

The Effects of Environmental Information Disclosure on Investors' Perceptions of Earnings Quality: The Difference in Managerial Ownership Structure

環境資訊揭露對投資人盈餘品質認知之影響：兼論經理人股權結構

Huan-Yi Li, Department of Accounting, National Changhua University of Education
李桓伊 / 國立彰化師範大學會計學系

Hsin-Yi Chi, Department of Accounting, National Chung Hsing University
紀信義 / 國立中興大學會計學系

Ching-Hua Chen, Deloitte & Touche, Taiwan
陳靖樺 / 勤業眾信聯合會計師事務所

Received 2022/2, Final revision received 2023/6

Abstract

Because of the rising awareness of environmental protection, enterprises' disclosure of environmental accounting information become increasingly important. Whether enterprises disclose environmental information seriously and properly depends on the quality of their governance system. This study investigates whether environmental information disclosure affects investors' perceptions of earnings quality using a sample of companies listed on Taiwan Stock Exchange or Taipei Exchange for the period 2012-2019. This study documents that investors' perceptions of higher earnings quality are obvious when firms disclose a higher level of environmental information. Moreover, the positive relationship between environmental information disclosure and investors' perceptions of earnings quality is more pronounced in firms with a higher level of managerial ownership. Overall, these results suggest that environmental information disclosure matters to market participants and that a convergence of interests occurs in the Taiwan capital market.

【Keywords】 environmental information disclosure, managerial ownership structure, perception of earnings quality

摘要

近年來環保意識抬頭，企業之環境資訊揭露日漸受到關注。企業是否認真、完善地揭露環境相關資訊，取決於企業的治理制度優劣。本研究從內部經理人的角色進行相關分析，以我國 2012 年至 2019 年上市櫃企業為研究對象，探討環境資訊之揭露是否影響投資人對盈餘品質的認知。實證結果顯示，企業環境資訊揭露程度越多，愈會提升投資人對盈餘品質的認知。本文進一步發現，環境資訊揭露和投資人對盈餘品質認知之正向關係，且於高經理人持股的企業中更為明顯。整體來說，這些結果顯示環境資訊之揭露對投資人的重要性，此外，臺灣資本市場中存在利益收斂的情況。

【關鍵字】環境資訊揭露、經理人股權、盈餘品質認知

壹、緒論

因為環保意識抬頭，社會大眾也更加關切企業所進行的活動是否會對環境產生負面的影響。若企業可以順從社會大眾的意願將環境相關的資訊公開透明，將促使社會大眾對企業局勢有更深入的了解，亦發揮監督之責（溫玲玉與葉芷吟，2018）。過去研究顯示，市場上對自願性揭露之資訊會有較高的反應，例如：市場上對於自辦法人說明會之企業所公開之影音資訊有正向股票報酬（黃劭彥、鍾宇軒與沈子歲，2019）。過去文獻發現公司有較好的企業社會責任績效在財務資本市場上是有利的，非財務資訊揭露可以降低分析師盈餘預測誤差（Dhaliwal, Radhakrishnan, Tsang, and Yang, 2012），或在產業供應鍊之間具有資訊傳遞的效果（粘凱婷、金成隆、周濟群與汪戊安，2016），且非財務績效可以改善企業的盈餘品質與財務績效（Kim, Park, and Wier, 2012; Banker, Ma, Pomare, and Zhang, 2023）。近期有愈來愈多文獻與環境、社會和治理（ESG）相關¹，包含探討 ESG 評分對股票市場反應（Serafeim and Yoon, 2022），亦有文獻研究銀行實施的 ESG 揭露法規對貸款管道上產生的影響（Wang, 2023），以及審計人員在 ESG 聲譽風險中扮演的角色（Asante-Appiah and Lambert, 2023）。本文不同於過去研究，首次探討 ESG 中的企業環境資訊揭露程度是否對投資人盈餘品質認知產生影響。企業是否認真、完善地揭露環境相關資訊，主要取決於其治理制度之優劣，若有一套良好的制度，將能增加企業營運層面的順暢度與資訊透明程度，能有效降低資訊不對稱的情況。此外，企業股權結構對企業各層面來說具有一定的影響力，而經理人在企業中扮演重要角色。是以本研究進一步著重探討環境資訊之揭露於高經理人持股之企業和低經理人持股之企業，投資人盈餘品質之認知是否有所差異。

本文以我國 2012 年至 2019 年上市櫃企業為研究對象，蒐集股東會年報與企業社會責任報告書所揭露之環保支出資訊，建立環境資訊揭露衡量指標進行分析。實證結果顯示：企業環境資訊揭露程度越高，愈會提升投資人對盈餘品質的認知。本文進一步發現環境資訊揭露和投資人對盈餘品質認知之間的正向關係，在高經理人持股的企業中更為明顯。

本文研究貢獻如下，第一，過去與環境保護資訊揭露相關之研究（劉俊儒、張育琳與傅彥偉，2019；溫玲玉與葉芷吟，2018）大多限於特定產業（群），本文則長時間以人工蒐集 2012 年至 2019 年我國整體上市櫃企業股東會年報所揭露之環境資訊揭露相關資料，採用較完整且長期的樣本，提供較全面性而非只觀察幾個特

1 ESG 係指，環境 (Environmental)、社會 (Social) 與公司治理 (Governance)。

定產業之實證結果。第二，過去文獻僅探討環境資訊揭露對企業價值（祝道松、盧正宗、洪晨桓與楊秀萍，2008）或權益資金成本（劉俊儒等，2019）之影響。本研究則是以盈餘反應係數的形式，衡量投資者對盈餘品質的認知，是否受到環境資訊揭露程度的影響，並發現環境資訊揭露越詳盡，將會提升投資人對盈餘品質的認知；此一實證結果可以補充環境資訊揭露對盈餘資訊內涵之文獻。此外，過去文獻上的環境績效評分是來自於外部機構對公司的評分 (Herawaty, 2018; Cho, Guidry, Hageman, and Patten, 2012)，本文不同於過去研究，首次蒐集我國公司在股東會年報與企業社會責任報告書所自行揭露之環保資訊並建立環境資訊揭露項目，根據公司本身所揭露相關資訊進行評分，而非僅參考外部機構給予的評分，故本文所建立的指標能更全面了解企業各層面投入環境保護的情形，而非只看到最終的環境績效，此為本文之增額貢獻。第三，過去文獻探討經理人持股對企業社會責任活動投入或碳排放資訊揭露之影響 (Budiharta and Kacaribu, 2020; Shan, Tang, and Zhang, 2021)，本文不同於過去研究，主要著重探討企業社會責任中的環境資訊相關揭露對投資人盈餘品質認知在經理人持股較高的企業與經理人持股較低的企業是否有所差異，本文之結果可以擴充經理人持股對企業社會責任意涵之學術文獻，同時也說明經理人持股所扮演之重要角色。

本研究之實務意涵為，近期不論是政府或是投資大眾颯起 ESG 風潮，此一風潮帶動企業投入永續管理。未來，所有上市櫃公司管理當局應更加重視公司非財務資訊揭露，除了能符合主管機關強化公司 ESG 資訊揭露之期待，也對於報表使用者及相關利害關係人，具有積極且正面的影響。過去投資人想要獲得企業相關的環境資訊，需參閱企業社會責任報告書（2022 年名稱改為永續報告書）之資訊。企業社會責任報告書有部分公司是強制規定揭露，有部分公司是自願揭露，投資人所能獲得之資訊較不完整。近年來主管機關希望公開發行公司能夠重視 ESG 的關注與投入相關資源，故於 2021 年修正的「公開發行公司年報應行記載事項準則」，要求公司在編製 2021 年股東會年報時應揭露營運相關 ESG 議題之風險評估及其管理策略，並評估氣候變遷之潛在風險、因應措施及溫室氣體盤查等資訊。本研究結果顯示環境資訊揭露可以提升投資人對盈餘品質之認知，這也顯示自 2021 年之股東會年報開始，揭露營運相關 ESG 議題之風險評估及其管理策略之資訊，符合投資人對非財務資訊揭露之期待。本文預期未來這些資訊之揭露對於報表使用者及相關利害關係人，將能產生積極且正面的影響，同時也回應資本市場的期待。

本文共分六節：第壹節緒論，說明研究動機、研究問題及其重要性；第貳節為文獻探討與假說發展，先回顧環境資訊揭露研究，再進一步闡述研究假說之推論過程；第參節為研究方法，分別建立實證模型以及說明樣本之篩選標準；第肆節為實證結果分析，解釋本文假說之統計分析之結果與發現；第伍節為額外分析；第陸節

為結論。

貳、文獻回顧與假說發展

一、環境資訊揭露對投資人盈餘品質認知之影響

過去研究指出管理階層自願性揭露企業相關訊息，可以減少資本市場中的交易成本及資訊成本 (Healy and Palepu, 2001)，而管理階層如能向投資人傳遞自願性揭露資訊，通常會增加股票報酬 (黃劭彥等, 2019)。是以，企業對於非財務資訊有一定程度的揭露時，將能提升整體資訊透明度，將能降低投資大眾與企業之間所產生的資訊不對稱問題，進而使企業之股票價格更加能夠反映最真實的盈餘價值。

此外，過去文獻亦曾探討非財務資訊對財務資訊之影響。例如，企業社會責任報告書所揭露之資訊屬於非財務資訊，過去文獻即曾探討企業社會報告書對分析師預測精確性 (Dhaliwal et al., 2012)、盈餘資訊內涵 (Cheng and Wahid, 2017; Birkey, Guidry, and Patten, 2017)、盈餘管理 (Kim et al., 2012) 之關聯。Birkey et al. (2017) 檢視企業社會責任報告書對報酬和盈餘關係間之影響，該文主張資訊品質較低的公司並不會使用企業社會責任報告書傳遞資訊給投資者，實證結果並未發現企業社會責任報告書對盈餘反應係數有所影響。Cheng and Wahid (2017) 檢視自願發佈企業社會責任報告書是否對盈餘資訊內涵有所影響，實證結果顯示自願揭露企業社會責任報告書的公司有較高之盈餘反應係數，亦即企業社會責任報告書改善了盈餘資訊內涵。Kim et al. (2012) 探討公司企業社會責任與盈餘管理間之關係，該文研究結果顯示企業社會責任履行成果較佳之企業較不會從事盈餘管理之行為，企業的盈餘品質將更值得信賴。詹場、黃照鈺、邱健嘉與柯文乾 (2021) 探討被強制出具企業社會責任報告書的公司股票的流動性及風險在政策實施前後的差異，研究結果顯示實施強制出具企業社會責任報告書政策，使得受強制公司的股票有較高的流動性，較低的非系統風險，進一步考慮正負市場報酬後，發現受強制公司對系統風險具有不對稱性。

由於非財務資訊並不像財務資訊需經過會計師查核簽證，過去文獻發現非財務資訊是否有經過第三方驗證，使用者會有不同的評價。Pflugrath, Roebuck, and Simnett (2011) 研究發現企業社會責任報告書的可信度差異，這取決於這些報告是否得到確信 (Assurance)，以及確信提供者的類型 (會計師或永續顧問)；該文發現當企業社會責任報告是由專業會計師提供確信 (書面保證) 時，可信度較高。Hodge, Subramaniam, and Stewart (2009) 探討確信水準與確信類型是否會影響使用者對永續報告可靠性的認知，該文研究發現提供確信可以提高使用者對環境和社會資訊可靠

性的認知，此外，該文也發現當會計師事務所提供永續報告書合理的確信時，報告使用者對此永續報告書會更有信心。再者，環境資訊的表達型態也會影響報表使用者做出的判斷。Ramanna (2013) 研究指出 GRI 準則所提供的環境績效指標資訊是屬於流量基礎 (Flow-based) 的資訊²³，企業如果能同時提供存量 (Stock-based)⁴ 與流量基礎的資訊型態，將可以幫助投資人更有效率的使用相關報告的資訊。上述諸文獻顯示環境資訊相關的非財務資訊如果能獲得第三方驗證將可以獲得較高的信任與評價。

企業社會責任構面包含環境永續、社會參與、公司治理與企業承諾，近年來隨著全球綠色意識的高漲，環保相關資訊之揭露亦日益受到企業與投資人重視。雖然環境資訊不像財務資訊一定會經過第三方驗證，環境資訊的揭露也不表示企業一定有很好的環境績效 (Cho et al., 2012)；然而，環境資訊揭露屬於企業社會責任展現的一環，公司有較好的企業社會責任績效在財務資本市場上是有益的。過去文獻即發現非財務資訊揭露可以降低分析師盈餘預測誤差 (Dhaliwal et al., 2012)，非財務績效可以進而改善企業的盈餘品質 (Kim et al., 2012)。本文認為，企業如能落實環境永續承諾，證明企業本身能為環境永續盡一份心力，將可以獲得更多市場青睞；企業有較高的環境揭露得分，顯示投入較多的環境保護政策，投資人會認為企業環境資訊揭露較透明，也更瞭解企業投入在環境保護的努力程度；這些非財務績效的成果，都會影響投資人對盈餘品質的認知。因此，本文認為環境資訊之揭露，會增加投資人對於企業財務報導盈餘品質的信心，故環境資訊揭露會對投資人認知企業盈餘品質產生正向影響。據此，提出假說 1 如下：

