

## 投資人情緒與分析師行為之關聯性研究： 以中國市場為例

林美鳳\*

國立彰化師範大學會計學系

陳虹吟

國立臺灣大學會計學系

收稿日：2011 年 4 月 27 日；接受日：2011 年 7 月 8 日

---

### 摘要

本研究以中國統計局調查的每月消費者信心指數作為投資人情緒之代理變數，探討投資人情緒是否會影響分析師加入報導的決策；同時比較新財富雜誌評選出的明星分析師與未被評選上的非明星分析師，其預測績效是否存在顯著差異；並進一步探討投資人情緒是否會影響分析師預測績效。研究結果發現：投資人情緒較悲觀時，分析師追蹤的人數會上升。在不考慮投資人情緒影響下，明星分析師的預測相對較非明星分析師樂觀，但其預測準確性與非明星分析師沒有顯著差異。而考慮投資人情緒影響時，若投資人情緒較樂觀，明星分析師的預測樂觀度不受影響，但非明星分析師的預測相對較樂觀。此外，投資人情緒變動愈大時，不論明星分析師與非明星分析師其預測準確性都較低。整體而言，本研究結果顯示，分析師雖為專精且較為理性之投資人，但其行為仍受到投資人情緒所影響。

關鍵詞：投資人情緒、分析師報導、明星分析師、盈餘預測

---

\*通訊作者。電話：04-7232105#7519，電子信箱：[linmf@cc.ncue.edu.tw](mailto:linmf@cc.ncue.edu.tw)。作者衷心感謝二位匿名評審、2011 全球管理新環境—綠能環保國際學術研討會以及 2011 當前會計理論與實務研討會評論人及與會學者所提供之寶貴意見。文中倘有錯誤，當屬作者責任。

# **Investor Sentiment and Analyst Behavior: Evidence from China**

**Mei-Feng Lin\***

*Department of Accounting, National Changhua University of Education*

**Hung-Yin Chen**

*Department of Accounting, National Taiwan University*

Received 27 April 2011; accepted 8 July 2011

---

## **Abstract**

This study investigates the impact of investor sentiment on analysts' coverage decisions in China. By using the monthly survey of consumer confidence index conducted by the National Bureau of Statistics of China as a proxy for investor sentiment, we investigate if there exists significant difference in forecast accuracy between the star and non-star analysts nominated by the New Fortune magazine and also discuss whether the investor sentiment affects the analysts' performance. We find that the number of analyst following increases when investor sentiment is low. Furthermore, excluding the impact of investor sentiment, the star analysts' forecasts are more optimistic than non-star analysts, but there is no significant difference in their forecast accuracy. In addition, considering the impact of investor sentiment, we find that more optimistic investor sentiment leads to more optimistic forecasts by non-star analysts but not by star analysts. Forecast accuracy for both star and non-star analysts, however, decreases when the fluctuation of investor sentiment increases. In sum, our findings indicate that analysts are still affected by the investor sentiment although they are regarded as relatively sophisticated and rational investors in the capital markets.

*Keywords:* Investor sentiment; Analyst coverage; Star analysts; Earnings forecasts

---

\* Corresponding author. Tel: 04-7232105#7519. email: linmf@cc.ncue.edu.tw.

## 壹、緒論

分析師的盈餘預測經常被視為市場對公司未來盈餘的預期，而分析師的股票推薦，則是投資者進行股票交易的重要資訊來源。中國的資本市場雖然起步較晚，但隨著中國改革開放與合格境外機構投資者(Qualified Foreign Institutional Investor, QFII)的實施，促使機構投資者逐漸增加，分析師研究報告也因此日益受到投資者重視。早期有關中國證券分析師相關研究相對缺乏(姜國華 2004)，主要原因在於盈餘預測資料搜集不易(吳東輝與薛祖雲 2005a)。然而此研究限制，目前已有國泰安證券研究所開發的中國上市公司分析師預測資料庫可加以克服。此外，為了提升研究報告的質量與分析師預測的準確性，中國知名財經雜誌《新財富》從 2003 年起開始舉辦評選中國內地資本市場各行業「最佳分析師」<sup>1</sup>，顯示分析師盈餘預測和股票推薦的資訊價值，不僅是學術界，連實務界也相當重視。

由於人性的多元與複雜，其決策行為經常受個人主觀意識及情緒影響，因此過去文獻提出投資人情緒(investor sentiment)的概念，來代表投資人心理對公司未來多空型態的主觀判斷，所產生市場參與者的相對預期(Brown and Cliff 2004)。DeLong et al. (1990)和 Kamara et al. (1992)指出投資人情緒會影響市場交易，但此一因素卻無法以效率市場假說加以解釋。Lemmon and Portniaguina (2006)發現當投資人情緒樂觀(悲觀)時，會高估(低估)小股票的價值。換言之，投資人進行投資決策時，容易受情緒所影響，造成投資判斷的偏誤，進而產生對市場價格過度反應或反應不足的現象，使得股價不僅決定於公司基本面因素(例如：盈餘、現金流量和折現率等)，也會受到市場投資人情緒所影響。

Brown and Cliff (2004)發現投資人情緒與股票報酬呈正向相關。說明當投資人情緒偏向樂觀時，就經濟面而言會促進經濟成長、帶動股市發展，進而對股票報酬產生正面影響。然而投資人情緒與股票報酬之間的關聯性，是否亦會牽動資本市場其他參與者的行為，是另一值得關注之議題。因此，本研究即欲探討中國證券分析師的預測行為，是否也會受到市場上投資人情緒之影響。本文參考 Bergman and Roychowdhury (2008)<sup>2</sup>之研究設計，以中華人民共和國國家統計局調查之每月「消費者信心指數」作為投資人情緒之代理變數，研究消費者信心程度或消費者信心改變時，是否也會影響分析師加入報導行列的決策。亦即，本文首先要探討分析師在發佈盈餘預測時，除了考量財務報表數字等基本

<sup>1</sup> 本文以「明星分析師」和「最佳分析師」互用，二者皆是代表由新財富雜誌評選出的各行業的最佳分析師。

<sup>2</sup> Bergman and Roychowdhury (2008)以密西根大學消費者信心指數做為投資人情緒之代理變數，探討管理者是否會藉由自願性盈餘預測去策略性影響投資人情緒。而中國消費者信心指數調查是借鏡密西根大學消費者信心指數調查，因此，應能有效做為投資人情緒之代理變數。

面因素 (Abarbanell and Bushee 1997)外，是否也會受到市場上投資人信心的影響。所謂消費者信心係代表消費者對經濟環境的信心強弱程度，綜合反映並量化消費者對目前經濟形勢、就業狀況的評價以及對經濟前景、收入水準、收入預期和消費狀態等項目的主觀感受，是預測經濟走勢和消費趨向的一個指標。

分析師運用其對企業及產業之專業知識，針對具潛力之企業加以研究，最後再將分析結果對投資大眾加以報導，其預測與推薦報告對於投資者而言具有一定的價值(Crichfield et al. 1978; Givoly and Lakoishok 1979; Fried and Givoly 1982; Lys and Soo 1995)。吳東輝與薛祖雲(2005b)發現中國證券分析師盈餘預測比隨機模型具有更強的價值攸關性。然而各分析師之間也因天資稟賦、對產業瞭解深淺、與企業關係親疏不同而使得某些分析師具有競爭優勢，能較早發現深具潛力之個股並加以報導；投資大眾亦較認同這些分析師對其投資所帶來的超額利潤，也較願意接受這些分析師的推薦(Cooper et al. 2001)，是以在市場上產生了明星分析師之別。中國《新財富》雜誌為了提升研究報告的質量及分析師的預測準確度，從2003年起由機構投資者進行投票，評選中國內地資本市場各行業的最佳分析師，由於此評選結果漸漸受到證券研究機構和機構投資者的認可，成為最佳分析師也會提升證券分析師的影響力。

Leone and Wu (2002)發現由美國機構投資者雜誌(Istitutional Investor)所評選出的明星分析師(all-star)績效優於非明星分析師，亦即明星分析師的盈餘預測準確性較高、股票推薦報酬較高且預測較不會有樂觀偏誤。由於機構投資者的評選結果可降低投資人在決定信賴哪一位分析師推薦報告之搜查成本，因此評選結果具有重要的參考價值。然而，過去研究發現分析師盈餘預測或股票推薦時會受到投資人情緒影響而產生偏誤(Bagnoli et al. 2009; Ke and Yu 2009; Mikhail et al. 2009)。因此，本研究第二個問題即要探討新財富雜誌評選出的行業最佳分析師其預測績效，是否優於其他非最佳分析師，同時更進一步檢測這些被評選為最佳名單的分析師，進行盈餘預測時受投資人情緒影響的程度，是否與其他非最佳分析師不同。

實證結果發現投資人情緒以及投資人情緒變動幅度，皆對分析師報導人數有顯著負向影響，表示當消費者信心指數降低，反而促使分析師加入預測行列。此外，在不考慮投資人情緒影響下，明星分析師的預測比非明星分析師還樂觀，但預測準確性與非明星分析師沒有顯著差異，表示新財富雜誌評選出的最佳分析師在盈餘預測績效上和其他分析師並沒有顯著不同。最後，本研究也發現投資者情緒變動增加時，明星分析師的預測準確性降低，而非明星分析師的預測準確性不僅受到投資者情緒變動影響，也受到預測時的投資者情緒影響。進一步來說，當投資者情緒愈樂觀時，非明星分析師的預測準確性較低；但明星分析師以及非明星分析師的預測準確性受投資者情緒之影響並沒有顯著差異。在預測樂觀度方面，只有非明星分析師的預測樂觀度與預測當時的投資人情緒呈

顯著正相關，表示非明星分析師在發佈盈餘預測時，會受到當時投資人情緒影響，消費者對未來的預期愈具信心促使非明星分析師發佈較樂觀的預期。

本研究貢獻如下：首先，本研究對投資人情緒之文獻有所貢獻。以往研究多偏重於投資者情緒對於股價和報酬的影響，而本研究探討投資人情緒是否會影響到專業的分析師的行為決策，因為財務分析師是股票市場參與者評定公司價值時的重要資訊來源，尤其在新興市場，證券分析師的資訊提供角色更顯重要，特別是中國證券分析師市場尚未成熟，實有必要探討其決策行為之影響因素。其次，本研究也提升對分析師行為的了解。過去研究指出分析師盈餘預測時存在系統性偏誤或以無效率的方法處理新資料(DeBondt and Thaler 1990; Abarbanell and Bernard 1992)，且分析師預測和推薦普遍存在樂觀偏誤的現象(Francis and Philbrick 1993; Das et al. 1998; Matsumoto 2002)。本研究發現分析師盈餘預測時確實會受投資人情緒所影響，非明星分析師預測樂觀度與預測當時消費者信心呈顯著正相關，而不論是否為明星分析師，其盈餘預測準確性則與預測當時的消費者信心變動呈顯著負相關。亦即，分析師雖然為專精之市場參與者，即使是被知名財經雜誌評選為最佳分析師，其預測績效仍會受到市場上消費者信心的影響。最後，本研究對於投資人具有重要潛在資訊意涵，研究結果顯示由知名財經雜誌評選出的明星分析師的預測相對較非明星分析師樂觀，但明星分析師的預測準確性與非明星分析師沒有顯著差異，顯示此一評選過程無法有效幫助投資者區別出預測績效較優秀的分析師。同時也發現不論是否為明星分析師，其預測都會受到投資人情緒影響。因此，投資人在接受分析師所傳達的資訊時，也應考量投資人情緒對分析師報導行為的影響，故本研究建議投資人於解讀或參考分析師之研究報告時，應適度考量當時的消費者信心指數，對分析師意見持較保留態度，以免造成樂觀之加成效果，進而影響投資利益。

本研究一共分成五節，除本節緒論外，各章節簡述如下：第貳節為文獻探討並提出研究問題；第參節介紹研究設計，包括變數衡量、樣本及資料來源；第肆節呈現實證結果，包括敘述性統計、多變量分析；最後一節為結論與建議。

## 貳、文獻探討與研究問題

### 一、投資者情緒相關文獻與衡量方法

效率市場假說下，認為非理性投資人對市場價格不具系統性的影響力(Fama 1970)。然而許多研究皆發現市場並不完美，市場價格往往會偏離真實價值，因此資本市場並非效率市場。例如 1987 年 10 月股市崩盤，不管是利率或未來盈餘改變等基本面因子皆無法解釋當時劇烈的價值變動情形，反而是投資人情緒對市場價格產生系統性影響，因此投資人情緒並不像效率市場假說中所

認為僅是定價模型中的雜訊而已，其的確會對市場價格產生系統性影響(Kamara et al. 1992)。亦即，投資者情緒是造成雜訊交易的其中一種非理性因素，它代表著投資人心理對未來多空型態的主觀判斷，所產生市場參與者的相對預期，並可用來預測小公司股票未來二至三年的報酬(Brown and Cliff 2004)。由心理學可知，人們愈樂觀(悲觀)時，較可能忽略壞(好)消息，而過度反應好(壞)消息。所以當投資人情緒越高昂，投資者可能選擇忽略負面消息或過度回應正面消息，使股價被高估；反之，當情緒低落時，投資者可能選擇忽略正面消息或過度回應負面消息，使股價被低估。Baker and Wurgler (2006)即發現當情緒較悲觀之時期，小公司、年輕公司、無獲利公司以及沒有股利支付的公司，有較高的報酬。

早期有關投資人情緒的研究，大多探討投資人情緒與股價或股票報酬的關係(Brown and Cliff 2004; Baker and Wurgler 2006)，然而投資人為資本市場中極為重要的角色，因此可合理推測投資人情緒對整體資本市場應該有所影響，亦即投資人情緒與其他參與者應存在某種關聯性。近幾年開始有研究檢測特定市場參與者的決策是否會受到投資人情緒所影響，例如 Bergman and Roychowdhury (2008)調查公司如何透過財務揭露政策，策略性地回應投資人的情緒反應，以企圖影響投資人情緒所導致的預期偏差，其研究結果發現消費者信心指數較低迷時，管理當局會增加向上修正的未來盈餘預測以期提高投資人對未來長期盈餘之估計。相反地，在情緒較高昂之期間，管理當局將減少長期預測，以維持市場較樂觀之狀態。另外，Bagnoli et al. (2009)指出分析師的股票推薦與投資者情緒關連性愈強時，其股票推薦的獲利性較低。Ke and Yu (2009)及 Mikhail et al. (2009)發現投資人情緒分別與盈餘預測轉換效率和盈餘預測準確性呈顯著負相關，表示分析師的產出受到投資人情緒所影響。本研究擬進一步探討，是否投資人情緒也會影響到分析師加入報導行列的意願，以及被評選為最佳分析師者，其發佈盈餘預測時受到投資人情緒的影響程度是否與其他非最佳分析師不同。

