

## 機構投資者持股與分析師跟隨對企業股權價值評估之攸關性

金慶平\* 周彥妤\*\* 李佳玲\*\*\*

**摘要：**本文延伸 Ohlson (1995) 股權評價模型，探討機構投資者持股與分析師跟隨在企業股權價值評估中的作用。根據過去文獻，本文分別以機構投資者持股和分析師跟隨來代表買方 (buy-side) 分析師和賣方 (sell-side) 分析師的意見。本文由一階向量自我迴歸模型 (VAR(1) model) 的線性動態資訊系統，推導出包括機構投資者持股比率與分析師跟隨數目的股權評價模型封閉解。

本研究之實證結果發現機構投資者持股比率與分析師跟隨數目對企業股權價值的影響均為正向的且具統計顯著性，模型估計之調整後  $R^2$  值也顯示額外加入機構投資者持股比率與分析師跟隨數目確實能提高對股價的解釋能力，因此在解釋股價時應同時考量這二個非會計資訊的代理變數。此外，本研究也探討不同程度的機構投資者持股比率與分析師跟隨數目對股價的影響，並且進行額外分析以完整檢視機構投資者持股和分析師關注對企業股權價值的影響。

**關鍵詞：**股權評價、分析師共識預測、機構投資者持股、分析師跟隨

---

\* 靜宜大學財金系助理教授  
\*\* 靜宜大學財金系助理教授  
\*\*\* 元大寶來期貨公司結算部辦事員

## The Relevance of Institutional Ownership and Analysts following for the Valuation of Equity Price

Chin-Ping King\* Yan-Yu Chou\*\* Jia-Ling Li\*\*\*

**Abstract:** This study aims, with the extension of Ohlson's Model (1995), to examine the effects of institutional ownerships and analysts following on the firm's equity. According to previous literature, the study adopts institutional ownerships and analysts following to respectively capture the perceptions of buy-side analysts and sell-side analysts. With the application of the linear dynamic information system of the first-order vector autoregressive model (VAR(1) model), we attempt to derive the close-form solution of the modified equity valuation formula inclusive of institutional ownerships and analysts following.

The results exhibit the positively significant effects of institutional ownerships and analysts following on the firm's equity valuation. Moreover, the estimated adjusted R square of the model indicates that the addition of institutional ownerships and analysts following indeed statistically increase the explanatory power to the stock price. Thus, we suggest that the two non-accounting proxy variables be simultaneously taken into consideration in the explanation of the stock price. Besides, the results demonstrate that the patterns of equity valuation are affected by the different degrees of institutional ownerships and analysts following. Finally, the additional test is conducted to completely investigate the effect of institutional ownerships and analysts' concerns on the firm's equity valuation.

**Keywords:** equity valuation, analysts' consensus forecast, institutional ownership, analysts following

---

\* Assistant Professor, Department of Finance, Providence University

\*\* Assistant Professor, Department of Finance, Providence University

\*\*\* Clerk, Settlement Department, Yuanta Futures

## 壹、緒論

企業的財務報表提供了企業在營運過程中的財務狀況、經營成果與現金流量的記錄，亦是投資人用以評估企業股權價值的適當工具。除了財務報表提供的量化資訊之外，重大的公司、產業或市場等非會計性訊息也應納入企業的股票價格評估之中，如此才可以有效且完整地評估企業的股權價值。

Ohlson (1995) 股權評價模型首先依照典型的評價模式，由股利折現模型 (discounted dividend model) 出發，在乾淨盈餘會計關係 (clean surplus relation) 的假定之下，得出傳統的剩餘所得評價模型 (residual income valuation model)。接著 Ohlson (1995) 假設異常盈餘 (abnormal earning) 與非會計其他資訊這些變數的時間序列型態，此即所謂的線性動態資訊系統 (linear dynamic information system)。在線性動態資訊系統的假設之下，剩餘所得評價模型 (residual income valuation model) 可以推導出封閉解 (closed form solution)，這個封閉解即為 Ohlson (1995) 的股權評價模型。在 Ohlson (1995) 的股權評價模型中，股價除了受帳面價值與異常盈餘等會計變數的影響之外，也受非會計的其他重要資訊的影響。

Dechow, Hutton, and Sloan (1999) 首先設計出完整的計量架構來直接檢測 Ohlson (1995) 模型之有效性。Dechow et al. (1999) 認為針對 Ohlson (1995) 模型中所謂的其他非會計資訊，通常可以利用分析師對盈餘的共識預測 (consensus forecast) 做為其他非會計資訊的代理變數，而分析師對盈餘的共識預測則為各家券商、投資銀行與各預測機構對某家公司當年的盈餘預測之加總平均。由於會計變數與非會計變數的時間序列性質所形成的動態資訊系統在 Ohlson (1995) 股權評價模型中是十分重要的組成因子，因此 Bar-Yosef, Callen, and Livnat (1996) 將帳面價值、異常盈餘與股利所形成的線性動態資訊系統假設為一階向量自我迴歸模型，並針對此動態資訊系統進行實證研究，而 Myers (1999) 也延伸 Ohlson (1995) 的股權評價模型，將線性動態資訊系統設定為一階向量自我迴歸模型。

本文延伸 Ohlson (1995) 股權評價模型考慮了機構投資者持股比率與分析師跟隨數目對公司股權價值所可能產生的影響。類似 Ayers and Freeman (2003)，本研究認為機構投資者持股比率反映了買方分析師對企業股權價值所提供的額外非會計資訊，而分析師跟隨數目則代表賣方分析師對企業股權價值所提供的額外非會計資訊。機構投資者常被視為精明的市場參與者 (Bushee, 2001; Nagel, 2005)，藉由其專業、研究資源以及對市場脈動的掌握，不僅能有效降低管理階層的投機性和盈餘操縱的情況，亦能提高盈餘預測的正確性，從而影響公司的訂價模式 (Collins, Gong, and Hribar, 2003; Ajinkya, Bhojraj, and Sengupta, 2005)，因此，本文參考過去研究以機構投資者持股比率代表買方分析師所提供的額外非會計資訊 (Ayers and Freeman, 2003; Bushee and Miller, 2012; Frey and Herbst, 2014)，並透過 Ohlson (1995) 的股權評價模型來檢查其對企業股權價值的影響。

類似地，財務分析師透過與管理階層的直接溝通也擁有特定的私有資訊，分析師對企業的評比除了考量公司的財務資訊，也涵蓋了非財務資訊 (Lang and Lundholm, 1996)，這些非會計資訊的囊括有助於縮小預測誤差，進而精確地評價企業 (Dhaliwal, Radhakrishnan, Tsang, and Yang, 2012)。分析師預測的正確性與公司資訊之揭露品質，以及研究該公司所需之資源和成本等因素習習相關 (Lang and Lundholm, 1996; Eng and Teo, 1999; Lehavy, Li, and Merkley, 2011)<sup>1</sup>，除了資訊的供給和需求以外，分析師的評價過程也包含了許多雜訊 (noise)，Frankel, Kothari, and Weber (2006)便係以分析師跟隨的數目加以捕捉之。另外，由於賣方財務分析師在提高公司能見度，以及分析、解釋和傳遞資訊上尤為重要 (Bushee and Miller, 2012; Brown, Call, Clement, and Sharp, 2015)，所以本研究試圖以分析師跟隨數目代表賣方分析師所提供的額外非會計資訊 (Previts, Bricker, Robinson, and Young, 1994; Ayers and Freeman, 2003; Lehavy et al., 2011; Brown et al., 2015)，並於 Ohlson (1995)的股權評價模型中考量分析師關注程度與企業股權價值的關聯性 (如，Chung, McInish, Wood, and Wyhowski, 1995; Lang, Lins, and Miller, 2003)，檢查分析師跟隨數目對企業股權價值的影響。再者，假定財務分析師所提供的資訊能降低買賣價差和逆選擇等交易成本 (Brennan and Subrahmanyam, 1995; Jiang and Kim, 2005)，那麼應可引起投資人興趣，而對股價有正面的挹注。最後，雖然賣方分析師對所追蹤預測的公司之瞭解程度並不遜於機構投資者，但賣方分析師所服務的券商和投資銀行與其所追蹤預測的公司之間存在許多業務關聯，這種潛在的利益衝突 (conflict of interests) 使得賣方分析師不見得能提供個別投資人最佳的投資分析與建議 (Bessler and Stanzel, 2009; Fang and Yasuda, 2009; Mokoaleli-Mokoteli, Taffler, and Agarwal, 2009; Arand and Kerl, 2015)，加以理論上機構投資者為精明的資金 (Bushee, 2001; Nagel, 2005)，因此，買方分析師的資訊應該會較賣方分析師的資訊在解釋股價上有較佳的表現。

本文最主要的貢獻為在 Ohlson (1995)股權評價模型中增加了機構投資者持股比率與分析師跟隨數目這兩個新的「其他非會計性資訊」變數，並推導出具有機構投資者持股比率與分析師跟隨數目的股權評價封閉解。本文使用 2000 年至 2013 年間，台灣 105 家上市與上櫃公司的時間序列與橫斷面資料來對本文的股權評價模型進行實證研究。實證結果發現機構投資者持股比率與分析師跟隨數目對企業股權價值均具有解釋能力，在解釋股價時應同時考量這二個非會計資訊的代理變數。機構投資者持股比率與分析師跟隨數目對企業股權價值的影響是正向的且具統計顯著性，顯示二者所掌握的專業、研究資源和資訊等，有助於消弭資訊不對稱，爰以提高盈餘預測和企業評價的正確性，此與過去研究支持機構投資者與分析師對企業能見度之

<sup>1</sup> 例如，Lehavy et al. (2011)將賣方財務分析師視為公司與投資人溝通財務資訊的媒介，並發現當公司報表越艱澀難懂，投資人越加仰賴分析師提供額外資訊，分析師跟隨數目也越高。

提升、盈餘管理之抑止等正面效果一致 (Collins et al., 2003; Ajinkya et al., 2005; Bushee and Miller, 2012); 而調整後的  $R^2$  值也顯示額外加入機構投資者持股比率與分析師跟隨數目確實能提高對股價的解釋力, 本文之敏感性分析也顯示研究結果的穩健性。雖然機構投資者持股比率與分析師跟隨數目均對股價具解釋力, 但是前者對股價的影響略大於後者, 這可能反映了賣方分析師所存在的利益衝突削減了其意見的效力 (Ljungqvist, Marston, Starks, Wei, and Yan, 2007; Kadan, Madureira, Wang, and Zach, 2009; Agarwal and Chan, 2008)。

為了進一步探究機構投資者持股與分析師跟隨對企業股權價值的影響, 本文針對不同程度的機構持股與分析師跟隨進行分析。首先, 由於 Ayers and Freeman (2003) 與 Jiambalvo, Rajgopal, and Venkatachalam (2002) 發現機構投資者持股比率較高的公司反映了機構投資者對這些公司的未來盈餘有較佳的預期, 因此本文檢查不同程度的機構持股是否對企業股權價值存在不同的影響, 結果發現高度機構持股公司較低度機構持股公司更能有效的運用分析師異常盈餘共識預測中非會計資訊的部分來估測未來盈餘 (future earnings)。再者由於分析師跟隨可以做為賣方分析師所傳達訊息的一個重要代理變數 (Frankel et al., 2006), 所以本文也依分析師跟隨程度加以區分, 並發現高度分析師跟隨的公司比低度分析師跟隨的公司更能有效地運用這項非會計資訊, 其原因可能係由於分析師一般傾向於成長快與獲利佳的公司, 所以分析師會重視其他分析師是否會追蹤預測某家公司這樣的訊息。而由於分析師傾向於成長快與獲利佳的公司, 所以高度分析師跟隨公司相對低度分析師跟隨公司而言, 會更著重在公司的異常盈餘而非淨值; 相對地, 較少分析師追蹤預測的公司則多屬於成長慢、獲利差甚至虧損的公司, 因此低度分析師跟隨公司相對高度分析師跟隨公司來說, 則較著重在公司淨值而非異常盈餘。另外, 本文也針對機構投資者的持股期間和持股比例的變動進行額外分析, 對長期持股的機構投資者來說, 本研究發現機構投資者持股比率對股價有正向且具統計顯著性的影響, 然對短期持股的機構投資者則不具統計顯著性, 這符合股價從長期來看應反映基本面 (fundamentals) 情況的現象。而機構投資者持股的變動對股價也有顯著的正向影響。

本文的章節安排如下: 第貳節為具有機構投資者持股比率與分析師跟隨數目的 Ohlson 股權評價模型之推導過程, 討論本文所延伸的 Ohlson 股權評價模型; 第參節為本文的資料來源和實證結果, 其中包括各模型的估計結果, 以及額外分析和敏感性分析; 最後一節則為結論。

