

## **Institutional Investors and Stock Return Synchronicity: Evidence from Market, Industry, and Firm-Specific Information**

**Hsiu-I Ting**

*Department of Money and Banking, National Kaohsiung First University of Science  
and Technology, Taiwan*

**Ming-Chun Wang**

*Department of Money and Banking, National Kaohsiung First University of Science  
and Technology, Taiwan*

This paper examines the influence of institutional investor behavior on the stock return synchronicity using a sample of Taiwanese listed companies for the period 2000-2005. We find that stock prices reflect more firm-specific information for firms whose institutional ownerships are higher. Synchronicity is negatively associated with the number of shares held by foreign investors and securities dealers. The negative relationship suggests that the transactions of foreign investors and securities dealers increase the relative flow of firm-specific information to prices. Stock prices contain more market- and industry-level information in firms with more securities investment trust companies' shares or dominated by securities investment trust companies. The higher the change of ownership ratio of foreign investors, securities investment trust companies, and securities dealers, the lower the synchronicity is. This implies that more firm-specific information impounds into stock prices. From the simultaneous equation estimations, institutional investors and synchronicity are endogenously determined. The level of synchronicity influences the number of shares of these three parties, which in turn influences the level of synchronicity. The above results hold after considering the robustness tests of highly-market-value-weighted stocks and securities investment trust companies' strategies.

**Keywords:** institutional investors, stock return synchronicity

**JEL classification:** G14, G20, G30

## 機構投資人與股票報酬同步性： 由市場、產業與公司特有資訊層面探討

丁秀儀

國立高雄第一科技大學金融系

王銘駿\*

國立高雄第一科技大學金融系

本研究利用 2000 至 2005 年台灣上市公司的樣本，檢驗機構投資人投資行為對股票報酬同步性的影響。機構投資人持股高的公司，其股價反映出較多公司特有訊息，外資與自營商持股數愈高，同步性愈低，股價中含有愈多的公司特有資訊；投信主導或投信持股數多的公司，股價含有較多市場與產業相關的訊息；外資、投信與自營商持股率變動愈高，同步性愈低，股票報酬隱含愈多公司特有資訊。估計聯立方程式結果得知，機構投資人與同步性互為內生變數，同步性的高低會影響外資/投信/自營商的持股數，再進而影響同步性。上述結果在考量高權值股與投信法人投資策略的穩健性檢驗後，結果仍維持不變。

**關鍵詞：**機構投資人、股票報酬同步性

**JEL 分類代號：**G14, G20, G30

### 1 緒論

過去研究 (Collins *et al.*, 2003; El-Gazzar, 1998; Jiambalvo *et al.*, 2002; Utama and Cready, 1997) 顯示，機構投資人會影響公司資訊環境與價格組成的過程，同時 Chakravarty (2001) 認為機構投資人的投資決策會受個別資訊的影響，換言之，透過機構投資人持股的改變將傳遞出相關的資訊。King (1966) 指出，股票價格包含市場與產業的報酬，Roll (1988) 則認為股票報酬的變異數中，尚有一大部

---

投稿日：2009 年 11 月 25 日，修訂：2010 年 6 月 28 日，接受日：2011 年 1 月 14 日。

\*聯繫作者：王銘駿，811 高雄市楠梓區卓越路 2 號金融系，電話：07-6011-000 Ext. 3128，電子信箱：gregory@nkfust.edu.tw。

分無法由市場與產業動態詮釋，而應將公司個別資訊納入考慮。Morck *et al.* (2000) 則以跨國資料檢驗同步性，發現新興市場的股價同步性變動的現象比已開發國家普遍，台灣在 40 個國家樣本中位居前第三與第四位。<sup>1</sup> 因此本研究採台灣上市公司的樣本，探討機構投資人投資活動對股價資訊的影響，以股票報酬同步性 (stock return synchronicity) 衡量股票報酬中，市場、產業與公司特有層面的資訊含量。

過去很少有研究著重在機構投資人與股價資訊結構層面的探討，Piotroski and Roulstone (2004) 認為機構投資人所擁有的資訊與隱含在其交易行為中的資訊，應該是他們過去交易中持股比率與交易規模的函數，另外機構投資人持股比率愈高，愈能發揮其監督的功能，表示透過持股的增加將使機構投資人擁有更多公司個別的資訊，基於此，機構投資人交易行為所隱含的訊息較複雜，由交易規模、過去持股比率與資訊來源等變數所組成的函數型態。

然而，有些研究卻發現機構投資人交易行為隱含股價動態改變的資訊內涵，如投資顧問公司、共同基金、退休基金、貨幣保本基金、保險公司與銀行等機構投資人，因擁有資訊的優異而有不同的投資報酬與群聚程度 (Chan and Lakonishok, 1995; Dennis and Strickland, 2002; Lakonishok *et al.*, 1992; Nofsinger and Sias, 1999)。而 Froot *et al.* (1992) 提出大部分投資人認為外資與投信擁有較豐富的資訊，會跟隨他們買賣股票，產生群聚現象。但是 Kang and Stulz (1997)，Hau (2001)，Choe *et al.* (2005) 認為外資投資國外市場時因為資訊不對稱，相對會以比較保守的心態投資，往往以知名度高且權值大的股票為投資標的。Baik *et al.* (2010) 發現，當地機構投資人擁有資訊優勢，使其報酬預測能力與持有股票的報酬表現皆優於外國機構投資人，此現象在資訊不對稱程度高的公司更明顯，其研究結果突顯知情交易在機構投資人持股與股票報酬間關係的重要性。Chiao *et al.* (2006) 與 Chiao and Lin (2004) 則發現台灣證券交易所前一天所公佈三大機構法人 (外資、自營商與投信) 的買賣超交易量資訊，外資選股的權值最大，而投信最小；而報酬的高低以投信最高、再者大盤、最後為外資或自營商。Chiao *et al.* (2009) 進一步指出台灣的外資包含外國各式各樣的專業投資機構，如銀行、避險基金、共同基金、保險基金與退休基金等，而台灣證券市場的自營商不像國外自營商的功能，就三大法人而言，投信下單最積極、作價的企圖心最強。因此，就資訊優勢而言，以投信最佳，再者才是外資或自營商，而在股票報酬上也以投信表現最好。

---

<sup>1</sup>Morck *et al.* (2000) 在圖 4 (p.226-227) 採每週股價同方向移動比例的平均與市場可解釋股票報酬變異百分比的平均，台灣分別位居前第三與第四位高的國家。

就監督效果上而言，Pound (1988) 提出機構投資人擁有專業人才與龐大的資源，相較於一般股東，機構投資人更容易取得資訊，並有效監督公司管理當局。Brickley *et al.* (1988) 指出，特別在反接管法案，投信或共同基金擔任公司股東時，比其他專業機構更積極監督公司管理當局。由於外資的資訊不對稱程度最大 (Choe *et al.*, 2005; Hau, 2001; Kang and Stulz, 1997)，因此監督效果比投信與自營商差。另外，McConnell and Servaes (1990) 認為機構法人的持股監督對公司股價是正面的消息，可增加公司的價值。

根據上述文獻，本研究認為不同種類的機構投資人交易行為，因擁有資訊的優寡與監督效果差異而對股票報酬的影響程度不同，有時會因互相抵銷而影響程度不明確。因此根據 Chiao *et al.* (2006)、Chiao and Lin (2004) 與 Chiao *et al.* (2009) 將機構投資人區分為外資、投信與自營商，檢驗三種類型的機構投資人與股票報酬同步性的關係是否有差異，其中以投信擁有的資訊最豐富與監督效果最佳，因此推論其持股與股票報酬同步性的關聯性最大，來說明為何 Piotroski and Roulstone (2004) 發現機構投資人與股票報酬同步性的關聯性並不明確。