### (一) 投資者情緒衡量方法

過去文獻有多種不同的投資者情緒之衡量方式，主要可分為三大類，第一類為市場指標。例如：市場流動性、封閉型基金折價、首次公開發行公司(IPOs)發行個數、IPOs 首日報酬、新股發行比例、股利益酬等，都是過去研究衡量情緒指標之代理變數(Baker and Stein 2004; Baker and Wurgler 2006)。周賓鳳等(2007)以市場週轉率、新股發行比與資券餘額比做為情緒指標，檢定情緒因子是否能解釋市場報酬，他們認為在臺灣個別投資者參與度高，投資者情緒對市場報酬的影響可能也較明顯，但實證結果發現僅市場週轉率能顯著解釋市場報酬，且二者之間亦存在顯著的回饋關係，市場週轉率與下一期市場報酬具負向關係。除此之外，由於市場資料的易取得性、中立性及其資料較為完整與詳細，

因此許多文獻係以此方式進行研究(DeLong et al. 1990; Lee et al. 1991; Chopra et al. 1993; Elton et al. 1998)。

第二類則為氣候因素，由於心理學之研究發現人的情緒會受到外在環境如氣候的影響。Saunders (1993)首先提出以氣候(包括溫度、相對濕度、降雨量、風、陽光、雲量等)作為投資人情緒的代理變數，發現氣候與股價指數有顯著的相關。Hirshleifer and Shumway (2003)進一步將實證擴及全球二十六個國家，並提出陽光效應<sup>3</sup>，發現陽光與股價報酬有顯著相關。另外，陳振遠與王朝仕(2005)以及陳振遠等(2008)以臺北市雲量作為臺灣投資人情緒的代理變數，分別檢測投資人情緒與股市表現及新上市公司股票績效之關係，結果發現當天氣愈晴朗(不晴朗)，股市的績效表現就愈佳(差)；IPOs 短期報酬易受投資人情緒影響，長期報酬績效則不受投資人情緒影響，回歸由基本面決定。前述這些研究結果皆顯示氣候佳會讓人情緒較好、氣候差則使人情緒壞，並直接影響投資人的交易行為，進一步影響到股市。

第三類則是直接由機構透過調查投資人對未來市場景氣的多空看法所建構的指標。消費者信心調查最早是在 1946 年起由美國密西根大學消費者研究中心 (Michigan Consumer Research Center)進行調查，此外，也有幾個不同的機構研究美國消費者對經濟狀況看法的統計數字，常見的有 ML (Merrill Lynch)、BSI (Bullish Sentiment Index )、AAII (American Association of Individual Investors)和 IISI (Investors' Intelligence Sentiment Index)等。另外，Shiller et al. (1996)也以每半年為一個週期寄發問卷給機構投資人詢問其對美國與日本股市未來的看法，來取得市場情緒指標。這些調查中以密西根大學的消費者信心指數調查為所有消費者信心指數的調查始祖，該指數對於市場有較大影響力，對於景氣循環有良好的預測性，研究上也常見以此調查結果作為投資者情緒的代理變數，例如 Bergman and Roychowdhury (2008)即以此消費者信心指數作為投資者情緒的代理變數，發現當投資者情緒較低迷時，公司管理者較可能發佈長期預測以導正投資者的偏誤預期。

不論市場指標或氣候因素都屬於間接情緒指標，過去文獻多從該間接情緒指標是否可解釋股價、規模溢酬、或股價波動性探討，然而實證結果並不一致。顯示市場指標雖然具有易取得性，但何者為最佳的投資人情緒指標之衡量方式尚未有定論。因此相較之下，直接針對消費者調查，其對當下與對未來市場的看法，以獲知投資人的投資意願，應該是最能直接捕捉投資人情緒的方法。再者，投資人行為中的主觀認知與心理偏誤，不易由一般交易市場的量化數據進行推論，由外顯之交易彙總紀錄來推估主觀的投資人心理感受，恐怕過於強硬、

<sup>3</sup> 所謂「陽光效應」(the sunshine effect)係以雲量多寡代表陽光的能見度，當雲量少，天氣晴朗時，投資者的情緒較樂觀。

果斷，因此消費者信心指數的主觀調查或許恰可補其不足。近幾年，國外以直接情緒指標作為投資人情緒衡量之研究，也有逐漸增加的趨勢(Qiu and Welch 2006; Bergman and Roychowdhury 2008)。因此，本研究也以直接對消費者進行的消費者信心指數調查作為投資人情緒的代理變數。

## (二) 大陸消費者信心指數(Index of Consumer Sentiment, ICS)調查

中國國家統計局景氣監測中心自 1997 年 12 月開始編製中國消費者信心指數，每季發佈一次《中國消費者信心監測報告》，藉以提供各界和國內外投資者綜合判斷中國大陸經濟運行的參考。為加快與世界經濟接軌的步伐，於 2002 年初率先在北京建立消費者信心指數調查制度，並在 2003 年 4 月 16 日發佈了北京市的第一季度消費者信心指數。消費者信心(consumer confidence)或稱為消費者情緒(consumer sentiment)，是指消費者根據國家或地區的經濟發展形勢，對就業、收入、物價、利率等問題的綜合判斷後得出的一種看法和預期。

該調查是採用問卷的方式，問卷內容主要分為對現狀的看法(消費者滿意指數)，和對未來的預期(消費者預期指數)二大類。消費者的滿意指數(Index of Current Economic Condition, ICC)和消費者預期指數(Index of Consumer Expectations, ICE)分別由一些二級指標構成，包括對收入、生活品質、宏觀經濟、消費支出、就業狀況、購買耐用消費品和儲蓄的滿意程度，與未來一年的預期，及未來兩年在購買住房及裝修、購買汽車，和未來六個月股市變化的預期等。問卷中每一問題有三個選項：肯定的(積極的)、否定的(消極的)和中性的(不變)，由消費者根據自己的看法或判斷選擇其一。最後以加權平均法得出該指數，並以百分點表示，最終值在 0~200 之間，數值愈大代表消費者信心愈樂觀。100 為中間值，表示消費者的信心(或情緒)是一種中立態度，0 表示極端悲觀情緒，而 200 則反映極度樂觀情緒。

消費者信心指數由消費者滿意指數和消費者預期指數構成，每月更新一次。由於消費者信心指數是對消費者消費心理感受變化最直接的調查，並採用一定的統計方法計算，是反映消費者信心變動程度的指標，應能有效捕捉投資人的情緒，因此本研究以此調查結果作為投資人情緒之衡量。圖 1 為 2003 年至 2009 年每月的消費者信心指數(ICS)、消費者滿意指數(ICC)和消費者預期指數(ICE)趨勢，圖中顯示三個指數趨勢一致。不論消費者的滿意度(ICC)和預期(ICE)都從 2007 年 7 月起開始緩慢上升，並且開始高於中間值，顯示自 2007 年 7 月起，消費者的情緒開始轉趨於樂觀。但自 2008 年第四季起，因金融海嘯，所以指數略呈現下滑之趨勢。

圖 1 2003-2009 年每月消費者滿意指數(ICC)、消費者預期指數(ICE)以及消費者信心指數(ICS)之趨勢圖



## 二、分析師行為的相關文獻與研究問題

分析師擁有專業、資訊和時間的優勢，其分析報告對於投資人的投資決策具有重大影響(Kross et al. 1990)。分析師藉由各種資訊管道，將其所獲得的公有與私有資訊加以整合分析，形成盈餘、價格預測以及公司前景的預期報告，同時也對於股票買入、持有和賣出提供建議，投資人則參考分析師的研究報告作出交易決策，最終影響市場的股價(Ramnath et al. 2008)。然而並非所有公司都有分析師進行追蹤報導，過去研究已發現許多影響分析師是否進行追蹤報導的公司特質，例如：公司規模、成長機會、報酬變異等(Bhushan 1989; O'Brien and Bhushan 1990; Brennan and Hughes 1991; Chung and Jo 1996; Lang and Lundholm 1996)。另外，分析師報導的誘因主要決定於其報導成本與利益之考量，當公司資訊不對稱愈嚴重時，分析師的報導成本較高，因此當公司揭露資訊性高時，有較多的分析師報導(Lang and Lundholm 1996; Healy et al. 1999)。然而，除了基

本面因素外，分析師的報導意願是否受到投資人情緒影響則尚未有人探討。因此本研究第一個研究問題是在控制影響分析師報導的因素，如公司規模或成長性的因素後，探討投資人情緒對分析師是否加入盈餘預測的報導行列的影響。

美國每年有許多機構針對分析師績效進行排行，例如 Institutional Investor 和 Wall Street Journal 等。研究指出分析師都嚮往成為機構投資者雜誌每年發佈的排行榜上的明星分析師(all-star)，因為一旦登上明星分析師，不僅知名度提升，連帶薪資獎酬都大幅增加(Nocera 1997; Hong et al. 2000)。中國知名財經雜誌《新財富》自 2003 年起也借鑒國際慣例，開始推出由機構投資者評選的中國內地資本市場最出色的分析師—新財富最佳分析師。最佳分析師的評選是藉由問卷調查的方式產生，第一屆是由公募基金經理提名並評分，評選出 26 個行業的最佳分析師。截至目前已進行八屆評選，不僅評選對象擴及提供研究服務的證券研究機構分析師，參與評選者也包括保險資產管理公司、保險公司與養老保險公司的權益投資部及投資經理、固定收益部、研究部，以及 QFII 等。使得新財富最佳分析師受到越來越多的證券研究機構及機構投資者認可，該排名也提升了最佳分析師的影響力，不僅能獲得較高的薪資獎酬，同時增加更多的晉升機會。因此，分析師有很強的誘因去採取有利於其被評選為最佳分析師的行動。然而被評選出的最佳分析師其績效是否確實優於其他分析師仍待討論。

過去有關影響分析師績效之研究可以分為二大類，其中一類指出分析師的績效差異來自於天賦、資源和其他行為。例如 Clement (1999)認為分析師的能力和技能(以經驗衡量)、資源(以券商規模衡量)，以及任務的複雜度(以分析師報導的產業數和公司家數衡量)是造成分析師預測準確性差異的原因。此外，分析師的績效也與其所屬券商有關，例如券商規模和產業專精度(Jacob et al. 1999)，但 Jacob et al. (1999)也發現控制分析師所屬券商特性後，分析師的經驗不再影響預測績效。而 Hu et al. (2008)則以問卷調查方式發現資訊來源對於中國證券分析師資訊理解力、分析能力和工作品質有重大影響，另外也發現分析師的教育背景與他們的分析能力有關，而工作經驗則能改善他們的工作品質。

另一類則為環境因素，例如公司揭露政策，會計方法和選擇，以及分析師與公司管理當局的關係等。Duru and Reeb (2002)發現國際多角化增加預測任務的複雜度，使得分析師的預測準確性較低，Lang et al. (2003)則發現在美國證交所發行 ADR 的公司，因為資訊透明度提高，因此分析師報導人數增加，分析師的預測準確性也有改善。Lang and Lundholm (1996)也發現當公司資訊揭露品質較高，有較多的分析師報導，預測準確性較高，預測離散度較小。若具有承銷關係的券商，分析師傾向發佈較樂觀的預測(Dugar and Nathan 1995; Lin and McNichols 1998)。

另外，Stickel (1992)發現美國機構投資人評選出的明星分析師所提供的盈餘預測較同一公司內其他分析師的盈餘預測準確性高。Leone and Wu (2002)也

指出明星分析師比非明星分析師，有較高的盈餘預測準確性、股票推薦有較高的報酬，且盈餘預測較不會有樂觀偏誤的現象。另外明星分析師較敢採行風險性的策略，亦即其盈餘預測較偏離一致性共識預測，同時 Leone and Wu (2002) 也發現明星分析師是因為有較好的天賦、能力而不是因為經驗累積，且明星分析師較可能晉升跳槽到大的券商。然而，中國證券分析師目前仍是一個雛鳥行業(Hu et al. 2008)，是否最佳分析師的績效優於非最佳分析師尚未有定論。此外，過去研究發現財務分析師的盈餘預測和推薦普遍存在樂觀偏誤的現象(Francis and Philbrick 1993; Das et al. 1998; Matsumoto 2002; Richardson et al. 2004; Ke and Yu 2009)，此一樂觀偏誤，是否受到投資人情緒之影響，最佳分析師發佈預測時受投資人情緒影響的程度是否與非最佳分析師不同，則為本研究的第二個問題。

## 參、研究方法

### 一、研究設計

#### (一) 投資人情緒與分析師報導人數

本研究首先探討投資人情緒是否會影響到分析師加入追蹤報導的意願。近來許多研究皆使用消費者信心指數衡量投資人情緒(Qiu and Welch 2006; Bergman and Roychowdhury 2008)，因此本文以中國國家統計局調查的消費者信心指數作為投資人情緒之代理變數。於模型中分別放入當年度的消費者信心指數，以及消費者信心指數的變動，以了解分析師報導是否受到投資人情緒及投資人情緒變動之影響。模型如下：

$$\begin{aligned} COV_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 ICS_t + \alpha_2 Chg\_ICS_t + \alpha_3 SIZE_{it} + \alpha_4 AGE_{it} + \alpha_5 TOBIN'sQ_{it} \\ & + \alpha_6 CV_{it} + \alpha_7 LOSS_{it-1} + \alpha_8 DY2007_{it} + Fixed\ effect + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中，

- $COV_{it}$  = 為  $i$  公司於  $t$  年度的分析師報導總人數；
- $ICS_t$  = 當年度投資人情緒，為  $t$  年度每個月的消費者信心指數平均數；
- $Chg\_ICS_t$  = 投資人情緒之變動，亦即  $t$  年度每月消費者信心指數平均數減  $t-1$  年度每月消費者信心指數平均數，衡量消費者信心變動幅度；
- $SIZE_{it}$  = 公司規模，為  $i$  公司  $t$  年初權益市值取自然對數；
- $AGE_{it}$  =  $i$  公司至  $t$  年止已上市年數；
- $TOBIN's\ Q_{it}$  = 公司市場績效。本研究以  $TOBIN's\ Q$  作為公司市場績效之代理變數，也就是採用公司權益市值加負債帳面價值，除以資產帳面價值來衡量，當  $TOBIN's\ Q$  值愈高，表示公司所創造的無形

資產或未來成長的機會愈大，使得市場給予公司的評價相對資產的帳面價值增加<sup>4</sup>；

- $CV_{it}$  = 盈餘變異性。前五年稅後損益標準差平減前五年稅後損益平均數；
- $LOSS_{it-1}$  = 公司淨損之虛擬變數。 $i$  公司於  $t-1$  年非常項目前損益為淨損時為 1，否則為 0；
- $DY2007$  = 年度虛擬變數，若預測年度  $\geq 2007$ ，則  $DY2007 = 1$ ，否則為 0；
- $Fixed\ effect$  = 產業虛擬變數，以控制產業之固定效果。