假說 1：其他情況不變下，環境資訊揭露程度越大，越能提高投資人對盈餘品質之認知。

二、環境資訊揭露對投資人盈餘品質認知影響：經理人持股差異

企業股權結構之優劣會影響企業各層面，而經理人在企業內部也是一個重要的管理角色。有關經理人持股，在先前的研究中存有各種不同學派的看法。Jensen and Meckling (1976) 提出「利益收斂假說」(Convergence of Interest Hypothesis)，認為當公司管理者所持有股數較多，管理者與所有權者能有趨於一致的目標，並且管理者以企業最大利益為優先考量時，將會產生龐大的正面效應。另一方面，Jensen

2 GRI 準則是由全球永續性報告協會 (The Global Reporting Initiative; GRI) 所發布之準則。

3 某一特定期間內，某事物數值的變動，稱為流量。

4 從一開始累積到某一特定時點之某一事物的數值，稱為存量。

and Ruback (1983) 提出「鞏固性假說」(Entrenchment Hypothesis)，認為當企業的管理階層具有足夠的權力控制企業時，管理階層人員相對容易因追求個人利益或是維護自己在企業中的職權，而做出對企業不利的行為。此外，還有一派的學者認為，先前的兩種假說其實皆同時存在於同一家企業中，因經理人持股與企業價值存在非線性的關係，所以在各種不同持股比率下，會對企業產生不一樣的影響力 (Morck, Shleifer, and Vishny, 1988; McConnell and Servaes, 1990)。不過，臺灣公司的股權結構與歐美不盡相同，大多數企業經理人屬於家族內部人 (La Porta, Lopez-de-Silanes, and Shleifer, 1999)，因此，本文認為在此情形下經理人與股東的利益會趨於一致（即「利益收斂假說」）。過去文獻發現經理人持有的股數增加，對公司有正面之影響，將會增加公司價值（韓千山、孫嘉宏與陳儀嘉，2010）。

另外，過去文獻曾探討經理人持股對企業碳揭露政策之影響。Budiharta and Kacaribu (2020) 的研究結果顯示，經理人持股會正向影響企業之碳排放揭露。Shan et al. (2021) 係探討經理人持股對碳排放資訊透明度之影響，該文主張兩者並非線性關係，其實證結果顯示，在利益趨同程度較高和較低的情況下（不包含中間程度），經理人持股與碳排放資訊透明度呈現正向關係。上述結果顯示，經理人持股高低會影響企業環境相關的資訊揭露。

綜合上述，本文從利益收斂假說的觀點，探討在高經理人持股與低經理人持股之企業中，環境資訊揭露對投資人盈餘品質認知的影響。過去文獻亦發現經理人持股會正向影響企業揭露碳排放相關資訊 (Budiharta and Kacaribu, 2020; Shan et al., 2021)。然而，因與環境資訊相關的資訊並未如同財務資訊一般，經過第三方驗證，本文認為在經理人持股較低的企業，經理人的利益與股東的利益可能較不一致，是以投資人對公司所揭露之非財務資訊（如環境資訊），不一定會產生正面之影響。相對地，在經理人持股比較高之企業中，如臺灣的企業大多數公司經理人屬於家族內部人，經理人同時也是大股東，經理人與股東較能有一致的目標；因此，在經理人持股較高的企業，管理者的利益會與大多數股東的利益趨於一致。在現今注重環境永續的風潮之下，追求環境保護的目標符合公司的最佳長期利益，揭露與環保相關的非財務資訊得以改善企業的盈餘品質 (Kim et al., 2012)，進而增加投資人對於財務報導盈餘品質的信心。故，本文認為，在高經理人持股比之企業中，環境資訊揭露對投資人認知企業盈餘品質產生之正向影響，會更加明顯，因此提出假說 2 如下：

假說 2：其他情況不變下，在高經理人持股比的企業中，其環境資訊揭露程度對提高投資人對盈餘品質之認知會更為顯著。

參、研究方法

一、環境資訊揭露是否影響投資人對盈餘品質的認知之實證模型

本文參考過去研究有關投資人對盈餘品質認知之實證模型 (Baber, Krishnan, and Zhang, 2014; Lyubimov, Davis, and Trompeter, 2020; Baik, Gunny, Jung, and Park, 2022; 方俊儒與盧正壽, 2020; 黃勁彥等, 2019) 提出實證模型 (1) 如下：

$$\begin{aligned} CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 UE_{i,t} + \beta_2 EAID_{i,t} + \beta_3 UE_{i,t} \times EAID_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} \times CS_{i,t} + \beta_5 UE_{i,t} \times DR_{i,t} \\ & + \beta_6 UE_{i,t} \times GROWTH_{i,t} + \beta_7 UE_{i,t} \times BIGF_{i,t} + \beta_8 UE_{i,t} \times FIRMAGE_{i,t} + \beta_9 UE_{i,t} \\ & \times NETLOSS_{i,t} + \beta_{10} UE_{i,t} \times BETA_{i,t} + \beta_{11} UE_{i,t} \times SVAR_{i,t} + \beta_{12} CS_{i,t} + \beta_{13} DR_{i,t} + \\ & \beta_{14} GROWTH_{i,t} + \beta_{15} BIGF_{i,t} + \beta_{16} FIRMAGE_{i,t} + \beta_{17} NETLOSS_{i,t} + \beta_{18} BETA_{i,t} + \\ & \beta_{19} SVAR_{i,t} + Year\ Fixed\ Effects + Industry\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t} \quad (1) \end{aligned}$$

模型 (1) 中，下標號 i 代表個別公司， t 代表年度別。

實證模型 (1) 之應變數為累積異常報酬率 (CAR)，本研究累積異常報酬率之計算參考方俊儒與盧正壽 (2020) 的方法，對於異常報酬率的部分，使用原始股票報酬率並以市場指數調整得之，亦即以該年度實際的月報酬率與市場大盤的月報酬率相減，得出第 t 年度 i 企業之每月異常報酬，並將其累積 12 個月的方式計算。由於本文之研究主題—環境資訊揭露—來自於股東會年報，因此本研究以股東會年報發佈後起算衡量研究期間，以第 t 年度 7 月起算至第 $t+1$ 年度的 6 月為止。

自變數部分，以下依序分述之。首先， UE 為盈餘變動，參考方俊儒與盧正壽 (2020) 之研究，衡量方式為於第 t 年度 i 公司繼續營業部門淨利，與第 $t-1$ 年度 i 公司的繼續營業部門淨利相減後，再平減當年度期初市場價值。 $EAID$ 為環境資訊揭露指標，我們參閱股東會年報資訊與企業社會責任報告書，共建立十個項目，分別是：(1) 企業於年報中揭露，對於環境防治方案的執行等環境改善計畫，或對製程、設施或是產品創新以降低環境品質的衰退有特別討論或提及；(2) 企業於年報中提到其對環境保護的關心與作為；(3) 企業於年報中揭露有關過去及目前資本支出方面在污染控制或減少的情形；(4) 企業於年報中揭露未來預計資本支出或有關污染控制及減少的情形；(5) 企業於年報中說明污染改善對企業盈餘之影響；(6) 企業於年報中說明污染改善對企業競爭地位之影響；(7) 企業於年報中提及國際標準認證、國內環境相關認證情形；(8) 企業於企業社會責任報告書中揭露碳排放相關資訊；(9) 企業於企業社會責任報告書中揭露能源耗用相關資訊；(10) 企業於企業社會責任報告書中揭露水資源耗用、汙水或廢棄物管理政策資訊。樣本公司與上述 (1) 至 (10) 項目內容符合者得 1 分，不相符者則得 0 分，環境資訊揭露指標為上述十個項目分

數加總，每家公司環境資訊揭露指標最高為 10 分，最低則是 0 分。

本文假說 1 著重於實證模式 (1) 中 UE 和 $EAID$ 的交乘項，即 β_3 係數，本文預期 $UE \times EAID$ 與 CAR 之間應為正向關係；本文假說 2 則進一步探討在高經理人持股比的公司中，環境資訊揭露程度越大是否會增加投資人對盈餘品質之認知。有關高經理人持股比之定義，本文參考蘇迺惠與朱珮瑜 (2020) 之研究，將公司經理人持股數以中位數的方式進行高（低）經理人持股分群，樣本公司經理人持股數大於等於中位數者為高經理人持股，小於中位數者為低經理人持股，並重新執行實證模型 (1)。在本文假說 2 預期下，在「高經理人持股分群」中， $UE \times EAID$ 與 CAR 之間應為正向之顯著關係，且顯著高於「低經理人持股分群」。本文假說 2 在主迴歸之實證模型測試中，係以分群樣本進行分析以排除低經理人持股公司特性之干擾；此外為了使研究結果更加穩健，在額外分析中，本研究將使用交乘項方式重新驗證假說 2。

本研究另參考過去研究（方俊儒與盧正壽，2020；黃劭彥等，2019），控制其他可能影響股價之因素，以下分述。 CS 為公司規模，係以公司的期末資產總額取自然對數而得之；公司規模可以捕捉其他遺漏變數 (Becker, DeFond, Jiambalvo, and Subramanyam, 1998)，本文控制公司規模對盈餘資訊性之影響，不預期 $UE \times CS$ 的方向。 DR 為負債比率，係以公司期末負債平減公司期末資產衡量。過去文獻認為負債比率較高之企業，其風險較高，盈餘和報酬之間的關聯性會降低 (Watts and Zimmerman, 1978)，本文控制負債比率對盈餘資訊性之影響，本文預期 $UE \times DR$ 的係數為負。 $GROWTH$ 為成長機會，係以（期初市場價值 + 期初總負債），再除以期初總資產，過去研究發現若公司未來有越高成長機會，其未來現金流量將越大，盈餘反應係數也會越高 (Collins and Kothari, 1989)，本文控制成長機會對盈餘資訊性之影響，預期 $UE \times GROWTH$ 的係數為正。 $BIGF$ 為四大查核之虛擬變數，公司是由四大會計師事務所查核者為 1⁵，反之則為 0，過去文獻發現四大會計師事務所查核之財務報表，有較高之審計品質，因此會有較高之盈餘反應係數（方俊儒與盧正壽，2020），本研究控制四大會計師事務所查核對盈餘資訊性之影響，本文預期 $UE \times BIGF$ 的係數為正。 $FIRMAGE$ 為公司成立年數，係以公司成立年數取自然對數衡量，本文控制公司年限對盈餘資訊性之影響，不預期 $UE \times FIRMAGE$ 之方向。 $NETLOSS$ 為營業淨損之虛擬變數，係以虛擬變數方式衡量之，若公司稅後淨利為負數者，設為 1，反之則為 0。過去文獻發現盈餘為損失之企業，股價資訊性相對較低，

5 四大會計師事務所係指動業眾信 (Deloitte)、安永 (Ernst & Young; EY)、安侯建業 (KPMG) 與資誠 (PwC)。

促使盈餘反應係數亦較低 (Hayn, 1995), 本研究控制營業淨損對盈餘資訊性之影響, 預期 $UE \times NETLOSS$ 的係數為負。 $BETA$ 為系統風險, 以過去一年的月報酬率資料計算系統風險值, 此變數取自臺灣經濟新報資料庫 (TEJ)⁶, 本文控制系統風險對盈餘資訊性的影響, 不預期 $UE \times BETA$ 之方向。 $SVAR$ 為盈餘變異性, 係以公司在過去 3 年的資產報酬率之標準差衡量, 過去文獻發現企業之淨利變動程度較高時, 會降低盈餘反應係數 (Warfield, Wild, and Wild, 1995), 本文控制盈餘變異性對盈餘資訊性之影響, 研究預期 $UE \times SVAR$ 的係數為負。最後, *Year Fixed Effects* 為年度固定效果, *Industry Fixed Effects* 為產業固定效果, 產業分類是根據我國證券交易所定義之產業類別。

二、研究期間與資料來源

由於我國自 2013 年開始採用國際財務報導準則, 自 2012 年開始有國際財務報導準則編製之財務資料, 為使研究期間財務資料編製基礎一致, 因此本文研究期間為 2012 年至 2019 年, 以我國上市櫃公司為主要研究對象。財務與股價資料取自臺灣經濟新報資料庫 (TEJ), 至於環境資訊揭露指標項目, 本研究先自公開資訊觀測站與公司網站取得公司股東會年報與企業社會責任報告書, 並以人工方式閱讀企業股東會年報中之環保支出段落與企業社會責任報告書之環境永續相關段落, 逐一辨認是否符合前列指標 (1) 至 (10)。

三、樣本選取結果

表 1 為樣本選取與年度及產業分配表, Panel A 為本文樣本篩選之過程, 初始樣本有 10,950 筆觀察值, 刪除遺漏之觀測值後, 本研究最終觀察值為 10,819 筆⁷。Panel B 為樣本年度分布情況, 我國上市櫃公司有逐年成長之趨勢, 年度平均之 *EAID* 分數約為 2.3 分。Panel C 為產業分布之情況⁸, 電子零件組所佔的比例最高, 農業科技產業所佔的比例最低, Panel C 第三欄列示各產業平均之 *EAID* 分數。

表 2 為 2012 年至 2019 年環境資訊揭露產業平均總得分, 其中, 水泥工業的平

6 $Beta$ 的公式為 COV (個別證券報酬率, 市場報酬率) / VAR (市場報酬率), 其中分子 COV (個別證券報酬率, 市場報酬率) 是個別證券報酬率與市場報酬率的共變異數; 分母 VAR (市場報酬率) 是市場報酬率變異數。個別證券報酬率 = 第 t 期收盤價 (指數) \times (1 + 當期除權之認購率 + 當期除權之無償配股率) + 當期發放之現金股利 / (第 $t-1$ 期收盤價 (指數) + 當期除權之認購率 * 當期除權之現金認購價格) - 1) \times 100 (%)。