研究發現不論是機構投資人持股數或持股率變動對股票報酬同步性均有顯著負向的影響，機構投資人持股高的公司，其股價資訊隱含較多公司特有層面的訊息；外資與自營商持股數愈多，股票報酬同步性愈低，表示股價中隱含愈多的公司特有資訊；投信的投資活動所釋放出的交易型態訊息則相反，投信持股數較多或由投信主導的公司，同步性偏高，股價含有較多市場與產業相關的訊息；三者的持股率變動則與同步性有負向的關聯性。

此外 Piotroski and Roulstone (2004) 表示機構投資人大規模的交易多受私有資訊的影響，小規模的交易則比較偏向平倉與變現的考量，因此本文透過聯立方程式檢驗機構投資人投資行為與同步性間可能潛在的內生性。結果證實高同步性會降低 (增加) 外資/自營商 (投信) 的持股數，而外資/自營商 (投信) 的持股數會進而降低 (增加) 股票報酬同步性。

本研究內容段落如下：第二部分為股價資訊的相關文獻，第三部份說明研究樣本與敘述統計，第四部分闡述實證結果，檢驗機構投資人投資行為對股票報酬同步性的影響，並分析二者內生性的關係，最後彙整本研究的結論。

## 2 文獻探討

基於機構投資人的持股與長期投資行為模式，Bushee (1998) 將其視為準內部人或外部人的角色。內部人所擁有的資訊最充分，對公司的運作狀況，投資機會

與所面臨的風險最瞭解，Manne (1966) 認為經理人藉由交易行為能夠釋放出內部的資訊給市場的參與者，後續相關的實證研究 (Ke *et al.*, 2003; Piotroski and Roulstone, 2005; Seyhun, 1992) 也支持這樣的論點，表示內部人的交易會揭露股價本身未隱含的內部與公司特有資訊。因此，內部人交易應該會提升公司股價中所隱含資訊的效率，亦即公司特有資訊的部分。反之外部人對公司層級資訊的瞭解程度不如公司內部管理階層或主要的機構投資人，因此他們在從事投資活動時，主要參考產業與市場相關的資訊，並反應在股價表現上，Clement (1999) 與 Jacob *et al.* (1999) 以分析師作為外部人的角色，進行相關的實證研究，便支持以上的論點。Piotroski and Roulstone (2004) 也提出，分析師的預測使得股價得以反應產業與市場層面的資訊，同時提高股票報酬同步性。

相較於個別投資人，機構投資人屬於比較有經驗的投資人，他們有比較充分的資源蒐集資訊，也比較有能力解讀財務資訊 (Bartov *et al.*, 2000; Hand, 1990; Kim *et al.*, 1997; Walther, 1997)，若機構投資人屬於經驗豐富的投資人，他們應該擅於運用目前的資訊預測未來的盈餘，且當機構投資人持股增加時，目前的股價也應該能適度反應未來盈餘的資訊。根據過去研究 (Bartov *et al.*, 2000; Cohen *et al.*, 2002) 顯示，機構投資人藉由充分的資訊進行投資活動，可有效降低市場定價錯誤的情形。Balsam *et al.* (2002) 強調，由於這些經驗豐富的投資人有較強的分析技術，且可獲得更多的資訊內涵，因此辨認盈餘管理的能力較強，對錯價調整的反應能力也較快。另外機構投資人可以影響公司管理決策的制定 (Bushee, 1998; Rajgopal *et al.*, 2002)，Bushee (1998) 實證顯示，機構投資人可以降低經理人在研發上投資不足的問題，使公司達到短期盈餘目標，此論點與機構投資人的監督角色相符，他們能降低經理人短視的行為。

King (1966) 認為，股價包含市場與產業報酬的資訊在內，這樣的論點與個別公司會受到整體經濟環境的影響相符。Roll (1988) 發現個別公司股票報酬，與市場及產業股價變動間僅存在微弱的關係，這樣的弱相關 (亦即低度的股票報酬同步性) 顯示個別公司股價中隱含公司特有的資訊。換言之，假設在其他情況不變之下，當產業與市場報酬對公司報酬變異的解釋能力降低時，表示公司特有資訊在公司股價中所佔的成分提高。Morck *et al.* (2000) 檢驗不同國家間股票報酬同步性的差異，發現政府對財產權保護的程度與同步性存在負相關，此結果與 Roll (1988) 的研究相符，因為保護比較差的國家比較會避免公司特有資訊的交易活動發生。

Piotroski and Roulstone (2004) 根據 Durnev *et al.* (2003) 的研究進一步延伸，將股票報酬同步性定義為市場與產業報酬對個別公司股票報酬變異的解釋

程度，用以估計公司相對於產業與市場層級資訊對股價影響的程度，當公司的股票報酬同步性高（低），表示該公司股價中隱含較多的市場與產業層級（公司特有）的資訊，相關的實證研究（DeFond and Hung, 2004; Durnev *et al.*, 2004; Durnev *et al.*, 2003; Wurgler, 2000）皆支持上述變數的解釋。本研究以此變數探究機構投資人對股價中公司特有，產業與市場層級資訊的影響。Piotroski and Roulstone (2004) 以內部人、機構投資人與財務分析師等三種不同資訊來源的角色，研究他們的交易活動對市場，產業與公司層級資訊的衝擊，其中機構投資人對股票報酬同步性的影響雖為負向，但並不穩健。有鑑於此，本研究擬探究兩者間的關聯性，進一步根據 Chiao *et al.* (2006) 與 Chiao and Lin (2004) 區分不同類型的機構投資人是否對資訊內涵的衝擊有所差異，探討外資、投信與自營商等不同角色是否會影響機構投資人與股價資訊內涵的關係。

### 3 研究樣本與變數

為配合完整的機構投資人投資活動與公司財務比率資料，研究樣本採 2000 至 2005 年在台灣證券交易所上市的公司，有關上市公司股票報酬，機構投資人投資行為，財務比率與基本資料等資料，皆取自台灣經濟新報社 (TEJ) 資料庫。原始資料有 3,255 筆觀察值，扣除無法計算股票報酬同步性變數、機構投資人持股數、持股率與週轉率遺漏值、以及財務比率與公司特性等變數的遺漏值，最終樣本觀察個數為 2,558 筆。

股票報酬同步性的變數參考 Durnev *et al.* (2003) 的方法衡量公司的同步性，首先利用週報酬的資料，包括本週與前一週的價值加權市場報酬 ( $MARET_{i,t}$ )，以及本週與前一週的價值加權產業報酬 ( $INDRET_{i,t}$ ) 為解釋變數，建立式 (1) 的迴歸模型：

$$RET_{i,t} = \alpha + \beta_1 MARET_{i,t-1} + \beta_2 MARET_{i,t} + \beta_3 MARET_{i,t-1} + \beta_4 INDRET_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (1)$$

將前一週報酬納入迴歸模型的主要用意在於，機構投資人將市場或產業相關的資訊反應在股價表現上可能有時間點上的落差，至少採用 45 週的觀察值估計公司的年報酬率，其中週資料的報酬率則以連續五個交易日的日資料組成。根據 Morck *et al.* (2000) 的說法，並延續 Piotroski and Roulstone (2004) 的研

究，本文對同步性<sup>2</sup>的定義如下：

$$SYNCH_{i,t} = \log\left(\frac{R^2}{1-R^2}\right), \quad (2)$$

其中， $R^2$ 為式(1)估計的判定係數，透過自然對數的轉換，可將原本介於0與1之間有限的變數轉換成無限的連續型變數，使依變數的分布更趨近常態，藉此求得每一家公司年資料的同步性。根據定義，同步性的值愈高表示該公司股票報酬與市場及產業報酬的關聯性愈高，而與公司個別資訊的關聯性愈低。