式(1)中分別以當年度消費者信心指數以及消費者信心指數變動作為當年的投資人情緒及投資人情緒變化之代理變數，雖然過去研究發現分析師的預測或推薦會受到投資人情緒之影響(Ke and Yu 2009; Mikhail et al. 2009)，但分析師的報導意願是否受投資人情緒影響則仍是一未知的問題，因此對於情緒變數我們未預期其方向，若  $\alpha_1$  為正(負)，表示當投資人情緒較樂觀時，有較多(少)的分析師發佈預測報告。同樣的，當  $\alpha_2$  為正(負)，表示當年度的投資人情緒上升時，有較多(少)的分析師加入發佈預測報告的行列。

另外參酌過去之研究，我們也加入影響分析師報導意願的因素，公司規模(SIZE)一方面影響到分析師提供服務的需求，例如投資人認為大公司的私有資訊價值高於小公司，因為由該資訊獲得的交易量較大，因此對於大公司，分析師服務的需求較高。另外公司規模也會影響到分析師服務的供給，因為大公司的預測可產生的交易利益較高，分析師較願意提供分析報告(Bhushan 1989)。過去研究指出大公司通常分析師報導人數多於小公司(Bhushan 1989; Rajan and Servaes 1997; Barth et al. 2001)。因此，本文預期公司規模與分析師報導人數呈正相關。當公司公開上市年數愈高，表示公司可取得之公開資訊愈多，將有助於分析師之預測(Conrad et al. 2006)，本研究以公司上市年數(AGE)，控制公司可取得之公開資訊數量，預期其與分析師追隨人數呈正相關。Chung and Jo (1996)認為分析師較可能追隨高公司價值之企業，其研究發現在控制影響分析師報導的因素，例如風險或公司規模以及獲利能力等因素後，TOBIN's  $Q$  與分析師追隨人數呈顯著正相關。因此本研究也加入 TOBIN's  $Q$  變數，並預期其與分析師追隨人數呈正相關。此外，當公司盈餘變異性愈高，或蒙受虧損之公司，分析師盈餘預測之困難度愈高(Hope 2003)，故本研究預期盈餘變異性( $CV$ )和虧損公司( $LOSS$ )與分析師報導人數呈負相關。另外，因為研究樣本以製造業居多，

<sup>4</sup> 本研究以資產帳面價值取代傳統 TOBIN's  $Q$  計算時的重置成本。主要原因在於重置成本不亦取得，而 Lehn et al. (1990)發現以重置成本與資產帳面價值所計算出來的 TOBIN's  $Q$  相關係數非常高。另外 Claessens et al. (2002)、La Porta et al. (2002)和 Yeh (2001)也是以資產帳面價值取代重置成本的方式來衡量 TOBIN's  $Q$ 。

且 Lees (1981) 認為當產業內公司數較多時，分析師報導具有規模經濟。另一方面，分析師於盈餘預測時亦可能存在產業偏好，使得各產業受到分析師青睞程度不一，因此，我們也加入產業虛擬變數以控制產業效果。最後，如圖 1 顯示，消費者信心指數在 2007 年時有一較明顯的變動，且中國大陸企業會計準則自 2007 年起開始與國際接軌，改採國際會計準則(International Financial Reporting Standards, IFRS), Byard et al. (2011)以歐盟各國為研究樣本，發現強制採用 IFRS 的國家，若國家的法律制度實施較嚴格且該國本地的會計準則與 IFRS 的差異較大時，採用 IFRS 後分析師的預測誤差絕對值和預測離散度減少，顯示 IFRS 的實施改善分析師的預測資訊環境。但另方面 Ball (2006) 則發現在 IFRS 之下，公司盈餘的波動性較大，分析師盈餘預測困難度較高。因此，迴歸式加入 2007 年的虛擬變數(DY2007)，以檢測中國大陸實施 IFRS 後對於分析師預測環境之影響。

## (二) 投資人情緒與最佳分析師預測

Hribar and McInnis (2009) 發現當投資者情緒樂觀時，分析師對於不確定性高或較難估計公司價值的公司，其一年期的盈餘預測和長期成長預測都相對較樂觀。而 Mikhail et al. (2009) 也發現在控制其他影響預測準確性的因素後，消費者預期指數與分析師的預測準確性呈顯著負相關。表示分析師的預測行為會受到投資者情緒的影響而出現偏誤。為了比較明星分析師與非明星分析師預測行為是否有差異存在，本研究以年度內至少有三位分析師預測的公司為樣本，並使用新財富雜誌評選的各行業最佳分析師排名結果做為明星分析師的代理變數，我們首先以(2-1)式檢測明星分析師與非明星分析師盈餘預測特性是否存在差異。並進一步以(2-2)式檢測明星分析師與非明星分析師的盈餘預測樂觀度與準確性受投資人情緒影響的程度是否存在差異。

$$\begin{aligned} PMAFE_{ijt} (PMOPT_{ijt}) = & \alpha_0 + \alpha_1 STAR_{jt} + \alpha_2 FEXP_{ijt} + \alpha_3 GEXP_{jt} \\ & + \alpha_4 COMPANY_{ijt} + \alpha_5 INDUSTRY_{ijt} + \alpha_6 HORIZON_{ijt} \\ & + \alpha_7 ForFreq_{ijt} + \alpha_8 BRSIZE_{jt} + \alpha_9 DY2007_{ijt} \\ & + Fixed\ effect + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (2-1)$$

$$\begin{aligned} PMAFE_{ijt} (PMOPT_{ijt}) = & \alpha_0 + \alpha_1 SENT_{ijt} + \alpha_2 Chg\_SENT_{ijt} + \alpha_3 STAR_{jt} \\ & + \alpha_4 STAR_{jt} \times SENT_{ijt} + \alpha_5 STAR_{jt} \times Chg\_SENT_{ijt} \\ & + \alpha_6 FEXP_{ijt} + \alpha_7 GEXP_{jt} + \alpha_8 COMPANY_{ijt} \\ & + \alpha_9 INDUSTRY_{ijt} + \alpha_{10} HORIZON_{ijt} + \alpha_{11} ForFreq_{ijt} \\ & + \alpha_{12} BRSIZE_{jt} + \alpha_{13} DY2007_{ijt} + Fixed\ effect + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (2-2)$$

其中，

- $PMAFE_{ijt}$  = 相對預測準確性。首先我們計算分析師的預測準確性，亦即  $j$  分析師  $t$  年度最接近年度結束日的每股盈餘預測與實際每股盈餘差異之絕對值， $AFE_{ijt} = |FEPS_{ijt} - EPS_{it}|$ 。再援引 Clement and Tse (2005) 將分析師預測準確性加以標準化，0 代表預測最不準確(預測誤差絕對值最大)，1 代表預測最準確(預測誤差絕對值最小)，亦即  $PMAFE_{ijt} = (\max AFE_{it} - AFE_{ijt}) / (\max AFE_{it} - \min AFE_{it})$ ，其中  $\max AFE_{it}$  和  $\min AFE_{it}$  分別為  $i$  公司  $t$  年度分析師預測誤差絕對值最大值和最小值。所以  $PMAFE$  愈大，表示  $j$  分析師的預測相對較其他分析師預測準確；
- $PMOPT_{ijt}$  = 相對預測樂觀性。 $FE_{ijt} = FEPS_{ijt} - EPS_{it}$  代表  $j$  分析師  $t$  年度最接近年度結束日的每股盈餘預測與實際每股盈餘差異。為了便於解釋與比較，同樣的，我們也將分析師預測樂觀性加以標準化，0 代表預測最不樂觀，1 代表預測最樂觀(預測差異最大)，亦即  $PMOPT_{ijt} = (FE_{ijt} - \min FE_{it}) / (\max FE_{it} - \min FE_{it})$ ，其中  $\max FE_{it}$  和  $\min FE_{it}$  分別為  $i$  公司  $t$  年度分析師預測誤差最大值和最小值。所以  $PMOPT$  愈大，表示  $j$  分析師的預測相對較其他分析師預測樂觀；
- $SENT_{ijt}$  = 當期投資人情緒，為  $j$  分析師對於  $i$  公司於  $t$  年度最後一次盈餘預測發布日當月的消費者信心指數；
- $Chg\_SENT_{ijt}$  = 投資人情緒變動，為  $j$  分析師對於  $i$  公司於  $t$  年度最後一次盈餘預測發布日當月的消費者信心指數與預測發佈日前一個月的消費者信心指數之差異，用以衡量分析師預測發佈時消費者信心指數的變動；
- $STAR_{jt}$  = 若  $j$  分析師於  $t$  年度獲新財富雜誌評選為各行業分析師排行榜者，令  $STAR_{jt} = 1$ ，否則為 0；
- $FEXP_{ijt}$  = 特定公司的報導經驗，亦即至  $t$  年止  $j$  分析師報導  $i$  公司預測的年數；
- $GEXP_{jt}$  = 分析師的一般經驗，亦即  $j$  分析師截至  $t$  年止發佈預測的年數，以  $j$  分析師出現在中國股票市場研究資料庫(China Stock Market and Accounting Research Database, CSMAR)的年數來計算<sup>5</sup>；
- $COMPANY_{jt}$  = 代表  $j$  分析師  $t$  年度報導的公司家數。於迴歸分析時，變數再

<sup>5</sup> 因 CSMAR 所收集的預測資料起自 2001 年，故分析師的經驗變數可能會有下偏的問題。

	取自然對數；
$INDUSTRY_{jt}$	= 表示 $j$ 分析師 $t$ 年度報導的產業個數；
$HORIZON_{ijt}$	= 係指最後一次預測發布日距年度結束日之天數。於迴歸分析時，變數再取自然對數；
$ForFreq_{ijt}$	= 預測頻率，衡量分析師 $j$ 對於 $i$ 公司於 $t$ 年度發佈的年盈餘預測的次數；
$BRSIZE_{jt}$	= 券商規模，以當年度證券商所雇用之分師人數衡量(Barth et al. 2001)。於迴歸分析時，變數再取自然對數；
$DY2007$	= 年度虛擬變數，若預測年度 $\geq 2007$ ，則 $DY2007 = 1$ ，否則為 0；
<i>Fixed effect</i>	= 產業虛擬變數，以控制產業之固定效果。

傳統文獻上多是以預測誤差絕對值或預測誤差平方再以股價平減來衡量預測準確性(Mikhail et al. 1997)，然而 Jacob et al. (1999)指出以股價平減的預測誤差絕對值的變動，大部分是來自於股價的影響，而不是分析師預測準確度的改變，且每家公司各年度的預測困難度也不同，為了有效控制任一公司或特定時間因素影響預測準確性，本研究援引 Clement and Tse (2005)採用相對績效衡量方法，計算每位分析師相對其他分析師的預測樂觀度和預測準確性。

過去研究發現美國機構投資者評選出的明星分析師預測準確性較高，且較不會出現樂觀偏誤(Leone and Wu 2002)，然而是否大陸新財富雜誌評選出的行業最佳分析師的預測績效也會優於其他分析師，則為一開放性未解的問題，因此，我們不預期  $STAR$  的係數符號。與式(1)相同，我們同樣於(2-2)式加入分析師預測當時的投資人情緒( $SENT$ )，以及投資人情緒的變動( $Chg\_SENT$ )，雖然過去研究發現投資人情緒對於分析師的預測績效有負面的影響(Bagnoli et al. 2009; Ke and Yu 2009; Mikhail et al. 2009)，但本研究對於  $SENT$  和  $Chg\_SENT$  變數未預期其方向。另外(2-2)式中的  $STAR \times SENT$  與  $STAR \times Chg\_SENT$ ，是用以檢測明星分析師與非明星分析師的盈餘預測樂觀度與準確性受投資人情緒影響的程度是否存在差異，本研究亦未預期其符號。

其他控制變數，則是參考過去研究，以控制其對於分析師預測的影響。分析師的預測準確性會隨著經驗的累積而改善(Mikhail et al. 1997; Clement 1999)。本研究認為分析師除了先天能力外，亦可能藉由後天的經驗累積成為最佳分析師，或是因為經驗累積而使其預測準確性較高。式中分別使用二種經驗之衡量作為後天努力的代理變數，其一為分析師的一般經驗( $GEXP$ )，另一為特定公司的報導經驗( $FEXP$ )。另外，Clement (1999)表示分析師報導的公司家數( $COMPANY$ )或產業數( $INDUSTRY$ )愈多時，分析師工作複雜度較高，亦即報導的公司數或產業數愈多，分散到各家公司的努力程度愈少，產業專精度也較低，分析師的預測準確性較低。而分析師所屬證券商的規模( $BRSIZE$ )可衡量分析師的資源取得，大的證券商所雇用的分析師其資源取得較豐富，且訓練機會較多，

因此有助於分析師預測(Barth et al. 2001)，預期分析師所屬券商規模愈大，分析師的預測準確性較高。Clement and Tse (2005)指出當分析師修正預測愈頻繁(*ForFreq*)時，最後一次預測時的預測準確性愈高。而預測發布日(*HORIZON*)愈早，則會犧牲預測準確性。但分析師通常傾向於首次發佈較樂觀的預測，之後再下修其預測，所以預期修正預測愈頻繁(*ForFreq*)時，預測較不樂觀，而預測發布日愈早，則預測較樂觀。然而，本研究不預期經驗(*FEXP*、*GEXP*)、券商規模(*BRSIZE*)、和工作複雜度(*COMPANY*、*INDUSTRY*)等變數與分析師預測樂觀度之方向。最後，我們也在迴歸式中加入產業虛擬變數控制產業固定效果(*Fixed effect*)，以及年度虛擬變數(*DY2007*)控制 IFRS 實施對於分析師預測資訊環境的改變。

## 二、樣本選取與資料來源

研究所需的相關變數皆取自國泰安公司之中國股票市場研究(CSMAR)資料庫，並加以整理、計算而得。該數據庫收集了 2001 年以來證券分析師對於在上海和深圳證券交易所上市的公司研究報告中的預測訊息，但因我們以中華人民共和國國家統計局調查之消費者景氣指數作為投資人情緒的代理變數，該調查起自 2003 年，由於研究需要使用前一年度之消費者信心指數(ICS)衡量投資人情緒之變動，故本研究的選樣基準為 2004 年至 2009 年所有於上海證交所和深圳證交所上市的 A 股公司。剔除研究所需變數不齊者，另外由於金融保險業的產業特性及公司監管與其他行業有顯著不同，故亦予以刪除。因此，納入本研究問題 1 的樣本，共計有 8,094 個公司一年度(firm-year)觀察值。

本研究第二個問題是要檢測由雜誌評選的最佳分析師其盈餘預測受投資人情緒影響的程度是否與其他分析師不同，因此，樣本僅限於有分析師報導的公司，此外，尚需符合以下之選樣標準：