## 貳、具有機構投資者持股比率與分析師跟隨數目的股權評價模型

### 一、剩餘所得股權評價模型

首先 Ohlson (1995) 股權評價模型從傳統的股利折現模型 (discounted dividend model) 出發:

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t[d_{t+\tau}]}{(1+r)^\tau} \quad (1)$$

$P_t$ ： $t$  期公司權益之每股市價， $d_t$ ： $t$  期支付的每股淨股利， $r$ ：折現率（資本的必要報酬率，由於 Ohlson(1995) 的理論模型假設了風險中立（risk-neutral）的情況，所以在風險中立的假設下，資本的必要報酬率即為金融市場的無風險資產報酬率）， $E_t[.]$ ：在  $t$  日資訊的期望值。接著定義異常盈餘  $X_t^a$  為：

$$X_t^a = X_t - r \cdot BV_{t-1} \quad (2)$$

異常盈餘為實際盈餘超過（或低於）股東權益的正常資本報酬之部份。其次假設公司財務報表中的會計資訊滿足「乾淨盈餘關係」：

$$BV_{t-1} = BV_t + d_t - X_t \quad (3)$$

$BV_t$ ：為  $t$  期的公司帳面價值， $X_t$ ：為  $t$  期的公司盈餘。會計資料具有乾淨盈餘關係表示期末帳面價值等於期初帳面價值加上當期盈餘減去當期股利。顯示帳面價值的變動主要來自於股利及盈餘。

結合(1)式、(2)式與(3)式可推導出典型的剩餘所得股權評價模型，可表示為：

$$P_t = BV_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(X_{t+\tau}^a)}{(1+r)^\tau} \quad (4)$$

剩餘所得評價模型（或股利評價模型）是以投資者對公司股票所要求的必要報酬率來將未來的異常盈餘（或股利）折現加總，理論上均將權益資金成本（cost of equity capital）視為股票必要報酬率（Myers, 1999；Koller, Goedhart, and Wessels, 2010）。同時依據相關文獻（Myers, 1999；Koller et al., 2010）與資本資產定價模型（CAPM），股票必要報酬率（即權益資金成本）等於金融市場的無風險資產報酬率（risk-free rate）加上股票相對無風險金融資產的風險貼水（risk premium）。

Ohlson (1995) 的理論模型是假設在風險中立（risk-neutral）的情況下所推導的股權評價模式，所以在 Ohlson (1995) 的理論模型中將股票視為一種無風險金融資產，所以此時不存在風險貼水，因此股票必要報酬率即等於金融市場的無風險資產報酬率（risk-free rate）。所以在 Ohlson (1995) 的理論模型中是以金融市場的無風險資產報酬率來將未來的異常盈餘折現加總。

一般的實證文獻如 Dechow et al. (1999) 與 Myers (1999) 等，均在較符合實際的情況之下，視股票為具有風險的金融資產，所以股票相對一般無風險金融資產（如政府公債）是具有相當程度的風險貼水，因此在實證上股票必要報酬率不再等於金融市場的無風險資產報酬率。而 Feltham and Ohlson (1995) 證明在不偏會計（unbiased accounting）的假設下，當時間非常長時權益市場價值會等於帳面價值，所以權益資金成本就會等於股東權益報酬率。一些實證文獻如彭火樹（2005）、程心瑤與蔡宜芬

(2006) 就均使用股東權益報酬率做為股票必要報酬率 (即權益資金成本) 來將未來的異常盈餘折現加總。

所以本文在理論模型的部分仍然沿用 Ohlson (1995) 理論模型裡有關風險中立 (risk-neutral) 的設定, 在理論模型推導的部分以金融市場的無風險資產報酬率作為折現率來將未來的異常盈餘折現加總。但在實證的部分則採取目前實證文獻上的處理方式, 是以股東權益報酬率作為折現率來將未來的異常盈餘折現加總。

## 二、線性動態資訊系統

Ohlson (1995) 在剩餘所得股權評價模型中, 額外考慮了相關會計變數與非會計變數的線性動態關係, 以便能從剩餘所得股權評價模型推導出股權價值的封閉解。如此則可以避免直接對未來股利進行估計, 而得以逕行採用財務報表資訊來解釋股價, 突顯會計資訊在衡量公司股權價值上的重要性。本文延伸 Ohlson (1995) 的線性動態資訊系統, 並依據 Bar-Yosef et al. (1996) 使用 VAR(1) 模型來分析線性動態資訊系統的實證方法, 以帳面價值、異常盈餘、分析師對盈餘的共識預測、機構投資者持股比率與分析師跟隨數目的一階向量自我迴歸模型 (First-Order Vector Autoregressive Model) 來建構以下線性動態資訊系統 (information dynamics system) 的假設, 其中帳面價值與異常盈餘為會計變數, 而分析師對盈餘的共識預測、機構投資者持股比率與分析師跟隨數目則為「其他非會計性資訊」變數, 此一階向量自我迴歸模型的線性動態資訊系統可表示如下:

$$\begin{aligned}
 X_{i,t+1}^a &= \alpha_{11}X_{i,t}^a + \alpha_{12}BV_{i,t} + \alpha_{13}F_{i,t} + \alpha_{14}IH_{i,t} + \alpha_{15}AF_{i,t} + \varepsilon_{1,t+1} \\
 BV_{i,t+1} &= \alpha_{21}X_{i,t}^a + \alpha_{22}BV_{i,t} + \alpha_{23}F_{i,t} + \alpha_{24}IH_{i,t} + \alpha_{25}AF_{i,t} + \varepsilon_{2,t+1} \\
 F_{i,t+1} &= \alpha_{31}X_{i,t}^a + \alpha_{32}BV_{i,t} + \alpha_{33}F_{i,t} + \alpha_{34}IH_{i,t} + \alpha_{35}AF_{i,t} + \varepsilon_{3,t+1} \\
 IH_{i,t+1} &= \alpha_{41}X_{i,t}^a + \alpha_{42}BV_{i,t} + \alpha_{43}F_{i,t} + \alpha_{44}IH_{i,t} + \alpha_{45}AF_{i,t} + \varepsilon_{4,t+1} \\
 AF_{i,t+1} &= \alpha_{51}X_{i,t}^a + \alpha_{52}BV_{i,t} + \alpha_{53}F_{i,t} + \alpha_{54}IH_{i,t} + \alpha_{55}AF_{i,t} + \varepsilon_{5,t+1}
 \end{aligned} \tag{5}$$

其中, 變數定義如下:

- $X_{i,t}^a$  =  $i$  公司於第  $t$  期之異常盈餘<sup>2</sup>;
- $BV_{i,t}$  =  $i$  公司於第  $t$  期之帳面價值;
- $F_{i,t}$  =  $i$  公司於第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測;
- $IH_{i,t}$  =  $i$  公司於第  $t$  期之機構投資者持股, 即國內外所有機構投資者在  $t$  期所持有  $i$  公司股票總股數佔該年該公司發行的總股數;

<sup>2</sup> 本文使用各個產業的平均股東權益報酬率 (ROE) 來做為將該產業中公司之未來異常盈餘折現到現在時點的折現率。同時各產業的平均股東權益報酬率也代表了該產業中的公司賺取其股本所需的報酬率, 因此將前一期末公司的每股淨值乘以產業的平均股東權益報酬率, 即代表了公司回本所需的每股盈餘, 而將本期公司的實際每股盈餘減去前述公司回本所需的每股盈餘, 就是本期公司的每股異常盈餘。

$AF_{i,t}$  =  $i$  公司於第  $t$  期之分析師跟隨數目，即在第  $t$  期  $i$  公司被國內外所有  
券商與投資銀行分析師追蹤預測的數目。

由於本文是以時間序列與橫斷面資料混合的 panel data 來進行實證研究，因此本章以下各節所有變數的下標均包括了  $i$  與  $t$ ，其中  $i$  代表各公司，為橫斷面資料；而  $t$  則代表不同期間，為時間序列資料。例如， $\alpha_{11}$  為  $i$  公司於第  $t$  期異常盈餘的持續性 (abnormal earnings persistence)，而  $\alpha_{13}$  為  $i$  公司於第  $t$  期之「其他非會計性資訊」中分析師對盈餘共識預測中非會計性資訊的部分 ( $F_{i,t}$ ) 對第  $t+1$  期異常盈餘的影響，而  $\alpha_{14}$  為  $i$  公司於第  $t$  期之「其他非會計性資訊」中機構投資者持股 ( $IH_{i,t}$ ) 對第  $t+1$  期異常盈餘的影響，而  $\alpha_{15}$  為  $i$  公司於第  $t$  期之「其他非會計性資訊」中分析師跟隨 ( $AF_{i,t}$ ) 對第  $t+1$  期異常盈餘的影響。「其他非會計性資訊」為對投資人之決策具攸關性之市場已知訊息，但未反應於個別公司之當期異常盈餘中的資訊(如：公司研發之新技術、管理階層異動、公司裁撤虧損部門以及併購計畫等)。由於本期之「其他非會計性資訊」對下期異常盈餘有一定程度之影響，故 Ohlson (1995) 將其列為預測下期異常盈餘的重要變數之一。本文的模型則假設「其他非會計性資訊」包括了分析師對盈餘的共識預測中非會計性資訊的部分 ( $F_{i,t}$ )、機構投資者持股比例 ( $IH_{i,t}$ ) 以及分析師跟隨數目 ( $AF_{i,t}$ )。

### 三、具有機構投資者持股比例與分析師跟隨數目的 Ohlson 股權評價模型

關於「其他非會計性資訊」中的分析師對盈餘的共識預測之衡量，Dechow et al. (1999) 是首先以實證方法來驗證 Ohlson 模型的重要文獻，在 Ohlson 模型的線性動態資訊系統假設下，同時考量帳面價值、異常盈餘與其他市場已知但無法由財務報表得悉的未來異常盈餘相關資訊，來直接檢驗 Ohlson 模型的有效性。本文在討論分析師對未來異常盈餘的共識預測時，使用 Dechow et al. (1999) 的設定，而分析師對未來盈餘的共識預測中並非財務報表可以解釋的部分則採取 Bryan and Tiras (2007) 的研究架構加以分析。

Ohlson 定義「其他非會計性資訊」為：基於  $t$  期所有可以利用的資訊 (在  $t$  期整體股票市場可以利用的資訊集合) 對  $t+1$  期異常盈餘所做的預期減去僅基於  $t$  期異常盈餘 (在  $t$  期財務報表中可以利用的資訊集合) 對  $t+1$  期異常盈餘所做的預期。而 Dechow et al. (1999) 與 Ohlson (2001) 則以分析師在  $t$  期對  $t+1$  期異常盈餘的共識預測  $f_{i,t}^a$ ，來表示在  $t$  期利用整體股票市場的資訊來對  $t+1$  期異常盈餘所做的預期，此即下式：

$$E_{i,t}[X_{i,t+1}^a] = f_{i,t}^a = f_{i,t} - r \cdot BV_{i,t} \quad (6)$$

其中  $f_{i,t}$  為分析師在  $t$  期對  $i$  公司盈餘的共識預測。而依據 Bryan and Tiras (2007)，若將分析師未來異常盈餘的共識預測  $f_{i,t}^a$  對帳面價值與異常盈餘等會計變數加以迴歸，則此迴歸式的干擾項即代表分析師對未來異常盈餘的共識預測中並非財務報表可以解釋的部分，Bryan and Tiras (2007) 所使用的迴歸式可表示為：



$$f_{i,t}^a = \delta_0 + \delta_1 X_{i,t}^a + \delta_2 BV_{i,t} + V_{i,t} \quad (7)$$

本文使用 Bryan and Tiras (2007)的方法，以分析師未來異常盈餘的共識預測  $f_{i,t}^a$  對帳面價值與異常盈餘等會計變數進行迴歸的迴歸式之殘差項，來衡量分析師對異常盈餘的共識預測中並非財務報表可以解釋的部分，此即以下第(8)式：

$$F_{i,t} = \hat{V}_{i,t} = f_{i,t}^a - \hat{\delta}_0 - \hat{\delta}_1 X_{i,t}^a - \hat{\delta}_2 BV_{i,t} \quad (8)$$

其中  $f_{i,t}^a$  為財務分析師在第  $t$  期對企業第  $t+1$  期的異常盈餘之共識預測，因此第(6)式中的  $(f_{i,t}^a - r \cdot BV_{i,t})$  即代表第  $t$  期整體股票市場對第  $t+1$  異常盈餘的資訊集合。經扣除第  $t$  期財務報表中所能反應之帳面價值與異常盈餘後，即可得到 Ohlson (1995) 模型中以分析師預測為基礎的其他非會計性資訊  $\hat{V}_{i,t}$  (即本文模型的  $F_{i,t}$ )。