本研究採公司規模平減後的持股數、持股率變動、與週轉率三個變數衡量機構投資人投資行為。首先機構投資人的持股數主要是為了衡量機構投資人持股的存量，希望藉此檢驗持股數的多寡對資訊內涵的影響，然而持股數可能受公司規模大小的影響，機構投資人對小公司所能持有的股數可能會低於其對大公司所能持有的股數，因此本研究採公司規模平減後的持股數，以降低公司規模對機構投資人持股數多寡的影響。其次考量機構投資人的持股率變動，本研究不單純計算機構投資人持股率，主要是考量縱使機構投資人有一定水準的持股率，但是當機構投資人沒有交易或交易規模很小時，可能無法反應出其所隱含的資訊層面，因此為捕捉機構投資人動態的交易行為，<sup>3</sup>本研究將持股率採差分的方式（當期減前期持股率）以衡量持股率變動，若當期持股率高於前期持股率則此變數為正值，反之則為負值，此變數可檢驗機構投資人持股率變動提高，亦即與前期持股率相較之下，機構投資人的持股率持續提高，或不斷加碼時，其股票報酬是否隱含較多的公司特有資訊。最後計算機構投資人持股的週轉率，以買進張數與賣出張數的總合除以2後，再除以流通在外張數，以此衡量交易的頻率，檢驗機構投資人交易頻繁的股票，其股票報酬是否有特殊的資訊內涵。為檢驗不同類型機構投資人投資行為對股票報酬同步性的影響，以上三個變數皆區分外資、投信、與自營商。

本研究採 pooling data 的方式估計迴歸模型，為了控制樣本橫斷面的差異，本研究參考 Piotroski and Roulstone (2004) 對股票報酬同步性的研究，迴歸模型中考量的控制變數包括：以權益市值加上資產帳面價值與權益帳面價值之差，再除以資產帳面價值所得的 Tobin's Q、每股盈餘、以研發支出除以銷售額衡量

<sup>2</sup>後續許多研究 (Bae *et al.*, 2008; Gul *et al.*, 2010; Li *et al.*, 2004) 也遵循 Morck *et al.* (2000) 的研究，採用相同的方式定義同步性。

<sup>3</sup>感謝審稿人的意見。

的投資機會、將資產總額取自然對數衡量的公司規模、採用公司營運部門資料並以盈餘計算 Herfindahl 指數，藉此衡量公司的多角化程度、採產業層面的資料透過相同的方式衡量產業集中度。依據 Piotroski and Roulstone (2004) 的定義，本研究採每三年的季資料，亦即每家公司 12 筆觀察值，建立以產業價值加權 ROA 估計公司 ROA 的迴歸模型，將迴歸模型估計所得的判定係數取自然對數，以此衡量公司盈餘與產業盈餘的相關性。公司盈餘趨勢的波動性則以 ROA 的標準差衡量、將用來計算產業週報酬的平均公司家數作為產業公司數的控制變數。最後，為了控制產業層面的固定效果，迴歸模型中皆加入 17 個產業別的虛擬變數。

#### 4 實證結果

由表 1 全體樣本結果顯示，股票報酬同步性的平均值為-0.2035 明顯高於 Piotroski and Roulstone (2004) 的-1.742，這樣的差異與 Morck *et al.* (2000) 的論點相符，該研究發現 GDP 較低的國家其股價容易發生同漲同跌的現象，他們認為收入較低的國家對投資人保護程度較差，政治面的因素與謠傳容易對市場產生影響，使股價容易受整體基本面的影響產生同漲同跌的現象，因此同步性會偏高。公司股票報酬約 40.68% 由市場與產業的報酬所解釋，與 Morck *et al.* (2000) 以當地市場與美國市場報酬衡量台灣的  $R^2$  (41.2%) 非常接近，而與 Piotroski and Roulstone (2004) 估計出美國的 19.3% 相較之下則明顯偏高。

整體機構投資人平減公司規模後的持股數為 0.0035，其中以外資持股數最高，其次為投信，自營商最低；外資的週轉率 (0.0182) 則低於投信 (0.0267) 與自營商 (0.0286) 的週轉率，而投信與自營商的週轉率則不具顯著差異，表示外資在投資行為方面相對較穩定。

第四至第六欄進一步以同步性的中位數 (-0.1661) 區分低同步性與高同步性兩個子樣本，結果發現機構投資人對同步性高的公司其買賣超市值偏高，機構投資人、外資與投信的持股率變動皆在高同步性樣本中有偏低的現象。此外從另一個角度改採  $R^2 = 50\%$  為基準，以此區分同步性高低兩個子樣本：將股票報酬中超過一半的資訊量由市場與產業解釋的公司，定義為高同步性 (同步性 > 0) 樣本，觀察個數有 846 筆；將股票報酬中 50% 以下的資訊量由市場與產業解釋的公司，定義為低同步性 (同步性 ≤ 0) 樣本，佔整體樣本的 66.93%，研究變數在這兩個子樣本的差異性檢定結果與採同步性中位數區分的結果相似。

表 1：敘述統計與差異性檢定

表中列出全體樣本的平均數與標準差，以 2000 至 2005 年為研究期間，觀察值 2,558 筆，第四至第六欄以同步性的中位數 (-0.1661) 區分低同步性 (N=1,279) 與高同步性 (N=1,279) 兩個子樣本，第七至第九欄以  $R^2=50\%$  區分低同步性 (N=1,712) 與高同步性 (N=846) 兩個子樣本，分別進行差異性檢定，列出其平均數與  $t$  值。

	全體樣本		以同步性的中位數區分			以 $R^2=50\%$ 區分		
	平均數	標準差	低同步性	高同步性	$t$ 值	低同步性	高同步性	$t$ 值
<b>股票報酬同步性</b>	-0.2035	0.4347	-0.5377	0.1306	-60.79	-0.4226	0.2398	-59.22
$R^2$	0.4068	0.1941	0.2470	0.5666	-73.43	0.2990	0.6249	-70.65
<b>機構投資人投資行為</b>								
機構投資人								
買賣超市值 (十億元)	0.0045	0.0783	0.0013	0.0077	-2.07	0.0016	0.0104	-2.08
持股數平減公司規模 (股/元)	0.0035	0.0049	0.0034	0.0037	-1.46	0.0035	0.0037	-1.11
持股率變動 (%)	0.6182	6.5597	1.0439	0.1924	3.29	0.9713	-0.0965	4.06
外資								
持股數平減公司規模 (股/元)	0.0028	0.0046	0.0027	0.0029	-1.41	0.0027	0.0030	-1.72
持股率變動 (%)	0.9196	5.3012	1.1853	0.6540	2.54	1.1301	0.4937	2.98
週轉率 (%)	0.0182	0.0677	0.0178	0.0185	-0.24	0.0173	0.0200	-1.06
投信								
持股數平減公司規模 (股/元)	0.0006	0.0013	0.0006	0.0006	-0.84	0.0006	0.0005	1.60
持股率變動 (%)	-0.2980	3.8195	-0.1630	-0.4330	1.79	-0.1720	-0.5530	2.60
週轉率 (%)	0.0267	0.0985	0.0257	0.0276	-0.47	0.0276	0.0247	0.77
自營商								
持股數平減公司規模 (股/元)	0.0002	0.0005	0.0002	0.0002	0.75	0.0002	0.0001	1.54
持股率變動 (%)	-0.0034	0.8757	0.0218	-0.0285	1.45	0.0134	-0.0373	1.48
週轉率 (%)	0.0286	0.1941	0.0330	0.0242	1.16	0.0312	0.0233	1.29
<b>控制變數</b>								
Tobin's Q	0.4102	0.1651	0.4198	0.4007	2.92	0.4135	0.4037	1.44
報酬率 (%)	17.9657	63.7803	21.5746	14.3568	2.87	19.8835	14.0849	2.29
每股盈餘	1.2242	2.7566	1.2628	1.1855	0.71	1.2432	1.1857	0.53
資產報酬率	7.2635	9.1501	7.3742	7.1528	0.61	7.3484	7.0919	0.69
投資機會	0.0222	0.0374	0.0240	0.0203	2.50	0.0235	0.0194	2.51
公司規模	6.8122	0.5250	6.6309	6.9935	-18.61	6.6823	7.0750	-17.63
公司多角化程度	0.6087	0.8451	0.6535	0.5639	2.69	0.6350	0.5556	2.98
公司與產業盈餘的相關性	-1.0021	1.0122	-1.1247	-0.8795	-6.17	-1.0657	-0.8733	-4.54
產業集中度	0.0871	0.0945	0.0796	0.0945	-4.01	0.0805	0.1004	-4.87
公司盈餘趨勢	1.7200	1.4196	1.8290	1.6111	3.89	1.7738	1.6113	3.00
產業公司數	1.8123	0.5458	1.8554	1.7692	4.01	1.8562	1.7236	5.82