1. 分析師代碼(ANACD)為 N/A 或該筆預測為多人預測時予以刪除。
2. 報告公布日(RPTDT)格式不符<sup>6</sup>亦予以刪除。
3. 為了計算分析師的相對預測準確性和樂觀度，每家公司至少需有三位分析師發佈盈餘預測。

納入本研究問題 2 的研究樣本共計有 20,542 個公司—分析師—年度(firm-analyst-year)觀察值。

---

<sup>6</sup> 報告公布日格式不符，例如 2003-02-00，無法確定其正確發布日。

## 肆、實證結果

### 一、投資人情緒與分析師報導

#### (一) 敘述性統計

表 1 提供問題 1 相關樣本分配，Panel A 為年度分配表，表中顯示樣本有逐年增加的趨勢，可能的原因在於上市公司逐年增多。另外在各年中受到分析師注意的公司數，亦有逐年增加的現象，從 2004 年有 271 家(22.3%)的公司受到分析師的青睞，增加到 2009 年已有 876 家(59.19%)公司至少有一位分析師報導。平均每家公司分析師報導人數亦從 0.49 人增加到 3.73 人，增加的原因或許是分析師產業逐漸成熟，使得有愈來愈多的分析師加入預測行列。Panel A 中也顯示各年度的平均消費者信心在 2004 年最低(92.88)，之後逐漸增加，至 2007 年轉趨為樂觀，略高於中性值，消費者信心指數平均數為 104.57。但因 2008 年第四季開始的金融海嘯，使得消費者信心指數在 2009 又開始下滑。同樣的，此一現象也可從消費者信心指數變動(*Chg\_ICS*)中看出，消費者信心指數在 2007 年增加幅度最多，但 2009 年的 *Chg\_ICS* 為-6.78，表示此時消費者信心有略為下滑的情形。

依據中國證監會 2001 年頒佈的《上市公司行業分類指引》中 13 個一級門類為準，剔除金融保險類樣本後，樣本產業分配如表 1 Panel B 所示。表中顯示納入本研究問題 1 的樣本共有 1,545 家不同的公司，在研究期間曾在某一年度被一位以上分析師報導的公司有 1,087 家，顯示共有 70.36% 的公司都曾受到分析師的注意。在產業分配中，納入本研究樣本的公司，以製造業為最多，其次為房地產業及批發和零售貿易，傳播與文化產業的樣本最少，可能是上市公司以製造業居多。另外每個產業中至少都有五成以上的公司曾受到分析師的注意，採掘業、交通運輸、倉儲業、傳播與文化產業以及電氣、瓦斯及水的生產和供應業都有高達八成以上的公司有分析師報導。

表 1 分析師報導人數之樣本分配表

Panel A 樣本年度分配表(N=8,094 firm-year)					
年度	公司數	有分析師報導的公司數	COV	ICS	Chg _ ICS
2004	1,215	271	0.492	92.883	-0.2083
2005	1,267	446	1.570	94.183	1.3000
2006	1,328	555	1.413	94.725	0.5417
2007	1,404	614	1.865	104.567	9.8417
2008	1,400	721	3.709	108.725	4.1583
2009	1,480	876	3.727	101.942	-6.7833
Total	8,094	3,483	2.198	99.812	1.4472

  

Panel B 產業分配表(N=1,545 firms)					
行業代碼	行業名稱	樣本	有分析師報導		
		公司數	的公司數	(3)÷(2)	比例(%)
(2)	(3)				
A	農、林、牧、漁業	34	24	70.59	
B	採掘業	33	29	87.88	
C	製造業	873	620	71.02	
D	電氣、瓦斯及水的生產和供應業	68	56	82.35	
E	建築業	32	23	71.88	
F	交通運輸、倉儲業	69	59	85.51	
G	資訊技術業	92	59	64.13	
H	批發和零售貿易	101	69	68.32	
J	房地產業	109	66	60.55	
K	社會服務業	49	34	69.39	
L	傳播與文化產業	12	10	83.33	
M	綜合類	73	38	52.05	
合計		1,545	1,087	70.36	

Panel A 中公司數表示研究樣本中各年度公司家數，有分析師報導的公司數則表示研究樣本中至少有一位分析師發佈盈餘預測的公司家數，COV 表示各年度平均每家公司分析師報導人數，ICS 表示各年度平均消費者信心指數。Chg \_ ICS 表示當年度消費者信心指數平均數與前一年度消費者信心指數平均數之差異。Panel B 中行業代碼是依據中國證監會 2001 年頒佈的《上市公司行業分類指引》中一級門類。

表 2 為問題 1 相關變數的敘述統計量，Panel A 顯示樣本公司平均分析師報導人數( $COV$ )為 2.198，中位數為 0，表示在樣本期間有半數以上的公司沒有受到分析師的追蹤報導，原因可能在於中國證券分析師市場尚處於發展階段，直到近幾年才有較多的公司開始有分析師發佈預測報告(如表 1 所示，自 2008 年起半數以上的上市公司有分析師追蹤報導)。而分析師報導當年度的投資者情緒( $ICS$ )以及投資者情緒變動( $Chg\_ICS$ )平均數分別為 99.812 和 1.447，顯示研究期間投資人情緒略低於中間值 100，表示消費者信心仍趨於保守，但研究期間投資人情緒有增加的現象。 $AGE$  平均數為 9.152，表示研究樣本平均已上市 9 年。 $TOBIN's\ Q$  平均數為 5.311，中位數為 1.226，顯示樣本中有些成長性較高的公司，使得敘述統計量呈現右偏的現象。盈餘變異係數( $CV$ )平均數和中位數分別為 -0.152 和 0.342，亦存在偏態的現象。 $LOSS$  平均數為 0.153，表示前一年度淨損公司約占樣本之 15%。

另外，從表 2 的最大值和最小值也可發現  $TOBIN's\ Q$  和  $CV$  存在極端值，可能造成結果產生偏誤，為了降低樣本的變異性造成結果受到極端值的影響且在不刪減樣本下，我們將所有迴歸自變數以 Winsorized 模式，將大於 99% (小於 1%) 的觀察值分別以 99% (1%) 臨界值取代後，進行多變量分析。

Panel B 為各變數之相關係數，右上角為 Pearson 等級相關係數，左下角為 Spearman 積差相關係數，表中顯示分析師報導人數( $COV$ )與當年度消費者信心指數( $ICS$ )、公司規模( $SIZE$ )以及年度虛擬變數( $DY2007$ )呈顯著正相關，但與消費者信心變動( $Chg\_ICS$ )、上市年齡( $AGE$ )和前期是否虧損( $LOSS$ )呈顯著負相關。 $COV$  與  $TOBIN's\ Q$  和  $CV$  則不顯著，可能的原因或許是因為  $TOBIN's\ Q$  和  $CV$  存在極端值(若將二變數 Winsorized 後，重新計算變數相關係數，則可發現  $COV$  與  $TOBIN's\ Q$  和  $CV$  二變數呈顯著正相關)。而自變數間相關係數最大者，為年度虛擬變數( $DY2007$ )與當期消費者信心指數( $ICS$ )，兩者的相關係數為 0.934 (Spearman 相關為 0.876)，雖存在高度相關，但後續迴歸分析進行之變異數膨脹因素檢定(variance inflation factor, VIF)遠低於 10，顯示研究模式之共線性問題應不嚴重。

表 2 影響分析師報導人數之變數敘述性統計及相關係數(N=8,094 firm-year)

Panel A 敘述統計量

變數	平均值	標準差	最小值	最大值	四分位		
					0.25	0.5	0.75
COV	2.198	4.291	0.000	39.000	0.000	0.000	2.000
ICS	99.812	5.908	92.883	108.725	94.183	101.942	104.567
Chg_ICS	1.447	5.141	-6.783	9.842	-0.208	1.300	4.158
AGE	9.152	3.499	2.000	19.000	7.000	9.000	12.000
SIZE	13.566	1.214	8.850	19.109	12.790	13.488	14.289
TOBIN'sQ	5.311	209.232	0.176	14665.540	1.012	1.226	1.783
CV	-0.152	35.335	-1464.920	1405.490	0.056	0.342	0.671
LOSS	0.153	0.360	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000

Panel B 相關係數

	COV	ICS	Chg_ICS	AGE	SIZE	TOBIN's Q	CV	LOSS	DY2007
COV		0.222 ***	-0.007 ***	-0.051 ***	0.567 ***	-0.008	0.008	-0.176 ***	0.225 ***
ICS	0.206***		0.538 ***	0.264 ***	0.427 ***	0.015	-0.001	-0.063 ***	0.934 ***
Chg_ICS	-0.069***	0.346 ***		-0.064 ***	0.032 ***	-0.010	-0.001	-0.049 ***	0.164 ***
AGE	-0.107***	0.266 **	0.003 ***		0.031 **	0.005	-0.009	0.065 ***	0.283 ***
SIZE	0.560***	0.383 ***	0.092 ***	0.052 ***		-0.005	0.026 **	-0.255 ***	0.379 ***
TOBIN'sQ	0.137***	0.361 ***	0.008	0.179 ***	0.074 ***		-0.007	-0.002	0.016
CV	0.185***	0.038 ***	-0.035	0.001	0.211 ***	-0.043 ***		0.010	-0.001
LOSS	-0.247***	-0.048 ***	-0.057 ***	0.064 ***	-0.266 ***	0.083 ***	-0.209 ***		-0.043
DY2007	0.215***	0.876 ***	0.271 ***	0.278 ***	0.394 ***	0.517 ***	0.053 ***	-0.043 ***	

1. 變數定義： $COV$ ：分析師報導人數，為  $i$  公司於  $t$  年度之分析師報導總人數。 $ICS$ ：當年度投資人情緒，為當年度平均消費者信心指數衡量。 $Chg\_ICS$ ：投資人情緒變動，亦即當年度消費者信心平均數與前一年度消費者信心指數平均數之差異。 $SIZE$ ：公司規模，為  $i$  公司期初之權益市值取自然對數。 $AGE$ ： $i$  公司至  $t$  年已上市年數。 $TOBIN'sQ$ ：股權市值與負債帳面值和除以總資產。 $CV$ ：盈餘變異性，以最近五年稅後損益變異係數用來衡量盈餘變異性。 $LOSS$ ：公司淨損之虛擬變數，若  $t-1$  年度非常項目前淨利為負時， $LOSS = 1$ ，否則為 0。 $DY2007$ ：年度虛擬變數，若  $Year \geq 2007$ ，則  $DY2007 = 1$ ，否則  $DY2007 = 0$ 。

2. Panel B 右上角為 Pearson 等級相關係數，左下角為 Spearman 積差相關係數，\*、\*\*、\*\*\*分別表示雙尾 p 值顯著水準達 10%、5% 和 1%。

## (二) 多變量分析結果

表 3 為模型(1)檢測投資人情緒對於分析師加入預測行列的關係，由於依變數為計數的數值變數。因此，為了讓結果更為穩健，本研究除了採用普通最小迴歸(OLS)分析外(Panel A)，也以 Poisson 迴歸分析進行實證檢測(Panel B)。表中顯示，不論使用何種統計迴歸分析，投資人情緒變動(*Chg\_ICS*)與分析師報導人數呈顯著負相關，但當年度的投資者情緒(*ICS*)，在 Panel A 模型 1 中係數顯著為負，不過模型 2 加入投資人情緒變動(*Chg\_ICS*)後，雖仍為負向，卻不顯著。表示分析師報導意願會受到投資人情緒影響，尤其是投資人情緒的變動。當投資人情緒較悲觀，亦即消費者信心降低時，分析師加入預測行列的人數增加。此一結果或許表示當消費者信心低落時，分析師與投資人也比較保守，因此公司會主動揭露有關長期決策有關的訊息，促使分析師發佈預測，藉此扭轉投資人的悲觀預期(Bergman and Roychowdhury 2008)。而過去研究也發現，分析師可取得的訊息愈多，有助於增加預測和推薦的準確性(Bushman and Smith 2001)，因此當分析師可取得訊息愈多時，分析師也愈願意加入追蹤的行列(Lang and Lundholm 1996)。控制變數部分除了盈餘變異性(*CV*)變數只在 Poisson 迴歸分析中達顯著外，其餘變數在各種統計迴歸分析都達 1% 顯著水準。其中，成長機會(*TOBIN's Q*)和公司規模(*SIZE*)係數皆顯著為正，而公司淨損的虛擬變數(*LOSS*)顯著為負，表示大公司或成長公司，會有較多的分析師報導，而虧損公司則會降低分析師報導的意願。但上市年齡(*AGE*)係數顯著為負，與 Conrad et al. (2006)發現不符，或許是因為上市時間愈久，分析師的新鮮感消失，或是隨著上市時間愈久，有關公司的公開訊息較多，分析師報導的增額價值降低，所以分析師加入預測行列的人數較少。另外 *DY2007* 係數亦顯著為正，顯示 2007 年後，分析師報導人數有增加的現象，此結果或許是因為證券分析師市場逐漸成長，使分析師報導人數增加。也或許是因為實施國際會計準則後，公司揭露要求增加，使公司的透明度提升，改善分析師的預測資訊環境，所以有更多的分析師加入預測行列。

## 二、投資人情緒與明星分析師預測

問題 2 是要瞭解大陸知名財經雜誌評選出之明星分析師其預測績效是否優於非明星分析師，以及明星分析師和非明星分析師預測績效與投資人情緒間的關係是否存在差異。以下為有關問題 2 之相關分析結果。

表 3 投資人情緒與分析師報導人數間之關係(N=8,094)

$$\begin{aligned} COV_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 ICS_t + \alpha_2 Chg\_ICS_t + \alpha_3 SIZE_{it} + \alpha_4 AGE_{it} + \alpha_5 TOBIN'sQ_{it} + \alpha_6 CV_{it} + \alpha_7 LOSS_{it-1} \\ & + \alpha_8 DY2007 + Fixed\ effect + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Panel A OLS regression

變數 <sup>1</sup>	模型 1		模型 2	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
Intercept	-12.911	-6.97***	-22.002	-10.03***
<i>ICS</i>	-0.136	-6.96***	-0.030	-1.25
<i>Chg\_ICS</i>			-0.072	-7.67***
<i>AGE</i>	-0.074	-6.08***	-0.090	-7.29***
<i>SIZE</i>	2.058	53.55***	1.996	50.98***
<i>TOBIN'sQ</i>	0.262	6.46***	0.290	7.15***
<i>CV</i>	0.006	0.69	0.008	0.82
<i>LOSS</i>	-0.414	-3.69***	-0.468	-4.17***
<i>DY2007</i>	1.477	6.17***	0.484	1.78*
<i>Fixed effect</i>	YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>	
Adj. R <sup>2</sup>	0.3446		0.3493	
F-value	237.36***		229.58***	

