: 10.1093/rfs/hhj032)
- Sun, Q., and W. H. S. Tong. 2003. China share issue privatization: the extent of its success. *Journal of Financial Economics* 70 (November): 183-222. (DOI: 10.1016/S0304-405X(03)00145-4)
- Truong, C. 2010. Post earnings announcement drift and the roles of drift-enhanced factors in New Zealand. *Pacific-Basin Finance Journal* 18 (April): 139-157. (DOI: 10.1016/j.pacfin.2009.10.001)
- Truong, C. 2011. Post-earnings announcement abnormal return in the Chinese equity market. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 21 (December): 637-661. (DOI: 10.1016/j.intfin.2011.04.002)
- Vieru, M., J. Perttunen, and H. Schadewitz. 2006. How investors trade around interim earnings announcements. *Journal of Business Finance and Accounting* 33 (January): 145-178. (DOI: 10.1111/j.1468-5957.2006.01358.x)
- Zhang, L. 2012. The effect of ex ante management forecast accuracy on the post-earnings-announcement drift. *Accounting Review* 87 (September): 1791-1818. (DOI: 10.2308/accr-50197)

A Study on the Earnings Momentum in China's Stock Markets

The idea of earnings momentum (Ball & Brown, 1968) refers to a phenomenon occurring after an earnings announcement in which the stock price of a company with good news continues to rise whereas the stock price of a company with bad news continues to fall. Theoretically, as Latané and Jones (1977) contended, while all investors can immediately receive, interpret, and process the earnings news well, their actions cause the stock price to quickly respond to the news without delay. However, this is not always the case in the real world. Though earnings momentum and its causes are widely valued by the academia, Fama (1998) considers earnings momentum a phenomenon that may challenge the efficient markets hypothesis.

The scale of the Chinese stock market is second only to the US stock market; however, the study of its earnings momentum behavior remains limited. To address this gap, the present study examines earnings momentum in China's two stock markets, *the Shanghai Stock Exchange* and *the Shenzhen Stock Exchange*.

To the best of our knowledge, an in-depth analysis of earnings momentum in China's stock markets was conducted by Truong (2011). This study, evolved from Truong (2011), explores four issues. First, we compare earnings momentum in Shanghai and Shenzhen to clarify the differences between the speed of investor responses to earnings news in different markets and discuss the possible causes of the differences. Second, we compare the earnings momentum of A-shares and B-shares to analyze the differences between the speed of investor responses to these types of stocks, and discuss the possible causes. Third, we examine the move of the pre-announcement price to determine whether there is early information leakage in China's stock markets, or whether some investors are capable of making prediction. Fourth, we explore the impact of the 2008 financial crisis on earnings momentum for China's stock markets.

This study measures earnings momentum using the data of all companies listed in the two Exchanges from 2005 to 2013, including 27,996 quarterly earnings announcements and 2,964,396 observations of daily returns. Following the methods of Livnat and Mendenhall (2006) and Truong (2011), we estimate the standardized unexpected earnings (SUEs) as the basis to determine whether the earnings surprises are positive or negative. The empirical model refers to the OLS specifications of Della Vigna and Pollet (2009) and Hirshleifer, Lim, and Teoh (2009). The dependent variable $CAR_{t,k}^{(h,H)}$ is the cumulative abnormal return (the raw

buy-and-hold return adjusted using the estimated beta from market model) for stock k of quarter t during the period from $\tau+h$ to $\tau+H$, where τ is the announcement date. In other words, we use $CAR_{t,k}^{(-30,-2)}$, $CAR_{t,k}^{(-1,-1)}$, $CAR_{t,k}^{(0,1)}$, $CAR_{t,k}^{(2,75)}$, and $CAR_{t,k}^{(-30,75)}$ to measure early responses in the previous month, early responses on the previous day, timely, delayed, and overall responses.

The empirical results show that earnings momentum exists in both Shenzhen and Shanghai, and earnings momentum in Shenzhen is significantly stronger. The annual rates of return on the zero-investment portfolios created on the basis of the phenomena of earnings momentum for Shanghai and Shenzhen are 11.48% and 12.84% respectively. Since the average firm size in Shenzhen is smaller, our results support the arguments of Foster, Olsen, and Shevlin (1984) and Hong, Lim, and Stein (2000); i.e., as firm size decreases, earnings momentum increases.

Comparatively, the speed of Shenzhen investors' response to the earnings news remains slower when we control the firm size, showing that the factors that lead to a slower response in Shenzhen are more than the firm size. For example, Shanghai is the major stock market in China, the proportion of institutional or professional investors may be relatively higher, and the average professional level and investment experience of Shanghai investors may be relatively better, resulting in a faster response in Shanghai. Meanwhile, the speed of response of the international investor trading market (B-share market) was found higher than that of the domestic investor trading market (A-share market). During the 2008 financial crisis, investors in China's stock markets was found to exhibit significant differences in response to earnings news. These findings support the fact that investor attributes and market conditions are important factors that shape earnings momentum.

In addition, we find that the stock prices in Shanghai and Shenzhen respond earlier, even prior to announcements—implying that information leakages happen or that some investors can make accurate predictions. If the early response is due to investors' prediction ability, B-shares, which can be traded by international professionals, should have a more pronounced early response. Compared to A-shares, the early response in B-shares was found less pronounced. Moreover, the early response in Shenzhen was found greater than that in Shanghai, and the early response during the 2008 financial crisis is greater than any other periods. Apparently these findings are in support of the information leakage hypothesis. In comparison, the companies in the Shanghai stock market are not only relatively larger in size, but also low in information asymmetry. Moreover, their corporate governance is relatively sound, and the cost of information leakage is relatively high.

Therefore, the possibility of information leakage is lower in Shanghai. Since B-shares can be traded by international professionals, managers must be more cautious with earnings news; as a result, the problem of information leakage can thus be mitigated. The urgency of obtaining earnings news is higher during the financial crisis. Without doubt, the possibility of information leakage during the financial crisis is higher.