7 本文之樣本不包含非曆年制公司、KY 股、F 股與以存託憑證掛牌 (TDR) 的公司。

8 本文之產業分類為臺灣證券交易所產業分類。

表 1 樣本選取與產業分配及年度分配表

Panel A：樣本選取			
研究期間：2012 年至 2019 年			
	公司年度觀察值		
初始觀察值個數（不包含金融業）	10,950		
減：累計異常報酬率遺漏之觀察值	(19)		
減：環境資訊揭露資料遺漏之觀察值	(54)		
減：財務資料與控制變數資料遺漏之觀察值	(58)		
最終觀察值	10,819		
Panel B：年度分配			
	樣本數	比例 (%)	EAID 分數
2012	1,207	11.16%	1.9387
2013	1,256	11.61%	1.8790
2014	1,296	11.98%	2.1728
2015	1,328	12.27%	2.3419
2016	1,368	12.64%	2.4503
2017	1,423	13.15%	2.4898
2018	1,446	13.37%	2.5947
2019	1,495	13.82%	2.5759
最終觀察值	10,819	100%	2.3054
Panel C：產業分配			
臺灣證券交易所產業分類	樣本數	比例 (%)	EAID 分數
水泥工業	56	0.52%	6.0893
食品工業	188	1.74%	4.9255
塑膠工業	184	1.70%	5.1250
紡織工業	414	3.83%	2.6522
電機機械	524	4.84%	2.2156
電器電纜	118	1.09%	2.5169
玻璃陶瓷	38	0.35%	4.0526
造紙工業	48	0.44%	4.3750
鋼鐵工業	328	3.03%	3.9116
橡膠工業	90	0.83%	4.0556
汽車工業	163	1.50%	2.9202
建材營造	567	5.24%	2.1358
航空	191	1.77%	4.1885
觀光	217	2.01%	2.1290
貿易百貨	203	1.88%	1.8867
其他	664	6.14%	1.6928
化學工業	279	2.58%	4.6559
生技醫療	634	5.86%	1.5315
油電燃氣	96	0.89%	2.4271
半導體業	947	8.75%	2.3749
電腦及週邊設備業	736	6.80%	2.4620
光電業	796	7.36%	2.0691
通訊網路業	575	5.31%	1.8452
電子零件組	1,475	13.63%	1.9946
電子通路業	278	2.57%	0.9604
資訊服務業	234	2.16%	0.8803
其他電子業	559	5.17%	1.8623
文化創意業	162	1.50%	0.8272
農業科技	15	0.14%	0.8667
電子商務	40	0.37%	0.3750
最終觀察值	10,819	100%	

表 2 環境資訊揭露產業平均得分

產業	項目一 是否有揭露對 於「環境防治方 案的執行」等 環境改善計畫	項目二 有提到其 對環境保 護的關心 與作為	項目三 有揭露過去及 目前支出方面 在污染控制或 減少的情形	項目四 有揭露未來預 計支出在污染 控制或減少之 情形	項目五 有說明污 染改善對 公司盈餘 之影響	項目六 有說明污染 改善對公司 競爭地位之 影響	項目七 有提及國際 標準認證、 國內環境相 關認證情形	項目八 企業於社會責 任報告書中有 揭露碳排放相 關資訊	項目九 企業於社會責 任報告書中有 揭露能源耗用 相關資訊	項目十 企業於社會責任報 告書中有揭露水質 源耗用、汙水或廢 棄物管理政策資訊	平均 總得分
水泥工業	1.0000	1.0000	0.8929	0.7679	0.1429	0.0893	0.5714	0.5714	0.5357	0.5179	6.0893
食品工業	0.6596	0.8617	0.7234	0.5319	0.1862	0.1277	0.2766	0.5053	0.5106	0.5426	4.9255
塑膠工業	0.8424	0.9511	0.7120	0.6848	0.1630	0.2065	0.6522	0.3641	0.2283	0.3207	5.1250
紡織工業	0.5507	0.7271	0.4396	0.2657	0.1232	0.0652	0.1932	0.1063	0.0942	0.0870	2.6522
電機機械	0.3378	0.6660	0.2538	0.1985	0.0611	0.0477	0.4046	0.0802	0.0878	0.0782	2.2156
電器電纜	0.4153	0.7288	0.3305	0.2288	0.1186	0.1356	0.1949	0.1271	0.1271	0.1102	2.5169
玻璃陶瓷	0.6316	0.8421	0.6316	0.8421	0.0000	0.4211	0.2105	0.1579	0.1579	0.1579	4.0526
造紙工業	0.7708	0.7708	0.5208	0.6667	0.0000	0.0000	0.5000	0.5000	0.2083	0.4375	4.3750
鋼鐵工業	0.7256	0.8537	0.4329	0.5061	0.0976	0.1433	0.5252	0.2530	0.2012	0.1829	3.9116
橡膠工業	0.8333	0.8667	0.6111	0.4222	0.0667	0.1222	0.4333	0.2667	0.2111	0.2222	4.0556
汽車工業	0.5092	0.6687	0.3742	0.2515	0.0982	0.0982	0.2025	0.2883	0.2270	0.2025	2.9202
建材營造	0.3563	0.6949	0.2205	0.1728	0.0441	0.0688	0.2275	0.1323	0.1323	0.0864	2.1358
航運	0.7330	0.9319	0.6073	0.4712	0.0681	0.0942	0.4660	0.2984	0.2880	0.2304	4.1885
觀光	0.3502	0.5530	0.2811	0.0461	0.0000	0.0092	0.1705	0.2765	0.2396	0.2028	2.1290
貿易百貨	0.2365	0.4286	0.2512	0.0197	0.0000	0.0000	0.3300	0.2709	0.2167	0.1330	1.8867
其他	0.2169	0.5151	0.1943	0.1054	0.0196	0.0135	0.2515	0.1491	0.0858	0.1416	1.6928
化學工業	0.6129	0.7957	0.3477	0.4803	0.0466	0.1613	0.3118	0.6667	0.6272	0.6057	4.6559
生技醫療	0.1719	0.4117	0.1640	0.1057	0.0047	0.0047	0.2697	0.1451	0.1356	0.1183	1.5315
油電燃氣	0.2917	0.7813	0.3125	0.2083	0.0000	0.0208	0.4479	0.1458	0.0729	0.1458	2.4271
半導體業	0.3263	0.6484	0.3337	0.1014	0.0180	0.0169	0.4667	0.1753	0.1447	0.1436	2.3749
電腦及週邊設備業	0.3152	0.6549	0.2989	0.0774	0.0326	0.0217	0.5163	0.2024	0.1726	0.1698	2.4620
光電業	0.3354	0.5716	0.3178	0.0917	0.0214	0.0075	0.3580	0.1332	0.1168	0.1156	2.0691
通訊網路業	0.2713	0.5496	0.2296	0.0330	0.0070	0.0000	0.3009	0.1791	0.1426	0.1322	1.8452
電子零件組	0.3417	0.5627	0.2447	0.1431	0.0264	0.0108	0.3729	0.0936	0.0976	0.1010	1.9946
電子通路業	0.0827	0.3058	0.0468	0.0036	0.0000	0.0000	0.3489	0.0576	0.0755	0.0396	0.9604
資訊服務業	0.0171	0.2521	0.0214	0.0043	0.0000	0.0000	0.2991	0.1154	0.1068	0.0641	0.8803
其他電子業	0.2826	0.5671	0.2326	0.0644	0.0036	0.0000	0.4150	0.1163	0.0805	0.1002	1.8623
文化創意業	0.1111	0.1914	0.0370	0.0802	0.0000	0.0000	0.3272	0.0370	0.0123	0.0309	0.8272
農業科技	0.0667	0.6000	0.1333	0.0667	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.8667
電子商務	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3750	0.0000	0.0000	0.0000	0.3750

註：2012年至2019年環境資訊揭露產業平均總得分，共30個產業別，產業平均總分為2.6668

均環境資訊揭露得分為 6.09 分；化學工業的平均環境資訊揭露得分為 4.66 分；造紙工業的平均環境資訊揭露得分為 4.38 分；鋼鐵工業的平均環境資訊揭露得分為 3.91 分；上述顯示屬於高污染的產業，產業平均總得分的結果幾乎大於平均數（2.67 分）⁹，亦表示對環境會產生較嚴重污染的產業，於環境資訊的揭露也會相對較為詳細。整體來說，每一個產業雖然不是每一個揭露指標都獲得分數，但總得分皆大於零，顯示我國上市櫃公司近年來相對重視對環境相關資訊之揭露，這也是綠色意識的展現。

肆、實證結果

一、敘述性統計與相關係數

本研究為減少極端值之影響，對本研究中之連續變數採 Winsorized 方式處理 1% 及 99% 之觀察值。表 3 Panel A 為實證模型樣本之敘述性統計結果顯示，共有 10,819 筆觀察值，其中，累積異常報酬率 (*CAR*) 之平均數為 0.0513，表示企業累積了十二個月 (t 年 7 月 1 日至 $t+1$ 年 6 月 30 日) 的股票異常報酬率為 5.13%；盈餘變動 (*UE*) 之平均數為 0.0106，表示企業之繼續營業部門淨利的成長約為股票市價的 1.06%；環境資訊揭露 (*E A I D*) 之平均數為 2.3222 分，中位數為 2.0000 分，顯示上市櫃公司環境資訊揭露品質呈現右偏型態。Panel B 為經理人持股分群之敘述性統計結果顯示，高經理持股群的觀察值有 5,396 筆，低經理人持股群的觀察值有 5,423 筆，高經理人持股群之累積異常報酬率 (0.0699) 高於低經理人持股群 (0.0328)。有關環境資訊揭露分數 (*E A I D*)，高經理人持股群之環境資訊揭露之分數平均為 2 分，低經理人持股群之環境資訊揭露之分數平均為 2.64 分。本文推測，經理人持股率低的公司，經理人的利益與股東的利益可能較不一致，有較大之代理問題，因而有較高的代理成本，公司可能透過揭露較高的環境資訊揭露分數降低代理成本。綜上，本研究敘述性統計之結果與過去研究發現相似。

表 4 為 Pearson 相關係數分析之結果，皆為單變量分析之結果。*CAR* 和 *UE* 為正向顯著關係，表示企業的繼續營業部門其淨利相較上年度提升越多，股票累積異常報酬率亦會越高。有關共線性問題的檢測，本研究亦進一步以膨脹係數 (*VIF*) 檢測各變數（未與 *UE* 進行交乘）之共線性，其檢測結果顯示 *VIF* 值介於 1.06 至 1.81

9 表 2，*E A I D* 產業平均得分之計算方式為，先計算出每個產業每個項目之平均得分，再把 30 個產業 10 個評分項目的平均分數相加除以 30 個產業，最後得到 2.67 分之產業平均分數。表 3 之 *E A I D* 平均分數 2.32 分，係 10,819 個觀察值之 *E A I D* 分數相加，除以 10,819 個觀察值，最後得到 2.32 分之樣本平均分數。兩者雖然都是平均分數，但計算基礎並不相同，因此分數不完全一樣。

表 3 敘述性統計 (N = 10,819)

Panel A: 全體樣本敘述性統計							
變數	平均數	標準差	Q1	中位數	Q3	極小值	極大值
CAR (累積異常報酬率)	0.0513	0.3483	-0.1599	0.0040	0.2002	-0.6957	1.3366
UE (盈餘變動)	0.0106	0.1114	-0.0313	0.0023	0.0379	-0.3294	0.5242
EAID (環境資訊揭露指標)	2.3222	2.2531	0.0000	2.0000	4.0000	0.0000	10.0000
CS (公司規模)	15.2311	1.3553	14.3005	15.0615	15.9944	12.4804	19.6018
DR (負債比率)	0.3557	0.1760	0.2208	0.3437	0.4743	0.0257	0.8173
GROWTH (成長機會)	1.3479	0.9109	0.8483	1.0549	1.4698	0.5529	6.2245
NETLOSS (營業淨損之虛擬變數)	0.2268	0.4188	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000
BIGF (四大查核之虛擬變數)	0.8667	0.3399	1.0000	1.0000	1.0000	0.0000	1.0000
FIRMAGE (公司成立年數)	2.6731	0.5224	2.3979	2.7081	2.9444	1.0986	3.9318
BETA (系統風險)	0.7307	0.4136	0.4179	0.6883	1.0029	-0.0624	1.8413
SVAR (盈餘變異性)	0.0314	0.0319	0.0112	0.0214	0.0395	0.0016	0.1872

Panel B: 經理人持股分群之敘述性統計						
變數	高經理人持股 (大於中位數) N = 5,396		低經理人持股 (小於中位數) N = 5,423		平均數檢定	中位數檢定
	平均值	中位數	平均值	中位數	t 值	z 值
CAR (累積異常報酬率)	0.0699	0.0222	0.0328	-0.0105	5.54***	5.52***
UE (盈餘變動)	0.0124	0.0030	0.0088	0.0014	1.70*	2.08**
EAID (環境資訊揭露指標)	2.0033	2.0000	2.6395	2.0000	-14.83***	-13.48***