#### 4.1 機構投資人對股票報酬的影響

機構投資人在股票市場中具有相當的示範作用及領先效果，在檢驗機構投資人投資行為所釋放的資訊內涵之前，先瞭解機構投資人對股票報酬的影響。表 2 模型 (1) 與 (2) 分別放入整體機構投資人買賣超市值與持股率變動的變數，發現買賣超市值與持股率變動皆對公司股票報酬有顯著正向的影響，顯示整體機構投資人的持股對公司股票報酬確實具有顯著正向的影響。模型 (3) 至 (5) 進一步區分三種類型的機構投資人，模型中分別放入外資、投信與自營商的持股率變動，結果顯示三者的持股率變動對股票報酬有顯著正向的影響。模型 (6) 同時考慮三者的週轉率，也發現週轉率對股票報酬的正面影響，表示機構投資人經常交易的公司其股票報酬有較佳的表現。整體而言，表 2 發現機構投資人持股與週轉率對股票報酬皆有正向的影響，但受機構投資人青睞的公司，其股票報酬究竟隱含何種訊息？這些投資活動所釋放的訊息為何？因此進一步探討機構投資人投資行為與股票報酬同步性的關聯性。

#### 4.2 機構投資人對股票報酬同步性的影響

表 3 以股票報酬同步性為依變數估計迴歸模型，首先由整體機構投資人的角度來看，不論機構投資人持股數或持股率變動對股票報酬同步性皆有顯著負向的影響，與 Piotroski and Roulstone (2004) 的結果相符，機構投資人持股高的公司所釋放出的股價資訊隱含較多公司特有層面的訊息。然而 Piotroski and Roulstone (2004) 的研究僅分析整體機構投資人的影響，本研究於模型 (3) 與 (4) 進一步探究不同類型的機構投資人與同步性的關聯性是否有異，結果發現外資與自營商持股數愈高，股價會釋放出較多公司特有資訊，可見整體機構投資人持股數與同步性的負向關係，主要來自外資與自營商持股數的影響。投信持股數所釋出的交易型態資訊則相反，投信持股較多的公司，其股價含有較多市場與產業相關的資訊。而外資與投信持股率變動<sup>4</sup>愈高，股票報酬同步性愈低，股票報酬隱含愈多公司特有資訊。以三類型機構投資人的週轉率為自變數時，並未發現交易頻率與同步性有顯著的關聯性，表示雖然機構投資人交易頻

<sup>4</sup>投信持股數與持股率變動對股票報酬同步性影響的方向相反的原因是持股率變動會受到投資組合中其他股票股數的影響，如某投信之投資組合有甲乙兩檔股票，若上期此兩檔股票股數分別為 10 與 50，這期投信分別加碼 20 與 5，假設股價不變下，投信於甲股票持股率變動為增加 18.6% ( $30/(10+20+50+5)-10/(10+50)$ )，而乙股票減少 18.6% ( $55/(10+20+50+5)-50/(10+50)$ )，投信對兩檔股票持股數皆呈現增加的情況，而於持股率變動則是一增一減，因此使兩種衡量方式實證結果不一致。

繁的股票有較佳的報酬率，但並未對股票報酬蘊含的資訊型態有明顯的影響，因此後續實證模型未考慮週轉率的變數。

表 2：機構投資人對股票報酬率的影響

表中列出全體樣本公司的迴歸分析，觀察值 2,558 筆，依變數皆為股票報酬率，所有模型皆加入 17 個產業別虛擬變數，表中顯示各模型的迴歸係數，括弧中為 P 值。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
截距項	626.597 (0.000)	658.074 (0.000)	642.606 (0.000)	564.986 (0.000)	635.934 (0.000)	631.712 (0.000)
機構投資人買賣超市值	30.399 (0.049)					
機構投資人持股率變動		2.990 (0.000)				
外資持股率變動			1.289 (0.000)			
投信持股率變動				5.702 (0.000)		
自營商持股率變動					9.190 (0.000)	
外資週轉率						116.362 (0.000)
投信週轉率						108.665 (0.000)
自營商週轉率						29.788 (0.000)
Tobin's Q	11.686 (0.163)	12.402 (0.118)	12.170 (0.144)	8.753 (0.262)	9.964 (0.230)	8.983 (0.269)
每股盈餘	7.056 (0.000)	5.987 (0.000)	6.590 (0.000)	6.982 (0.000)	6.799 (0.000)	5.779 (0.000)
投資機會	-62.411 (0.090)	-49.802 (0.153)	-59.905 (0.101)	-48.876 (0.154)	-63.220 (0.083)	-63.373 (0.075)
公司規模	-2.450 (0.330)	-6.260 (0.008)	-3.690 (0.140)	-1.816 (0.434)	-1.372 (0.578)	-4.658 (0.057)
公司多角化程度	1.464 (0.325)	1.355 (0.336)	1.356 (0.359)	1.349 (0.330)	1.985 (0.179)	1.340 (0.352)
公司與產業盈餘的相關性	-0.629 (0.606)	-0.435 (0.707)	-0.494 (0.684)	-0.771 (0.499)	-0.669 (0.581)	-0.887 (0.454)
產業集中度	-329.243 (0.020)	-320.656 (0.017)	-329.106 (0.019)	-273.821 (0.038)	-349.002 (0.013)	-328.844 (0.017)
公司盈餘趨勢	-0.651 (0.490)	-1.253 (0.162)	-0.829 (0.378)	-0.811 (0.357)	-0.931 (0.320)	-0.786 (0.390)
產業公司數	-56.948 (0.000)	-58.643 (0.000)	-58.012 (0.000)	-56.120 (0.000)	-55.971 (0.000)	-54.448 (0.000)
產業別虛擬變數	有	有	有	有	有	有
Adjusted R <sup>2</sup>	0.111	0.202	0.121	0.227	0.126	0.167
F 值	12.850	24.917	14.002	28.792	14.618	18.642

表 3：機構投資人對股票報酬同步性的影響

表中列出全體樣本公司的迴歸分析，依變數皆為股票報酬同步性，所有模型皆加入 17 個產業別虛擬變數，表中顯示各模型的迴歸係數，括弧中為 P 值。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
截距項	1.638 (0.065)	1.857 (0.035)	1.334 (0.134)	1.789 (0.042)	1.780 (0.046)
機構投資人持股數平減公司規模	-6.461 (0.000)				
機構投資人持股率變動		-0.007 (0.000)			
外資持股數平減公司規模			-7.622 (0.000)		
投信持股數平減公司規模			11.148 (0.068)		
自營商持股數平減公司規模			-46.626 (0.001)		
外資持股率變動				-0.009 (0.000)	
投信持股率變動				-0.004 (0.049)	
自營商持股率變動				-0.007 (0.412)	
外資週轉率					-0.144 (0.194)
投信週轉率					0.076 (0.319)
自營商週轉率					-0.027 (0.473)
Tobin's Q	-0.461 (0.000)	-0.423 (0.000)	-0.453 (0.000)	-0.426 (0.000)	-0.421 (0.000)
每股盈餘	-0.013 (0.000)	-0.012 (0.000)	-0.015 (0.000)	-0.011 (0.000)	-0.014 (0.000)
投資機會	-0.090 (0.683)	-0.204 (0.351)	-0.109 (0.619)	-0.199 (0.361)	-0.178 (0.418)
公司規模	0.396 (0.000)	0.389 (0.000)	0.403 (0.000)	0.392 (0.000)	0.383 (0.000)
公司多角化程度	-0.007 (0.448)	-0.006 (0.517)	-0.008 (0.363)	-0.006 (0.525)	-0.006 (0.472)
公司與產業盈餘的相關性	0.021 (0.004)	0.020 (0.005)	0.020 (0.005)	0.020 (0.005)	0.021 (0.004)
產業集中度	-1.867 (0.027)	-1.998 (0.018)	-1.685 (0.046)	-1.961 (0.020)	-1.901 (0.025)
公司盈餘趨勢	-0.028 (0.000)	-0.028 (0.000)	-0.026 (0.000)	-0.028 (0.000)	-0.029 (0.000)
產業公司數	-0.441 (0.000)	-0.452 (0.000)	-0.427 (0.000)	-0.450 (0.000)	-0.446 (0.000)
產業別虛擬變數	有	有	有	有	有
Adjusted R <sup>2</sup>	0.317	0.323	0.320	0.324	0.313
F 值	44.856	46.213	42.472	43.261	41.082