Panel B Poisson regression

變數	模型 1		模型 2	
	Coeff.	Wald Chi-Square	Coeff.	Wald Chi-Square
Intercept	-3.403	129.59***	-6.731	300.96***
<i>ICS</i>	-0.082	685.59***	-0.044	109.52***
<i>Chg\_ICS</i>			-0.025	175.50***
<i>AGE</i>	-0.047	402.83***	-0.051	461.82***
<i>SIZE</i>	0.862	14502.60***	0.843	13318.90***
<i>TOBIN'sQ</i>	0.026	13.81***	0.039	31.96***
<i>CV</i>	0.012	23.92***	0.013	24.75***
<i>LOSS</i>	-0.976	467.37***	-1.003	492.87***
<i>DY2007</i>	1.063	649.55***	0.660	164.26***
<i>Fixed effect</i>	YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>	
Log Likelihood	7827.07		7919.44	

1. 變數定義： $COV$ ：分析師報導人數，為  $i$  公司於  $t$  年度之分析師報導總人數。 $ICS$ ：當年度投資人情緒，為當年度平均消費者信心指數衡量。 $Chg\_ICS$ ：投資人情緒的變動，亦即  $t$  年度消費者信心指數平均數與  $t-1$  年度消費者信心指數平均數之差異。 $SIZE$ ：公司規模，為  $i$  公司期初之權益市值取自然對數。 $AGE$ ： $i$  公司至  $t$  年已上市年數。 $TOBIN'sQ$ ：股權市值與負債帳面值和除以總資產。 $CV$ ：盈餘變異性，以最近五年稅後損益變異係數用來衡量盈餘變異性。 $LOSS$ ：公司淨損之虛擬變數，若  $t-1$  年度非常項目前淨利為負時， $LOSS = 1$ ，否則為 0。 $DY2007$ ：年度虛擬變數，若報導年度為 2007 以後(含 2007 年)，則  $DY2007 = 1$ ，否則  $DY2007 = 0$ 。

2. 已加入產業虛擬變數(*Fixed effect*)，以控制產業的固定影響。

3. 顯著水準(雙尾)達 10%、5% 及 1% 分別以\*、\*\*、\*\*\* 表示。

### (一) 敘述統計量

由於問題 2 要計算分析師的相對預測樂觀度和準確性，納入研究的公司需至少有 3 位以上分析師的預測，因此，表 4 Panel A 樣本年度分配中顯示，納入問題 2 的公司有 977 家不同的公司，研究樣本的公司數有逐年增加的趨勢。分析師人數也有逐漸增加的趨勢，從 2004 年的 226 位分析師，至 2009 年已增加 3.4 倍，共有 769 位分析師，在研究期間共有 1,200 位分析師發佈預測，顯示中國大陸證券分析師市場成長快速。樣本數亦呈現逐年增加的趨勢，可能的原因或許是因上市公司和分析師都是逐年增加。Panel B 則為產業分配，納入問題 2 中的研究樣本，仍以製造業為最多，其次為交通運輸和倉儲業。

**表 4 分析師預測樂觀度和準確性之樣本分配表**

Panel A 樣本年度分配表(N=20,542 firm-analyst-year)							
年度	2004	2005	2006	2007	2008	2009	合計
公司數	132	321	348	440	636	751	977
分析師人數	226	483	437	525	731	769	1,200
樣本數	528	2,194	1,929	2,911	6,462	6,518	20,542

  

行業 代碼	行業名稱	樣本公司家數		樣本觀察值個數 (firm-analyst-year)	
		N	%	N	%
A	農、林、牧、漁業	23	2.35	377	1.84
B	採掘業	37	3.79	1,316	6.41
C	製造業	593	60.70	11,665	56.79
D	電氣、瓦斯及水的生產和供應業	37	3.79	790	3.85
E	建築業	20	2.05	320	1.56
F	交通運輸、倉儲業	52	5.32	1,539	7.49
G	資訊技術業	65	6.65	1,439	7.01
H	批發和零售貿易	54	5.53	1,204	5.86
J	房地產業	38	3.89	701	3.41
K	社會服務業	31	3.17	710	3.46
L	傳播與文化產業	13	1.33	281	1.37
M	綜合類	14	1.43	200	0.97
合計		977	100	20,542	100

Panel A 為年度分配表，公司數表示研究樣本中各年度公司家數，其合計數是表示研究樣本包含 977 家不同公司。分析師人數是表示研究樣本中各年度分析師人數，其合計數是表示研究樣本包含 1,200 位不同分析師的預測，樣本數則為各年度的樣本觀察值，亦即每年 firm-analyst 個數。Panel B 中行業代碼是依據中國證監會 2001 年頒佈的《上市公司行業分類指引》中一級門類。其中樣本公司家數係指研究樣本的 977 家其產業分類個數和百分比，而樣本觀察值個數則為 20,542 個觀察

值的產業分類個數和所佔百分比。

問題 2 相關變數敘述統計量列示於表 5 Panel A，分析師相對預測樂觀度(*PMOPT*)和相對預測準確性(*PMAFE*)平均數分別為 0.468 和 0.591，*SENT* 和 *Chg\_SENT* 分別表示分析師發佈最後一次預測時，預測當月份的消費者信心指數以及消費者信心指數的變動，其平均數分別為 103.736 和 -0.027。*STAR* 平均數為 0.175，表示樣本觀察值有 17.5%是由明星分析師所發佈的預測報告。*FEXP* 和 *GEXP* 平均數分別為 1.41 和 3.56 年，表示分析師報導特定公司的平均經驗僅有 1.41 年，而分析師的一般經驗也只有 3.56 年，可能的原因在於經驗變數之衡量，是以分析師出現在 CSMAR 的年度來計算，而 CSMAR 自 2001 才開始搜集分析師的資料，本研究的經驗變數可能有所低估，但 *FEXP* 的結果也顯示中國證券分析師持續報導同一家公司的現象較少。另外 Panel A 也顯示，分析師平均報導 16.30 家公司，涵蓋 2.8 個產業。因為分析師的盈餘預測日限制在年度結束日前 365 天所發佈的預測，分析師通常只發佈一次預測(*ForFreq* 中位數為 1)，平均數為 1.74。分析師發佈的最後一次預測平均距離年度結束日有 145 天，且每家券商平均雇用 22 位分析師。

此外，Panel A 的分析師報導公司數(*COMPANY*)，顯示其標準差為 15.4 家公司，中位數為 12 家公司，而預測期間(*HORIZON*)的平均數和中位數分別為 145.38 和 129 天，標準差為 95 天，券商規模(*BRSIZE*)平均數和中位數分別為 22 和 24 人，標準差為 8.8，這三個變數的變異程度相對較大，因此，進行多變量時，進一步將這三個變數取自然對數，以減緩其變異程度<sup>7</sup>。

表 5 Panel B 為各變數的相關係數，表中顯示分析師相對預測樂觀度(*PMOPT*)與分析師相對預測準確性(*PMAFE*)呈顯著負相關，表示分析師預測較樂觀時，其預測準確性相對較低，另外 Pearson 相關中也顯示分析師的相對預測樂觀度與預測當月的投資人情緒(*SENT*)、報導公司數(*COMPANY*)、報導產業個數(*INDUSTRY*)、預測頻率(*ForFreq*)以及年度虛擬變數(*DY2007*)皆呈顯著負相關，而與預測期間(*HORIZON*)呈顯著正相關。另外分析師預測準確性，則與預測當月的投資人情緒(*SENT*)、報導特定公司經驗(*FEXP*)、報導公司家數(*COMPANY*)、預測頻率(*ForFreq*)、券商規模(*BRSIZE*)以及年度虛擬變數(*DY2007*)呈顯著正相關，但與投資人情緒變動(*Chg\_SENT*)和預測期間(*HORIZON*)呈顯著負相關。初步結果顯示，分析師預測樂觀度和預測準確性與投資人情緒存在顯著關係。

另外，不論 Pearson 或 Spearman 相關都顯示明星分析師(*STAR*)與預測相對樂觀度(*PMOPT*)呈顯著正相關，與預測相對準確性(*PMAFE*)的相關係數雖為

<sup>7</sup> 在不取自然對數下，迴歸結果統計顯著性不受影響，只是此三變數係數較小。將所有自變數採用 Winsorized 後重新執行迴歸，結果仍大致相同。

正，但卻不顯著，初步結果顯示，明星分析師的預測相對較樂觀，但預測準確性則沒顯著差異。

表 6 我們將樣本進一步分為二群，比較明星分析師和非明星分析師的預測特性與其個人特質是否存在差異，Panel A 顯示明星分析師相對較非明星分析師預測樂觀，但在預測準確性則沒顯著差異，此一結果與表 5 相關係數一致。明星分析師發佈預測當月份的投資人情緒相對較非明星分析師發佈預測時的情緒不樂觀，但明星分析師預測時的投資人情緒變動顯著大於非明星分析師發佈預測時投資者情緒的變動。另外，表中也顯示明星分析師的經驗顯著多於非明星分析師，報導的公司家數和產業數也多於非明星分析師，明星分析師最後一次預測發布日較早，且預測頻率較多。此外，明星分析師所屬券商規模較大。整體而言，顯示被評選為明星分析師或許是因為經驗、能力以及可使用的資源的影響。

為了解明星分析師與非明星分析師盈餘預測特性與投資人情緒間之關係是否存在差異，Panel B 分別列示明星分析師與非明星分析師的相對預測樂觀度和相對預測準確性，與預測當月的投資人情緒以及投資人情緒變動二變數的 Pearson 相關係數，表中顯示不論明星分析師或非明星分析師，其相對預測樂觀度都與投資人情緒呈負相關，但只有明星分析師達到顯著。而不論是否為明星分析師其預測準確性都與投資人情緒呈顯著正相關，與投資人情緒變動呈負相關，但只有明星分析師達到顯著水準。另外，表中也顯示，在不控制其他因素下，明星分析師於盈餘預測時較會受到投資人情緒之影響，明星分析師的預測特性與投資人情緒之相關係數絕對值都大於非明星分析師。

**表 5 影響分析師預測樂觀及準確之變數敘述性統計及相關係數  
(N=20,542 firm-analyst -year)**

變數	平均值	標準差	最小值	最大值	四分位		
					0.25	0.5	0.75
PMOPT	0.468	0.357	0.000	1.000	0.125	0.440	0.800
PMAFE	0.591	0.361	0.000	1.000	0.269	0.676	0.933
SENT	103.736	6.469	90.100	113.500	100.300	103.200	109.700
Chg_SENT	-0.027	1.637	-3.400	15.500	-0.600	0.000	0.400
STAR	0.175	0.380	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
FEXP	1.412	0.739	1.000	6.000	1.000	1.000	2.000
GEXP	3.564	1.926	1.000	8.000	2.000	3.000	5.000
COMPANY	16.302	15.403	1.000	122.000	7.000	12.000	20.000
INDUSTRY	2.803	1.778	1.000	9.000	1.000	2.000	4.000
HORIZON	145.379	95.180	1.000	365.000	64.000	129.000	228.000
ForFreq	1.738	1.261	1.000	15.000	1.000	1.000	2.000
BRSIZE	22.120	8.837	1.000	56.000	16.000	24.000	28.000

Panel B 相關係數

	<i>PMOPT</i>	<i>PMAFE</i>	<i>SENT</i>	<i>Chg_SENT</i>	<i>STAR</i>	<i>FEXP</i>	<i>GEXP</i>	<i>COMPANY</i>	<i>INDUSTRY</i>	<i>HORIZON</i>	<i>ForFreq</i>	<i>BRSIZE</i>	<i>DY2007</i>
<i>PMOPT</i>	-0.352 ***	-0.012 *	0.010	0.019	-0.005	0.001	-0.033 ***	-0.020 ***	0.210 ***	-0.073 ***	0.005	-0.034 ***	
<i>PMAFE</i>	-0.333 ***	0.031 ***	-0.016 **	0.003	0.029 ***	0.007	0.031 ***	0.010	-0.353 ***	0.178 ***	0.027 ***	0.043 ***	
<i>SENT</i>	0.004	0.015 **	0.001	-0.205 ***	0.043 ***	0.183 ***	0.166 ***	0.124 ***	-0.180 ***	0.095 ***	0.087 ***	0.790 ***	
<i>Chg_SENT</i>	0.014 **	0.001	-0.205 ***	0.021 ***	-0.029 ***	-0.024 ***	-0.046 ***	-0.027 ***	-0.056 ***	-0.025 ***	0.008	-0.055 ***	
<i>STAR</i>	0.019 ***	0.003	-0.053 ***	0.047 ***	0.145 ***	0.303 ***	0.159 ***	0.208 ***	0.007 ***	0.065 ***	0.154 ***	-0.028 ***	
<i>FEXP</i>	0.004	0.014 **	0.011	-0.075 ***	0.140 ***	0.337 ***	0.089 ***	0.055 ***	0.048 ***	0.238 ***	0.139 ***	0.151 ***	
<i>GEXP</i>	0.004	-0.002	0.160 ***	-0.062 ***	0.297 ***	0.335 ***	0.426 ***	0.399 ***	0.034 ***	0.117 ***	0.203 ***	0.342 ***	
<i>COMPANY</i>	-0.036 ***	0.030 ***	0.171 ***	-0.072 ***	0.202 ***	0.141 ***	0.529 ***	0.739 ***	-0.018 **	0.078 ***	-0.011 ***	0.258 ***	
<i>INDUSTRY</i>	-0.021 ***	0.007	0.101 ***	-0.043 ***	0.204 ***	0.056 ***	0.396 ***	0.693 ***	0.002	0.040 ***	-0.032 ***	0.170 ***	
<i>HORIZON</i>	0.193 ***	-0.335 ***	-0.213 ***	-0.072 ***	0.009	0.063 ***	0.038 ***	-0.026 ***	-0.006	-0.318 ***	-0.011	-0.105 ***	
<i>ForFreq</i>	-0.071 ***	0.170 ***	0.090 ***	-0.079 ***	0.056 ***	0.244 ***	0.128	0.152 ***	0.055 ***	-0.324 ***	0.135 ***	0.121 ***	
<i>BRSIZE</i>	0.008	0.023 ***	0.120 ***	-0.054 ***	0.166 ***	0.165 ***	0.242	0.100 ***	-0.012 *	0.002	0.157 ***	0.139 ***	
<i>DY2007</i>	-0.025 ***	0.022 ***	0.724 ***	-0.224 ***	-0.028 ***	0.145 ***	0.339 ***	0.312 ***	0.157 ***	-0.114 ***	0.122 ***	0.164 ***	