註 1：兩群組之平均數差異係採用 t 檢定，而中位數差異則採 Wilcoxon 等級符號檢定。

註 2：***, **, * 分別表示 1%、5%、10% 顯著水準 (雙尾檢定)。

表 4 相關係數表 (N = 10,819)

	CAR	UE	EAID	MGR	CS	DR	GROWTH	NETLOSS	BIGF	FIRMAGE	BETA	SVAR
CAR												
UE	0.2210 (<.0001)											
EAID	-0.0261 (0.0066)	-0.05858 (<.0001)										
MGR	0.0339 (0.0004)	0.0123 (0.2003)	-0.1335 (<.0001)									
CS	-0.0265 (0.0058)	-0.0038 (0.6911)	0.4849 (<.0001)	-0.1456 (<.0001)								
DR	0.0092 (0.3412)	0.0119 (0.2176)	0.0547 (<.0001)	-0.0355 (0.0002)	0.2279 (<.0001)							
GROWTH	-0.0931 (<.0001)	-0.0183 (0.0566)	-0.0902 (<.0001)	0.0278 (0.0038)	-0.1893 (<.0001)	-0.0602 (<.0001)						
NETLOSS	-0.0773 (<.0001)	-0.2441 (<.0001)	-0.0957 (<.0001)	-0.0332 (0.0006)	-0.2644 (<.0001)	0.0607 (<.0001)	0.1417 (<.0001)					
BIGF	-0.0187 (0.0524)	-0.0242 (0.0120)	-0.0029 (0.0027)	0.0388 (<.0001)	0.1323 (<.0001)	-0.0382 (<.0001)	0.0098 (0.3073)	-0.0642 (<.0001)				
FIRMAGE	-0.0090 (0.3499)	0.0015 (0.8756)	0.3695 (<.0001)	-0.2153 (<.0001)	0.3597 (<.0001)	0.0989 (<.0001)	-0.1870 (<.0001)	-0.0288 (0.0028)	-0.1298 (<.0001)			
BETA	-0.0327 (0.0007)	0.0328 (0.0007)	0.0217 (0.0239)	0.0285 (0.0030)	0.2048 (<.0001)	-0.0836 (<.0001)	0.0885 (<.0001)	-0.0369 (0.0001)	0.1423 (<.0001)	-0.1677 (<.0001)		
SVAR	-0.0063 (0.5153)	0.0357 (0.0002)	-0.1465 (<.0001)	0.0266 (0.0057)	-0.2227 (<.0001)	-0.0201 (0.0370)	0.2817 (<.0001)	0.2277 (<.0001)	-0.0432 (<.0001)	-0.1581 (<.0001)	0.0869 (<.0001)	

註：括弧為 p 值

之間。過去文獻顯示 *VIF* 值大於 10 表示有共線性問題 (Marquardt, 1980)，本研究變數 *VIF* 值皆小於 10，顯示共線性問題並不嚴重。

二、實證結果分析

表 5 為實證模型 (1) 環境資訊揭露對投資人認知盈餘品質影響之迴歸結果¹⁰。第 1 欄以全體樣本進行分析，用以測試假說 1，迴歸實證結果顯示，*UE* 的迴歸係數顯著為正（係數 3.4937，*t* 值 = 6.05），顯示盈餘變動愈高，公司的累計異常報酬愈高，此結果與先前研究一致（方俊儒與盧正壽，2020）；*EAID* 的迴歸係數未達顯著水準，顯示環境資訊揭露程度愈高並不會對累積異常報酬有所影響，本文並未發現環境資訊揭露對股價有影響之證據。本文認為，環境資訊揭露分數愈高表示企業較重視環境保護，然而投入環境保護愈多也表示企業需花費較多的成本在上面，對投資人而言，環境資訊揭露對公司是正面或是負面的影響，難以由揭露的分數判定。最後，本文發現 *UE* 與 *EAID* 之交乘項顯著為正（係數 0.0480，*t* 值 = 2.04），假說 1 獲得支持，表示環境資訊揭露程度越大會增加投資人對盈餘品質之認知，亦即投資人對盈餘品質的認知會因為公司環境資訊揭露多寡而有所影響。此實證結果支持企業投入較多的環境保護政策，投資人會認為企業環境資訊揭露較透明，這些非財務績效的成果會正向影響投資人對盈餘品質的認知。本文推測，近年來不論企業或是投資人皆重視企業社會責任，環境資訊為企業社會責任重要之一環，且現今為一個講求環保的時代，企業會將履行在環境方面的成果揭露在股東會年報中，投資人在進行投資策略時，會希望所投資之企業是一個重視環境保護的企業，故投資人對於環境資訊揭露程度越大之公司，會給予較高之評價。

從利益收斂假說觀點來看 (Jensen and Meckling, 1976)，經理人持股比高，表示經理人對企業前景的看好，且與公司目標較為一致，經理人持股比率高的公司投入較多之環保支出，投資人應給予之評價會較高。本研究進一步將樣本分成高經理人持股（大於中位數）與低經理人持股（小於中位數）兩群樣本，探討經理人持股不同分群樣本下其環境資訊揭露對投資人認知盈餘品質的影響。表 5 第 2 欄，以高經理人持股之樣本進行分析，高經理人持股之定義為經理人持股比大於樣本中位數者 (*MGR* > *Median*)。實證結果顯示，*UE* 顯著為正（係數 4.5256，*t* 值 = 5.17），顯示

10 本文實證模型 (1) 之累積異常報酬率 (*CAR*) 以當年度 7 月起算至隔年的 6 月計算。為增加實證結論的穩健性，參考過去文獻之作法（方俊儒與盧正壽，2020），將累積異常報酬率 (*CAR*) 以不同期間衡量，包含 (1) 以當年度 1 月至 12 月的期間衡量 (*CARM*) 與 (2) 以當年度 4 月至隔年 3 月的期間衡量 (*CARN*)；本文發現不論累積異常報酬率以何種期間衡量，實證結果仍支持本文之假說 1 與假說 2 之推論，因篇幅限制不另列表說明。

表 5 環境資訊揭露對投資人認知盈餘品質之實證結果

	全體樣本	高經理人持股 (MGR > Median)	低經理人持股 (MGR < Median)
Intercept	0.0344 (0.59)	-0.0552 (-0.65)	0.0387 (0.56)
UE	3.4937*** (6.05)	4.5256*** (5.17)	3.0893*** (3.95)
EAID	-0.0020 (-1.00)	-0.0048 (-1.57)	0.0003 (0.12)
UE × EAID	0.0480** (2.04)	0.0960*** (2.77)	0.0128 (0.40)
UE × CS	-0.1680*** (-4.04)	-0.2607*** (-4.02)	-0.1125** (-2.17)
UE × DR	0.5407** (2.22)	1.3128*** (3.66)	0.0558 (0.19)
UE × GROWTH	-0.0512 (-0.54)	0.0043 (0.03)	-0.1422 (-0.69)
UE × BIGF	-0.1752 (-1.45)	-0.1037 (-0.63)	-0.2836 (-1.53)
UE × FIRMAGE	-0.2197** (-2.13)	-0.2603* (-1.79)	-0.2266 (-1.62)
UE × NETLOSS	-0.3117*** (-3.07)	-0.4088*** (-3.00)	-0.2489* (-1.71)
UE × BETA	0.0825 (0.60)	0.0734 (0.42)	0.1155 (0.55)
UE × SVAR	-0.3124 (-0.28)	-1.4299 (-1.08)	0.2918 (0.18)
CS	0.0009 (0.24)	0.0099* (1.65)	-0.0039 (-0.79)
DR	0.0106 (0.41)	-0.0570 (-1.49)	0.0442 (1.21)
GROWTH	-0.0260*** (-4.61)	-0.0280*** (-3.23)	-0.0231*** (-2.84)
BIGF	0.0007 (0.06)	0.0093 (0.52)	-0.0024 (-0.13)
FIRMAGE	0.0164** (1.92)	0.0222* (1.73)	0.0240** (2.02)
NETLOSS	-0.0611*** (-5.10)	-0.0640*** (-3.63)	-0.0527*** (-3.21)
BETA	-0.0473*** (-3.86)	-0.0493*** (-2.99)	-0.0488** (-2.62)
SVAR	0.0186 (0.12)	0.2578 (1.15)	-0.0848 (-0.37)
Year Fixed Effects	YES	YES	YES
Industry Fixed Effects	YES	YES	YES
F 值	17.5***	10.94***	9.04***
Adjusted-R ²	7.79%	8.95%	7.47%
N	10,819	5,396	5,423

註：* 表示達 10% 顯著水準；** 表示達 5% 顯著水準；*** 表示達 1% 顯著水準；括號內為 t 值。 t 值係依 cluster-robust standard errors at firm level 加以調整 (Petersen, 2009)。

盈餘變動愈高，公司的累計異常報酬愈高；*EAID* 的迴歸係數未達顯著水準，顯示環境資訊揭露程度愈高對累積異常報酬沒有影響；*UE* 與 *EAID* 之交乘項仍然顯著為正（係數 0.0960，*t* 值 = 2.77），顯示環境資訊揭露程度越大會增加投資人對盈餘品質之認知。表 5 第 3 欄，以低經理人持股之樣本進行分析，低經理人持股之定義為經理人持股比小於樣本中位數者 (*MGR* < Median)。其中，*UE* 與 *EAID* 之交乘項未達顯著水準，顯示在低經理人持股的公司中，並未發現環境資訊揭露程度越大對投資人盈餘品質認知有影響。上述之結果說明，在高經理人持股之樣本群中，環境資訊的揭露，更容易得到投資人的青睞，進而明顯強化了投資人對盈餘品質的認知，支持本文假說 2 之推論；在低經理人持股的樣本群中則並未發現此結果，但仍是支持本文假說 2 之推論。

前述第 2 欄與第 3 欄之結果支持在「利益收斂假說」之下，在高經理人持股的企業中，公司經理人與利害關係人利益趨於一致的情況，會共同為企業經營的目標努力，並帶來正面效益，而與利害關係人彼此相互的監督，亦使企業資訊揭露品質有所提升，高經理人持股企業的投資人似乎較能信服公司在環保方面的表現與投入，且這樣的投入在伴隨有「未預期盈餘」（超額盈餘）的情況下，更加深了投資人的信心，故能提升其對盈餘品質的認知。然而，本研究並未發現在低經理人持股之企業中，環境資訊之揭露會影響投資人對企業盈餘品質認知的相關證據，本研究推論在經理人持股較低之企業中，經理人與所有權者的目標不一致，經理人推動環保政策或環保支出之投資被否決的機會可能較高。在這些公司中，即便揭露較多與環保相關之資訊，投資人不認為環境政策的推動會真正落實，因此並不會進一步影響投資人對盈餘品質的認知。

伍、額外分析

一、股東會年報之環境資訊揭露指標與個別項目測試

本文主迴歸模型之環境資訊揭露指標 (*EAID*) 是由十個項目組成，包含七個從股東會年報所揭露之「環保支出」段落擷取相關資訊，與三個從企業社會責任報告書所揭露之「環境永續」相關的段落之資訊加以整理。由於企業社會責任報告書並非所有上市櫃公司皆須強制出具，因此樣本中可能會有未發布企業社會責任報告書的公司。為了使本研究之環境資訊揭露指標 (*EAID*) 更加穩健，本文在額外分析中，另外建立只蒐集股東會年報資訊之環境資訊揭露指標 (*EAIDSH*)。其同樣是包含七個衡量項目，分別是 (1) 企業於年報中揭露對於環境防治方案的執行等環境改善計畫，或對製程、設施或是產品創新以降低環境品質的衰退有特別討論或提及 (*PROG*)；(2) 企業於年報中提到其對環境保護的關心與作為 (*CARE*)；(3) 企業於年報中揭露有

關過去及目前資本支出方面在污染控制或減少的情形 (*PCPAY*)；(4) 企業於年報中揭露未來預計重大資本支出及在污染控制或減少的情形 (*FPAY*)；(5) 企業於年報中說明污染改善對企業盈餘之影響 (*EIMP*)；(6) 企業於年報中說明污染改善對企業競爭地位之影響 (*SIMP*)；(7) 企業於年報中提及國際標準認證或國內環境相關認證情形 (*CERTIF*)。上述 (1) 至 (7) 項目內容符合者得 1 分，不相符者則得 0 分，*EAIDSH* 為上述 7 個項目分數加總，每家公司環境資訊揭露指標最高為 7 分，最低則是 0 分。在第一個額外分析中，本文將實證模型 (1) 中 *EAID* 以 *EAIDSH* 取代，並重新執行迴歸。其次，為了更進一步瞭解股東會年報資訊之個別環境資訊揭露指標效果，本文進一步將 *EAIDSH* 以 *PROG*、*CARE*、*PCPAY*、*FPAY*、*EIMP*、*SIMP* 與 *CERTIF* 等七個變數替代衡量，並重新執行迴歸分析。