以整體機構投資人角度觀察得知，機構投資人持股高的公司其股價含有較多公司特有層面的訊息，由於外資持股數佔整體機構投資人八成以上，因此進一步區分外資，投信與自營商三類型的機構投資人發現，外資投資活動所釋出的股價資訊與整體機構投資人相近，外資持股數高與持股率變動高的公司，股票報酬同步性較低，含有較多公司特有資訊；當投信持股率變動愈高，或自營商持股數愈高時，該公司股票報酬同步性也會有負向的表現。

### 4.3 穩健性檢驗—高權值股、MSCI 成分股與主導類型

接下來進行研究結果的穩健性檢驗，穩健性檢驗的考量有三：首先考量高權值股的影響。在計算同步性變數時，市場報酬率採用的是大盤加權股價指數的報酬率，由於台股指數的編列是以上市公司的市值加權，大型公司因此被給予較高的權重，而外資投資時又常偏向投資高權值股。若上述的現象會影響研究結果，應該會出現下列兩個現象：第一、公司規模對同步性有正向的影響。這個現象在本研究模型估計的結果確實有這樣的發現，但規模對同步性的影響已透過迴歸模型中所加入的公司規模變數加以控制，應可排除此顧慮；第二、若外資偏好高權值股，而高權值股同步性較高，則外資持股數高或持股率變動增加時，公司的同步性應該會提高。然而本研究實證的結果是，外資持股數高或持股率變動增加時，公司的同步性會降低，因此縱使有外資偏好高權值股使公司同步性提高的疑慮，本研究仍發現外資持股對同步性的負向影響，可見外資持股的負向影響強度更勝於外資偏好高權值股的影響，此疑慮其實更能突顯外資持股對同步性負向影響的程度。

綜合以上所述，雖然大型公司與外資偏好的現象應不至於影響本研究的結果，但為求謹慎，本研究刪除高權值股（市值權重大於等於 0.5%）<sup>5</sup> 的樣本後，觀察值尚有 2,233 筆，再重新估計模型，結果與全體樣本的結果相似，由於本文著重在三類機構投資人的投資行為，因此表 4 僅列表 3 模型 (3) 與模型 (4) 重新估計的結果。

由表 4 模型 (1) 與模型 (2) 的結果得知，刪除高權值股後的結果不變，外資與自營商持股數愈高的公司，股票報酬同步性愈低，含有愈多公司特有資訊；投信持股數對同步性的影響仍維持正向，係數變得更為顯著，達 1% 的顯著水準。持股率變動方面也維持相同的結果，顯示外資與投信的持股率變動對同步性有顯著負向的影響，其中投信持股率變動的係數變得更加顯著，達 1% 的顯著水準；

<sup>5</sup>本文亦刪除高權值股（市值權重大於等於 1%）的樣本後，得到的實證結果一致。

自營商持股率變動的係數則仍未達顯著水準。可見台股指數的編列方式與外資偏好高權值股的現象並不影響本研究的結果，刪除高權值股樣本後的結果與原本的發現一致，僅提高部分迴歸係數的顯著水準，係數的方向維持不變。

表 4：機構投資人對股票報酬同步性的影響—考量高權值股與 MSCI 成分股

此表分別刪除高權值股與 MSCI 成分股的樣本，重新估計表 3 的模型 (3) 與 (4)。本表中的模型 (1) 與 (2) 為刪除高權值股 (市值權重大於等於 0.5%) 樣本後的迴歸分析；模型 (3) 與 (4) 則為刪除 MSCI 成分股樣本後的迴歸分析。表中顯示各模型的迴歸係數，括弧中為 P 值。

	刪除高權值股 (N=2,233)		刪除 MSCI 成分股 (N=2,510)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
截距項	0.354 (0.706)	0.721 (0.437)	1.178 (0.187)	1.663 (0.060)
外資持股數平減公司規模	-6.827 (0.001)		-7.841 (0.000)	
投信持股數平減公司規模	7.590 (0.000)		10.863 (0.000)	
自營商持股數平減公司規模	-34.856 (0.017)		-45.082 (0.001)	
外資持股率變動		-0.008 (0.000)		-0.009 (0.000)
投信持股率變動		-0.004 (0.000)		-0.004 (0.000)
自營商持股率變動		-0.000 (0.972)		-0.004 (0.625)
Tobin's Q	-0.434 (0.000)	-0.413 (0.000)	-0.466 (0.000)	-0.437 (0.000)
每股盈餘	-0.016 (0.000)	-0.013 (0.000)	-0.015 (0.000)	-0.012 (0.000)
投資機會	-0.329 (0.178)	-0.429 (0.075)	-0.155 (0.485)	-0.252 (0.252)
公司規模	0.470 (0.000)	0.463 (0.000)	0.414 (0.000)	0.402 (0.000)
公司多角化程度	0.026 (0.333)	0.028 (0.292)	-0.007 (0.403)	-0.005 (0.596)
公司與產業盈餘的相關性	0.020 (0.007)	0.020 (0.008)	0.021 (0.005)	0.021 (0.005)
產業集中度	-1.120 (0.210)	-1.365 (0.124)	-1.535 (0.070)	-1.835 (0.030)
公司盈餘趨勢	-0.012 (0.078)	-0.014 (0.049)	-0.027 (0.000)	-0.029 (0.000)
產業公司數	-0.436 (0.000)	-0.453 (0.000)	-0.437 (0.000)	-0.460 (0.000)
產業別虛擬變數	有	有	有	有
Adjusted R <sup>2</sup>	0.318	0.323	0.324	0.327
F 值	36.808	37.652	42.383	43.076

其次考量投信法人的投資策略，由於有些投信法人的基金屬於被動式基金，該基金投資策略為複製特定指數的報酬，所以其投資標的股票所釋出的訊息可能較不具資訊性質，考量此投資策略對研究結果的影響，本研究從全體樣本中刪除 MSCI 成分股的樣本，刪除後的觀察值為 2,510 筆，重新估計模型的結果列於模型 (3) 與 (4)，結果仍維持不變。外資與自營商持股數對同步性有負向的影響，外資與投信持股率變動也對同步性有負向的影響，皆顯示股票報酬中含有較多公司特有資訊；投信持股數則對同步性有正向的影響，股票報酬中含有較多市場與產業面的資訊。

最後，本研究採其他方法衡量機構投資人的投資活動，依機構投資人主導類型進行分類，若公司的外資持股比例皆分別大於投信與自營商持股比例，則將該樣本歸類為外資主導的公司，有 1,859 筆，佔整體樣本的 72.7%；同理，投信主導的公司有 386 筆，佔 15.1%，自營商主導的公司則有 137 家，僅佔 5.4%，另有 176 家不屬於上述三類的公司，無明確的機構投資人主導。