此處  $f_{i,t}^a$  是分析師對企業異常盈餘的共識預測，將  $f_{i,t}^a$  對帳面價值與異常盈餘進行迴歸，並算出此迴歸式的殘差  $\hat{V}_{i,t}$ ，則殘差  $\hat{V}_{i,t}$  代表分析師對企業異常盈餘共識預測中不能被會計資訊 (包括帳面價值與異常盈餘) 解釋的部分，並定義變數  $F_{i,t} = \hat{V}_{i,t}$ 。所以  $F_{i,t}$  代表分析師對企業異常盈餘共識預測中不能被會計資訊 (包括帳面價值與異常盈餘) 解釋的部分。

以下接著使用矩陣的型式來表達本文的線性動態資訊系統：

$$\text{令 } Y_{i,t+1} = \begin{bmatrix} X_{i,t+1}^a \\ BV_{i,t+1} \\ F_{i,t+1} \\ IH_{i,t+1} \\ AF_{i,t+1} \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \cdots & \alpha_{15} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{51} & \cdots & \alpha_{55} \end{bmatrix}, \quad Y_{i,t} = \begin{bmatrix} X_{i,t}^a \\ BV_{i,t} \\ F_{i,t} \\ IH_{i,t} \\ AF_{i,t} \end{bmatrix} \text{ 且 } e_{i,t+1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1i,t+1} \\ \varepsilon_{2i,t+1} \\ \varepsilon_{3i,t+1} \\ \varepsilon_{4i,t+1} \\ \varepsilon_{5i,t+1} \end{bmatrix}$$

則上述向量自我迴歸模型的線性動態資訊系統可表示如下：

$$Y_{i,t+1} = AY_{i,t} + e_{i,t+1} \quad (9)$$

其中  $Y_{i,t+1}$ 、 $Y_{i,t}$  與  $e_{i,t+1}$  為  $(5 \times 1)$  的矩陣，而  $A$  則為  $(5 \times 5)$  的矩陣。

將(8)式進行重複疊代，可得：

$$Y_{i,t+\tau} = A^\tau Y_{i,t} + \left[ A_{e_{t+1}}^{\tau-1} + A_{e_{t+2}}^{\tau-2} + \cdots + A_{e_{t+(\tau-1)}} + e_{t+\tau} \right] \quad (10)$$

將(9)式代入剩餘所得股權評價模型的(3)式中，可推導出下式：

$$\begin{aligned} P_{i,t} &= BV_{i,t} + \dot{r}(1+r)^{-1} AY_{i,t} + \dot{r}(1+r)^{-2} A^2 Y_{i,t} + \dot{r}(1+r)^{-3} A^3 Y_{i,t} + \cdots \\ &= BV_{i,t} + \dot{r} \left[ (1+r)^{-1} A + (1+r)^{-2} A^2 + (1+r)^{-3} A^3 + \cdots \right] Y_{i,t} \end{aligned}$$

其中  $\dot{r} = [1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0]$  為  $(1 \times 5)$  的矩陣。

依照 Greene (2008)，假定  $A$  矩陣的所有特徵根 (characteristic roots) 的絕對值

都小於 1，則上式會收斂至：

$$P_{i,t} = BV_{i,t} + \bar{r} [I - (1+r)^{-1}A]^{-1} Y_{i,t} \quad (11)$$

其中  $I$  為  $(5 \times 5)$  的 identity 矩陣。

將(10)式展開，可得到本文的股權評價模型：

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 IH_{i,t} + \beta_5 AF_{i,t} \quad (12)$$

其中，若令  $[I - (1+r)^{-1}A]^{-1}$  矩陣中的第一列元素，由左至右，依序為  $a_{11}$ ， $a_{12}$ ， $a_{13}$ ， $a_{14}$  與  $a_{15}$ ，則  $\beta_1 = 1 + a_{12}$ ， $\beta_2 = a_{11}$ ， $\beta_3 = a_{13}$ ， $\beta_4 = a_{14}$ ， $\beta_5 = a_{15}$ 。

本文之具有機構投資者持股比率的 Ohlson 股權評價模型即使用公司的帳面價值 ( $BV_{i,t}$ )、異常盈餘 ( $X_{i,t}^a$ ) 及「其他非會計性資訊」中為分析師對異常盈餘的共識預測 ( $F_{i,t}$ )，機構投資者持股比率 ( $IH_{i,t}$ ) 以及分析師跟隨數目 ( $AF_{i,t}$ )，來解釋公司的股權價值 ( $P_{i,t}$ )。Ohlson (1995) 模型的線性動態資訊系統中設定了會計資訊變數與非會計資訊變數的時間序列，同時也設定了時間序列中干擾項的分配性質。再將上述線性動態資訊系統的時間序列代入原來的剩餘所得評價模型中，而得到股價的封閉解，在推導封閉解過程中，時間序列中的干擾項會被消掉，故本文第(12)式的股價封閉解並不會有干擾項。

## 參、實證結果

### 一、資料來源與樣本敘述統計量

本文選取之樣本為自 2000 年到 2013 年在台灣的上市與上櫃公司年資料。資料來源取自台灣經濟新報 (Taiwan Economic Journal, TEJ) 資料庫，原始資料為 1,539 筆公司/年資料 (包含 854 筆上市公司年資料，以及 685 筆上櫃公司年資料)，其中包括各公司會計數據裡的公司淨利與股東權益、分析師盈餘預測、機構持股比率以及各公司的證券商分析師之追蹤家數的年資料，另外也包括了外資、投信與自營商持股數的年資料與季資料。由於並非所有上市與上櫃公司在每一年都有證券商的分析師對其進行追蹤預測，所以在分析時將此部分樣本 (共 69 筆公司/年資料) 視為遺漏值而不予以考慮，刪除 29 筆偏離值 (outlier)<sup>3</sup> 後，最終樣本共 1,441 筆公司/年資料，計 105 家上市與上櫃公司。

為了進一步檢視分析師關注程度對企業股權價值的影響，本文另以分析師推薦資料取代分析師跟隨數目，同樣透過 Ohlson 評價模型檢查期與股價的關係。關於國內外券商與投資銀行對各公司股票之推薦，資料來源取自於鉅亨網 ([www.cynes.com/twstock](http://www.cynes.com/twstock))，由於資料庫從 2003 年開始收錄各公司的分析師推薦資

<sup>3</sup> 由於樣本資料為包括時間序列與橫斷面資料的 panel data，可能因為相異的公司規模上彼此不同的關係，使得各個公司之間的會計數據與非會計數據會呈現很大的差距，而出現統計上所謂的偏離值 (outlier) 問題，使得模型的估計結果呈現偏誤，為了解決此問題，本文參照 Dechow et al. (1999)，刪除解釋變數中的每股帳面價值最前面 1% 的資料與最後面 1% 的資料，共計 29 筆公司/年資料。

料，因此本文有關分析師推薦的資料，其樣本期間為 2003 年到 2013 年，扣除此樣本期間內無分析師推薦資料的樣本，並刪除 13 筆偏離值<sup>4</sup>，餘 658 筆公司/年資料，計 61 家樣本公司。依據台灣經濟新報 (TEJ) 資料庫中的產業分類，列示本研究之樣本公司之產業別如下：

表 1 樣本公司之產業別

產業別	主要研究樣本	分析師推薦樣本
水泥業	2	2
食品業	2	1
石化塑膠業	7	3
紡織人織業	4	2
機電設備業	5	4
化學業	4	1
造紙業	1	-
鋼鐵業	5	4
橡膠輪胎業	5	2
汽車業	3	3
電子業	38	26
營建業	7	1
航運業	7	5
觀光業	1	-
百貨批發業	3	2
文創業	1	-
其他產業	10	5
共計	105	61

接著針對模型裡的各個變數，呈列敘述統計量如下：

表 2 模型各變數的敘述統計量

	<i>P</i>	<i>BV</i>	<i>X<sup>a</sup></i>	<i>F</i>	<i>IH</i>	<i>AF</i>	<i>S</i>	<i>I</i>
平均數	43.05	22.37	0.09	0.96	0.24	12	50.76	0.51
中位數	28.93	18.61	-0.05	0.54	0.20	11	39.72	0.49
最大值	588	332.58	25.66	29.29	0.79	40	452.71	0.81
最小值	1.92	0.09	-39.72	-32.56	0.00	1	4.22	0.01
標準差	54.84	19.33	3.39	3.40	17.39	6.86	45.37	0.17

註：表中 *P* 為股價；*BV* 為帳面價值，*X<sup>a</sup>* 為異常盈餘；*F* 為分析師異常盈餘共識預測中的非會計資訊（詳細定義請參見貳節第(8)式）；*IH* 為機構投資者持股比率；*AF* 為分析師跟隨數目；*S* 為公司規模；*I* 為整體產業的異常盈餘持續性。

<sup>4</sup> 請參見註腳 2。

而模型裡的各解釋變數彼此之間的關聯程度，則以各個解釋變數之間的 Pearson 相關性分析來表示，其結果列於表 3。其中，異常盈餘 ( $X^a$ ) 和分析師異常盈餘共識預測 ( $F$ ) 之相關係數為 0.81，其餘均低於 0.40，顯示共線性問題不大。

表 3 模型各解釋變數與控制變數間的 Pearson 相關係數統計量

	$BV$	$X^a$	$F$	$IH$	$AF$	$S$	$I$
$BV$	1						
$X^a$	0.16	1					
$F$	0.29	0.81	1				
$IH$	0.27	0.19	0.21	1			
$AF$	0.12	0.23	0.26	0.40	1		
$S$	0.31	0.09	0.18	0.18	0.01	1	
$I$	0.05	-0.04	-0.06	0.04	0.001	-0.30	1

註：表中  $BV$  為帳面價值； $X^a$  為異常盈餘； $F$  為分析師異常盈餘共識預測中的非會計資訊； $IH$  為機構投資者持股比率； $AF$  為分析師跟隨數目； $S$  為公司規模； $I$  為整體產業的異常盈餘持續性。

## 二、線性動態資訊系統 VAR(1)模型的估計

由於線性動態資訊系統除了可以討論會計資訊變數與非會計資訊變數間的相互影響之外，也著重分析個別變數本身的動態演變過程。聯立方程模型主要是研究各方程式各變數間的相互影響關係，但無法用來分析個別變數本身的動態演變過程。向量自我迴歸模型 (VAR 模型) 的迴歸方程組中自變數均為應變數的落後項 (lagged term)，VAR 模型一方面可以分析各方程式各變數間的相互影響，另一方面則可以分析個別變數本身的動態演變過程。Ohlson (1995) 模型中的線性動態資訊系統設定了會計資訊變數與非會計資訊變數的一階自我迴歸的時間序列模型 (AR(1) 模型)，Myers (1999) 則延伸 Ohlson (1995) 模型將會計資訊變數與非會計資訊變數設定為一階向量自我迴歸模型 (VAR(1) 模型)，所以本文引用 Myers (1999) 的實證架構，以一階向量自我迴歸模型來分析線性動態資訊系統。

由於 VAR(1) 模型中等號右邊的解釋變數在各方程式中都是一樣的，依照 Greene (2008)，本文可以直接利用 OLS 來對線性動態資訊系統 VAR(1) 模型進行估計，估計結果列於表 4 中。

在表 4 中，本期異常盈餘 ( $X_{i,t+1}^a$ ) 和分析師共識預測 ( $F_{i,t+1}$ ) 對前一期的異常盈餘、帳面價值、分析師共識預測、機構投資者持股與分析師跟隨均達 1% 的顯著水準，顯示本期異常盈餘和分析師共識預測明顯受前一期的異常盈餘、帳面價值、分析師共識預測、機構投資者持股與分析師跟隨影響。本期帳面價值 ( $BV_{i,t+1}$ ) 對前一期的帳面價值、分析師共識預測、機構投資者持股與分析師跟隨也均達 1% 顯著水準，但在 10% 顯著水準下對異常盈餘為不顯著。至於本期機構投資者持股比率 ( $IH_{i,t+1}$ ) 對前一期的異常盈餘、機構投資者持股與分析師跟隨在 1% 顯著水準下都

呈現顯著，但對前一期帳面價值與分析師共識預測在 10% 顯著水準下則為不顯著。最後，本期分析師跟隨數目 ( $AF_{i,t+1}$ ) 僅與前一期的分析師跟隨和前一期的機構投資者持股分別在 1% 和 5% 顯著水準下呈現顯著正相關，但對前一期的異常盈餘、帳面價值與分析師共識預測則均為不顯著。