分析全體樣本與高經理人持股樣本測試結果（未列表）及股東會年報之環境資訊揭露指標的實證結果，*UE* 與 *EAIDSH* 之交乘項仍然顯著為正（係數 0.0439， t 值 = 2.03；係數 0.1011， t 值 = 2.50）。而全體樣本個別項目測試之實證結果（未列表），*UE* 與 *CERTIF* 之交乘項顯著為正（係數 0.1566， t 值 = 1.72），顯示公司有揭露獲得環境相關的國際標準認證或國內環境相關認證會增加投資人對盈餘品質之認知。另外，以高經理人持股樣本進行分析的結果中，*UE* 與 *PROG* 之交乘項顯著為正（係數 0.2382， t 值 = 1.85）；*UE* 與 *CARE* 之交乘項顯著為正（係數 0.2288， t 值 = 1.91）；*UE* 與 *PCPAY* 之交乘項顯著為正（係數 0.2747， t 值 = 2.05）；*UE* 與 *CERTIF* 之交乘項顯著為正（係數 0.2484， t 值 = 1.88），顯示在經理人持股較高的公司中，有揭露對環境防治的改善計畫、有揭露對環境保護的關心與作為、有揭露污染控制或減少的情形、有揭露獲得環境相關的國際標準認證或國內環境相關認證，皆會增加投資人對盈餘品質之認知。上述結果顯示假說 1 與假說 2 仍獲得支持。此外，不論是全體樣本或是高經理人持股樣本，在個別項目分析中皆可以發現企業如果有獲得國內外環境相關的認證，可以增加投資人對盈餘品質之認知。最後，在高經理人持股樣本中可以發現個別環境項目揭露對投資人盈餘品質之認知影響之效果較全體樣本更加明顯，再次驗證本文假說 2 之論點，亦即環境資訊揭露和投資人對盈餘品質認知之正向關係，在高經理人持股的企業中更為明顯。

二、樣本自我選擇偏誤

本文認為企業整體環境資訊的揭露詳細程度仍是自願性，故為了控制企業是否揭露環境會計相關資訊自我選擇偏誤之問題，本研究採用 Greene (2008) 所說明之兩階段估計法解決樣本自我選擇的問題。另外，參考 Christensen (2016) 與劉俊儒等 (2019) 所設立環境資訊相關之非財務資訊揭露的 Probit 模型，設立第一階段模型如下：

$$DEAID_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CS_{i,t} + \beta_2 DR_{i,t} + \beta_3 MVR_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 PIND_{i,t} + \beta_6 RD_{i,t} + \beta_7 MGR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中

DEAID = 有揭露環境資訊者設為 1，否則為 0。

CS = 企業規模，總資產取自然對數。

DR = 負債比率，期末負債總額 ÷ 期末資產總額。

MVR = 市值淨值比，以期末市值 ÷ 期末淨資產帳面價值衡量。

ROA = 資產報酬率，繼續營業單位淨利 ÷ 資產總額。

PIND = 高敏感產業，參考吳幸蓁與廖蕙儀 (2017) 之研究，定義高敏感產業 (*PIND*) 為企業如果是屬於水泥工業、化學工業、造紙工業、鋼鐵工業、電子產業以及油電燃氣等產業者為高敏感產業，設為 1，否則為 0。

RD = 研發支出，以研發費用 ÷ 期末資產總額。

MGR = 經理人持股比例，經理人持股數 ÷ 流通在外股數。

第一階段於環境會計相關資訊揭露的 Probit 模型下得出之結果顯示，企業規模 (*CS*) 越大及屬於高敏感產業 (*PIND*) 之企業，較有可能揭露環境會計相關資訊。接續，本研究利用第一階段模型得出選擇性偏誤的調整項，為 Mill's 反比例 (*IMR*) 帶入本研究實證模型 (1) 中進行控制，本研究設立第二階段模型如下：

$$\begin{aligned} CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 UE_{i,t} + \beta_2 EAID_{i,t} + \beta_3 UE_{i,t} \times EAID_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} \times CS_{i,t} + \beta_5 UE_{i,t} \times \\ & DR_{i,t} + \beta_6 UE_{i,t} \times GROWTH_{i,t} + \beta_7 UE_{i,t} \times BIGF_{i,t} + \beta_8 UE_{i,t} \times FIRMAGE_{i,t} + \\ & \beta_9 UE_{i,t} \times NETLOSS_{i,t} + \beta_{10} UE_{i,t} \times BETA_{i,t} + \beta_{11} UE_{i,t} \times SVAR_{i,t} + \beta_{12} CS_{i,t} + \\ & \beta_{13} DR_{i,t} + \beta_{14} GROWTH_{i,t} + \beta_{15} BIGF_{i,t} + \beta_{16} FIRMAGE_{i,t} + \beta_{17} NETLOSS_{i,t} + \\ & \beta_{18} BETA_{i,t} + \beta_{19} SVAR_{i,t} + \beta_{20} IMR + Year\ Fixed\ Effects + Industry\ Fixed \\ & Effects + \varepsilon_{i,t} \quad (3) \end{aligned}$$

表 8 之結果顯示，*IMR* 在三群樣本分析中皆達顯著水準，顯示樣本自我選擇偏誤確實存在。在控制了自我選樣問題後，在全體樣本中，*UE* 與 *EAID* 之交乘項為顯著之正向關係（係數 0.0748，*t* 值 = 2.78），因此本研究假說 1 仍獲得支持。在高經理人持股 (*MGR* > Median) 樣本中，*UE* 與 *EAID* 之交乘項仍然顯著為正（係數 0.1146，*t* 值 = 2.66），然而在低經理人持股 (*MGR* ≤ Median) 分群樣本中，*UE* 與 *EAID* 之交乘項未達顯著，仍然未發現低經理人持股企業之環境資訊揭露會影響投資人對盈餘品質的認知的相關證據，因此本研究假說 2 仍獲得支持。綜上，表 8 之

實證結果顯示，在控制樣本自我選擇偏誤後，本文之實證結果仍獲得支持。

三、排除環境資訊揭露指標為零之測試

本研究環境資訊揭露 (*EAID*) 得分為零分者之觀察值個數有 3,244 筆，為了避免沒有揭露資訊的觀察值影響本文之實證結果，在額外分析中，本文排除 *EAID* 得分為 0 之樣本，並重新測試結果。本研究樣本有環境資訊揭露得分資訊之觀察值有 7,575 筆，分群樣本中屬於高經理持股觀察值有 3,576 筆，屬於低經理持股觀察值有 3,999 筆。在全體樣本中（未列表），*UE* 和 *EAID* 之交乘項顯著為正（係數 0.0719，*t* 值 = 2.36），在高經理人持股樣本中，*UE* 和 *EAID* 之交乘項為正向顯著（係數 0.1149，*t* 值 = 2.13），在低經理人持股樣本中，*UE* 和 *EAID* 未達顯著水準，本研究假說 1 與假說 2 再次獲得支持，亦即環境資訊揭露得分為零分並不影響本文實證結果。

四、提高區分經理人持股比

本文主迴歸分析的經理人持股分群以經理人持股之中位數進行分群，在額外分析中，本研究參考蘇迺惠與朱珮瑜 (2020)，將高（低）經理人持股比分群從大（小）於中位數提升為大（小）第七十五百分位者，額外分析將大於第七十五百分位者定義為「高經理人持股比」，將小於第二十五百分位者定義為「低經理人持股比」，並再次檢測假說 2。實證結果顯示（未列表），在高經理人持股群中，*UE* 和 *EAID* 之交乘項為顯著正向（係數 0.1245，*t* 值 = 2.52），在低經理人持股群中，*UE* 和 *EAID* 之交乘項皆不顯著。上述結果支持「利益收斂假說」，亦即在高經理人持股的企業中，環境資訊的揭露會提升投資人對盈餘品質的認知，假說 2 仍然獲得支持。

五、全體樣本驗證假說 2

在主迴歸的假說測試中，本文分別以全體樣本與經理人持股高低之分群樣本驗證假說 1 與假說 2，當實證模型有交乘項時文獻上會同時進行分群檢定與交乘項之作法，加以驗證實證結果之穩健性 (Jaggi, Leung, and Gul, 2009)。本文認為高經理人持股之分群樣本驗證假說 2 之結果，可以排除低經理人持股公司特性之干擾，因此，假說 2 在主迴歸之實證模型測試中，係以分群樣本進行分析。而為了使本文之研究結果更加穩健，在敏感性分析中，本文仍以交乘項進行分析，修正模型 (1)，提出以下實證模型 (4)，新增加 $UE \times MGR$ 及 $UE \times EAID \times MGR$ 交乘項至模型 (4) 中，以全體樣本進行假說 2 之測試。

$$\begin{aligned}
 CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 UE_{i,t} + \beta_2 EAID_{i,t} + \beta_3 MGR_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} \times EAID_{i,t} + \beta_5 UE_{i,t} \times MGR_{i,t} + \\
 & \beta_6 UE_{i,t} \times EAID_{i,t} \times MGR_{i,t} + \beta_7 UE_{i,t} \times CS_{i,t} + \beta_8 UE_{i,t} \times DR_{i,t} + \beta_9 UE_{i,t} \times \\
 & GROWTH_{i,t} + \beta_{10} UE_{i,t} \times BIGF_{i,t} + \beta_{11} UE_{i,t} \times FIRMAGE_{i,t} + \beta_{12} UE_{i,t} \times \\
 & NETLOSS_{i,t} + \beta_{13} UE_{i,t} \times BETA_{i,t} + \beta_{14} UE_{i,t} \times SVAR_{i,t} + \beta_{15} CS_{i,t} + \beta_{16} DR_{i,t} + \\
 & \beta_{17} GROWTH_{i,t} + \beta_{18} BIGF_{i,t} + \beta_{19} FIRMAGE_{i,t} + \beta_{20} NETLOSS_{i,t} + \beta_{21} BETA_{i,t} + \\
 & \beta_{22} SVAR_{i,t} + Year\ Fixed\ Effects + Industry\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t} \circ
 \end{aligned} \tag{4}$$

實證模型 (4) 中， MGR 為高經理人持股，樣本屬於高經理人持股設為 1，否則為 0，高經理人持股定義為經理人持股數大於樣本中位數。實證結果顯示（未列表）， UE 與 $EAID$ 之交乘項為顯著之正向關係（係數 0.0427， t 值 = 1.71），此外， $UE_t \times EAID \times MGR$ 之交乘項仍然顯著為正（係數 0.0840， t 值 = 2.20），因此本研究假說 1 與假說 2 仍獲得支持，此結果與分群樣本測試之結果相同。

六、未預期的環境資訊揭露指標 ($UEAID$) 取代原先的環境資訊揭露指標 ($EAID$)

本研究主迴歸分析係以環境資訊揭露指標 ($EAID$) 進行分析，為避免投資人可能對公司所揭露之資訊內容有所預期，而可能不會再對其已預期之資訊有所反應，為提供更進一步之證據，在額外分析中，參考 Cahan, De Villiers, Jeter, Naiker, and Van Staden (2016) 的作法，估算未預期的環境資訊揭露指標 ($UEAID$)，取代原先的 $EAID$ 來提供額外的證據。本研究提出以下實證模型 (5) 與 (6)：

$$\begin{aligned}
 EAID_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 CS_{i,t} + \gamma_2 DR_{i,t} + \gamma_3 MVR_{i,t} + \gamma_4 ROA_{i,t} + \gamma_5 PIND_{i,t} + \gamma_6 RD_{i,t} + \\
 & \gamma_7 MGR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \circ
 \end{aligned} \tag{5}$$

$$\begin{aligned}
 CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 UE_{i,t} + \beta_2 UEAID_{i,t} + \beta_3 PEAID_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} \times UEAID_{i,t} + \beta_5 UE_{i,t} \times PEAID_{i,t} \\
 & + \beta_6 UE_{i,t} \times CS_{i,t} + \beta_7 UE_{i,t} \times DR_{i,t} + \beta_8 UE_{i,t} \times GROWTH_{i,t} + \beta_9 UE_{i,t} \times BIGF_{i,t} \\
 & + \beta_{10} UE_{i,t} \times FIRMAGE_{i,t} + \beta_{11} UE_{i,t} \times NETLOSS_{i,t} + \beta_{12} UE_{i,t} \times BETA_{i,t} + \beta_{13} UE_{i,t} \\
 & \times SVAR_{i,t} + \beta_{14} CS_{i,t} + \beta_{15} DR_{i,t} + \beta_{16} GROWTH_{i,t} + \beta_{17} BIGF_{i,t} + \beta_{18} FIRMAGE_{i,t} + \\
 & \beta_{19} NETLOSS_{i,t} + \beta_{20} BETA_{i,t} + \beta_{21} SVAR_{i,t} + Year\ Fixed\ Effects + Industry\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t} \circ
 \end{aligned} \tag{6}$$

首先，在實證模型 (5) 中， $EAID$ 為環境資訊揭露分數，參考 Cahan et al. (2016) 的作法估計實證模型 (5) 之殘差 (Residual) 作為未預期的環境資訊揭露 ($UEAID$)，此外也估計預期值 (Fitted Value) 作為控制預期的環境資訊揭露 ($PEAID$)。其次，將 $UEAID$ 與 $PEAID$ 分別與 UE 交乘，代入實證模型 (6) 中。實證結果顯示（未列表），

在全體樣本中，*UE* 與 *UEAID* 之交乘項為顯著之正向關係（係數 0.0541，*t* 值 = 2.18），在高經理人持股 (*MGR* > Median) 樣本中，*UE* 與 *UEAID* 之交乘項仍然顯著為正（係數 0.1016，*t* 值 = 2.89），在低經理人持股 (*MGR* ≤ Median) 分群樣本中，*UE* 與 *UEAID* 之交乘項未達顯著。上述結果顯示，未預期環保資訊會增加投資人盈餘品質認知。