為檢驗機構投資人投資行為對股票報酬同步性的影響是否受到主導類型的影響，表 5 以機構投資人主導類型的虛擬變數為自變數進行迴歸分析，探討主導類型對股票報酬同步性的影響，主要研究變數為外資、投信與自營商主導三個虛擬變數，1 代表為該類型主導的公司，0 則非該類型主導的公司。估計結果顯示：不論採用全體樣本、刪除高權值股或刪除 MSCI 成分股，都得到一致的結果，投信主導的係數為顯著的負值，且在三個模型中皆達 1% 的顯著水準，而外資與自營商主導得係數皆未達顯著水準，這樣的結果表示，與無明確機構投資人類型主導的公司相較之下，投信主導的公司其股票報酬同步性較高，此結果呼應表 3 模型 (3) 的結果，表示投信持股愈多或由投信主導的公司，確實會在股票報酬中反應較多市場與產業面的資訊。外資與自營商主導的影響變得不顯著可能是因為將變數調整為名目尺度，其衡量方式較為粗略，使兩主導類型的影響降低。

#### 4.4 深入剖析機構投資人與同步性的關聯性—聯立方程式

由以上的分析得知，不同類型機構投資人的持股數對同步性的影響有差異：投信持股數對同步性有正向的影響，而外資與自營商持股數則有負向的影響，表示投信與另兩類機構投資人持股對股票報酬資訊內涵的影響有所不同。截至目前為止我們尚未考量研究中可能存在的自我選擇誤差，機構投資人可能因為公司股票報酬中隱含公司特有資訊程度的不同，而影響其對該公司持股的意願。

表 5：主導類型對股票報酬同步性的影響—考量高權值股與 MSCI 成分股

模型 (1) 以全體樣本進行迴歸分析，觀察值 2,558 筆；模型 (2) 為刪除高權值股 (大於等於 0.5% 市值權重) 樣本後的迴歸分析，觀察值 2,233 筆；模型 (3) 則刪除 MSCI 成分股樣本後的迴歸分析，觀察值 2,510 筆。所有模型皆以股票報酬同步性為依變數，自變數中外資主導、投信主導與自營商主導皆為虛擬變數，1 代表為該類型主導的公司，0 則非該類型主導的公司，控制變數包括 17 個產業別虛擬變數，表中顯示各模型的迴歸係數，括弧中為 P 值。

	(1) 全體樣本	(2) 刪除高權值股	(3) 刪除 MSCI 成分股
截距項	1.480 (0.000)	1.406 (0.000)	1.019 (0.015)
外資主導	0.006 (0.660)	0.004 (0.750)	-0.006 (0.646)
投信主導	0.032 (0.000)	0.029 (0.000)	0.018 (0.000)
自營商主導	0.003 (0.868)	0.002 (0.929)	-0.006 (0.759)
Tobin's Q	-0.185 (0.000)	-0.190 (0.000)	-0.189 (0.000)
每股盈餘	-0.007 (0.000)	-0.008 (0.000)	-0.008 (0.000)
投資機會	-0.067 (0.491)	-0.090 (0.355)	-0.189 (0.081)
公司規模	0.175 (0.000)	0.179 (0.000)	0.208 (0.000)
公司多角化程度	-0.003 (0.459)	-0.003 (0.492)	0.017 (0.159)
公司與產業盈餘的相關性	0.010 (0.002)	0.010 (0.002)	0.010 (0.005)
產業集中度	-0.969 (0.010)	-0.897 (0.017)	-0.696 (0.082)
公司盈餘趨勢	-0.011 (0.000)	-0.012 (0.000)	-0.007 (0.030)
產業公司數	-0.222 (0.000)	-0.225 (0.000)	-0.225 (0.000)
產業別虛擬變數	有	有	有
Adjusted R <sup>2</sup>	0.336	0.338	0.330
F 值	45.549	45.186	38.851

機構投資人與股票報酬同步性有可能皆為內生變數，僅由單一方程式解釋機構投資人持股的影響，可能使迴歸模型估計的機構投資人持股係數存在自我選擇

偏誤。上述的研究結果支持機構投資人的投資行為會影響股票報酬所釋放的資訊，外資與自營商持股高會使股票報酬中公司特有資訊量提高，投信的持股則會提高市場與產業的資訊含量，但是有可能同步性的高低也同時影響機構投資人的持股，若同步性是內生變數，那麼機構投資人的持股與隨機誤差項可能有相關，進而影響上述的研究發現。

因此本研究建立聯立方程式解決此疑慮，表 6 採二階段最小平方方法建立聯立方程式，延續 Kelejian (1971) 的研究，以所有自變數為工具變數。模型 (1) 以外資持股數與同步性為依變數的聯立方程式，發現同步性低的公司外資持股數提高，當股票報酬中含有較多公司特有資訊時會比較吸引外資，在自變數中包含另兩類型的機構投資人持股數變數，結果發現外資的投資模式與自營商相異，自營商持股數高的公司外資反而持股數較低，投信的持股則與外資相似。規模大的公司比較受外資的青睞，此與 Dahlquist and Robertsson (2001) 的發現相近，他們認為外資偏好大型公司的理由是基於對公司的認可與資訊不對稱。以同步性為依變數的迴歸模型結果發現，外資的持股數對同步性仍存在顯著負向的影響，與表 3 的結論一致，且外資持股數與股票報酬同步性互為內生變數，外資偏好同步性低的公司，而透過外資的高持股也會使股票報酬中隱含較多公司特有資訊。

模型 (2) 與模型 (3) 的結果也都與表 3 的發現相同，考量內生性後，主要的研究發現仍維持不變，再次驗證投信持股數愈多，同步性愈高，股票報酬中隱含愈多市場與產業資訊；自營商持股數愈多，則同步性愈低，股票報酬中隱含愈多公司特有資訊。投信持股數不僅會受外資與自營商持股數的正向影響，由聯立方程式的結果顯示，投信持股數與同步性互為內生變數，投信因股票報酬中市場與產業資訊量較多而提高持股數，而投信持股數偏高又會進一步提高股票報酬的同步性。自營商持股數與同步性也互為內生變數，自營商偏好同步性低的公司，而透過自營商的高持股使股票報酬中含較多公司特有資訊。

為考量高權值股與投信法人投資策略的影響，本研究分別刪除高權值股與 MSCI 成分股，再重新估計表 6 的聯立方程式，結果分別列於表 7 的 A 與 B 欄，為節省篇幅表中僅顯示主要研究變數迴歸係數估計的結果。結果與表 6 的結果相符，顯示高權值股與投信法人的投資策略並不會影響本研究的實證結果。

總結聯立方程式的估計結果得知，外資與投信持股偏好較一致，投信與自營商持股偏好也較一致，外資與自營商持股偏好則相反。同步性的高低皆會影響外資、投信與自營商的持股數，再進而透過外資、投信與自營商的持股數影響股票報酬同步性。上述結果在考慮高權值股與投信法人投資策略後仍維持不變，可見機構投資人投資行為與股票報酬同步性互為內生變數，投資行為具有內生性。

表 6：機構投資人持股數與同步性關聯性的聯立方程式

表中以 2000 至 2005 為研究期間共計 2,558 筆觀察值，採二階段最小平方法估計外資/投信/自營商持股數與同步性關聯性的聯立方程式：外資/投信/自營商持股數= $f$ (同步性，其他類型機構投資人持股數，負債比率，Tobin's Q，報酬率，資產報酬率，投資機會，公司規模，公司多角化程度，公司與產業盈餘的相關性，產業集中度，公司盈餘趨勢，產業公司數，產業別虛擬變數)，同步性= $f$ (外資/投信/自營商持股數，Tobin's Q，報酬率，每股盈餘，投資機會，公司規模，公司多角化程度，公司與產業盈餘的相關性，產業集中度，公司盈餘趨勢，產業公司數，產業別虛擬變數)。各模型的依變數列於第二列，表中顯示各模型的迴歸係數，括弧中為 P 值。