表 4 線性動態資訊系統 VAR(1) 模型的估計值

$X_{i,t+1}^a =$	0.69	$X_{i,t}^a +$	-0.08	$BV_{i,t} +$	0.35	$F_{i,t} +$	1.66	$IH_{i,t} +$	0.07	$AF_{i,t}$
	(30.00)***		(-22.32)***		(9.93)***		(3.97)***		(7.64)***	
$BV_{i,t+1} =$	-0.05	$X_{i,t}^a +$	0.50	$BV_{i,t} +$	1.90	$F_{i,t} +$	21.36	$IH_{i,t} +$	0.30	$AF_{i,t}$
	(-0.27)		(18.84)***		(7.13)***		(6.67)***		(4.53)***	
$F_{i,t+1} =$	0.35	$X_{i,t}^a +$	-0.01	$BV_{i,t} +$	0.34	$F_{i,t} +$	1.51	$IH_{i,t} +$	0.03	$AF_{i,t}$
	(21.20)***		(-4.95)***		(13.79)***		(4.97)***		(4.69)***	
$IH_{i,t+1} =$	-0.30	$X_{i,t}^a +$	0.02	$BV_{i,t} +$	0.15	$F_{i,t} +$	90.23	$IH_{i,t} +$	0.22	$AF_{i,t}$
	(-3.85)***		(1.58)		(1.26)		(62.65)***		(7.20)***	
$AF_{i,t+1} =$	-0.02	$X_{i,t}^a +$	-0.001	$BV_{i,t} +$	-0.09	$F_{i,t} +$	1.36	$IH_{i,t} +$	0.92	$AF_{i,t}$
	(-0.63)		(-0.19)		(-1.56)		(2.04)**		(66.47)***	

1.  $X_{i,t+1}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $BV_{i,t+1}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $F_{i,t+1}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $IH_{i,t+1}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股比率； $AF_{i,t+1}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師跟隨數目。
2. 表中 VAR(1) 模型各迴歸式上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為  $t$  統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

### 三、股權評價模型的估計與檢定結果

本文針對基本的 Ohlson (1995) 股權評價模型與具有機構投資者持股比率與分析師跟隨數目之 Ohlson 股權評價模型進行估計。在理論模型的股價封閉解(11)式中並沒有干擾項，然而由於實際上可能存在相當數量的非會計資訊變數會對股價產生影響，而這些可能影響股價的其餘眾多非會計資訊變數卻未被包含在目前的模型內，所以依據實證文獻上的處理，在對股價封閉解進行實證研究時，另外加上干擾項，以此干擾項來代表其餘未涵蓋在模型內的眾多非會計資訊變數，並進行迴歸分析。估計結果列於表 5 至表 8 中。表 5 是基本 Ohlson 模型的估計結果。

由表 5 可知，就基本的 Ohlson 股權評價模型的估計結果來說，帳面價值、異常盈餘與分析師共識預測對股價的影響，皆在 1% 的顯著水準下顯著異於 0，且與先前的實證文獻 (Dechow et al., 1999; Myers, 1999) 一致，證實會計資訊中的帳面價值與異常盈餘以及非會計資訊的分析師共識預測對股價皆具有顯著的正向關係。

表 5 基本 Ohlson 模型的估計值

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\overline{R^2}$
係數值	1.33	1.81	7.21	0.484
t 值	(31.04) <sup>***</sup>	(3.24) <sup>***</sup>	(12.50) <sup>***</sup>	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測。
2. 表中上方一系列的數值為係數估計值；下方一系列括號中的數值為 t 統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

### (一) 只具有機構投資者持股比率之 Ohlson 模型的估計結果

延伸基本 Ohlson 股權評價模型，本文加入機構投資者持股比率以捕捉影響股價之非會計資訊，表 6 即為只包括機構投資者持股比率的 Ohlson 股權評價模型之估計結果。在其他非會計資訊中加入了機構投資者持股比率之後，調整後的  $R^2$  值較基本的 Ohlson 股權評價模型為高。代表非會計資訊的分析師共識預測仍對股價有顯著的影響 ( $\beta_3=6.73$ ,  $p<0.01$ )，同時，機構投資者持股比率的係數估計值 ( $\beta_4$ ) 亦顯著異於零 ( $p<0.01$ )，即機構投資者持股比率對股價具統計上之解釋能力，此與以前文獻一致，表示精明的機構投資者對於股票市場的掌握確實有助於消弭資訊不對稱，並提高盈餘預測的正確性，從而影響企業的訂價模式 (Collins et al., 2003; Ajinkya et al., 2005)。此外，從表 6 的估計結果可知，由於機構投資者持股比率 ( $IH$ ) 為百分比 (%) 資料，其估計係數  $\beta_4$  為 62.05，意即當機構投資者持股比率增加 1% ( $\Delta IH=+1\%$ )，則股價實際上是上升 0.625 元 ( $\beta_4 \times \Delta IH=62.5 \times (+1\%)=+0.625$ )。

表 6 只具有機構投資者持股比率之 Ohlson 模型的估計值

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 IH_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\overline{R^2}$
係數值	0.91	1.94	6.73	62.05	0.537
t 值	(16.93) <sup>***</sup>	(3.67) <sup>***</sup>	(12.29) <sup>***</sup>	(12.05) <sup>***</sup>	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $IH_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股比率。
2. 表中上方一系列的數值為係數估計值；下方一系列括號中的數值為 t 統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

### (二) 只具有分析師跟隨數目之 Ohlson 模型的估計結果

表 7 為只包括分析師跟隨數目的 Ohlson 股權評價模型之估計結果，在其他非會計資訊中加入了分析師跟隨數目之後，調整後的  $R^2$  值也較表 5 之基本的 Ohlson 股

權評價模型提高，且分析師跟隨數目之係數估計值 ( $\beta_4$ ) 在 1% 顯著水準下顯著異於零 ( $\beta_4=1.01$ ,  $p<0.01$ )，此與過去文獻一致，支持財務分析師能運用其對產業面的了解和所掌握的資訊以縮小預測誤差、賺取股票報酬，進而使對企業的評價更為精確可靠 (Piotroski and Roulstone, 2004; Dhaliwal et al., 2012)。惟加入分析師跟隨數目後之調整後的  $R^2$  值增加幅度較僅包括機構投資者持股比率的 Ohlson 股權評價模型為小。

表 7 只具有分析師跟隨數目之 Ohlson 模型的估計值

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 AF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\overline{R^2}$
係數值	1.04	2.18	6.45	1.01	0.516
t 值	(19.90) <sup>***</sup>	(4.01) <sup>***</sup>	(11.42) <sup>***</sup>	(9.06) <sup>***</sup>	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $AF_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師跟隨數目。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為 t 統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

Dechow (1994) 將 Vuong (1989) 所提出用來檢定二個非巢化模型 (nonnested model) 之模型解釋力的 Z-statistic 應用到會計模型解釋能力的比較上。本文接著將運用 Vuong 的 Z-statistic 檢定來比較只具有機構投資者持股比率的 Ohlson 股權評價模型以及只具有分析師跟隨數目的 Ohlson 股權評價模型。若假設表 7 中只具有分析師跟隨數目的股權評價模型為模型(13)，而表 6 中只具有機構投資者持股比率的股權評價模型為模型(14)，利用模型(13)與模型(14)的殘差以及殘差平方和可以計算出下列變數  $m_{it}$ ：

$$m_{it} = \frac{1}{2} \log \left[ \frac{RSS_1}{RSS_2} \right] + \frac{n}{2} \left[ \frac{e_{1it}}{RSS_1} - \frac{e_{2it}}{RSS_2} \right]$$

其中  $RSS_1$  為模型(13)的殘差平方和， $RSS_2$  為模型(14)的殘差平方和， $e_{1it}$  為模型(13)的殘差值， $e_{2it}$  為模型(14)的殘差值， $n$  為樣本數。

將變數  $m_{it}$  針對常數項迴歸，可以得到常數項估計值的 t 值  $t_m$ ，即可形成下列 Z-statistic:

$$Z = t_m \times \sqrt{\frac{n-1}{n}}$$

若 Z-statistic 為正，表示由模型(14)所產生的誤差小於由模型(13)所產生的誤差，而若 Z-statistic 為負，表示由模型(14)所產生的誤差大於由模型(13)所產生的誤差。Z-statistic 會在分配上收斂至標準常態分配。若 Z-statistic 為正且具統計顯著性，則表

示模型(14)的解釋能力確實優於模型(13)，則模型(14)可以完全取代模型(13)；反之若 Z-statistic 為負且具統計顯著性，則表示模型(14)的解釋能力確實劣於模型(13)，則模型(13)可以完全取代模型(14)。

使用 Vuong (1989)的 Z-statistic 來檢定只具有分析師跟隨數目的股權評價模型（即模型(13)）以及只具有機構投資者持股比率的股權評價模型（即模型(14)）這二個模型的解釋能力，結果顯示 Z-statistic 為 0.8978，亦即只具有機構投資者持股比率的股權評價模型所產生的誤差略小於只具有分析師跟隨數目的股權評價模型，但是未達統計顯著性。這說明在非會計資訊中機構投資者持股比率在解釋股價上雖然較分析師跟隨數目略佳，但是機構投資者持股比率未能完全取代分析師跟隨數目對解釋股價的功能，因此，在解釋股權價值時，機構投資者持股比率與分析師跟隨數目這二個非會計資訊變數不宜偏廢。

### (三)同時具有機構投資者持股比率與分析師跟隨數目之 Ohlson 模型的估計結果

接下來針對同時具有機構投資者持股比率與分析師跟隨數目的 Ohlson 股權評價模型進行分析，模型之估計結果如表 8。在其他非會計資訊中同時加入了機構投資者持股比率與分析師跟隨數目之後，調整後  $R^2$  值較只具有機構投資者持股比率股權評價模型或只具有分析師跟隨數目股權評價模型的調整後  $R^2$  值均有增加。相較於只具有分析師跟隨數目的股權評價模型之調整後  $R^2$  值，同時具有兩變數的股權評價模型之調整後  $R^2$  值增加的幅度更大；相較於只具有機構投資者持股比率的股權評價模型之調整後  $R^2$  值而言，同時具有兩變數的股權評價模型之調整後  $R^2$  值增加的幅度則較小。這某種程度上顯示了在股權評價模型中加入機構投資者持股比率所提升的模型解釋力超過了分析師跟隨數目。此外，表 8 中機構投資者持股比率的係數估計值（ $\beta_4$ ）在 1%顯著水準下顯著異於零（ $\beta_4=53$ ， $t=8.02$ ），分析師跟隨數目的係數估計值（ $\beta_5$ ）則只在 5%顯著水準下顯著異於零（ $\beta_5=0.31$ ， $t=2.21$ ）。

依據表 8 的估計結果，檢定機構投資者持股比率對股價的影響是否大於分析師跟隨數目對股價的影響。在假設檢定的虛無假說為  $H_0: \beta_4 - \beta_5 \leq 0$  與對立假說為  $H_1: \beta_4 - \beta_5 > 0$  之下進行  $t$  檢定，對應的  $t$  檢定統計量之值為 7.8792，在 1%顯著水準之下，無法不拒絕虛無假說，所以機構投資者持股比率每增加 1%對股價所造成的影響大於分析師跟隨數目的數值上升 1 單位對股價所造成的影響，換言之，代表買方分析師訊息的機構投資者持股比率較代表賣方分析師訊息的分析師跟隨數目對股價具有更佳的解釋力，因此在評價企業股權價值時，尤應考慮機構投資者持股比率所傳遞的非會計資訊，此與過去文獻提及賣方分析師所存在的潛在利益衝突會減弱其預期股價的效力之論述一致（Ljungqvist et al., 2007; Kadan et al., 2009; Fang and Yasuda, 2009; Mokoaleli-Mokoteli et al., 2009; Bessler and Stanzel, 2009; Agarwal and Chan, 2008; Arand and Kerl, 2015）。



然而，綜合 Vuong (1989) 的 Z-statistic 檢定結果，本研究認為機構投資者持股比率對股價的解釋程度雖然稍優於分析師跟隨數目，但是機構投資者持股比率並不能完全取代分析師跟隨數目對股價的解釋力，因此在股權評價模型中應同時考量這二個重要的非會計資訊變數。

表 8 同時具有機構投資者持股比率與分析師跟隨數目之 Ohlson 模型的估計值

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 IH_{i,t} + \beta_5 AF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\overline{R^2}$
係數值	0.88	2.03	6.57	53	0.31	0.539
t 值	(16.12) <sup>***</sup>	(3.84) <sup>***</sup>	(11.91) <sup>***</sup>	(8.02) <sup>***</sup>	(2.21) <sup>**</sup>	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $IH_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股比率； $AF_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師跟隨數目。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為 t 統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

#### 四、不同程度的機構投資者持股比率與分析師跟隨數目對股權評價的影響

為了進一步檢查不同程度的機構持股比率與分析師跟隨數目在解釋股價上是否存在差異，本文先以各公司在樣本期間各年度的機構持股比率與分析師跟隨數目之中位數做為該公司機構持股比率與分析師跟隨數目的水準<sup>5</sup>，再依據不同的機構持股比率水準與分析師跟隨數目水準將樣本公司按 33.33% 與 66.67% 的分量 (quantiles) 區分成三等份。機構持股比率 (分析師跟隨數目) 水準位於所有樣本公司前三分之一者為高度機構持股比率 (高度分析師跟隨數目) 水準的公司，位於中間三分之一者為中度機構持股比率 (中度分析師跟隨數目) 水準的公司，而位於最後三分之一者則為低度機構持股比率 (低度分析師跟隨數目) 水準的公司。