七、盈餘變動以未預期盈餘衡量

本研究主迴歸分析之自變數 *UE* 為盈餘變動，衡量方式係以第 *t* 年度 *i* 公司繼續營業部門淨利減除第 *t* - 1 年度 *i* 公司的繼續營業部門淨利，再平減當年度期初市場價值。本研究額外蒐集分析師盈餘預測之資料，以未預期盈餘 (*UEA*) 取代 *UE* 進行實證分析，*UEA* 之衡量方式為係以分析師預估稅前淨利平均數減除公司實際稅前淨利，再平減當年度期初市場價值。本研究修正實證模型 (1)，以 *UEA* 取代原先的 *UE* 來提供額外的證據，提出以下實證模型 (7)：

$$\begin{aligned}
 CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 UEA_{i,t} + \beta_2 EAID_{i,t} + \beta_3 UEA_{i,t} \times EAID_{i,t} + \beta_4 UEA_{i,t} \times CS_{i,t} + \beta_5 UEA_{i,t} \times \\
 & DR_{i,t} + \beta_6 UEA_{i,t} \times GROWTH_{i,t} + \beta_7 UEA_{i,t} \times BIGF_{i,t} + \beta_8 UEA_{i,t} \times FIRMAGE_{i,t} + \\
 & \beta_9 UEA_{i,t} \times NETLOSS_{i,t} + \beta_{10} UEA_{i,t} \times BETA_{i,t} + \beta_{11} UEA_{i,t} \times SVAR_{i,t} + \\
 & \beta_{12} CS_{i,t} + \beta_{13} DR_{i,t} + \beta_{14} GROWTH_{i,t} + \beta_{15} BIGF_{i,t} + \beta_{16} FIRMAGE_{i,t} + \\
 & \beta_{17} NETLOSS_{i,t} + \beta_{18} BETA_{i,t} + \beta_{19} SVAR_{i,t} + Year\ Fixed\ Effects + \\
 & Industry\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t} \circ
 \end{aligned} \tag{7}$$

實證結果顯示（未列表），*UEA* 與 *EAID* 之交乘項仍然顯著為正（係數 0.0571，*t* 值 = 1.74），顯示環境資訊揭露程度愈高會增加投資人對盈餘品質之認知，實證結果仍支持假說 1。在高經理人持股樣本中，*UEA* 與 *EAID* 之交乘項顯著為正（係數 0.0698，*t* 值 = 1.66），此外，在低經理人持股分群中 (*MGR* < Median)，*UEA* 與 *EAID* 之交乘項未達顯著水準，因此本研究假說 2 仍獲得支持。這些結果顯示當盈餘變動以未預期盈餘衡量，其結果仍維持與原來相同，亦即環境資訊揭露程度越大，會增加投資人對盈餘品質之認知。

八、環境資訊揭露指標其他衡量方式

本文主迴歸之環境資訊揭露指標係環境資訊揭露項目 (1) 至 (10) 有得分之項目相加，最高為 10 分，最低則是 0 分。由於環境資訊對某些產業（電子商務、文化創意業等）適用性較低，因此這些產業所揭露的分數較低。為了提高跨產業的可比較性，額外分析中將環境資訊揭露指標轉換成產業的百分比進行分析 (*EAIDIND*)，

EAIDIND 依照產業的百分比，分成四個等級，最高為 4 分，最低為 1 分。本文將實證模型 (1) 中 *EAID* 以 *EAIDIND* 取代，並重新執行迴歸。*EAIDIND* 之衡量方式，首先將環境資訊揭露指標分數依照產業的百分比，分成四個等級，公司的環境資訊揭露指標分數位於該產業前 25 百分位，*EAIDIND* = 4；於該產業前 25 百分位至 50 百分位者，*EAIDIND* = 3；於該產業第 50 百分位至 75 百分位者，*EAIDIND* = 2；於該產業第 75 百分位至 100 百分位者，*EAIDIND* = 1。

全體樣本實證結果顯示（未列表），*UE* 與 *EAIDIND* 之交乘項仍然顯著為正（係數 0.0730，*t* 值 = 1.68），顯示環境資訊揭露程度愈高會增加投資人對盈餘品質之認知，實證結果仍支持假說 1。高經理人持股樣本的實證結果顯示（未列表），*UE* 與 *EAIDIND* 之交乘項顯著為正（係數 0.1500，*t* 值 = 2.64），此外，在低經理人持股分群中 (*MGR* < Median)，*UEA* 與 *EAIDIND* 之交乘項未達顯著水準，因此本研究假說 2 仍獲得支持，上述結果顯示以其他方式衡量環境資訊揭露並不影響本文之實證結果。

九、環境資訊揭露對盈餘品質之影響

本文主要係探討環境資訊揭露對投資人盈餘品質認知之影響，過去研究曾發現永續報告書揭露的品質和裁量性的盈餘品質有負向之關聯 (Rezaee and Tuo, 2019)，本文則進一步分析環境資訊揭露分數愈高之公司是否對企業的盈餘品質產生影響。Rezaee and Tuo (2019) 之研究認為裁決性之盈餘品質反映管理當局之操弄行為，本文則提出以下環境資訊揭露分數對盈餘管理影響之實證模型 (8)：

$$EQD_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 EAID_{i,t} + \eta_2 CS_{i,t} + \eta_3 DR_{i,t} + \eta_4 BTM_{i,t} + \eta_5 OPCYC_{i,t} + \eta_6 CURRENT_{i,t} + \eta_7 EARNVOL_{i,t} + Year\ Fixed\ Effects + Industry\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$IQD_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 EAID_{i,t} + \eta_2 CS_{i,t} + \eta_3 DR_{i,t} + \eta_4 BTM_{i,t} + \eta_5 OPCYC_{i,t} + \eta_6 CURRENT_{i,t} + \eta_7 EARNVOL_{i,t} + Year\ Fixed\ Effects + Industry\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

實證模型 (8) 與 (9) 之應變數 *EQD* 為裁決性之盈餘品質，*IQD* 為原有的盈餘品質。*EQD* 與 *IQD* 之計算方式如下，首先估計下列之模型 (10)，得出盈餘品質 (*EQQ*)，並進一步估計實證模型 (11) 得出 *EQD*（裁決性盈餘品質）與 *IQD*（原有的盈餘品質）。

$$\frac{TCA_{i,t}}{ASSET_{i,t}} = \sigma_0 + \sigma_1 \frac{CFO_{t-1}}{ASSET_{i,t}} + \sigma_2 \frac{CFO_t}{ASSET_{i,t}} + \sigma_3 \frac{CFO_{t+1}}{ASSET_{i,t}} + \sigma_4 \frac{\Delta SALE_t}{ASSET_{i,t}} + \sigma_5 \frac{PPET_t}{ASSET_{i,t}} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

有關 *EQQ* 的衡量方式如下，首先，先估計實證模型 (10)，在模型 (10) 中，*CFO* 為營運活動現金流量；*TCA* 為總應計數¹¹；*ASSET* 為總資產； $\Delta SALE$ 為銷貨收入變動數；*PPET* 為財產、廠房與設備總額。將上面第 (9) 式的迴歸取出殘差項，並取過去 5 年殘差的標準差衡量，作為盈餘品質之衡量 (*EQQ*)。其次，估計實證模型 (11)：

$$EQQ_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 CS_{i,t} + \eta_2 SALEVOL_{i,t} + \eta_3 CFOVOL_{i,t} + \eta_4 OPCYC_{i,t} + \eta_5 CAPP_{i,t} + \eta_6 INTA_{i,t} + \eta_7 ITD_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

在模型 (11) 中，*CS* 為公司規模，係以總資產取自然對數衡量；*SALEVOL* 為銷貨變異性，以過去 5 年銷貨的標準差平減總資產衡量；*CFOVOL* 為營運活動現金流量變異性，以過去 5 年營運活動現金流量的標準差平減總資產衡量；*OPCYC* 為營業周期，衡量方式為應收帳款週轉天 + 存貨週轉天數 - 應付帳款週轉天數，再取自然對數衡量；*CAPP* 為資本支出數額，係以資本支出數額平減總資產衡量；*INTA* 為研發支出平減總資產衡量；*ITD* 為研發支出遺漏值之虛擬變數，觀察值的研發費用或廣告費用為遺漏值者設 1，否則為 0。將上面第 (11) 式的迴歸取出殘差項，作為 *EQD*（裁決性盈餘品質），將上面第 (11) 式的迴歸取出預測值，作為 *IQD*（原有的盈餘品質）¹²。

在實證模式 (8) 中，*EAID* 為環境資訊揭露品質指標，與主迴歸衡量方式相同。由於本研究已將 *EQD* 轉置（乘上負 1），因此本文預期 *EAID* 與 *EQD* 應為正向關係，亦即環境資訊揭露品質分數愈高，裁決性盈餘品質愈好，即盈餘管理程度愈低，此外，*EAID* 與 *IQD* 應為正向關係，亦即環境資訊揭露品質分數愈高，原有盈餘品質

11 總應計數 (*TCA*) = (流動資產變動數 - 現金與約當現金變動數) - (流動負債變動數 - 長期負債一年到期變動數) - 折舊與攤銷。

12 本文之實證模型 (11) 參考 Rezaee and Tuo (2019) 研究做法，所有連續變數均以 Winsorized 方式處理 1% 與 99% 之極端值，此外，本文亦參考文獻作法將 *EQD* 與 *IQD* 乘上 (-1)，表示 *EQD* 愈高，表示有較好的裁決性盈餘品質，亦即盈餘管理程度較低；*IQD* 愈高，表示有較好的原有盈餘品質。

愈好。實證模式 (8) 亦參考過去文獻包含相關控制變數，*CS* 為公司規模，係以期末資產總額取自然對數衡量；*DR* 為負債比率，係以期末負債總額平減期末資產總額衡量；*BTM* 為帳面市價比，係以權益帳面值平減權益市值衡量；*OPCYC* 為營業周期，衡量方式為應收帳款週轉天 + 存貨週轉天數 - 應付帳款週轉天數，再取自然對數衡量；*CURRENT* 為流動比率，係以流動資產除以流動負債衡量；*EARNVOL* 是盈餘變異性，衡量方式為過去 5 年稅後盈餘標準差平減總資產衡量。

環境資訊揭露對裁決性盈餘品質之迴歸結果（未列表），以全體樣本與高經理人持股樣本進行分析，*EAID* 之迴歸係數顯著為正（係數 0.0006，*t* 值 = 1.68；係數 0.0011，*t* 值 = 2.35），顯示環境資訊揭露程度愈高，裁決性盈餘品質愈高，亦即環境資訊揭露可以限制管理階層的裁量權，盈餘管理程度降低，此結果印證本論文之主要研究發現。至於環境資訊揭露對原有盈餘品質之迴歸結果（未列表），不論以何種樣本進行分析，*EAID* 之迴歸係數顯著為正（係數 0.0002，*t* 值 = 2.78；係數 0.0002，*t* 值 = 2.10；係數 0.0002，*t* 值 = 2.29），顯示環境資訊揭露程度愈高，原有的盈餘品質愈高。上述實證結果顯示環境資訊揭露程度越大，企業盈餘管理程度會降低。

十、累積異常報酬以短窗期衡量

本文實證模型 (1) 之累積異常報酬率 (*CAR*) 計算是以年度實際的月報酬率與市場大盤的月報酬率相減，得出第 *t* 年度 *i* 企業之每月異常報酬，並將其累積 12 個月的方式計算。本文另外參考 Aobdia, Lin, and Petacchi (2015) 之研究，以人工方式蒐集股東會年報發布日資訊，以 *t* + 1 年 6 月底股東會年報發布日的前後兩日為窗期，重新計算短窗期累積異常報酬率¹³，將實證模型 (1) 之 *CAR* 以 *CAR* (-2,2) 取代，重新執行實證模型 (1)。

以短窗期衡量累積異常報酬之實證結果顯示（未列表），*UE* 與 *EAID* 之交乘項仍然顯著為正（係數 0.0045，*t* 值 = 1.90），實證結果仍支持假說 1。高經理人持股樣本的實證結果顯示（未列表），*UE* 與 *EAID* 之交乘項顯著為正（係數 0.0046，*t* 值 = 1.67），此外，在低經理人持股分群中 (*MGR* < *Median*)，*UE* 與 *EAID* 之交乘項未達顯著水準，因此本研究假說 2 仍獲得支持。上述結果顯示，以其他方式衡量累積異常報酬不影響本文之實證結果。

13 有關短窗期的累積異常報酬率計算方式，事件日為股東會年報發布日，設定事件日前後 2 天之短測試窗期，計算事件日前 2 日至事件日後 2 日之累積異常報酬，估計期以宣告日前 260 天至宣告日前 10 天，採用 OLS 風險調整模式進行累積異常報酬估計。

十一、樣本分成自願出具企業社會報告書與強制出具企業社會報告書

本文主迴歸模型之環境資訊揭露指標 (*EAID*) 是由十個項目組成，包含來自股東會年報與企業社會責任報告書的資訊，其中，企業社會報告書的發布可以分成自願出具與強制出具。2014 年以前，國內已有少數企業自主編製企業社會責任報告書，2014 年發布之「上市公司編製與申報企業社會責任報告書作業辦法」與「上櫃公司編製與申報企業社會責任報告書作業辦法」¹⁴，則要求 (1) 食品工業、化學工業及金融保險業者、(2) 餐飲收入占其全部營業收入之達 50% 以上與 (3) 股本達新臺幣 100 億元以上的公司須強制出具企業社會報告書。為進一步探討強制出具企業社會責任報告書的公司與自願出具企業社會責任報告書的公司是否有所差異，本文第十一個額外分析將有出具企業社會責任報告書的公司分成兩群，並重新執行迴歸模型 (1)。