	(1)		(2)		(3)	
	外資持股數 平減公司規模	同步性	投信持股數 平減公司規模	同步性	自營商持股數 平減公司規模	同步性
截距項	-0.056 (0.000)	1.929 (0.030)	0.008 (0.003)	2.230 (0.012)	-0.002 (0.060)	2.277 (0.010)
同步性	-0.001 (0.000)		0.000 (0.001)		-0.000 (0.002)	
外資持股數平減 公司規模		-7.077 (0.000)	0.009 (0.000)		-0.008 (0.000)	
投信持股數平減 公司規模	0.126 (0.000)			15.939 (0.011)	0.060 (0.000)	
自營商持股數平 減公司規模	-0.494 (0.002)		0.285 (0.000)			-35.826 (0.010)
負債比率	-0.000 (0.223)		-0.000 (0.278)	-0.402 (0.000)	0.000 (0.941)	
Tobin's Q	0.028 (0.308)	-0.454 (0.000)	0.008 (0.286)	-0.001 (0.000)	-0.000 (0.958)	-0.409 (0.000)
報酬率	-0.000 (0.376)	-0.001 (0.000)	0.000 (0.000)		0.000 (0.549)	-0.001 (0.000)
資產報酬率	-0.000 (0.000)		0.000 (0.000)		-0.000 (0.829)	
每股盈餘		-0.009 (0.003)		-0.011 (0.000)		-0.010 (0.002)
投資機會	0.011 (0.000)	-0.133 (0.543)	0.002 (0.006)	-0.247 (0.261)	-0.000 (0.961)	-0.213 (0.331)
公司規模	0.003 (0.000)	0.397 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.379 (0.000)	0.000 (0.001)	0.378 (0.000)
公司多角化程度	-0.000 (0.187)	-0.006 (0.493)	0.000 (0.099)	-0.005 (0.536)	-0.000 (0.201)	-0.006 (0.531)
公司與產業盈餘 的相關性	-0.000 (0.248)	0.020 (0.006)	0.000 (0.015)	0.019 (0.008)	0.000 (0.043)	0.021 (0.003)
產業集中度	0.023 (0.018)	-2.016 (0.017)	-0.006 (0.034)	-2.118 (0.012)	0.001 (0.250)	-2.155 (0.011)
公司盈餘趨勢	0.000 (0.000)	-0.028 (0.000)	0.000 (0.201)	-0.030 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.029 (0.000)
產業公司數	0.002 (0.000)	-0.472 (0.000)	-0.000 (0.044)	-0.488 (0.000)	0.000 (0.337)	-0.489 (0.000)
產業別虛擬變數	有	有	有	有	有	有
Adjusted R <sup>2</sup>	0.202	0.324	0.252	0.321	0.052	0.321
Durbin-Watson	0.741	1.674	1.282	1.677	0.924	1.682

表 7：機構投資人持股數與同步性關聯性的聯立方程式—考量高權值股與 MSCI 成分股

A 欄為刪除高權值股（大於等於 0.5% 市值權重）樣本後的迴歸分析，B 欄則為刪除 MSCI 成分股樣本後的迴歸分析，模型皆採二階段最小平方法估計外資/投信/自營商持股數與同步性關聯性的聯立方程式：外資/投信/自營商持股數 =  $f$ (同步性, 其他類型機構投資人持股數, 負債比率, Tobin's Q, 報酬率, 資產報酬率, 投資機會, 公司規模, 公司多角化程度, 公司與產業盈餘的相關性, 產業集中度, 公司盈餘趨勢, 產業公司數, 產業別虛擬變數), 同步性 =  $f$ (外資/投信/自營商持股數, Tobin's Q, 報酬率, 每股盈餘, 投資機會, 公司規模, 公司多角化程度, 公司與產業盈餘的相關性, 產業集中度, 公司盈餘趨勢, 產業公司數, 產業別虛擬變數)。模型的依變數列於各欄的第二列, 為節省篇幅表中僅顯示主要研究變數的迴歸係數, 括弧中為 P 值。

	(1)		(2)		(3)	
A 欄：	外資持股		投信持股		自營商持	
刪除高權值股	數平減公		數平減公		股數平減	
(N=2,233)	司規模	同步性	司規模	同步性	公司規模	同步性
同步性	-0.001		0.000		-0.000	
	(0.000)		(0.008)		(0.032)	
外資持股數平		-6.393	0.010		-0.008	
減公司規模		(0.001)	(0.002)		(0.002)	
投信持股數平	0.117			15.442	0.056	
減公司規模	(0.004)			(0.017)	(0.000)	
自營商持股數	-0.428		0.263			-24.659
平減公司規模	(0.007)		(0.000)			(0.086)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.159	0.328	0.270	0.326	0.049	0.326
Durbin-Watson	0.750	1.748	1.343	1.748	0.860	1.756
	(4)		(5)		(6)	
B 欄：	外資持股		投信持股		自營商持	
刪除 MSCI 權值	數平減公		數平減公		股數平減	
股(N=2,510)	司規模	同步性	司規模	同步性	公司規模	同步性
同步性	-0.001		0.000		-0.000	
	(0.000)		(0.001)		(0.003)	
外資持股數平		-7.335	0.007		-0.008	
減公司規模		(0.000)	(0.000)		(0.000)	
投信持股數平	0.104			16.273	0.061	
減公司規模	(0.001)			(0.010)	(0.000)	
自營商持股數	-0.495		0.280			-33.987
平減公司規模	(0.002)		(0.000)			(0.014)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.201	0.329	0.254	0.326	0.052	0.325
Durbin-Watson	0.733	1.697	1.283	1.699	0.938	1.705

## 5 結論

本研究以 2000 至 2005 年間在台灣證券交易所上市的公司為研究對象，整體研究樣本的股票報酬約 40.68% 由市場與產業的報酬所解釋，與 Morck *et al.* (2000) 以當地市場與美國市場報酬衡量的  $R^2$  接近，但與 Piotroski and Roulstone (2004) 的  $R^2$  及同步性相較之下卻明顯有偏高的傾向，顯示台灣的股價容易發生同漲同跌的現象，政治面的因素與謠傳容易對市場產生影響，使股價易受整體基本面的影響因此同步性偏高。

本研究旨在檢驗機構投資人投資行為與股票報酬同步性的關聯性，研究發現機構投資人持股數高或持股率變動高的公司，釋放的股價資訊隱含較多公司特有層面的訊息，此與 Piotroski and Roulstone (2004) 的結果相似。由機構投資人的持股數來看，外資與自營商持股數高的公司，股票報酬同步性較低，含有較多公司特有資訊，投信持股數較多或由投信主導的公司，其股價含有較多市場與產業相關的資訊；由持股率變動的角度來看，外資、投信與自營商股率變動愈高，股票報酬同步性愈低，股票報酬隱含愈多公司特有資訊。

考量機構投資人可能因為公司股票報酬中隱含公司特有資訊程度的不同，而影響其對該公司持股的意願，本研究採二階段最小平方方法建立聯立方程式。考量內生性後，上述的研究發現仍維持不變，且透過聯立方程式估計的結果得知，同步性的高低會影響外資/投信/自營商的持股數，再進而透過外資/投信/自營商的持股數影響股票報酬同步性，顯示機構投資人投資行為與股票報酬同步性互為內生變數。穩健性檢驗結果顯示，上述的結果皆不受高權值股與投信法人投資策略的影響。

## 參考文獻

- Bae, K.-H., R. M. Stulz, and H. Tan, (2008), "Do Local Analysts Know More? A Cross-country Study of the Performance of Local Analysts and Foreign Analysts," *Journal of Financial Economics*, 88, 581-606.
- Baik, B., J.-K. Kang, and J.-M. Kim, (2010), "Local Institutional Investors, Information Asymmetries, and Equity Returns," *Journal of Financial Economics*, 97, 81-106.
- Balsam, S., E. Bartov, and C. Marquardt, (2002), "Accruals Management, Investor