##### (一) 高度和低度機構投資者持股對股權評價的影響

首先，針對只具有機構持股比率的 Ohlson 模型來分析高度機構持股比率公司與低度機構持股比率公司的股權評價情形。在只具有機構投資者持股比率的股權評價模型中依據機構投資者持股比率的高低區分不同組的樣本，分別估計高度機構持股比率公司與低度機構持股比率公司的股權評價模型，兩模型是二個彼此存在相關但卻不同的迴歸式，這種計量模型稱為近似無關迴歸模型 (seemingly unrelated regression model)。就近似無關迴歸模型而言，若在彼此相關但卻不同的迴歸式中均具有完全相同的解釋變數時，則各迴歸式均可以最小平方法 (OLS) 加以估計，如此所獲得的估計式是不偏的 (unbiased) 且具有效率性 (efficiency)。高度與低度機構持股比率之股權評價模型的估計結果列於表 9。

<sup>5</sup> 本文亦另以平均數作為區分標準，惟結果與使用中位數之結果非常類似，故不贅述。

表 9 不同程度機構持股比率下之具有機構投資者持股比率 Ohlson 模型的估計值

高度機構持股比率公司： $P_{i,t} = \beta_1^H BV_{i,t} + \beta_2^H X_{i,t}^a + \beta_3^H F_{i,t} + \beta_4^H IH_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$					
低度機構持股比率公司： $P_{i,t} = \beta_1^L BV_{i,t} + \beta_2^L X_{i,t}^a + \beta_3^L F_{i,t} + \beta_4^L IH_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$					
高度機構持股比率公司：					
	$\beta_1^H$	$\beta_2^H$	$\beta_3^H$	$\beta_4^H$	$\overline{R^2}$
係數值	0.78	1.39	7.71	67	0.484
t 值	(8.02)***	(1.21)***	(6.86)***	(7.57)***	
低度機構持股比率公司：					
	$\beta_1^L$	$\beta_2^L$	$\beta_3^L$	$\beta_4^L$	$\overline{R^2}$
係數值	1.13	2.30	1.86	48	0.446
t 值	(17.61)***	(5.74)***	(3.41)***	(4.75)***	
F 檢定：					
F 值	4.0635**	0.3237	10.7153***	1.2107	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $IH_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股比率。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為 t 統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

而在近似無關迴歸模型中可以針對不同迴歸式中的係數進行跨迴歸式 (cross regressions) 的係數檢定。此跨迴歸式係數檢定的檢定統計量為 F 統計量，可表示如下：

$$F = \frac{1}{J} (R\hat{\beta} - q)' [R\hat{V}ar[\hat{\beta}]R']^{-1} (R\hat{\beta} - q)$$

其中  $\hat{\beta}$  為跨迴歸式的係數估計值， $R$  為跨迴歸式係數的線性限制組合的矩陣， $q$  為限制式中的常數， $\hat{V}ar[\hat{\beta}]$  為  $\hat{\beta}$  的變異數-共變異數矩陣， $J$  為限制式個數。此 F 檢定統計量的漸進分配為  $F(1-\alpha, J, n)$ ，其中  $\alpha$  為顯著水準，所以  $1-\alpha$  為累加分配機率， $J$  同樣也為限制式個數， $n$  為樣本數。

根據表 9 的迴歸結果，此處設定以下 4 組假設檢定，第 1 組假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_1^L - \beta_1^H \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_1^L - \beta_1^H > 0$ ；第 2 組假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_2^L - \beta_2^H \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_2^L - \beta_2^H > 0$ ；第 3 組假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_3^H - \beta_3^L \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_3^H - \beta_3^L > 0$ ；而第 4 組假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_4^H - \beta_4^L \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_4^H - \beta_4^L > 0$ 。

依據近似無關迴歸模型中跨迴歸式係數檢定的 F 檢定統計量，上述第 1 組假設檢定的 F 值為 4.0635，大於  $F(0.05, 1, 420) = 3.8637$ ，表示在 5% 的顯著水準下，無法不拒絕虛無假說，亦即高度機構持股比率公司的會計資訊中之每股淨值對股價的影

響程度較低度機構持股比率公司來得小。上述第 2 組假設檢定的 F 值為 0.3237，小於  $F(0.1,1,420)=2.7175$ ，表示即使在 10% 的顯著水準下，仍然無法拒絕虛無假說，亦即高度機構持股比率公司的會計資訊中之每股異常盈餘對股價的影響程度並不會較低度機構持股比率公司來得小。上述第 3 組假設檢定的 F 值為 10.7153，大於  $F(0.01,1,420)=6.6956$ ，表示在 1% 的顯著水準下，無法不拒絕虛無假說，亦即高度機構持股比率公司的非會計資訊中之分析師對異常盈餘共識預測對股價的影響程度較低度機構持股比率公司來得大。最後，上述第 4 組假設檢定的 F 值為 1.2107，小於  $F(0.1,1,420)=2.7175$ ，表示即使在 10% 的顯著水準下，仍然無法拒絕虛無假說，亦即高度機構持股比率公司的非會計資訊中之機構持股比率對股價的影響程度並不會較低度機構持股比率公司來得大。總結而言，依據 F 檢定的結果，高度機構持股比率公司會計資訊中每股淨值對股價的影響程度比低度機構持股比率公司來得小 ( $\beta_1^H < \beta_1^L$ )，而其非會計資訊中分析師對異常盈餘的共識預測對股價的影響程度則比低度機構持股比率公司來得大 ( $\beta_3^H > \beta_3^L$ )。

過去研究發現機構投資者持股比率較高的公司其股價會較快呈現未來盈餘的影響，這反映了機構投資者對這些公司的未來盈餘應有較佳的預期 (Ayers and Freeman, 2003; Jiambalvo et al., 2002)，而預測這些未來盈餘的準確性並非仰賴當前已知的會計資訊，而是和這些未來盈餘有關的非會計資訊，因此便包含了與預測未來盈餘有關的非會計資訊變數—分析師對異常盈餘的共識預測，這個變數在高度機構持股比率公司對股價的影響程度就明顯大於在低度機構持股比率公司對股價的影響程度。譬如機構投資者可能根據公司取得專利與接獲訂單的情況，來估測其未來盈餘表現，並據以調節在該公司的持股 (Jiambalvo et al., 2002; Gu, 2005)。

另一方面，就低度機構持股比率公司而言，由於機構投資者對這些公司持股較少，因此機構投資者並非是被這些公司未來盈餘的可能表現所吸引，反而是會計資訊中的每股淨值成為機構投資者持有此類型公司的主要原因，所以每股淨值這個變數在高度機構持股比率公司對股價的影響程度就明顯小於在低度機構持股比率公司對股價的影響程度。

## (二)高度和低度分析師跟隨對股權評價的影響

其次，本文針對只具有分析師跟隨的 Ohlson 模型來分析高度分析師跟隨公司與低度分析師跟隨的股權評價情形。根據表 10 的迴歸結果，此處設定以下 4 組的假設檢定，第 1 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_1^L - \beta_1^H \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_1^L - \beta_1^H > 0$ ；第 2 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_2^H - \beta_2^L \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_2^H - \beta_2^L > 0$ ；第 3 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_3^L - \beta_3^H \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_3^L - \beta_3^H > 0$ ；而第 4 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_4^H \beta_4^L \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_4^H - \beta_4^L > 0$ 。

表 10 不同程度分析師跟隨下之具有分析師跟隨數目 Ohlson 模型的估計值

高度分析師跟隨公司： $P_{i,t} = \beta_1^H BV_{i,t} + \beta_2^H X_{i,t}^a + \beta_3^H F_{i,t} + \beta_4^H AF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$					
低度分析師跟隨公司： $P_{i,t} = \beta_1^L BV_{i,t} + \beta_2^L X_{i,t}^a + \beta_3^L F_{i,t} + \beta_4^L AF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$					
高度分析師跟隨數目公司：					
	$\beta_1^H$	$\beta_2^H$	$\beta_3^H$	$\beta_4^H$	$\overline{R^2}$
係數值	0.98	5.65	4.16	1.24	0.624
t 值	(11.95)***	(6.72)***	(4.73)***	(7.91)***	
低度分析師跟隨數目公司：					
	$\beta_1^L$	$\beta_2^L$	$\beta_3^L$	$\beta_4^L$	$\overline{R^2}$
係數值	1.57	1.94	14.19	-0.48	0.661
t 值	(12.38)***	(1.91)*	(14.80)***	(-1.50)	
F 檢定：					
F 值	15.4261***	8.0566***	60.1019***	23.9061***	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘， $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $AF_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師跟隨數目。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值，下方一列括號中的數值為 t 統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準，\*\* 為 5% 顯著水準，\*\*\* 為 1% 顯著水準。

依據近似無關迴歸模型中跨迴歸式係數檢定的 F 檢定統計量，上述第 1 組假設檢定的 F 值為 15.4261，大於  $F(0.01,1,420)=6.6956$ ，表示在 1% 的顯著水準下，無法不拒絕虛無假說，亦即高度分析師跟隨公司的會計資訊中之每股淨值對股價的影響程度較低度分析師跟隨公司來得小。上述第 2 組假設檢定的 F 值為 8.0566，大於  $F(0.01,1,420)=6.6956$ ，表示在 1% 的顯著水準下，無法不拒絕虛無假說，亦即高度分析師跟隨公司的會計資訊中之每股異常盈餘對股價的影響程度較低度分析師跟隨公司來得大。上述第 3 組假設檢定的 F 值為 60.1019，大於  $F(0.01,1,420)=6.6956$ ，表示在 1% 的顯著水準下，無法不拒絕虛無假說，亦即高度分析師跟隨公司的非會計資訊中之分析師對異常盈餘共識預測在股價的影響程度上較低度分析師跟隨公司來得小。上述第 4 組假設檢定的 F 值為 23.9061，大於  $F(0.01,1,420)=6.6956$ ，表示在 1% 的顯著水準下，仍然無法不拒絕虛無假說，亦即高度分析師跟隨公司的非會計資訊中之分析師跟隨對股價的影響程度較低度分析師跟隨公司來得大。總結而言，依據統計檢定的結果，高度分析師跟隨公司會計資訊中每股淨值對股價的影響程度比低度分析師跟隨公司來得小 ( $\beta_1^H < \beta_1^L$ )，而高度分析師跟隨公司會計資訊中異常盈餘對股價的影響程度比低度分析師跟隨公司來得大 ( $\beta_2^H < \beta_2^L$ )，而高度分析師跟隨公司非會計資訊中分析師對異常盈餘的共識預測對股價的影響程度則比低度分析師跟隨公司來得小 ( $\beta_3^H < \beta_3^L$ )。至於其他非會計資訊中的分析師跟隨數目，在高度分析師跟隨公司中的重要性則會大過低度分析師跟隨公司 ( $\beta_4^H < \beta_4^L$ )。

F 統計檢定結果顯示，高度分析師跟隨公司的會計資訊中之每股淨值對股價的影響程度較低度分析師跟隨公司來得小 ( $\beta_1^H < \beta_1^L$ )，但高度分析師跟隨公司的會計資訊中之每股異常盈餘對股價的影響程度則較低度分析師跟隨公司來得大 ( $\beta_2^H < \beta_2^L$ )。進一步分析可以發現高度分析師跟隨公司跨公司與跨年度的平均每股異常盈餘為 0.4613，低度分析師跟隨公司跨公司與跨年度的平均每股異常盈餘為 -0.1097。所以高度分析師跟隨公司大都是成長較快與獲利較佳的公司，而低度分析師跟隨公司則多為成長較慢、獲利較差甚至虧損的公司，這種現象反映出成長快與獲利佳的公司股票較能吸引賣方分析師追隨。如同 Collins, Pincus, and Xie (1999) 與 Burgstahler and Dichev (1997) 所發現的，針對成長快與獲利佳的公司而言，盈餘是影響股價最重要的因素；而針對成長慢、獲利差甚至虧損的公司來說，帳面價值才是影響股價較為重要的因素 (Ohlson, 1995; Burgstahler and Dichev, 1997; Jan and Ou, 1995)。