實證結果顯示（未列表），自願出具企業社會責任報告書樣本群，*UE* 與 *EAID* 之交乘項仍然顯著為正（係數 0.1261，*t* 值 = 1.70），強制出具企業社會責任報告書樣本群，*UE* 與 *EAID* 之交乘項未達顯著。上述結果顯示，在自願出具企業社會責任報告書的樣本群中，代表其對環境保護議題較為重視，因此這些資訊的揭露更容易得到投資人的青睞，進而明顯增強了投資人對盈餘品質的認知，然而在強制出具企業社會責任報告書的樣本群中並未發現此結果，實證結果仍支持本文二項假說之推論。

陸、結論與建議

本研究以 2012 年至 2019 年我國上市櫃企業為研究對象，探討環境資訊之揭露是否對投資人盈餘品質認知產生影響。實證結果顯示，企業所揭露之環境相關資訊內容，會增加投資人對企業盈餘品質的認知。本文推測，近年來因為環境意識日漸高漲，企業環境相關資訊的揭露項目已成為投資人投資時的考量因素，投資人不再單單只參考企業財務指標上的表現；本文結果支持本文二項假說。首先，環境資訊揭露的成果會正向影響投資人對盈餘品質的認知。其次，本文發現，高經理人持股之企業會伴隨「利益收斂假說」的效果，當經理人與企業利害關係人所追求的目標一致時，將會共同一起為企業進行最佳的決策，並互相監督彼此，提升所揭露資訊的可信度，因此高經理人持股之企業所做的環境資訊揭露會正向顯著影響投資人對

14 2022 年 12 月此二法規已經分別更名為「上市公司編製與申報永續報告書作業辦法」與「上櫃公司編製與申報永續報告書作業辦法」。

盈餘品質的認知。此情況更加說明了企業中經理人角色的重要性，亦即經理人能夠增強資訊的品質，並間接正向影響投資大眾對企業盈餘品質的認知。

本文之研究限制有以下二點，第一，近期所提倡之 ESG 相關非財務資訊揭露，包含環境、社會與公司治理等三個面向，本文只著重探討與環境揭露相關之非財務資訊，而未探討社會與公司治理等相關面向對投資人盈餘品質認知之影響，此乃本文限制之一。第二，本文聚焦於「環境」相關面向之非財務資訊揭露，而有關環境揭露指標之資料來源來自於股東會年報之揭露，其揭露項目主要係以企業對環境污染是否有相關因應方式之揭露，因而本文未能兼及目前 ESG 議題較為關注之氣候變遷潛在風險等資訊揭露，此為本文之另一研究限制。是以，建議未來研究者可以探討其他面向之非財務資訊，或環境汙染之外其他面向之環境相關資訊揭露，對投資人盈餘品質認知之影響。

The Effects of Environmental Information Disclosure on Investors' Perceptions of Earnings Quality: The Difference in Managerial Ownership Structure

Huan-Yi Li, Department of Accounting, National Changhua University of Education

Hsin-Yi Chi, Department of Accounting, National Chung Hsing University

Ching-Hua Chen, Deloitte & Touche, Taiwan

1. Purpose/Objective

Ongoing challenges in the global ecological environment and the continued depletion of natural resources are leading to an increasingly alarming trend of extreme climate variability and escalating global warming. As a result, environmental protection and green issues are receiving increasing attention worldwide. Due to increasing environmental awareness, corporate environmental disclosure is receiving more attention than ever. Prior literature finds that firms with better Corporate Social Responsibility (CSR) performance outperform in financial capital markets (Dhaliwal, Radhakrishnan, Tsang, and Yang, 2012), and nonfinancial information disclosure can reduce analysts' earnings forecast errors (Kim, Park, and Wier, 2012). This study differs from previous research in that it is the first to examine whether the extent of corporate environmental disclosure affects investors' perceptions of earnings quality.

Moreover, previous research has taken different perspectives on managerial ownership. Jensen and Meckling (1976) propose the "convergence of interest" hypothesis, suggesting that the convergence can have significant positive effects if managers' goals are aligned with those of owners, and managers prioritize maximizing firm value. On the other hand, Jensen and Ruback (1983) propose the "entrenchment hypothesis", stating that when managers have sufficient power to control the organization, they may be more inclined to pursue their own personal interests or to protect their own positions in the firm, which eventually results in actions that are detrimental to firm value. This study takes the perspective of the convergence of interest hypothesis and further analyses the impact of environmental disclosure on investors' perceptions of earnings quality in both high and low managerial ownership companies.

This study focuses on the study of disclosing corporate environmental information because such information has significant impact on business operations. Environmental impact is becoming increasingly important as globally, companies are striving to achieve zero emissions and zero pollution following the worldwide trends and governmental policies. It is thus vital for companies to demonstrate commitment to strive for environmental sustainability in order to gain investors' favor and competitive advantage in the market.

2. Design/Methodology/Approach

Using a sample of Taiwanese listed and Over-the-counter (OTC) companies for the period 2012-2019, this study examines whether the disclosure of corporate environmental information affects investors' perceptions of earnings quality. That is, a higher environmental disclosure score of a company indicates a higher investment in environmental policies of the company, and investors perceive the company's environmental disclosure as transparent. Accordingly, we expect that environmental information disclosure enhances investors' confidence in the quality of financial reporting. Therefore, investors' perceptions of firms' earnings quality will be positively affected by corporate environmental information disclosure. Hypothesis 1 is therefore formulated as follows:

Hypothesis 1: Under the same conditions, environmental disclosure positively affects investors' perceptions of earnings quality.

Furthermore, most business owners in Taiwan are family members who also own significant shares in the companies; thus, the convergence of interests of managers and shareholders helps achieve greater alignment. Particularly, in companies where managers have a larger shareholding, the interests of management tend to be aligned with those of the majority of shareholders. Besides, the disclosure of environmentally related nonfinancial information can further improve earnings quality (Kim et al., 2012) and increase investors' confidence in the quality of earnings reported in the financial statements as well. Hence, we propose Hypothesis 2 as follows:

Hypothesis 2: For companies with a high level of managerial ownership, the positive relationship between environmental disclosure and investors' perceptions of earnings quality is more pronounced under the same conditions.

Methodologically, following previous studies (Baber, Krishnan, and Zhang, 2014; Fang and Lu, 2020; Lyubimov, Davis, and Trompeter, 2020), we estimate the following regression to test Hypotheses 1 and 2 on investor perceptions of earnings quality. The empirical Model (1) is as follows:

$$\begin{aligned}
 CAR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 UE_{i,t} + \beta_2 EAID_{i,t} + \beta_3 UE_{i,t} \times EAID_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} \times CS_{i,t} + \beta_5 UE_{i,t} \times DR_{i,t} + \beta_6 UE_{i,t} \\
 & \times GROWTH_{i,t} + \beta_7 UE_{i,t} \times BIGF_{i,t} + \beta_8 UE_{i,t} \times FIRMAGE_{i,t} + \beta_9 UE_{i,t} \times NETLOSS_{i,t} \\
 & + \beta_{10} UE_{i,t} \times BETA_{i,t} + \beta_{11} UE_{i,t} \times SVAR_{i,t} + \beta_{12} CS_{i,t} + \beta_{13} DR_{i,t} + \beta_{14} GROWTH_{i,t} + \beta_{15} \\
 & BIGF_{i,t} + \beta_{16} FIRMAGE_{i,t} + \beta_{17} NETLOSS_{i,t} + \beta_{18} BETA_{i,t} + \beta_{19} SVAR_{i,t} + Year\ Fixed \\
 & Effects + Industry\ Fixed\ Effects + \varepsilon_{i,t},
 \end{aligned} \tag{1}$$

where *CAR* is the cumulative abnormal return; *UE* is the changes in earnings; *EAID* is the indicator for the disclosure of environmental information. The variable of interest in Model 1 is the interaction term of *UE* × *EAID*. We predict the sign of β_3 in Equation (1) to be positive.

3. Findings

First, we test Equation (1). The full sample analysis is the test of Hypothesis 1. The estimated coefficient of *UE* × *EAID* is 3.4937 (*t*-value = 6.05). The result is consistent with our Hypothesis 1, indicating that investors' perception of higher earnings quality is evident when companies disclose higher levels of environmental information. Additionally, we test hypothesis 2 by analyzing the sample with a high degree of managerial ownership. The estimated coefficient of *UE* × *EAID* is 0.0960 (*t*-value = 2.77). The result is consistent with our Hypothesis 2, indicating that the positive relationship between environmental disclosure and investors' perceptions of earnings quality is more pronounced for firms with higher levels of managerial ownership. Overall, these results suggest that environmental disclosure is important to market participants and that there is a convergence of interests in

the Taiwanese capital market.

4. Implications and Research Limitations

In recent years, regulators have encouraged listed companies to prioritize and allocate resources to Environmental, Social and Governance (ESG) issues. The amendment of “Regulations Governing Information to be Published in Annual Reports of Public Companies” in November 2021 has required TWSE/ TPEX listed companies to disclose how they assess and manage the current and potential risks related to ESG issues such as climate change, greenhouse gas emissions, etc. in annual reports.

We find that environmental disclosure positively influences investors' perceptions of earnings quality. We also find that companies with high managerial ownership are accompanied by the effect of the "interest convergence hypothesis". Our results show that environmental disclosure does indeed improve investors' perceptions of earnings quality. This finding also suggests that the disclosure of risk assessments and management strategies related to ESG issues in annual reports from 2021 onwards will be in line with investors' non-financial disclosure expectations. It is expected that such disclosures will have a positive impact on financial statement users and stakeholders and will be in line with market expectations. This study has two limitations. First, ESG disclosure encompasses three dimensions, namely environmental, social and corporate governance; this study focuses specifically on non-financial information related to environmental disclosure and does not examine the impact of social and corporate governance disclosure on investors' perceptions of earnings quality. Second, the study does not cover disclosure of information on the potential risks of climate change, which is a major concern in the current debate on ESG issues.

5. Originality and Contribution

This study makes three contributions. First, previous studies on environmental disclosure (Liu, Chang, and Fu, 2019; Wen and Yeh, 2018) have mostly focused on a specific industry while this study manually collected long-term data from the annual reports of listed and OTC (Over-the-counter) companies in Taiwan from 2012 to 2019

to provide a more comprehensive and holistic view of environmental disclosure. Using a more comprehensive and longitudinal dataset, this study presents empirical results that shed light on the overall environmental disclosure practices of Taiwanese listed and OTC companies in recent years and contributes to a better understanding of the overall environmental disclosure status of these Taiwanese companies. Second, this study fills the gaps in the literature on the impact of environmental disclosure on earnings information content. Previous studies have examined the impact of environmental disclosure on firm value (Zhu, Lu, Hong, and Yang, 2008) or equity financing costs (Liu et al., 2019). In contrast, this study uses earnings response coefficients to measure the extent to which investors' perceptions of earnings quality are affected by the level of environmental disclosure. The results show that more comprehensive disclosure of environmental information improves investors' perceptions of earnings quality. Finally, this study extends research literature on the effects of managerial shareholdings on Corporate Social Responsibility (CSR). Previous studies have examined the impact of managerial shareholdings on the level of CSR activities or the disclosure of carbon emission information (Budiharta and Kacaribu, 2020; Shan, Tang, and Zhang, 2021). The results suggest that the positive relationship between environmental disclosure and investors' perceptions of earnings quality becomes more pronounced in samples with higher managerial ownership. This result underlines the importance of managerial ownership.