1.變數定義：*PMOPT*：分析師的相對預測準確性。*PMAFE*：相對預測準確性。*SENT*：分析師最後一次預測當月消費者信心指數。*STAR*：進入新財富雜誌行業分析師排行榜的明星分析師，令其為 1，否則為 0。*FEXP*：特定公司報導經驗。*GEXP*：分析師的一般經驗。*COMPANY*：分析師報導的公司家數。*INDUSTRY*：分析師報導的產業個數。*HORIZON*：最後一次預測的預測日距年度結束日的天數。*ForFreq*：年盈餘預測次數。*BRSIZE*：券商規模，以券商旗下分析師人數衡量。*DY2007*：年度虛擬變數，若報導年度為 2007 以後(含 2007 年)，則 *DY2007*=1，否則 *DY2007*=0。

2. Panel B 右上角為 Pearson 等級相關係數，左下角為 Spearman 積差相關係數，\*、\*\*、\*\*\*分別表示雙尾 p 值顯著水準達 10%、5% 和 1%。

表 6 明星分析師 vs. 非明星分析師(N=20,542 firm-analyst-year)

## Panel A 變數平均數與中位數差異檢定

變數 <sup>1</sup>	明星分析師 (N=3,591)		非明星分析師 (N=16,951)		平均數差異 之 t 值 <sup>2</sup>	中位數差異 之 z 值 <sup>3</sup>
	平均數	中位數	平均數	中位數		
PMOPT	0.482	0.465	0.465	0.432	2.71 ***	2.692 ***
PMAFE	0.594	0.670	0.591	0.677	0.41	0.393
SENT	103.006	102.800	103.890	103.200	-7.46 ***	-7.591 ***
Chg_SENT	0.049	0.200	-0.043	-0.100	3.21 ***	6.815 ***
FEXP	1.645	1.000	1.362	1.000	21.03 ***	20.083 ***
GEXP	4.830	5.000	3.296	3.000	46.29 ***	42.608 ***
COMPANY	21.620	18.000	15.175	11.000	22.88 ***	28.923 ***
INDUSTRY	3.605	3.000	2.633	2.000	27.33 ***	29.286 ***
HORIZON	146.914	131.000	145.054	128.000	1.06	1.227
ForFreq	1.915	1.000	1.700	1.000	9.28 ***	8.010 ***
BRSIZE	25.074	26.000	21.494	23.000	22.31 ***	23.846 ***

Panel B 明星分析師預測與投資人情緒之相關係數<sup>4</sup>

	明星分析師 (N=3,591)		非明星分析師 (N=16,951)	
	Correlation with SENT	Correlation with Chg_SENT	Correlation with SENT	Correlation with Chg_SENT
PMOPT	-0.0557 (0.0008***)	0.0088 (0.5969)	-0.0017 (0.8174)	0.0095 (0.2175)
PMAFE	0.0624 (0.0002***)	-0.0458 (0.0060***)	0.0244 (0.0014***)	-0.0107 (0.1615)

1. 變數定義：*PMOPT*：分析師的相對預測樂觀性。*PMAFE*：相對預測準確性。*Chg\_SENT*：分析師最後一次預測消費者信心指數變動。*SENT*：分析師最後一次預測日當月份消費者信心指數。*STAR*：進入新財富雜誌行業分析師排行榜的明星分析師，令其為 1，否則為 0。*FEXP*：特定公司報導經驗。*GEXP*：分析師的一般經驗。*COMPANY*：分析師報導的公司家數。*INDUSTRY*：分析師報導的產業個數。*HORIZON*：最後一次預測的預測日距年度結束日的天數。*ForFreq*：年盈餘預測次數。*BRSIZE*：券商規模，以券商旗下分析師人數衡量。

2. 明星分析師與非明星分析師樣本之平均數差異 t 檢定。

3. 明星分析師樣本與非明星分析師樣本之中位數 Wilcoxon rank sums test。

4. Panel B 為分析師相對預測樂觀度與相對預測準確性與預測當月份投資人情緒及投資人情緒變動之 Pearson 相關係數，()為 p 值。

5. \*\*\*、\*\*、\*分別表示 p 值雙尾小於 1%、5%、10%。

## (二) 多變量分析

表 7 首先檢測在不考慮投資人情緒下，新財富雜誌評選出的明星分析師其預測績效是否優於非明星分析師，結果顯示，在控制影響分析師預測的經驗、能力和資源等變數後，模型 1 的 *STAR* 係數顯著為正，表示明星分析師預測相對較樂觀，但模型 2 的 *STAR* 係數不顯著，表示明星分析師的預測準確性與非明星分析師並沒有顯著差異，此一結果與過去美國的研究發現並不相同，Stickel (1992) 和 Leone and Wu (2002) 指出被美國機構投資人雜誌評選為明星分析師者，其預測較同一公司內其他分析師的盈餘預測準確性高，且較不會存在樂觀偏誤。或許是中國證券分析師市場仍是一個離鳥行業(Hu et al. 2008)，所以明星分析師與非明星分析師的預測績效並沒有顯著差異。

至於其他控制變數，模型 1 中發現分析師相對預測樂觀度與分析師報導的公司數(*COMPANY*)和預測頻率(*ForFreq*)呈顯著負相關，而與預測期間(*HORIZON*)和公司規模(*BRSIZE*)呈顯著正相關，表示預測發布日愈早或所屬券商規模較大時，分析師的預測相對較樂觀。模型 2 則如預期顯示分析師相對預測準確性與特定公司報導經驗(*FEXP*)、預測頻率(*ForFreq*)呈顯著正相關，與報導產業數(*INDUSTRY*)呈顯著負相關，表示分析師報導特定公司經驗愈多，或修正預測次數增加，或報導的產業數較少時，分析師的預測相對較準確。但分析師報導公司數(*COMPAMY*)和分析師的一般經驗(*GEXP*)的係數符號則與過去研究相反。本研究發現分析師的一般經驗愈多時，預測準確性較低，而報導的公司數愈多時，則會增加預測準確性。

表 7 明星分析師與分析師預測績效之關係(N=20,542 firm-analyst-year)

變數 <sup>1</sup>	模型 1: PMOPT		模型 2: PMAFE	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
Intercept	0.2165	7.89 ***	0.9848	36.78 ***
STAR	0.0208	2.99 ***	-0.0049	-0.72
FEXP	-0.0054	-1.48	0.0116	3.24 ***
GEXP	0.0026	1.55	-0.0033	-2.04 **
COMPANY	-0.0219	-5.10 ***	0.0216	5.18 ***
INDUSTRY	0.0028	1.37	-0.0048	-2.38 **
HORIZON	0.0616	21.46 ***	-0.1075	-38.40 ***
ForFreq	-0.0063	-2.97 ***	0.0258	12.42 ***
BRSIZE	0.0088	1.79 *	0.0050	1.03
DY2007	-0.0040	-0.61	-0.0037	-0.59
Fixed effect	YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>	
Adj. R <sup>2</sup>	0.0307		0.0985	
N	20,542		20,542	

1. PMOPT：分析師的相對預測樂觀性。PMAFE：相對預測準確性。STAR：進入新財富雜誌行業分析師排行榜的明星分析師，令其為 1，否則為 0。FEXP：特定公司報導經驗。GEXP：分析師的一般經驗。COMPANY：分析師報導的公司家數，取自然對數。INDUSTRY：分析師報導的產業個數。HORIZON：最後一次預測的預測日距年度結束日的天數，取自然對數。ForFreq：年盈餘預測次數。BRSIZE：券商規模，以券商旗下分析師人數衡量，取自然對數。DY2007：年度虛擬變數，若報導年度為 2007 以後(含 2007 年)，則 DY2007 = 1，否則 DY2007 = 0。

2. Fixed effect 表示已加入產業虛擬變數，以控制產業的固定影響。

3. 分別以\*、\*\*、\*\*\*表示顯著水準達 10%、5% 及 1%。

表 8 則是進一步探討明星分析師與非明星分析師其預測績效是否受投資人情緒影響，在控制其他影響分析師預測之因素後，Panel A 中 STAR 係數顯著為正，表示在納入投資人情緒因素後，仍顯示明星分析師預測相對較樂觀。而預測時的投資人情緒(SENT)除了模型 1 外，都呈顯著正相關，表示當投資人情緒較樂觀時，分析師的預測也相對較樂觀，尤其是非明星分析師的預測樂觀度更容易受到當期投資人情緒影響。另外模型 4 的 STAR×SENT 的係數顯著為負，表示投資人情緒較樂觀時，明星分析師的預測樂觀度相對較小。另外表中也顯示投資人情緒變動(Chg\_SENT)在各模型中係數雖為正，但都不顯著，表示投資人情緒變動對於分析師的預測樂觀度沒有顯著影響。至於其他控制變數則顯示，DY2007 顯著為負，表示在控制投資人情緒後，2007 年以後分析師的預測相對較不樂觀。分析師一般經驗愈多(GEXP)、預測日較早(HORIZON)或大型券

商的分析師，預測相對較樂觀，而預測發佈頻率較多或是報導的公司數較多時，預測相對較不樂觀。

Panel B 模型 1 則發現 *SENT* 和 *Chg\_SENT* 係數皆為負，但只有 *Chg\_SENT* 達到顯著水準，表示當投資者的情緒變動愈大時，明星分析師的預測相對較不準確。而模型 2 的 *SENT* 和 *Chg\_SENT* 的係數都顯著為負，表示非明星分析師於發佈預測時會受到當時投資者的情緒以及投資者情緒變化的影響，當消費者信心愈樂觀或消費者信心增加時，非明星分析師預測準確性降低。另外模型 3 與模型 4 的 *STAR* 係數不顯著，與表 7 相似，亦即明星分析師的預測準確性與非明星分析師沒有顯著差異。而模型 4 中的 *STAR*×*SENT* 和 *STAR*×*Chg\_SENT* 兩個交乘變數都不顯著，表示明星分析師與非明星分析師的預測準確性受到投資者情緒或投資者情變動影響的結果並無顯著差異。此外，在整體模型中也顯示，與過去研究結果一致，當分析師報導特定公司的經驗愈多，預測頻率愈高，都有助於分析師的預測準確性，但當預測距年度結束日愈遠或報導的產業數較多時，則會降低預測準確性。除了模型 1 外，*DY2007* 係數都顯著為正，表示 IFRS 實施後，分析師的預測相對較準確，尤其是非明星分析師。

本研究雖然發現明星分析師的預測相對較樂觀，但並沒有顯著比較準確，此結果與過去研究指出分析師發佈樂觀預測是為了取悅管理當局，以取得私有訊息改善其預測績效不符(Francis and Philbrick 1993)。或可能明星分析師發佈樂觀預測是受到他(她)的雇主所提供的薪酬機制的經濟誘因影響，亦即為了提高承銷公費和交易佣金，使得分析師預測產生過度樂觀現象 (Dugar and Nathan 1995; Lin and McNichols 1998; Michaely and Womack 1999; Francis and Willis 2000)，而非提高其預測準確性。

## 伍、敏感性分析

### 一、預測樂觀性和預測準確性之另一種衡量

為了瞭解研究結果是否受到變數衡量之影響，本研究援引 Hong et al. (2000) 的另一種相對績效衡量方法。首先計算分析師的預測誤差，以  $j$  分析師  $t$  年度最接近年度結束日每股盈餘預測與實際每股盈餘差異，將  $t$  年度報導  $i$  公司的所有分析師依其預測誤差加以排序後，再給以等級(rank)，預測最樂觀的分析師  $optrank$  為 1，依此類推。因為分析師等級會受到當年度  $i$  公司報導的分析師人數影響，因此需再調整分析師報導人數，即可得到每一位分析師預測樂觀分數 ( $OPTSCORE$ ) =  $100 - \left[ (optrank_{jt} - 1) / (NANS_{it} - 1) \right] \times 100$ ，其中  $NANS_{it}$  為  $i$  公司  $t$  年度報導的分析師人數。

同樣的，分析師預測準確性亦依照相同之方式，先計算分析師的預測準確性，以  $j$  分析師  $t$  年度最接近年度結束日的每股盈餘預測與實際每股盈餘差異

之絕對值，將  $t$  年度報導  $i$  公司的所有分析師依其預測誤差加以排序後，再給以等級(rank)，預測最準確的分析師  $aferank$  為 1，依此類推。分析師預測準確性分數( $AFESCORE$ ) =  $100 - \left[ (aferank_{ijt} - 1) / (NANS_{it} - 1) \right] \times 100$ 。分析師預測樂觀(準確)分數為 0 時，代表預測最不樂觀(不準確)，100 時代表預測最樂觀(準確)。

在採用不同的衡量方式下，重新執行(2-1)式，結果與表 7 相似，在不考慮投資人情緒時，明星分析師的預測樂觀分數顯著高於非明星分析師( $STAR$  係數 = 1.291,  $p$ -value=0.0449)，而預測準確性分數與非明星分析師沒有顯著差異( $STAR$  係數 = -0.325,  $p$ -value=0.5997, 未列表)。而納入投資人情緒變數後重新執行(2-2)式之結果列示於表 9。Panel A 顯示，在不同的衡量方式下， $SENT$  係數都顯著為正，表示投資人情緒愈樂觀時，明星分析師與非明星分析師的預測都較樂觀。與表 8 相同，投資者情緒變動( $Chg\_SENT$ )仍不顯著，表示投資者情緒變動不影響分析師的預測樂觀分數。Panel B 模型 1 亦與表 8 相似， $SENT$  和  $Chg\_SENT$  係數皆為負，但只有  $Chg\_SENT$  達到顯著水準，表示當投資者的情緒變動愈大時，明星分析師的預測相對較不準。而模型 2 的  $SENT$  和  $Chg\_SENT$  的係數亦為負，但只有  $SENT$  達到顯著水準，表示非明星分析師於發佈預測時會受到當時投資者的情緒影響，當消費者信心愈樂觀時，分析師預測準確性較低。另外不論 Panel A 與 Panel B 的模型 4 中  $STAR \times SENT$  和  $STAR \times Chg\_SENT$  二個交乘變數都不顯著，表示明星分析師與非明星分析師的預測樂觀分數和預測準確分數受投資人情緒及投資人情緒變動之影響並沒有顯著差異。在採用不同的衡量方式下，研究結果大致相符，顯示本研究之結果尚稱穩健。

## 二、投資者情緒變動之另一種衡量

前文中投資者情緒變動之衡量是直接採用二期的消費者信心指數之差異計算。我們也改以比率的方式衡量投資者情緒變動幅度，亦即我們分別以  $RChg\_ICS$  與  $RChg\_SENT$  取代(1)式與(2-2)式中的  $Chg\_ICS$  和  $Chg\_SENT$  二變數，其中  $RChg\_ICS$  表示  $t$  年度每月消費者信心指數平均數與  $t-1$  年度消費者信心指數平均數之差異，再除以  $t-1$  年度每月消費者信心指數平均數。而  $RChg\_SENT$  則表示  $j$  分析師發佈  $i$  公司  $t$  年度最後一次預測時，預測當月消費者信心指數與前一個月消費者信心指數之差異，再除以前一個月消費者信心指數。重新執行(1)式與(2-2)式，結果列示於表 10。Panel A 結果與表 3 相似，顯示投資者情緒與投資者情緒變動幅度顯著負向影響分析師加入預測行列的人數。而 Panel B 與 Panel C 的結果與表 8 相似，顯示非明星分析師的預測樂觀度會受到預測當時投資人情緒的正向影響，而且當投資者情緒變動幅度愈大時，明星分析師和非明星分析師的預測準確性都降低。表 10 之結果顯示，本研究結果並不受到使用不同的投資者情緒變動之衡量而有所差異。