然而就其他非會計資訊中之分析師異常盈餘的共識預測來說，這個變數在高度分析師跟隨公司中的重要性不如低度分析師跟隨公司 ( $\beta_3^H < \beta_3^L$ )。這反映了分析師跟隨數量較高的公司其股價受到分析師異常盈餘共識預測中的其他非會計資訊部份影響程度較輕微，反而在分析師跟隨數量較低的公司其股價受到分析師異常盈餘共識預測這項非會計資訊的影響程度比較大，這可能係因為賣方分析師無法有效利用此重要的非會計訊息來做出正確的追蹤跟隨決策。而其他非會計資訊中的分析師跟隨數目，在高度分析師跟隨公司中的重要性大過低度分析師跟隨公司 ( $\beta_4^H > \beta_4^L$ )。如同 Frankel et al. (2006) 所指出的分析師跟隨這個變數可以做為賣方分析師所傳達訊息的一個重要代理變數，因此高度分析師跟隨的公司顯然有效地運用了這項非會計資訊。其原因可能係由於分析師一般會傾向於成長快與獲利佳的公司，所以分析師會較重視其他分析師是否會追蹤預測某家公司這樣的訊息。

綜合表 9 和表 10 的結果發現，賣方分析師比較傾向利用會計資訊中每股異常盈餘的資訊來追蹤這些成長快速與獲利幅度較佳的公司，而不同於代表買方分析師的機構投資者是使用較能估測未來盈餘的非會計資訊—分析師對異常盈餘的共識預測—來找尋具有成長性與獲利潛能的公司。而對低度分析師跟隨公司來說，賣方分析師的追蹤跟隨決策受到會計資訊中每股淨值的驅動，但比較不受到會計資訊中每股異常盈餘的影響，這種現象則反映了賣方分析師比較少追蹤的股票大多屬於成長慢、獲利差甚或虧損的公司股票，因此在這類低度分析師跟隨的公司裡每股異常盈餘對股價的影響性會小於每股淨值對股價的影響性。

### (三) 不同程度機構投資者持股與分析師跟隨對同時具有機構持股比率與分析師跟隨的 Ohlson 評價模型的影響

最後則針對同時具有機構持股比率與分析師跟隨的 Ohlson 模型分別研究不同程度機構持股比率公司與不同程度分析師跟隨數目公司的股權評價情形。根據表 11 中不同程度機構持股比率公司部份的迴歸結果，類似地，此處設定以下 4 組的假設

檢定，第 1 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_1^L - \beta_1^H \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_1^L - \beta_1^H > 0$ ；第 2 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_2^L - \beta_2^H \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_2^L - \beta_2^H > 0$ ；第 3 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_3^H - \beta_3^L \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_3^H - \beta_3^L > 0$ ；而第 4 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_4^H - \beta_4^L \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_4^H - \beta_4^L > 0$ 。

表 11 不同程度機構持股比率與分析師跟隨數目之具有機構投資者持股比率與分析師跟隨數目 Ohlson 模型的估計值

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 IH_{i,t} + \beta_5 AF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

高度機構持股比率公司：						
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\overline{R^2}$
係數值	0.77	1.44	7.49	50.58	0.55	0.486
t 值	(7.92) <sup>***</sup>	(1.25)	(6.62) <sup>***</sup>	(3.62) <sup>***</sup>	(1.52)	
低度機構持股比率公司：						
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\overline{R^2}$
係數值	1.08	2.42	1.80	44	0.19	0.448
t 值	(14.67) <sup>***</sup>	(5.95) <sup>***</sup>	(3.29) <sup>***</sup>	(4.26) <sup>***</sup>	(1.66) <sup>*</sup>	
高度與低度機構持股比率公司之 F 檢定：						
F 值	4.0635 <sup>**</sup>	0.3237	10.7153 <sup>***</sup>	1.2107		
高度分析師跟隨數目公司：						
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\overline{R^2}$
係數值	0.90	5.60	4.26	41	0.62	0.634
t 值	(10.60) <sup>***</sup>	(6.76) <sup>***</sup>	(4.90) <sup>***</sup>	(3.59) <sup>***</sup>	(2.68) <sup>***</sup>	
低度分析師跟隨數目公司：						
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\overline{R^2}$
係數值	1.53	1.89	14.13	7.59	-0.53	0.660
t 值	(10.96) <sup>***</sup>	(1.86) <sup>*</sup>	(14.66) <sup>***</sup>	(0.71)	(-1.62)	
高度與低度分析師跟隨數目公司之 F 檢定：						
F 值	14.4177 <sup>***</sup>	7.5515 <sup>***</sup>	54.5229 <sup>***</sup>		24.1517 <sup>***</sup>	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $IH_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股比率； $AF_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師跟隨數目。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值，下方一列括號中的數值為 t 統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準，\*\* 為 5% 顯著水準，\*\*\* 為 1% 顯著水準。

由 F 統計檢定的結果可知，就高度機構持股比率公司來說會計資訊中每股淨值對股價的影響程度較低度機構持股比率公司來得小，而高度機構持股比率公司的其

他非會計資訊之分析師異常盈餘共識預測對股價的影響程度則較低度機構持股比率公司來得大。此處的結果與表 9 之不同程度機構持股下之只有機構持股比率的 Ohlson 模型之分析結果極為類似，故不贅述。

此外，根據表 11 中不同程度分析師跟隨數目公司的迴歸結果，此處同樣設定以下 4 組的假設檢定，第 1 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_1^L - \beta_1^H \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_1^L - \beta_1^H > 0$ ；第 2 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_2^H - \beta_2^L \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_2^H - \beta_2^L > 0$ ；第 3 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_3^L - \beta_3^H \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_3^L - \beta_3^H > 0$ ；而第 4 組的假設檢定為虛無假說  $H_0: \beta_5^H - \beta_5^L \leq 0$ ，對立假說  $H_1: \beta_5^H - \beta_5^L > 0$ 。

依據近似無關迴歸模型中跨迴歸式係數檢定的 F 檢定統計量，上述第 1 組假設檢定的 F 值為 14.4177，大於  $F(0.01, 1, 420) = 6.6956$ ，表示在 1% 的顯著水準下，無法不拒絕虛無假說，亦即高度分析師跟隨公司的會計資訊中之每股淨值對股價的影響程度較低度分析師跟隨公司來得小。上述第 2 組假設檢定的 F 值為 7.5515，大於  $F(0.01, 1, 420) = 6.6956$ ，表示在 1% 的顯著水準下，無法不拒絕虛無假說，亦即高度分析師跟隨公司的會計資訊中之每股異常盈餘對股價的影響程度較低度分析師跟隨公司來得大。上述第 3 組假設檢定的 F 值為 54.5229，大於  $F(0.01, 1, 420) = 6.6956$ ，表示在 1% 的顯著水準下，無法不拒絕虛無假說，亦即高度分析師跟隨公司的非會計資訊中之分析師對異常盈餘共識預測在股價的影響程度上較低度分析師跟隨公司來得小。上述第 4 組假設檢定的 F 值為 24.1517，大於  $F(0.01, 1, 420) = 6.6956$ ，表示在 1% 的顯著水準下，仍然無法不拒絕虛無假說，亦即高度分析師跟隨公司的非會計資訊中之分析師跟隨對股價的影響程度會較低度分析師跟隨公司來得大。此 F 統計檢定結果與表 10 之不同程度分析師跟隨下之只有分析師跟隨數目的 Ohlson 模型之分析結果類似，故不予贅述。

## 五、額外分析

如前所述，機構投資者持股比率和分析師跟隨數目傳遞了影響股權價值的非會計訊息，不僅如此，Gaspar, Massa, and Matos (2005) 也發現機構投資者的持股期間與企業併購決策及溢價程度相關，而分析師所做的具體推薦似乎也能客觀地代表國內外券商與投資銀行的分析師對企業股權價值的評估，因此，本節將針對機構投資者持股的期間和變動以及分析師的共識推薦做一完整的討論。

### (一) 機構投資者持股期間與持股變動對股權評價的影響

由於機構投資者的投資型態不盡相同，有些機構投資者進行長期投資而長期持股，這類機構投資者的股票週轉率較低；另外有些機構投資者則傾向短期的買進與賣出，所以會頻繁地更換所持有的股票，這類機構投資者的股票週轉率會較高。依

據機構投資者持股期間區分不同屬性的機構投資者，可以更深入的利用買方分析師所提供的訊息，此外機構投資者持股的變動也應該反映了買方分析師的若干意見，所以本節首先針對這些較深入與細緻的買方分析師訊息對股權評價的影響作討論。其次分析師跟隨雖然可以某種程度的反映了賣方分析師的意見，但是分析師對一家公司具體推薦的情況，應該代表了更深入的賣方分析師訊息，所以本文也進一步討論分析師共識推薦（analysts' consensus recommendations）對股權評價的影響。

Gaspar et al. (2005)分析機構投資者的投資期間對企業併購的影響，他們提出了某種類型的股票週轉率（stock turnover rate）定義來衡量機構投資者的投資期間，這是當前文獻中普遍被使用來區分機構投資者投資期間的主要方法（Attig, Cleary, Ghoul, and Guedhami, 2012; Cella, Ellul, and Giannetti, 2013），即某特定機構投資者在一段期間之內的持股攪動率（churn rate, CR）：

$$CR_{k,t} = \frac{\sum_{i=1}^{N_{k,t}} |S_{k,i,t} P_{i,t} - S_{k,i,t-1} P_{i,t-1} - S_{k,i,t-1} \Delta P_{i,t}|}{\sum_{i=1}^{N_{k,t}} \frac{S_{k,i,t} P_{i,t} + S_{k,i,t-1} P_{i,t-1}}{2}}$$

其中下標  $k$  代表機構投資者， $i$  代表被機構投資者投資的公司， $t$  代表第  $t$  期間。 $N_{k,t}$  是機構投資者  $k$  在  $t$  期股票投資組合中投資的公司家數， $S_{k,i,t}$  為  $i$  公司在  $t$  期期末被機構投資者  $k$  所持有的股數，而  $P_{i,t}$  則為  $i$  公司在  $t$  期期末的股價。上式持股攪動率  $CR_{k,t}$  的分子代表在  $t$  期裡，機構投資者  $k$  的股票投資組合中因為股票交易所導致持股部位總價值變化的絕對幅度。而分母則代表  $t$  期裡機構投資者  $k$  的股票投資組合的平均總價值。因此持股攪動率  $CR_{k,t}$  代表某種形式的機構投資者  $k$  在  $t$  期裡的股票投資組合之股票週轉率。

Gaspar et al. (2005)將其分析期間設定為一季，定義代表一年期的平均持股攪動率：

$$AVG\_CR_{k,t} = \frac{1}{4} \sum_{r=1}^4 CR_{k,t-r+1}$$

Yan and Zhang (2009)將機構投資者的平均持股攪動率依據 33.33% 與 66.67% 的分量（quantiles）區分成三等份，並定義屬於最高分量的機構投資者（其平均持股攪動率佔所有機構投資者前 1/3），因為其擁有最高的股票週轉率而為短期的機構投資者；屬於最低分量的機構投資者（其平均持股攪動率佔所有機構投資者後 1/3），因為擁有最低的股票週轉率，故為長期的機構投資者。

此處依照台灣證券交易所分類的方式將機構投資者分為外資、投信與自營商三類，並依據上述的定義分別計算這三類機構投資者從 2000 年到 2013 年每一年的持股攪動率。這三類機構投資者在樣本期間內持股攪動率的中位數、平均數、最大值與最小值則列於表 12。



表 12 機構投資者的持股攪動率 (churn rate)

	外資	投信	自營商
中位數	0.173	0.578	0.827
平均數	0.206	0.604	0.828
最大值	0.542	0.915	1.199
最小值	0.061	0.301	0.451

由表 12 可知，按照 Yan and Zhang (2007)的區分方法，在樣本期間內每一年外資均屬於長期投資的機構投資者，而自營商則均為短期投資的機構投資者。

接著以長期機構投資者—外資的持股比率與短期機構投資者—自營商的持股比率分別代表屬於長期投資的買方分析師之非會計資訊以及屬於短期投資的買方分析師之非會計資訊，並討論這些比較深入的買方分析師訊息對股權評價的影響，實證結果列於表 13。

表 13 機構投資者持股期間對股權評價的影響

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 IHP_{i,t} + \beta_5 AF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

長期持股的機構投資者：						
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\overline{R^2}$
係數值	0.91	2.14	6.50	46	0.49	0.534
t 值	(16.65)***	(3.98)***	(11.61)***	(6.96)***	(3.61)***	
短期持股的機構投資者：						
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\overline{R^2}$
係數值	1.04	2.19	6.45	-115	1.05	0.516
t 值	(19.78)***	(3.98)***	(11.28)***	(-0.79)	(8.92)***	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $IHP_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股期間類型； $AF_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師跟隨數目。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為 t 統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

由表 13 的結果可知，長期機構投資者—外資的持股比率之係數估計值 ( $\beta_4$ ) 在 1% 顯著水準下顯著的異於零，顯示長期機構投資者—外資的持股比率對股價有正向且具統計顯著性的影響，短期機構投資者—自營商的持股比率之係數估計值 ( $\beta_4$ ) 即使在 10% 的顯著水準下也未顯著異於零，亦即短期機構投資者—自營商的持股比率並不顯著影響股價。由於 Ohlson 股權評價模型是結合會計與非會計資訊從基本面來評估公司股權的價值，屬於長期機構投資者的外資一般會依照基本面的情況選擇長期持有股票，因此長期機構投資者—外資的持股比率顯然會正向且顯著地