References

- 方俊儒與盧正壽，2020，繼任會計師事務所初次查核審計公費降低對投資人在盈餘品質認知之影響，*中山管理評論*，28卷3期：469-506。https://doi.org/10.6160/SYSMR.202009_28(3).0003 (Fang, Chun-Ju, and Lu, Cheng-Shou. 2020. Effects of discounting initial audit fees paid to succeeding audit firms on investors' perceptions to earnings quality. *Sun Yat-Sen Management Review*, 28 (3): 469-506. https://doi.org/10.6160/SYSMR.202009_28(3).0003)
- 吳幸蓁與廖蕙儀，2017，自願性揭露企業社會責任資訊之決定因素與其資訊後果，*中山管理評論*，25卷1期：13-62。https://doi.org/10.6160/2017.03.01 (Wu, Shing-Jen, and Liao, Hui-Yi. 2017. The determinants and consequences of voluntary corporate social responsibility disclosure. *Sun Yat-Sen Management Review*, 25 (1): 13-62. https://doi.org/10.6160/2017.03.01)
- 祝道松、盧正宗、洪晨桓與楊秀萍，2008，環境績效對環境揭露與經濟績效的影響，*當代會計*，9卷2期：237-270。https://doi.org/10.6675/JCA.2008.9.2.04 (Zhu, Dauw-Song, Lu, Cheng-Tsung, Hong, Chen-Huan, and Yang, Xiu-Ping. 2008. The effect of environmental performance on environmental disclosure and economic performance. *Journal of Contemporary Accounting*, 9 (2): 237-270. https://doi.org/10.6675/JCA.2008.9.2.04)
- 粘凱婷、金成隆、周濟群與汪戊安，2016，法人說明會資訊在供應鏈中之垂直資訊移轉效果：以台灣之半導體產業供應鏈為例，*臺大管理論叢*，26卷3期：1-34。https://doi.org/10.6226/NTUMR.2016.MAY.R.13002 (Nien, Kai-Ting, Chn, Chen-Lung, Chou, Chi-Chun, and Wang, Wu-An. 2016. The vertical information transfer of conference calls along the supply chain: An example from the semiconductor industry in Taiwan. *NTU Management Review*, 26 (3): 1-34. https://doi.org/10.6226/NTUMR.2016.MAY.R.13002)
- 黃劭彥、鍾宇軒與沈子崴，2019，法人說明會影音資訊之內涵，*會計評論*，68期：39-80。https://doi.org/10.6552/JOAR.201901_(68).0002 (Huang, Shaio-Yan, Chung, Yu-Hsuan, and Shen, Tz-Wei. 2019. The information content of audiovisual record of conference call. *Journal of Accounting Review*, 68: 39-80. https://doi.org/10.6552/JOAR.201901_(68).0002)
- 詹場、黃照鈺、邱健嘉與柯文乾，2021，強制出具企業社會責任報告書對流動性及風險之影響，*會計評論*，72期：35-82。https://doi.org/10.6552/JOAR.202101_(72).0002 (Chang, Chan, Huang, Chao-Hung, Chiou, Jian-

- Jia, and Ke, Wen-Chyan. 2021. The impact of mandatory corporate social responsibility reporting on liquidity and risk. *Journal of Accounting Review*, 72: 35-82. [https://doi.org/10.6552/JOAR.202101_\(72\).0002](https://doi.org/10.6552/JOAR.202101_(72).0002))
- 溫玲玉與葉芷吟，2018，公司治理、環境績效、環境會計資訊揭露與權益價值之關聯性研究－以高污染潛勢工業區為例，*企業管理學報*，119期：59-101。
<https://doi.org/10.3966/102596272018120119003> (Wen, Ling-Yu, and Yeh, Chin-Yin. 2018. Research on the relationship between corporate governance, environmental performance, environmental accounting information exposure and equity value- A case study of the high pollution potential industrial parks. *Journal of Business Administration*, 119: 59-101. <https://doi.org/10.3966/102596272018120119003>)
- 劉俊儒、張育琳與傅或偉，2019，環境資訊揭露程度與資金成本之關係－以我國電子產業為例，*當代會計*，20卷2期：217-264。
[https://doi.org/10.6675/JCA.201911_20\(2\).03](https://doi.org/10.6675/JCA.201911_20(2).03) (Liu, Chun-Ju, Chang, Yu-Lin, and Fu, Yu-Wei. 2019. The relationship between the environmental information disclosure and the cost of capital: Evidence in the Taiwan electronics industry. *Journal of Contemporary Accounting*, 20 (2): 217-264. [https://doi.org/10.6675/JCA.201911_20\(2\).03](https://doi.org/10.6675/JCA.201911_20(2).03))
- 韓千山、孫嘉宏與陳儀嘉，2010，經理人持股、內線交易、監督與公司價值，*經濟論文*，38卷2期：245-291。
<https://doi.org/10.29628/AEP.201006.0004> (Han, Chien-Shan, Sun, Chia-Hung, and Chen, Yi-Jia. 2010. Managerial ownership, insider trading, monitoring, and the value of the firm. *Academia Economic Papers*, 38 (2): 245-291. <https://doi.org/10.29628/AEP.201006.0004>)
- 蘇迺惠與朱珮瑜，2020，企業社會責任與租稅規避之關係：經理人持股的調節效果，*會計評論*，71期：133-182。
[https://doi.org/10.6552/JOAR.202007_\(71\).0004](https://doi.org/10.6552/JOAR.202007_(71).0004) (Su, Nai-Hui, and Chu, Pei-Yu. 2020. Corporate social responsibility and tax aggressiveness: The moderating effect of managerial ownership. *Journal of Accounting Review*, 71: 133-182. [https://doi.org/10.6552/JOAR.202007_\(71\).0004](https://doi.org/10.6552/JOAR.202007_(71).0004))
- Aobdia, D., Lin, C. J., and Petacchi, R. 2015. Capital market consequences of audit partner quality. *The Accounting Review*, 90 (6): 2143-2176. <https://doi.org/10.2308/accr-51054>
- Asante-Appiah, B., and Lambert, T. A. 2023. The role of the external auditor in managing environmental, social, and governance (ESG) reputation risk. *Review of*

Accounting Studies, 28 (4): 2589-2641. <https://doi.org/10.1007/s11142-022-09706-z>

- Baber, W. R., Krishnan, J., and Zhang, Y. 2014. Investor perceptions of the earnings quality consequences of hiring an affiliated auditor. *Review of Accounting Studies*, 19 (1): 69-102. <https://doi.org/10.1007/s11142-013-9244-9>
- Baik, B., Gunny, K. A., Jung, B., and Park, D. 2022. Income smoothing through R&D management and earnings informativeness. *The Accounting Review*, 97 (3): 25-49. <https://doi.org/10.2308/TAR-2018-0692>
- Banker, R. D., Ma, X., Pomare, C., and Zhang, Y. 2023. When doing good for society is good for shareholders: Importance of alignment between strategy and CSR performance. *Review of Accounting Studies*, 28 (2): 1074-1106. <https://doi.org/10.1007/s11142-021-09664-y>
- Becker, C. L., DeFond, M. L., Jiambalvo, J., and Subramanyam, K. R. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research*, 15 (1): 1-24. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.1998.tb00547.x>
- Birkey, R. N., Guidry, R. P., and Patten, D. M. 2017. Does CSR reporting really impact FERCs?. *Accounting and the Public Interest*, 17 (1): 144-162. <https://doi.org/10.2308/apin-51921>
- Budiharta, P., and Kacaribu, H. E. P. B. 2020. The influence of board of directors, managerial ownership, and audit committee on carbon emission disclosure: A study of non-financial companies listed on BEI. *Review of Integrative Business and Economics Research*, 9 (supplement 3): 75-87.
- Cahan, S. F., De Villiers, C., Jeter, D. C., Naiker, V., and Van Staden, C. J. 2016. Are CSR disclosures value relevant? Cross-country evidence. *European Accounting Review*, 25 (3): 579-611. <https://doi.org/10.1080/09638180.2015.1064009>
- Cheng, S. F., and Wahid, A. S. 2017. *Do voluntary CSR reports affect earnings informativeness?*. Paper presented at 2015 Canadian Academic Accounting Association annual conference, Toronto, Canada. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2537485>
- Cho, C. H., Guidry, R. P., Hageman, A. M., and Patten, D. M. 2012. Do actions speak louder than words? An empirical investigation of corporate environmental reputation. *Accounting, Organizations and Society*, 37 (1): 14-25. <https://doi.org/10.1016/j.aos.2011.12.001>

- Christensen, D. M. 2016. Corporate accountability reporting and high-profile misconduct. *The Accounting Review*, 91 (2): 377-399. <https://doi.org/10.2308/accr-51200>
- Collins, D. W., and Kothari, S. P. 1989. An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics*, 11 (2-3): 143-181. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(89\)90004-9](https://doi.org/10.1016/0165-4101(89)90004-9)
- Dhaliwal, D. S., Radhakrishnan, S., Tsang, A., and Yang, Y. G. 2012. Nonfinancial disclosure and analyst forecast accuracy: International evidence on corporate social responsibility disclosure. *The Accounting Review*, 87 (3): 723-759. <https://doi.org/10.2308/accr-10218>
- Greene, W. H. 2008. *Econometric Analysis (6th ed.)*. Upper Saddle River, NJ: Pearson/Prentice Hall.
- Hayn, C. 1995. The information content of losses. *Journal of Accounting and Economics*, 20 (2): 125-153. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(95\)00397-2](https://doi.org/10.1016/0165-4101(95)00397-2)
- Healy, P. M., and Palepu, K. G. 2001. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics*, 31 (1-3): 405-440. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00018-0](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00018-0)
- Herawaty, V. 2018. The effect of environmental performance and accounting characteristics to earnings informativeness. *IOP Conference Series: Earth and Environmental Science*, 106 (1), Article 012077. <https://doi.org/10.1088/1755-1315/106/1/012077>
- Hodge, K., Subramaniam, N., and Stewart, J. 2009. Assurance of sustainability reports: Impact on report users' confidence and perceptions of information credibility. *Australian Accounting Review*, 19 (3): 178-194. <https://doi.org/10.1111/j.1835-2561.2009.00056.x>
- Jaggi, B., Leung, S., and Gul, F. 2009. Family control, board independence and earnings management: Evidence based on Hong Kong firms. *Journal of Accounting and Public Policy*, 28 (4): 281-300. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2009.06.002>
- Jensen, M. C., and Meckling, W. H. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3 (4): 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Jensen, M. C., and Ruback, R. S. 1983. The market for corporate control: The scientific evidence. *Journal of Financial Economics*, 11 (1-4): 5-50. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(83)90026-X)

org/10.1016/0304-405X(83)90004-1

- Kim, Y., Park, M. S., and Wier, B. 2012. Is earnings quality associated with corporate social responsibility?. *The Accounting Review*, 87 (3): 761-796. <https://doi.org/10.2308/accr-10209>
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., and Shleifer, A. 1999. Corporate ownership around the world. *The Journal of Finance*, 54 (2): 471-517. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00115>
- Lyubimov, A., Davis, L., and Trompeter, G. 2020. The impact of the Sarbanes–Oxley Section 404(b) exemption on earnings informativeness. *International Journal of Auditing*, 24 (1): 3-23. <https://doi.org/10.1111/ijau.12174>
- Marquardt, D. W. 1980. You should standardize the predictor variables in your regression models. *Journal of the American Statistical Association*, 75 (369): 87-91. <https://doi.org/10.1080/01621459.1980.10477430>
- McConnell, J. J., and Servaes, H. 1990. Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics*, 27 (2): 595-612. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(90\)90069-C](https://doi.org/10.1016/0304-405X(90)90069-C)
- Morck, R., Shleifer, A., and Vishny, R. W. 1988. Management ownership and market valuation: An empirical analysis. *Journal of Financial Economics*, 20: 293-315. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90048-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90048-7)
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *The Review of Financial Studies*, 22 (1): 435-480. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053>
- Pflugrath, G., Roebuck, P., and Simnett, R. 2011. Impact of assurance and assurer's professional affiliation on financial analysts' assessment of credibility of corporate social responsibility information. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 30 (3): 239-254. <https://doi.org/10.2308/ajpt-10047>
- Ramanna, K. 2013. A framework for research on corporate accountability reporting. *Accounting Horizons*, 27 (2): 409-432. <https://doi.org/10.2308/acch-50412>
- Rezaee, Z., and Tuo, L. 2019. Are the quantity and quality of sustainability disclosures associated with the innate and discretionary earnings quality?. *Journal of Business Ethics*, 155 (3): 763-786. <https://doi.org/10.1007/s10551-017-3546-y>
- Serafeim, G., and Yoon, A. 2022. Stock price reactions to ESG news: The role of ESG ratings and disagreement. *Review of Accounting Studies*, 28 (3): 1500-1530.

<https://doi.org/10.1007/s11142-022-09675-3>

- Shan, Y. G., Tang, Q., and Zhang, J. 2021. The impact of managerial ownership on carbon transparency: Australian evidence. *Journal of Cleaner Production*, 317, Article 128480. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.128480>
- Wang, L. L. 2023. Transmission effects of ESG disclosure regulations through bank lending networks. *Journal of Accounting Research*, 61 (3): 935-978. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12478>
- Warfield, T. D., Wild, J. J., and Wild, K. L. 1995. Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 20 (1): 61-91. [https://doi.org/10.1016/0165-4101\(94\)00393-J](https://doi.org/10.1016/0165-4101(94)00393-J)
- Watts, R. L., and Zimmerman, J. L. 1978. Towards a positive theory of the determination of accounting standards. *The Accounting Review*, 53 (1): 112-134.

Author Biography

Huan-Yi Li

Huan-Yi Li is an Associate Professor in the Department of Accounting at National Changhua University of Education. Her research interests include tax accounting and corporate governance. Her research papers have been published in *Journal of Management and Business Research*, *Review of Securities & Futures Markets*, and *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economic*.

*Hsin-Yi Chi

Hsin-Yi Chi is a Professor in the Department of Accounting at National Chung Hsing University. His research interests include financial accounting, auditing, and corporate governance. His research papers have been published in *Contemporary Accounting Research*, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, *Pacific-Basin Finance Journal*, *Asia-Pacific Journal of Accounting and Economic*, *Journal of Management*, *Sun Yat-Sen Management Review*, *Review of Securities and Futures Markets*, *Journal of Accounting Review*, *NTU Management Review*, *Taiwan Accounting Review*, *International Review of Economics & Finance*, *Journal of Management & Systems*, *Journal of Business Research*, and *Pan-Pacific Management Review*.

Ching-Hua Chen

Ching-Hua Chen received her Master's degree in Accounting from National Changhua University of Education and is currently an auditor with Deloitte & Touche, Taiwan.

*E-mail: hychi@dragon.nchu.edu.tw

The authors would like to thank the anonymous reviewers and the editors for their helpful comments and suggestions.