表 8 投資人情緒與明星分析師預測績效之關係(N=20,542 firm-analyst-year)

$PMAFE_{ijt} (PMOPT_{ijt}) = \alpha_0 + \alpha_1 SENT_{ijt} + \alpha_2 Chg\_SENT_{ijt} + \alpha_3 STAR_{ji} + \alpha_4 STAR_{ji} \times SENT_{ijt} + \alpha_5 STAR_{ji} \times Chg\_SENT_{ijt} + \alpha_6 FEXP_{ijt}$ $+ \alpha_7 GEXP_{ijt} + \alpha_8 COMPANY_{ijt} + \alpha_9 INDUSTRY_{ijt} + \alpha_{10} HORIZON_{ijt} + \alpha_{11} ForFreq_{ijt} + \alpha_{12} BRSIZE_{ijt} + \alpha_{13} DY2007$ $+ Fixed effect + \varepsilon_{ijt}$								
Panel A 分析師相對預測樂觀度( PMOPT )								
變數 <sup>1</sup>	模型 1 STAR = 1		模型 2 STAR = 0		模型 3 ALL		模型 4 ALL	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
Intercept	0.070	0.39	-0.184	-2.50 **	-0.147	-2.18 **	-0.181	-2.61 ***
SENT	0.002	1.45	0.004	5.79 ***	0.004	5.89 ***	0.004	6.21 ***
Chg\_SENT	0.001	0.22	0.002	1.15	0.002	1.13	0.002	1.17
STAR					0.021	2.96 ***	0.234	2.24 **
STAR × SENT							-0.002	-2.05 **
STAR × Chg\_SENT							-0.001	-0.30
FEXP	-0.001	-0.16	-0.005	-1.08	-0.004	-1.00	-0.004	-1.02
GEXP	0.007	1.37	0.003	1.75 *	0.004	2.15 **	0.004	2.25 **
COMPANY	-0.021	-1.72 *	-0.021	-4.51 ***	-0.021	-4.88 ***	-0.021	-4.90 ***
INDUSTRY	0.001	0.17	0.003	1.24	0.002	1.07	0.002	1.09
HORIZON	0.067	9.57 ***	0.062	19.66 ***	0.063	21.98 ***	0.063	21.91 ***
ForFreq	-0.001	-0.19	-0.008	-3.20 ***	-0.006	-2.95 ***	-0.006	-2.95 ***
BRSIZE	-0.007	-0.43	0.011	2.02 **	0.008	1.71 *	0.008	1.64 *
DY2007	-0.061	-2.13 **	-0.050	-4.44 ***	-0.051	-4.92 ***	-0.051	-4.90 ***
Fixed effect	YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>	
Adj. R <sup>2</sup>	0.0378		0.0311		0.0324		0.0325	
N	3,591		16,951		20,542		20,542	
Panel B 分析師相對預測準確性( PMAFE )								
變數	模型 1 STAR = 1		模型 2 STAR = 0		模型 3 ALL		模型 4 ALL	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
Intercept	1.191	6.78 ***	1.293	18.01 ***	1.279	19.46 ***	1.289	19.07 ***
SENT	-0.001	-0.85	-0.003	-4.81 ***	-0.003	-4.84 ***	-0.003	-4.86 ***
Chg\_SENT	-0.008	-2.19 **	-0.003	-2.00 **	-0.004	-2.75 ***	-0.003	-2.05 **
STAR					-0.004	-0.65	-0.076	-0.74
STAR × SENT							0.001	0.70
STAR × Chg\_SENT							-0.005	-1.23
FEXP	0.021	3.10 ***	0.006	1.31	0.010	2.81 ***	0.010	2.81 ***
GEXP	0.000	-0.07	-0.004	-2.38 **	-0.004	-2.52 ***	-0.004	-2.55 ***
COMPANY	-0.001	-0.10	0.024	5.40 ***	0.021	4.97 ***	0.021	4.98 ***
INDUSTRY	0.000	0.11	-0.005	-2.34 **	-0.004	-2.14 **	-0.004	-2.14 **
HORIZON	-0.110	-16.17 ***	-0.108	-35.07 ***	-0.109	-38.80 ***	-0.109	-38.77 ***
ForFreq	0.026	5.87 ***	0.026	10.95 ***	0.026	12.36 ***	0.026	12.31 ***
BRSIZE	-0.005	-0.31	0.007	1.30	0.006	1.16	0.006	1.17
DY2007	0.018	0.67	0.036	3.28 ***	0.033	3.31 ***	0.033	3.30 ***
Fixed effect	YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1134		0.0978		0.0998		0.0998	
N	3,591		16,951		20,542		20,542	

1.  $Chg\_SENT$ ：分析師最後一次預測當月消費者信心指數與前一個月消費者信心指數之差異。 $SENT$ ：分析師最後一次預測日當月份消費者信心指數，其餘變數定義詳見表 7。

2.  $Fixed effect$  表示已加入產業虛擬變數，以控制產業的固定影響。

3. 顯著水準達 10%、5% 及 1% 分別以 \*、\*\*、\*\*\* 表示。

表 9 預測特性的另一種衡量(N=20,542 firm-analyst-year)

變數 <sup>1</sup>	模型 1 STAR=1		模型 2 STAR=0		模型 3 ALL		模型 4 ALL	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
	Intercept	14.777	0.89***	0.911	0.13	2.209	0.35	1.840
SENT	0.249	1.70*	0.228	3.54***	0.235	4.01***	0.238	3.95***
Chg_SENT	0.062	0.18	-0.033	-0.22	-0.019	-0.14	-0.039	-0.26
STAR					1.290	2.01**	3.674	0.38
STAR×SENT							-0.023	-0.25
STAR×Chg_SENT							0.131	0.34
FEXP	0.714	1.12	0.549	1.37	0.604	1.78*	0.604	1.78*
GEXP	0.517	1.15	0.133	0.78	0.199	1.28	0.201	1.29
COMPANY	-3.876	-3.41***	-1.734	-4.07***	-1.968	-4.97***	-1.970	-4.97***
INDUSTRY	0.331	0.80	0.186	0.86	0.144	0.76	0.144	0.76
HORIZON	4.294	6.69***	4.661	15.88***	4.623	17.35***	4.622	17.33***
ForFreq	2.918	7.00***	2.794	12.45***	2.834	14.37***	2.836	14.38***
BRSIZE	-0.333	-0.22	1.008	2.09**	0.832	1.83*	0.831	1.83*
DY2007	-2.659	-1.02	-2.230	-2.13**	-2.351	-2.46***	-2.347	-2.45**
Fixed effect	YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>	
Adj. R <sup>2</sup>	0.0276		0.0209		0.0219		0.0218	
N	3,591		16,951		20,542		20,542	

  

變數	模型 1 STAR=1		模型 2 STAR=0		模型 3 ALL		模型 4 ALL	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
	Intercept	97.547	6.05***	119.591	18.29***	115.503	19.29***	117.176
SENT	-0.001	-0.01	-0.314	-5.08***	-0.261	-4.64***	-0.277	-4.77***
Chg_SENT	-0.705	-2.09**	-0.232	-1.59	-0.317	-2.37**	-0.242	-1.66*
STAR					-0.289	-0.47	-11.057	-1.19
STAR×SENT							0.105	1.16
STAR×Chg_SENT							-0.483	-1.32
FEXP	1.434	2.31**	-0.481	-1.25	0.068	0.21	0.068	0.21
GEXP	-0.712	-1.64*	-0.368	-2.26**	-0.468	-3.12***	-0.476	-3.17***
COMPANY	0.803	0.73	1.734	4.24***	1.598	4.20***	1.606	4.22***
INDUSTRY	-0.006	-0.01	-0.161	-0.78	-0.150	-0.82	-0.150	-0.82
HORIZON	-10.157	-16.31***	-10.149	-36.04***	-10.182	-39.73***	-10.173	-39.68***
ForFreq	1.919	4.74***	1.597	7.41***	1.662	8.77***	1.652	8.71***
BRSIZE	-0.208	-0.14	1.002	2.17**	0.925	2.12**	0.933	2.14**
DY2007	-2.283	-0.90	0.699	0.70	0.067	0.07	0.049	0.05
Fixed effect	YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1033		0.0914		0.0927		0.0927	
N	3,591		16,951		20,542		20,542	

1.依變數分析師預測樂觀分數(OPTSCORE)，是以  $j$  分析師對  $i$  公司於  $t$  年度最接近年度結束日每股盈餘預測與實際每股盈餘差異(FE)，排序後再給予等級(oprank)，預測最樂觀的分析師等級為 1，其後再調整當年度該公司分析師的報導人數，計算每位分析師的預測樂觀分數(OPTSCORE) =  $100 - [(oprank_{ijt} - 1)/(NANS_{it} - 1)] \times 100$ ，其中  $NANS_{it}$  為  $i$  公司  $t$  年度報導的分析師人數。分析師預測準確分數(AFESCORE)，為  $j$  分析師對  $i$  公司於  $t$  年度最接近年度結束日的每股盈餘預測與實際每股盈餘差異之絕對值(AFE)，排序後再給予等級(aferrank)，預測最準確的分析師(AFE 最小)等級為 1，再計算每位分析師的預測準確分數(AFESCORE) =  $100 - [(aferrank_{ijt} - 1)/(NANS_{it} - 1)] \times 100$ 。其餘變數定義詳見表 7 和表 8。

2. Fixed effect 表示已加入產業虛擬變數，以控制產業的固定影響。

3.顯著水準達 10%、5% 及 1% 分別以 \*、\*\*、\*\*\* 表示。

表 10 投資人情緒變動之另一種衡量

Panel A 分析師報導人數								
變數 <sup>1</sup>	OLS			Poisson				
	Coeff.	t-value	Coeff.	Wald	Chi-Square			
Intercept	-20.778	-9.71***	-6.284		284.50***			
<i>ICS</i>	-0.043	-1.85*	-0.049		146.58***			
<i>RChg_ICS</i>	-6.781	-7.33***	-2.295		161.25***			
<i>AGE</i>	-0.089	-7.23***	-0.050		458.57***			
<i>SIZE</i>	1.997	50.98***	0.844		13334.80***			
<i>TOBIN'sQ</i>	0.289	7.13***	0.038		31.26***			
<i>CV</i>	0.007	0.81	0.013		24.70***			
<i>LOSS</i>	-0.466	-4.15***	-1.002		491.74***			
<i>DY2007</i>	0.639	2.42**	0.719		210.42***			
<i>Fixed effect</i>	YES <sup>2</sup>			YES <sup>2</sup>				
Adj. R <sup>2</sup>	0.3488							
F-value	229.18***							
Log Likelihood				7911.73				
Panel B 分析師相對預測樂觀度( <i>PMOPT</i> )								
變數	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	<i>STAR</i> =1		<i>STAR</i> =0		ALL		ALL	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
Intercept	0.070	0.39	-0.184	-2.49***	-0.147	-2.18 **	-0.181	-2.61 ***
<i>SENT</i>	0.002	1.45	0.004	5.78***	0.004	5.88***	0.004	6.21 ***
<i>RChg_SENT</i>	0.001	0.14	0.002	0.98	0.001	0.95	0.002	1.00
<i>STAR</i>					0.021	2.97 ***	0.234	2.24 **
<i>STAR</i> × <i>SENT</i>							-0.002	-2.04 **
<i>STAR</i> × <i>RChg_SENT</i>							-0.001	-0.30
<i>FEXP</i>	-0.001	-0.16	-0.005	-1.08	-0.004	-1.00	-0.004	-1.02
<i>GEXP</i>	0.007	1.37	0.003	1.75 *	0.004	2.15 **	0.004	2.25 **
<i>COMPANY</i>	-0.021	-1.72 *	-0.021	-4.52***	-0.021	-4.88 ***	-0.021	-4.90 ***
<i>INDUSTRY</i>	0.001	0.17	0.003	1.24	0.002	1.07	0.002	1.08
<i>HORIZON</i>	0.067	9.57 ***	0.062	19.66***	0.063	21.97 ***	0.063	21.90***
<i>ForFreq</i>	-0.001	-0.20	-0.008	-3.21***	-0.006	-2.96 ***	-0.006	-2.96 ***
<i>BRSIZE</i>	-0.007	-0.43	0.011	2.03**	0.008	1.71 *	0.008	1.65
<i>DY2007</i>	-0.061	-2.14 **	-0.050	-4.45***	-0.051	-4.93 ***	-0.051	-4.90 ***
<i>Fixed effect</i>	YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>	
Adj. R <sup>2</sup>	0.0378		0.0311		0.0324		0.0325	
N	3,591		16,951		20,542		20,542	

Panel C 分析師相對預測準確性( PMAFE )

變數	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	<i>STAR</i> = 1		<i>STAR</i> = 0		ALL		ALL	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
Intercept	1.187	6.75 ***	1.293	17.99 ***	1.277	19.43 ***	1.288	19.04 ***
<i>SENT</i>	-0.001	-0.82	-0.003	-4.80 ***	-0.003	-4.82 ***	-0.003	-4.84 ***
<i>RChg_SENT</i>	-0.008	-2.25 **	-0.003	-1.83 *	-0.004	-2.61 **	-0.003	-1.88 *
<i>STAR</i>					-0.004	-0.66	-0.077	-0.75
<i>STAR</i> × <i>SENT</i>							0.001	0.71
<i>STAR</i> × <i>RChg_SENT</i>							-0.005	-1.34
<i>FEXP</i>	0.021	3.10 ***	0.006	1.31	0.010	2.81 ***	0.010	2.81 ***
<i>GEXP</i>	0.000	-0.07	-0.004	-2.39 **	-0.004	-2.52 ***	-0.004	-2.55 ***
<i>COMPANY</i>	-0.001	-0.10	0.024	5.40 ***	0.021	4.96 ***	0.021	4.98 ***
<i>INDUSTRY</i>	0.000	0.11	-0.005	-2.34 **	-0.004	-2.14 **	-0.004	-2.13 **
<i>HORIZON</i>	-0.110	-16.16 ***	-0.108	-35.06 ***	-0.109	-38.79 ***	-0.109	-38.76 ***
<i>ForFreq</i>	0.026	5.89 ***	0.026	10.96 ***	0.026	12.38 ***	0.026	12.32 ***
<i>BRSIZE</i>	-0.005	-0.31	0.007	1.29	0.006	1.16	0.006	1.16
<i>DY2007</i>	0.018	0.65	0.036	3.28 ***	0.033	3.31 ***	0.033	3.30 ***
<i>Fixed effect</i>	YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>		YES <sup>2</sup>	
Adj. R <sup>2</sup>	0.1135		0.0978		0.0998		0.0998	
N	3,591		16,951		20,542		20,542	