影響公司的股權價值，而屬於短期機構投資者的自營商，則傾向依據市場情況短期地買進或賣出股票，因此從基本面來看短期機構投資者—自營商的持股比率對公司的股權價值就缺乏顯著的影響。

另外一個值得深入分析的買方分析師訊息則是機構投資者持股的變動 ( $\Delta IH$ ) 對公司股權價值影響的情況。由於機構投資者一般係依據服務於本機構的買方分析師所提供的意見來調節持股，因此機構投資者持股的變動顯然包含了買方分析師的看法，這些看法中必然包括了許多關於被持股公司的非會計資訊。這種具有機構投資者持股變動的股權評價模型之估計結果列於表 14。

表 14 機構投資者持股變動對股權評價的影響

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 \Delta IH_{i,t} + \beta_5 AF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\overline{R^2}$
係數值	1.02	0.72	7.34	74	0.88	0.517
t 值	(19.64)***	(1.26)	(12.44)***	(4.98)***	(7.67)***	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $\Delta IH_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股比率變動； $AF_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師跟隨數目。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為 t 統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

由表 14 的估計結果可知，機構投資者持股變動的係數估計值 ( $\beta_4$ ) 在 1% 顯著水準下顯著的異於零，顯示機構投資者持股的變動對公司股權價值的影響是正向且具統計顯著性的。亦即機構投資者增加某家公司持股，則該公司股價就會隨之上漲，反之若機構投資者減少某家公司持股，則該公司股價就會下跌。這表示若買方分析師握有被持股公司的正面訊息，機構投資者必然會增加對該公司的持股，而市場終究會得知該公司之有利資訊，最終促成該公司股價上揚。相反地，當買方分析師握有被持股公司的負面訊息時，機構投資者必然會減少對該公司的持股，而市場終究會意識到該公司所具有的負面因素，終致股價下跌。

## (二) 分析師共識推薦對股權評價的影響

在文獻上分析師跟隨雖然確實可以作為賣方分析師所提供資訊的代理變數 (Frankel et al., 2006)，但是除了追蹤預測某家公司的分析師數目之外，分析師對該公司股票的推薦情況也代表著賣方分析師較為深入的訊息。依據 I/B/E/S 資料庫的分類，分析師對公司股票的推薦可以分成五大類，每一類可以用一個數值來代表：「強烈賣出 (strongly sell)」對應的數值為 1，「賣出 (sell)」對應的數值為 2，「持有 (hold)」對應的數值為 3，「買進 (buy)」對應的數值為 4，「強烈買進 (strongly buy)」對應的數值則為 5。根據每一年某家公司所獲得的國內外券商或投資銀行的推薦情況，計

算出該公司所獲得的推薦數值之平均數，此即國內外券商或投資銀行的分析師在當年對該公司所做的共識推薦。

此處使用分析師共識推薦當作較為深入之賣方分析師訊息的代理變數，估計只具有分析師共識推薦的股權評價模型，樣本資料如參節所述，共 658 筆公司/年資料，計 61 家上市和上櫃公司。同時，本文相同資料來估計對應的只具有機構投資者持股的股權評價模型，以便做為比較。關於只具有分析師共識推薦的股權評價模型之估計結果則列於表 15。

表 15 只具有分析師共識推薦之股權評價模型的估計值

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 REC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\overline{R^2}$
係數值	0.79	2.81	5.06	5.63	0.515
t 值	(12.55) <sup>***</sup>	(4.25) <sup>***</sup>	(7.15) <sup>***</sup>	(10.07) <sup>***</sup>	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $REC_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師共識推薦。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為  $t$  統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

由表 15 的估計結果可知，分析師共識推薦的係數估計值 ( $\beta_4$ ) 在 1% 顯著水準下顯著的異於零，顯示分析師共識推薦對公司股權價值具有顯著的正向影響，此結果與參節中只具有分析師跟隨的股權評價模型中分析師跟隨對公司股權價值的影響一致。

為了便於比較分析，本文也採用此 658 筆公司/年資料來估計只具有機構投資者持股比率的股權評價模型。其結果顯示會計資訊中的帳面價值與異常盈餘，以及非會計資訊中的分析師在異常盈餘上之共識預測對股價的影響是正向的且具有統計顯著性。而非會計資訊中的機構投資者持股比率之係數估計值為 68.37，其  $t$  值為 11.47，在 1% 顯著水準下顯著的異於零，整個只具有機構投資者持股比率股權評價模型的調整後  $R^2$  值則為 0.535。

同樣地，本文使用 Vuong(1989)的 Z-statistic 來檢定只具有機構投資者持股比率的股權評價模型以及只具有分析師共識推薦的股權評價模型這二個模型的解釋能力，Z-statistic 為 0.7782，可以發現只具有機構投資者持股比率的股權評價模型所產生的誤差略小於只具有分析師共識推薦的股權評價模型，但是未達統計顯著性。這表示在非會計資訊中機構投資者持股比率在解釋股價上雖然比分析師共識推薦稍微好一些，但是機構投資者持股比率並未完全取代分析師共識推薦解釋股價的功能，因此在解釋股權價值時應同時考量機構投資者持股比率與分析師共識推薦這二個非會計資訊。此處的結果與前面參節中只具有分析師跟隨的股權評價模型在與只具有機構投資者持股的股權評價模型比較模型解釋能力時的結論是一致的。

最後估計同時具有機構投資者持股比率與分析師共識推薦的股權評價模型，估計結果列於表 16。

表 16 同時具有機構投資者持股比率與分析師共識推薦之股權評價模型的估計值

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 IH_{i,t} + \beta_5 REC_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\overline{R^2}$
係數值	0.73	2.90	4.76	51	2.12	0.539
t 值	(11.74)***	(4.49)***	(6.87)***	(5.73)***	(2.58)***	

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $IH_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股比率； $REC_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師共識推薦。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為  $t$  統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

由表 16 的估計結果可知，機構投資者持股比率的係數估計值 ( $\beta_4$ ) 與分析師共識推薦的係數估計值 ( $\beta_5$ ) 均在 1% 顯著水準下顯著異於零，亦即非會計資訊中的機構投資者持股比率與分析師共識推薦對股價的影響均為正向且具有統計顯著性，同時具有機構投資者持股比率與分析師共識推薦的股權評價模型所估計出的調整後  $R^2$  值也比只具有機構投資者持股比率的股權評價模型以及只具有分析師共識推薦的股權評價模型所估計出的調整後  $R^2$  值要來得高，這表示同時考慮這二個非會計資訊變數比只考慮任一個單一的非會計資訊變數更能提高對股價的解釋程度。此外，根據表 16，在虛無假說  $H_0: \beta_4 - \beta_5 \leq 0$  與對立假說  $H_1: \beta_4 - \beta_5 > 0$  之下進行  $t$  檢定，對應的  $t$  檢定統計量之值為 5.1354，在 1% 顯著水準之下，無法不拒絕虛無假說，所以機構投資者持股比率每增加 1% 對股價所形成的影響大於分析師共識推薦的數值上升 1 單位對股價所造成的影響。這些均與前面參節中同時具有機構投資者持股比率與分析師跟隨的股權評價模型所得到的結果一致。

### (三) 小結

本節針對比較深入的買方分析師訊息與賣方分析師訊息對股權評價的影響作進一步的討論。由本節的結果可知，就台灣股市長期持股的機構投資者—外資來說，代表買方分析師意見的機構投資者持股比率對股價有正向且具統計顯著性的影響，而就台灣股市短期持股的機構投資者—自營商來說，代表買方分析師意見的機構投資者持股比率對股價的影響則不具統計顯著性。這表示由基本面來看，短期買進或賣出的機構投資者對股價並未造成顯著的影響，但是對長期持股的機構投資者而言，其持股部位可視為基本面的一部分，會對股價構成顯著且正向的影響。

而機構投資者在持股部位上的調節則對股價有正向且具統計顯著性的影響，由於文獻上指出機構投資者的持股主要反映了對未來盈餘的預期，因此若公司未來的

盈餘會有所增加，則其股價必然上漲，同時若機構投資者正確的預期到了公司未來盈餘增加的可能性，則機構投資者也必然會增加對該公司的持股。反之機構投資者持股減少，反映了公司未來盈餘的減少，因此其股價也自然會下跌。

另外分析師跟隨雖然可以做為衡量賣方分析師所傳達訊息的代理變數，但是除了分析師追蹤跟隨的數量之外，國內外券商與投資銀行的分析師所做的具體推薦內容更代表了較深入的賣方分析師訊息，所以本節也使用其他的賣方分析師訊息代理變數—分析師共識推薦—來分析其對股權評價的影響。實證結果發現以分析師共識推薦做為賣方分析師非會計資訊的代理變數並未改變原來以分析師跟隨做為賣方分析師非會計資訊代理變數的結果。在只具有分析師共識推薦的股權評價模型中，分析師共識推薦對股價的影響是正向且具統計顯著性的。只具有分析師共識推薦的股權評價模型所估計出的調整後  $R^2$  值也稍微高過只具有機構投資者持股的股權評價模型，而依據 Vuong (1989) 的 Z-statistic 模型解釋力檢定也發現雖然只具有分析師共識推薦的股權評價模型所產生的誤差稍微大於只具有機構投資者持股的股權評價模型，但是未達統計顯著性，換句話說雖然只具有機構投資者持股的股權評價模型稍微比只具有分析師共識推薦的股權評價模型好一些，但是只具有機構投資者持股的股權評價模型並未能完全取代只具有分析師共識推薦的股權評價模型，這也就是說應同時考量包括機構投資者持股與分析師共識推薦的股權評價模型。所以最後對同時具有機構投資者持股與分析師共識推薦的股權評價模型做進一步的分析，實證結果發現分析師共識推薦對股價的影響確實是正向且統計顯著性的。

## 六、敏感性分析

最後，本文考量實證分析上的二種重要情況進行敏感性分析，以證實本研究結果之穩健性。首先，過去許多實證文獻證實股價與會計變數的關係可能不是穩定的 (stationary)，所以本文使用一階差分的型態重新估計本文的股權評價模型，以檢驗前文的實證結果是否會有顯著的變化。

由於股價與相關的會計變數可能為不穩定的時間序列，而不穩定的時間序列在經過一階差分之後通常會成為穩定的時間序列 (胥愛琦與呂瓊瑜譯，2010)。因此將股權評價模型的被解釋變數與所有的解釋變數均進行一階差分 (其中  $dY_{i,t}=Y_{i,t}-Y_{i,t-1}$ ， $Y$  為變數)，再進行迴歸分析，結果列於表 17 中。

由表 17 的結果可知，機構投資者持股比率對股價的影響為正向的而且在 1% 顯著水準下仍然顯著的異於零。然而分析師跟隨數目對股價的影響卻不再是正向的，並且則在 10% 顯著水準下仍然不顯著的異於零。這表示代表買方分析師訊息的機構投資者持股比率確實較代表賣方分析師訊息的分析師跟隨數目對股價有較佳的解釋能力。

表 17 一階差分之股權評價模型的估計值

$$dP_{i,t} = \beta_1 dBV_{i,t} + \beta_2 dX_{i,t}^a + \beta_3 dF_{i,t} + \beta_4 dIH_{i,t} + \beta_5 dAF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$
係數值	-0.13	4.86	-1.75	100.4	-0.05
t 值	(-2.79)***	(13.93)***	(-4.72)***	(9.86)***	(-0.25)

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $IH_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股比率； $AF_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師跟隨數目。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為  $t$  統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

第二，由於公司的規模大小與所屬的產業別也會影響到其股權的評價，所以本文除了加入各公司的每股資產 ( $S_{i,t}$ ) 做為公司規模的控制變數，也引用 Dechow et al. (1999) 的方法，以各個產業所估計出來的異常盈餘持續性 ( $I_{i,t}$ ) 做為產業別的控制變數。再針對包括公司規模與產業別控制變數的股權評價模型進行迴歸分析，結果列於表 18 中。

表 18 包括規模與產業的控制變數之股權評價模型的估計值

$$P_{i,t} = \beta_1 BV_{i,t} + \beta_2 X_{i,t}^a + \beta_3 F_{i,t} + \beta_4 IH_{i,t} + \beta_5 AF_{i,t} + \beta_6 S_{i,t} + \beta_7 I_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	$\beta_5$	$\beta_6$	$\beta_7$
係數值	0.78	2.30	6.57	45	0.01	0.05	13.44
t 值	(12.73)***	(4.34)***	(11.87)***	(6.63)***	(0.08)	(1.99)**	(3.51)***