- Sophistication, and Equity Valuation: Evidence from 10-Q Filings,” *Journal of Accounting Research*, 40, 987-1012.
- Bartov, E., S. Radhakrishnan, and I. Krinsky, (2000), “Investor Sophistication and Patterns in Stock Returns after Earnings Announcements,” *The Accounting Review*, 75, 43-63.
- Brickley, J. A., R. C. Lease, and C. W. Smith Jr, (1988), “Ownership Structure and Voting on Antitakeover Amendments,” *Journal of Financial Economics*, 20, 267-291.
- Bushee, B., (1998), “The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior,” *The Accounting Review*, 73, 305-333.
- Chakravarty, S., (2001), “Stealth-Trading: Which Traders’ Trades Move Stock Prices?” *Journal of Financial Economics*, 61, 289-307.
- Chan, L. K. C., and J. Lakonishok, (1995), “The Behavior of Stock Prices Around Institutional Trades,” *Journal of Finance*, 50, 1147-1174.
- Chiao, C., D. C. Cheng, and Y. Shao, (2006), “The Informative Content of the Net-Buy Information of Institutional Investors in the Taiwan Stock Market: A Revisit Using Conditional Analysis,” *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 9, 661-697.
- Chiao, C. and K.-I. Lin, (2004), “The Informative Content of the Net-Buy Information of Institutional Investors: Evidence from the Taiwan Stock Market,” *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 7, 259-288.
- Chiao, C., Z.-M. Wang, and H.-L. Lai, (2009), “Order Submission Behaviors and Opening Price Behaviors: Evidence from an Emerging Market,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 33, 253-278.
- Choe, H., B.-C. Kho, and R. M. Stulz, (2005), “Do Domestic Investors Have an Edge? The Trading Experience of Foreign Investors in Korea,” *Review of Financial Studies*, 18, 795-829.
- Clement, M., (1999), “Analyst Forecast Accuracy: Do Ability, Resources, and Portfolio Complexity Matter?” *Journal of Accounting and Economics*, 27, 285-303.
- Cohen, R., P. Gompers, and T. Vuolteenaho, (2002), “Who Underreacts to Cash-Flow News? Evidence from Trading Between Individuals and Institutions,” *Journal of Financial Economics*, 66, 409-462.

- Collins, D., G. Gong, and P. Hribar, (2003), "Investor Sophistication and the Mispricing of Accruals," *Review of Accounting Studies*, 8, 251-276.
- Dahlquist, M. and G. Robertsson, (2001), "Direct Foreign Ownership, Institutional Investors, and Firm Characteristics," *Journal of Financial Economics*, 59, 413-440.
- DeFond, M. and M. Hung, (2004), "Investor Protection and Corporate Governance: Evidence from Worldwide CEO Turnover," *Journal of Accounting Research*, 42, 269-312.
- Dennis, P. J. and D. Strickland, (2002), "Who Blinks in Volatile Markets, Individuals or Institutions?" *The Journal of Finance*, 57, 1923-1949.
- Durnev, A., R. Morck, and B. Yeung, (2004), "Value-Enhancing Capital Budgeting and Firm-Specific Stock Return Variation," *Journal of Finance*, 59, 65-105.
- Durnev, A., R. Morck, B. Yeung, and P. Zarowin, (2003), "Does Greater Firm-Specific Return Variation Mean More or Less Informed Stock Pricing?" *Journal of Accounting Research*, 41, 797-836.
- El-Gazzar, S., (1998), "Predisclosure Information and Institutional Ownership: A Cross-Sectional Examination of Market Revaluations during Earnings Announcement Periods," *The Accounting Review*, 73, 119-129.
- Froot, K. A., D. S. Scharfstein, and J. C. Stein, (1992), "Herd on the Street: Informational Inefficiencies in a Market with Short-Term Speculation," *Journal of Finance*, 47, 1461-1484.
- Gul, F. A., J.-B. Kim, and A. A. Qiu, (2010), "Ownership Concentration, Foreign Shareholding, Audit Quality, and Stock Price Synchronicity: Evidence from China," *Journal of Financial Economics*, 95, 425-442.
- Hand, J., (1990), "A Test of the Extended Functional Fixation Hypothesis," *The Accounting Review*, 65, 740-763.
- Hau, H., (2001), "Location Matters: An Examination of Trading Profits," *Journal of Finance*, 56, 1959-1983.
- Jacob, J., T. Lys, and M. Neale, (1999), "Expertise in Forecasting Performance of Security Analysts," *Journal of Accounting and Economics*, 28, 51-82.
- Jiambalvo, J., S. Rajgopal, and M. Venkatachalam, (2002), "Institutional Ownership and the Extent to which Stock Prices Reflect Future Earnings," *Contemporary Accounting Research*, 19, 117-145.

- Kang, J.-K. and R. Stulz, (1997), "Why Is There a Home Bias? An Analysis of Foreign Portfolio Equity Ownership in Japan," *Journal of Financial Economics*, 46, 3-28.
- Ke, B., S. Huddart, and K. Petroni, (2003), "What Insiders Know about Future Earnings and How They Use It: Evidence from Insider Trades," *Journal of Accounting and Economics*, 35, 315-346.
- Kelejian, H., (1971), "Two-Stage Least Squares and Econometric Systems Linear in Parameters but Nonlinear in the Endogenous Variables," *Journal of the American Statistical Association*, 66, 373-374.
- Kim, J., I. Krinsky, and J. Lee, (1997), "Institutional Holdings and Trading Volume Reactions to Quarterly Earnings Announcements," *Journal of Accounting Auditing and Finance*, 12, 1-14.
- King, B., (1966), "Market and Industry Factors in Stock Price Behavior," *Journal of Business*, 39, 139-190.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, (1992), "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, 32, 23-43.
- Li, K., R. Morck, F. Yang, and B. Yeung, (2004), "Firm-specific Variation and Openness in Emerging Markets," *The Review of Economics and Statistics*, 86, 658-669.
- Manne, H. G., (1966), *Insider Trading and the Stock Market*, The Free Press.
- McConnell, J. J. and H. Servaes, (1990), "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value," *Journal of Financial Economics*, 27, 595-612.
- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu, (2000), "The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets Have Synchronous Stock Price Movements?" *Journal of Financial Economics*, 58, 215-260.
- Nofsinger, J. R. and R. W. Sias, (1999), "Herding and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors," *The Journal of Finance*, 54, 2263-2295.
- Piotroski, J. D. and D. T. Roulstone, (2004), "The Influence of Analysts, Institutional Investors, and Insiders on the Incorporation of Market, Industry, and Firm-Specific Information into Stock Prices," *The Accounting Review*, 79(4), 1119-1151.
- Piotroski, J. D. and D. T. Roulstone, (2005), "Do Insider Trades Reflect Both Contrarian Beliefs and Superior Knowledge about Future Cash Flow

- Realizations?" *Journal of Accounting and Economics*, 39, 55-81.
- Pound, J., (1988), "Proxy Contests and the Efficiency of Shareholder Oversight," *Journal of Financial Economics*, 20, 237-265.
- Jiambalvo, J., S. Rajgopal, and M. Venkatachalam, (2002), "Institutional Ownership and the Extent to which Stock Prices Reflect Future Earnings," *Contemporary Accounting Research*, 19, 117-145.
- Roll, R., (1988), "R-Squared," *Journal of Finance*, 43, 541-566.
- Seyhun, H. N., (1992), "Why Does Aggregate Insider Trading Predict Future Stock Returns?" *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1303-1331.
- Utama, S. and W. Cready, (1997), "Institutional Ownership, Differential Predisclosure Precision and Trading Volume at Announcement Dates," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 129-150.
- Walther, B., (1997), "Investor Sophistication and Market Earnings Expectations," *Journal of Accounting Research*, 35, 157-179.
- Wurgler, J., (2000), "Financial Markets and the Allocation of Capital," *Journal of Financial Economics*, 58, 187-214.