1.*RChg\_ICS*: 投資人情緒的變動比率，亦即 *t* 年度消費者信心指數平均數與 *t-1* 年度消費者信心指數平均數之差異再除以 *t-1* 年度消費者信心指數平均數。*RChg\_SENT*：分析師最後一次預測當月消費者信心指數變動除以前一個月消費者信心指數，其餘變數定義詳見表 3 與表 8。

2. *Fixed effect* 表示已加入產業虛擬變數，以控制產業的固定影響。

3. 顯著水準達 10%、5% 及 1% 分別以\*、\*\*、\*\*\* 表示。

## 陸、結論

本文主要探討投資人情緒與分析師行為之關聯性。我們以中國國家統計局所調查之消費者信心指數衡量投資人情緒。消費者信心指數是消費者對於國家當前經濟狀況滿意程度和對未來經濟走向預期的綜合性指標，顯示人們的消費意願和程度；其數值之增減，表示人們對其財務和經濟狀況的感覺。所以當消費者信心指數愈高時，也表示投資人對未來的預期較樂觀。通常人們在情緒好時會比情緒差時容易做一些較樂觀的決策和判斷(Wright and Bower 1992)。然而分析師通常被視為較專精且理性的投資人，其預測行為是否亦會受投資人情緒所影響為本研究之重點。

實證結果發現，投資人情緒以及投資人情緒變動幅度與分析師報導人數間呈顯著負向關係，亦即投資人情緒較低落或投資人情緒下降時，分析師加入預測行列的人數增加。另外，過去研究發現由美國機構投資者雜誌所評選的明星分析師其預測準確性優於非明星分析師，且明星分析師的預測或推薦較無樂觀偏誤(Stickel 1992; Leone and Wu 2002)，本研究結果顯示新財富評選出的行業最佳分析師其預測相對較非明星分析師樂觀，但明星分析師與非明星分析師的預測準確性沒有顯著差異，顯示新財富雜誌評選結果無法有效幫助投資者區別出預測績效較優秀的分析師。在加入投資人情緒變數後也發現，預測時投資人情緒變動愈大，明星分析師的預測相對較不準確，但投資人情緒變數對於明星分析師的預測樂觀度沒有顯著影響；然而預測時投資人情緒愈樂觀，非明星分析師的預測也相對較樂觀，預測時投資人情緒愈樂觀或投資人情緒變動愈大時，非明星分析師的預測相對較不準。整體而言，本研究結果顯示不論明星分析師或非明星分析師預測行為都會受到市場上投資人情緒所影響，且明星分析師的盈餘預測績效與非明星分析師沒有顯著差異，預測績效受投資人情緒之影響亦沒有顯著差異。

本研究參照過去之研究(Bergman and Roychowdhury 2008; Mikhail et al. 2009)以消費者信心指數調查結果衡量投資人情緒，然而消費者信心指數亦可能代表對於當前經濟狀況的預期，而使研究結果未必是真的反映投資人情緒對分析師行為之影響，此為本研究之限制<sup>8</sup>。

---

<sup>8</sup> 作者感謝匿名審稿人對此研究限制之建議。

## 參考文獻

- 吳東輝與薛祖雲，2005a，對中國A股市場上證券分析師盈餘預測的實證分析，中國會計與財務研究，第7卷，第1期：1-27。
- 吳東輝與薛祖雲，2005b，財務分析師營利預測的投資價值：來自深滬A股市場的證據，會計研究，第8期：37-43。
- 周賓凰、張宇志與林美珍，2007，投資人情緒與股票報酬互動關係，證券市場發展季刊，第19卷，第2期：153-190。
- 姜國華，2004，關於證券分析師對中國上市公司會計收益預測的實證研究，經濟科學，第6期：72-79。
- 陳振遠與王朝仕，2005，臺灣股票市場陽光效應之實證研究，管理研究學報，第5卷，第2期：171-198。
- 陳振遠、周賢榮與王朝仕，2008，投資人情緒風險與新上市公司股票的異常績效—陽光效應之應用，輔仁管理評論，第15卷，第1期：43-72。
- Abarbanell, J. S., and B. J. Bushee. 1997. Fundamental analysis, future earnings, and stock prices. *Journal of Accounting Research* 35 (1): 1-24.
- Abarbanell, J., and V. Bernard. 1992. Tests of analysts' overreaction/underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior. *The Journal of Finance* 47 (3): 1181-1207.
- Bagnoli, M., M. Clement, M. Crawley, and S. Watts. 2009. The profitability of analysts' stock recommendations: Is estimating intrinsic value all that matters?. Working paper, Purdue University.
- Baker, M., and J. C. Stein. 2004. Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets* 7 (3): 271-299.
- Baker, M., and J. Wurgler. 2006. Investor sentiment and the cross-section of stock return. *The Journal of Finance* 61 (4): 1645-1680.
- Ball, R. 2006. International Financial Reporting Standards (IFRS): Pros and cons for investors. *Accounting and Business Research* 36 (Special issue): 5-27.
- Barth, M. E., R. Kasznik, and M. F. McNichols. 2001. Analyst coverage and intangible assets. *Journal of Accounting Research* 39 (1): 1-34.
- Bergman, N., and S. Roychowdhury. 2008. Investor sentiment and corporate disclosure. *Journal of Accounting Research* 46 (5): 1057-1083.
- Bhushan, R. 1989. Firm characteristics and analyst following. *Journal of Accounting and Economics* 11 (2-3): 255-274.
- Brennan, M., and P. Hughes. 1991. Stock prices and the supply of information. *The Journal of Finance* 46 (5): 1665-1691.
- Brown, G. W., and M. T. Cliff. 2004. Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance* 11 (1): 1-27.
- Bushman, R. M., and A. J. Smith. 2001. Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics* 32 (1-3): 237-333.
- Byard, D., Y. Li, and Y. Yu. 2011. The effect of mandatory IFRS adoption on financial analysts' information environment. *Journal of Accounting Research* 49 (1): 69-96.
- Chopra, N., C. M. C. Lee, A. Shleifer, and R. H. Thaler. 1993. Yes, discounts on closed-end funds are a sentiment index. *The Journal of Finance* 48 (2): 801-808.

- Chung, K., and H. Jo. 1996. The impact of security analysts' monitoring and marketing functions on the market value of firms. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31 (4): 493-512.
- Claessens, S., S. Djankov, J. P. H. Fan, and L. H. P. Lang. 2002. Disentangling the incentive and entrenchment effects of large shareholdings. *The Journal of Finance* 57 (6): 2741-2771.
- Clement, M. B. 1999. Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter?. *Journal of Accounting and Economics* 27 (3): 285-303.
- Clement, M. B., and S. Y. Tse. 2005. Financial analyst characteristics and herding behavior in forecasting. *The Journal of Finance* 60 (1): 307-341.
- Conrad, J., B. Cornell, W. R. Landsman, and B. R. Rountree. 2006. How do analyst recommendations respond to major news?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41 (1): 25-49.
- Cooper, R. A., T. E. Day, and C. M. Lewis. 2001. Following the leader: A study of individual analysts' earnings forecasts. *Journal of Financial Economics* 61 (3): 383-416.
- Crichfield, T., T. Dyckman, and J. Lakoishok. 1978. An evaluation of security analysts forecasts. *The Accounting Review* 53 (3): 651-668.
- Das, S., C. B. Levine, and K. Sivaramakrishnan. 1998. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts. *The Accounting Review* 73 (2): 277-294.
- DeBondt, W., and R. Thaler. 1990. Do security analysts overreact? *American Economic Review* 80 (2): 52-57.
- DeLong, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann. 1990. Noise trader risk in financial markets. *Journal of Political Economy* 98 (4): 703-738.
- Dugar, A., and S. Nathan. 1995. The effect of investment banking relationships on financial analysts' earnings forecasts and investment recommendations. *Contemporary Accounting Research* 12 (1): 131-160.
- Duru, A., and D. M. Reeb. 2002. International diversification and analysts' forecast accuracy and bias. *The Accounting Review* 77 (2): 415-433.
- Elton, E. J., M. J. Gruber, and J. A. Busse. 1998. Do investors care about sentiment?. *The Journal of Business* 71 (4): 477-500.
- Fama, E. F. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance* 25 (2): 383-417.
- Francis, J., and D. Philbrick. 1993. Analysts' decisions as products of a multi-task environment. *Journal of Accounting Research* 31 (2): 216-230.
- Francis, J., and R. H. Willis. 2000. A multivariate test of incentive, selection and judgmental explanations for analyst bias. Working paper, Duke University.
- Fried, D., and D. Givoly. 1982. Financial analyst forecasts of earnings: A better surrogate for market expectations. *Journal of Accounting and Economics* 4 (2): 85-107.
- Givoly, D., and J. Lakoishok. 1979. The information content of financial analysts' forecasts of earnings: Some evidence on semi-strong inefficiency. *Journal of Accounting and Economics* 1 (3): 165-185.
- Healy, P. M., A. P. Hutton, and K. G. Palepu. 1999. A stock performance and intermediation changes surrounding sustained increases in disclosure. *Contemporary Accounting Research* 16 (3): 485-520.
- Hirshleifer, D., and T. Shumway. 2003. Good day sunshine: Stock returns and the weather. *The Journal of Finance* 58 (3): 1009-1032.

- Hong, H., J. Kubik, and A. Solomon. 2000. Security analysts: Career concerns and herding of earnings forecasts. *Rand Journal of Economics* 31 (1): 121-144.
- Hope, O. K. 2003. Accounting policy disclosures and analysts' forecasts. *Contemporary Accounting Research* 20 (2): 295-321.
- Hribar, P., and J. McInnis. 2009. Investor sentiment and analysts' earnings forecast errors. Working paper, University of Texas at Austin.
- Hu, Y., T. W. Lin, and S. Li. 2008. An examination of factors affecting Chinese financial analysts' information comprehension, analyzing ability, and job quality. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 30 (4): 397-417.
- Jacob, J., T. Z. Lys, and M. A. Neale. 1999. Expertise in forecasting performance of security analysts. *Journal of Accounting and Economics* 28 (1): 51-82.
- Kamara, A., T. W. Miller, and A. F. Siegel. 1992. The effect of futures trading on the stability of standard and poor 500 returns. *Journal of Futures Markets* 12 (6): 645-658.
- Ke, B., and Y. Yu. 2009. Why don't analysts use their earnings forecasts in generating stock recommendations?. Working paper, Pennsylvania State University.
- Kross, W., B. Ro, and D. Schroeder. 1990. Earnings expectation: The analysts' information advantage. *The Accounting Review* 65 (2): 461-476.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer. 2002. Investor protection and corporate valuation. *The Journal of Finance* 57 (3): 1147-1170.
- Lang, M. H., and R. J. Lundholm. 1996. Corporate disclosure policy and analyst behavior. *The Accounting Review* 71 (4): 467-492.
- Lang, M., K. Lins, and D. P. Miller. 2003. ADRs, analysts, and accuracy: Does cross-listing in the U.S. improve a firm's information environment and increase market value?. *Journal of Accounting Research* 41 (2): 317-345.
- Lee, C. M. C., A. Shleifer, and R. H. Thaler. 1991. Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. *The Journal of Finance* 46 (1): 75-109.
- Lees, F. 1981. *Public Disclosure of Corporate Earnings Forecasts*. New York, NY: The Conference Board.
- Lehn, K., J. Netter, and A. Poulsen. 1990. Consolidating corporate control: Dual-class recapitalizations versus leveraged buyouts. *Journal of Financial Economics* 27 (2): 557-580.
- Lemmon, M., and E. Portniaguina. 2006. Consumer confidence and asset prices: Some empirical evidence. *Review of Financial Studies* 19 (4): 1499-1529.
- Leone, A., and J. Wu. 2002. What does it take to become a superstar? Evidence from institutional investor rankings of financial analysts. Working paper, University of Rochester.
- Lin, H., and M. McNichols. 1998. Underwriting relationships, analysts' earnings forecasts and investment recommendations. *Journal of Accounting and Economics* 25 (1): 101-127.
- Lys, T., and L. G. Soo. 1995. Analysts' forecast precision as a response to competition. *Journal of Accounting, Auditing, and Finance* 10 (4): 751-765.
- Matsumoto, D. A. 2002. Management's incentives to avoid negative earnings surprise. *The Accounting Review* 77 (3): 483-514.
- Michaely, R., and K. Womack. 1999. Conflict of interest and the credibility of underwriter analyst recommendations. *Review of Financial Studies* 12 (4): 653-686.
- Mikhail, M. B., B. R. Walther, and R. H. Willis. 1997. Do security analysts improve their performance with experience?. *Journal of Accounting Research* 35 (Supplement):

- 131-157.
- Mikhail, M. B., B. R. Walther, and R. H. Willis. 2009. Does investor sentiment affect sell-side analysts' forecast accuracy?. Working paper, Arizona State University, Kellogg School of Management, Vanderbilt University.
- Nocera, J. 1997. Who really moves the market?. *Fortune* 136 (8): 90-101.
- O'Brien, P. C., and R. Bhushan. 1990. Analyst following and institutional ownership. *Journal of Accounting Research* 28 (Supplement): 55-76.
- Qiu, L., and I. Welch. 2006. Investor sentiment measures. Working paper, Brown University.
- Rajan, R. G., and H. Servaes. 1997. Analyst following of initial public offerings. *The Journal of Finance* 52 (2): 507-529.
- Ramnath, S., S. Rock, and P. Shane. 2008. The financial analyst forecasting literature: A taxonomy with suggestions for further research. *International Journal of Forecasting* 24 (1): 34-75.
- Richardson S. A., S. H. Teoh, and P. D. Wysocki. 2004. The walk-down to beatable analyst forecasts: The role of equity issuance and insider trading incentives. *Contemporary Accounting Research* 21 (4): 885-924.
- Saunders, E. 1993. Stock prices and wall street weather. *American Economic Review* 83 (5): 1337-1345.
- Shiller, R. J., F. Kon-Ya, and Y. Tsutsui. 1996. Why did the Nikkei crash? Expanding the scope of expectations data collection. *Review of Economics and Statistics* 78 (1): 156-164.
- Stickel, S. E. 1992. Reputation and performance among security analysts. *The Journal of Finance* 47 (5): 1811-1836.
- Wright, W. F., and G. H. Bower. 1992. Mood effects on subjective probability assessment. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 52 (2): 276-291.
- Yeh, Y. H. 2001. Do the controlling shareholder enhance corporate value?. The 14th Annual Australasian Finance and Banking Conference. Sydney, Australia.