1.  $P_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之 12 月底股價； $BV_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之帳面價值； $X_{i,t}^a$  為  $i$  公司第  $t$  期之異常盈餘； $F_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師對盈餘之共識預測； $IH_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之機構投資者持股比率； $AF_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之分析師跟隨數目； $S_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之每股資產； $I_{i,t}$  為  $i$  公司第  $t$  期之產業別變數。
2. 表中上方一列的數值為係數估計值；下方一列括號中的數值為  $t$  統計值。
3. \* 為 10% 顯著水準；\*\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準。

由表 18 的結果可知，以公司的每股資產當作為公司規模的控制變數，而以整體產業的異常盈餘持續性做為產業別的控制變數，並不影響原實證結果。將前述的控制變數加入本文的股權評價模型進行估計。由表 12 的結果可知，實證結果並無太大變化，在 1% 的顯著水準之下機構投資者持股比率對股價仍然具有明顯正向的影響 ( $\beta_4=45$ ,  $t$  值=6.63)。不過，此處分析師跟隨數目對股價的影響則未達顯著水準。

## 肆、結論

如同過去文獻所討論的機構投資者持股比率某種程度上反映了買方分析師對企業股權價值所提供的額外非會計資訊，而分析師跟隨數目則可以代表賣方分析師對企業股權價值所提供的額外非會計資訊。較高的機構投資者持股比率與分析師跟隨數目分別代表了買方分析師與賣方分析師對企業股權價值所提供的額外正面資訊，因此對股價應有正向的影響。而且相較於一般個別投資人，理論上機構投資者屬於比較精明的資金，加以賣方分析師可能因為利益衝突的原因而降低其股票投資分析與建議的效力，所以買方分析師的資訊應較賣方分析師的資訊在解釋股價上有較佳的表現。

本文的主要貢獻為在原始的 Ohlson (1995) 股權評價模型中增加了機構投資者持股比率與分析師跟隨數目這兩個新的「其他非會計資訊」變數，並推導出具有機構投資者持股比率與分析師跟隨數目的股權評價封閉解。實證結果發現機構投資者持股比率與分析師跟隨數目對企業股權價值的關係均為顯著正相關，雖然二者均用以捕捉「其他非會計資訊」，且賣方分析師所存在的利益衝突似乎削弱其對股價預測的效力，而使機構投資者持股比率對股價的影響略大於分析師跟隨數目，然而本研究之統計檢定證實，在解釋股價時仍應同時考量這二個非會計資訊的代理變數，不宜偏廢。此外，模型之調整後  $R^2$  值也支持額外加入機構投資者持股比率與分析師跟隨數目確實能提高對股價的解釋能力。

針對不同程度的機構持股與分析師關注，本文進行許多額外分析以釐清二者對企業股權價值的影響。在機構投資者持股方面，由於估測未來盈餘的需要，高度機構持股公司較能有效的運用分析師異常盈餘共識預測中非會計資訊的部分。另外，對長期持股的機構投資者來說機構投資者持股比率對股價有正向且具統計顯著性的影響，對短期持股的機構投資者來說機構投資者持股比率對股價的影響則不具統計顯著性。而機構投資者持股的變動對股價也有正向且具統計顯著性的影響。在分析師跟隨方面，Frankel et al. (2006) 發現分析師跟隨這個變數可以做為賣方分析師所傳達訊息的一個重要代理變數，本文的實證結果顯示高度分析師跟隨的公司比低度分析師跟隨的公司能更有效地運用這項非會計資訊。而由於分析師一般傾向於成長快與獲利佳的公司，所以高度分析師跟隨公司相對低度分析師跟隨公司來說，會較著重在公司的異常盈餘而非淨值，至於較少分析師追蹤預測的公司則多屬於成長慢、獲利差甚至虧損的公司，因此低度分析師跟隨公司相對高度分析師跟隨公司來說，則較著重在公司的淨值而非異常盈餘。最後，若以分析師共識推薦做為賣方分析師意見的代理變數並不會改變前述的結果。

除了證券商與投資銀行的賣方分析師資訊以及代表買方分析師資訊的機構投資者持股之外，一般投資者仍然可以獲得一些可能影響股價的其他非會計之資訊來源，譬如內部人 (insiders) 的持股等，後續的研究方向可以進一步把其他量化的重要非會計資訊納入股權評價模型之中，以期能更佳的掌握股價的變化。

## 參考文獻

- 胥愛琦與呂瓊瑜譯，Stock, J. M., and M. W. Watson 原著，2010，計量經濟學，二版，台北：東華書局。
- 程心瑤與蔡宜芬，2006，分析師預測與管理當局預測對於企業評價之相對有用性：發布時機與先後順序，會計評論，第 42 期：81-107。
- 彭火樹，2005，股價與盈餘關係之研究：盈餘與權益帳面價值定式問題之再考量，會計評論，第 40 期：9-90。
- Agarwal, A., and M. A. Chan. 2008. Do analysts conflict matter? Evidence from stock recommendations. *Journal of Law and Economics* 51 (3): 503-537.
- Ajinkya, B., S. Bhojraj, and P. Sengupta. 2005. The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts. *Journal of Accounting Research* 43 (3): 343-376.
- Arand, D., and A. G. Kerl. 2015. Sell-side analysts research and reported conflicts of interests. *European Financial Management* 21 (1): 20-51.
- Attig, N., S. Cleary, S. E. Ghouli, and O. Guedhami. 2012. Institutional investment horizon and investment-cash flow sensitivity. *Journal of Banking and Finance* 36 (4): 1164-1180.
- Ayers, B. C., and R. N. Freeman. 2003. Evidence that analyst following and institutional ownership and accelerate the pricing of future earnings. *Review of Accounting Studies* 8 (1): 47-67.
- Bar-Yosef, S., J. L. Callen, and J. Livnat. 1996. Modeling dividends, earnings, and book value equity: An empirical investigation of the Ohlson valuation dynamics. *Review of Accounting Studies* 1 (3): 207-224.
- Bessler, W., and M. Stanzel. 2009. Conflicts of interest and research quality of affiliated analysts in the German universal banking system: Evidence from IPO underwriting. *European Financial Management* 15 (4): 757-786.
- Brennan, M. J., and A. Subrahmanyam. 1995. Investment analysis and price formation in securities market. *Journal of Financial Economics* 38 (3): 361-381.
- Brown, L. D., A. C. Call, M. B. Clement, and N. Y. Sharp. 2015. Inside the “black box” of sell-side financial analysts. *Journal of Accounting Research* 53 (1): 1-47.
- Bryan, D. M., and S. L. Tiras. 2007. The influence of forecast dispersion on the incremental explanatory power of earnings, book value, and analyst forecasts on market prices. *The Accounting Review* 82 (3): 651-677.
- Burgstahler, D. C., and I. D. Dichev. 1997. Earnings, adaptation and equity value. *The*



- Accounting Review* 72 (2): 187-215.
- Bushee, B. J. 2001. Do institutional investors prefer near-term earnings over long-run value? *Contemporary Accounting Research* 18 (2): 207-246.
- Bushee, B. J., and G. S. Miller. 2012. Investor relations, firm visibility, and investor following. *The Accounting Review* 87 (3): 867-897.
- Cella, C., A. Ellul, and M. Giannetti. 2013. Investors' horizons and the amplification of market shocks. *The Review of Financial Studies* 26 (7): 1607-1648.
- Chung, K. H., T. H. McInish, R. A. Wood, and D. J. Wyhowski. 1995. Production of information, information asymmetry, and the bid-ask spread: Empirical evidence from analysts' forecast. *Journal of Banking and Finance* 19 (6): 1025-1046.
- Collins, D. W., G. Gong, and P. Hribar, 2003. Investor sophistication and the mispricing of accruals. *Review of Accounting Studies* 8 (2): 251-276.
- Collins, D. W., M. Pincus, and H. Xie. 1999. Equity valuation negative earnings: The role of book value of equity. *The Accounting Review* 74 (1): 29-61.
- Dechow, P. M. 1994. Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance : The role of accounting accruals. *Journal of Accounting and Economics* 18 (1): 3-42.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, and R. G. Sloan. 1999. An empirical assessment of the residual income valuation model. *Journal of Accounting and Economics* 26 (1-3): 1-34.
- Dhaliwal, D. S., S. Radhakrishnan, A. Tsang, and Y. G. Yang. 2012. Nonfinancial disclosure and analyst forecast accuracy: International evidence on corporate social responsibility disclosure. *The Accounting Review* 87 (3): 723-759.
- Eng, L. L., and H. K. Teo. 1999. The relation between annual report disclosures, analysts' earnings forecasts and analyst following: Evidence from Singapore. *Pacific Accounting Review* 11 (2): 219-239.
- Fang, L., and A. Yasuda. 2009. The effectiveness of reputation as a disciplinary mechanism in sell-side research. *The Review of Financial Studies* 22 (9): 3735-3777
- Feltham, G. A., and J. A. Ohlson. 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research* 11 (2): 689-731.
- Frankel, R., S. P. Kothari, and J. Weber. 2006. Determinants of the informativeness of analyst research. *Journal of Accounting and Economics* 41 (1-2): 29-54.
- Frey, S., and P. Herbst. 2014. The influence of buy-side analysts on mutual fund trading. *Journal of Banking and Finance* 49: 422-458.
- Gaspar, J. M., M. Massa, and P. Matos. 2005. Shareholder investment horizons and the

- market for corporate control. *Journal of Financial Economics* 76 (1): 135-165.
- Greene, W. H. 2008. Models with lagged variables. In *Econometric Analysis*, 6th Edition, edited by Greene, W. H, 685-712. New Jersey, NJ: Prentice Hall, Inc.
- Gu, F. 2005. Innovation, future earnings, and market efficiency. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 20 (4): 385-418.
- Jan C. L., and J. Ou. 1995. The role of negative earnings in the valuation of equity stocks. Working paper. New York University and Santa Clara University.
- Jiambalvo, J., S. Rajgopal, and M. Venkatachalam. 2002. Institutional ownership and the extent to which stock prices reflect future earnings. *Contemporary Accounting Research* 19 (1): 117-145.
- Jiang, C. X., and J. C. Kim. 2005. Trading costs of non-U.S. stocks on the New York Stock Exchange: The effect of institutional ownership, analyst following, and market regulation. *The Journal of Financial Research* 28 (3): 439-459.
- Kadan, O., L. Madureira, R. Wang, and T. Zach. 2009. Conflicts of interest and stock recommendations: The effects of global settlement and related regulations. *The Review of Financial Studies* 22 (10): 4189-4217.
- Koller, T., M. Goedhart, and D. Wessels. 2010. *Valuation: Measuring and managing the value of companies*. 5th. Edition. Upper Saddle River, NJ: John Wiley & Sons Inc.
- Lang, M. H., and R. J. Lundholm. 1996. Corporate disclosure policy and analyst behavior. *The Accounting Review* 71 (4): 467-492.
- Lang, M. H., K. V. Lins, and D. P. Miller. 2003. ADRs, analysts, and accuracy: Does cross listing in the United States improve a firm's information environment and increase market value? *Journal of Accounting Research* 41 (2): 317-345.
- Lehavy, R., F. Li, and K. Merkley. 2011. The effect of annual report readability on analyst following and the properties of their earnings forecasts. *The Accounting Review* 86 (3): 1087-1115.
- Ljungqvist, A., F. Marston, L. T. Starks, K. D. Wei, and H. Yan. 2007. Conflicts of interest in sell-side research and the moderating role of institutional investors. *Journal of Financial Economics* 85 (2): 420-456.
- Mokoaleli-Mokoteli, T., R. J. Taffler, and V. Agarwal. 2009. Behavioural bias and conflicts of interest in analyst stock recommendations. *Journal of Business Finance and Accounting* 36 (3) & (4): 384-418.
- Myers, J. N. 1999. Implementing residual income valuation with linear information dynamics. *The Accounting Review* 74 (1): 1-28.
- Nagel, S. 2005. Short sales, institutional investors and the cross-section of stock returns. *Journal of Financial Economics* 78 (2): 277-309.

- Ohlson J. A. 1995. Earnings, book values, and dividends in equity valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 (2): 661-687.
- Ohlson J. A. 2001. Earnings, book values, and dividends in equity valuation: An empirical perspective. *Contemporary Accounting Research* 18 (1): 107-120.
- Piotroski, J. D., and B. 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.
- Previts, G. J., R. J. Bricker, T. R. Robinson, and S. J. Young. 1994. A content of analysis of sell-side financial analyst company reports. *Accounting Horizons* 8 (2): 55-70.
- Vuong, Q. H. 1989. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses. *Econometrica* 57 (2): 307-333.
- Yan, X., and Z. Zhang. 2009. Institutional investors and equity returns: Are short-term institutions better informed? *The Review Financial Studies* 22 (2): 893-924.

