

## The Effect of Information Opacity on the Weighting of Performance Measures in the Compensation Contracts of CEOs: Evidence from U.S. Firms

### 資訊透明度對於執行長之薪酬合約中績效指標權重之影響—以美國上市、上櫃公司為樣本

Tay-Chang Wang, Department of Accounting, and Center for Research in Econometric Theory and Applications, National Taiwan University  
王泰昌 / 國立臺灣大學會計學系及計量理論與應用研究中心

Chia-Wen Liu, Department of Accounting, and Center for Research in Econometric Theory and Applications, National Taiwan University  
劉嘉雯 / 國立臺灣大學會計學系及計量理論與應用研究中心

Liang-Shiuan Chen, Ph.D. Student, Department of Accounting, National Taiwan University  
陳良軒 / 國立臺灣大學會計學系博士生

*Received 2020/7, Final revision received 2022/3*

#### Abstract

This study examines the effect of information opacity of accounting numbers and stock-related information on the weighting of accounting-based and stock-based performance measures in CEOs' compensation contracts. For stock-related information opacity, we find that the weighting of the accounting-based performance measure significantly increases and that the weighting of the stock-based performance measure significantly decreases if the bid-ask spread of the stock increases. In addition, we find that the weighting of the accounting-based performance measure significantly decreases and that the weighting of the stock-based performance measure significantly increases if the number of analysts of a corporation increases.

For information opacity of accounting numbers, we find that the weighting of the accounting-based performance measure significantly decreases if the quality of the information of financial statements worsens. However, the weighting of the stock-based performance measure does not increase significantly simultaneously. Lastly, we take industrial difference into account and find that different business models across industries do not result in significantly higher or lower weightings of performance measures.

**【 Keywords 】** compensation contracts, information opacity, accounting-based performance measures, stock-based performance measures

## 摘要

本研究探討資訊透明度對於執行長之薪酬合約中會計基礎績效指標及股份基礎績效指標權重之影響。首先，本研究以公司股票之買賣價差衡量公司股票相關資訊透明度，發現當公司股票之買賣價差愈大時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著提升，放置於股份基礎績效指標之權重顯著下降。此外，本研究亦以針對公司股票進行分析之分析師個數多寡衡量公司股票相關資訊透明度，發現當分析師個數愈多時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著降低，放置於股份基礎績效指標之權重顯著上升。

另一方面，本研究以財務報表資訊品質衡量公司財務相關資訊透明度，並以裁決性應計數之絕對值衡量財務報表資訊品質。本研究發現，當裁決性應計數之絕對值愈大時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著降低，放置於股份基礎績效指標之權重則未有顯著變化。另外，考量產業特性進行迴歸分析，發現不同產業之產業特性差異，並未對薪酬合約中之會計基礎績效指標及股份基礎績效指標之權重產生顯著影響。

【關鍵字】 薪酬合約、資訊透明度、會計基礎績效指標、股份基礎績效指標

## 壹、緒論

執行長（以下簡稱 CEO）之薪酬合約中，會計基礎績效指標 (Accounting-based Performance Measures) 及股份基礎績效指標 (Stock-based Performance Measures) 是較常見的二大類績效衡量指標。其中常見的會計基礎績效指標為資產報酬率 (Return on Assets, ROA)，常見的股份基礎績效指標則為股價報酬率 (Stock Returns)。公司內負責決定薪酬之功能性委員會（以下簡稱薪酬委員會）在設計 CEO 之薪酬合約時，放置於會計基礎績效指標與股份基礎績效指標的權重不盡相同。薪酬委員會之所以調配權重，主要係為降低代理問題 (Agency Problem)，使 CEO 之利益與股東之利益能夠緊密扣合。

在會計基礎績效指標方面，薪酬委員會藉由衡量 CEO 之盈餘表現、業績表現等指標以決定 CEO 之薪酬，以激勵 CEO 締造更好的盈餘或營收。然而，將過多權重放置於會計基礎績效指標，可能促使 CEO 進行盈餘管理 (Earnings Management)，進行非必要之決策以創造較佳之盈餘或營收表現 (Ibrahim and Lloyd, 2011)。

在股份基礎績效指標方面，許多公司以公司自身之股票、股票選擇權等作為薪酬之一部份。當公司的表現受到投資人肯定進而使股票價格提升時，CEO 同時亦透過股票或股票選擇權獲得獎勵。因此，股份基礎績效指標亦有激勵管理階層之功效。然而，隨著期貨、遠期合約等衍生性金融商品市場日益興盛，管理階層得以透過衍生性金融商品市場避險。如此一來，股票、股票選擇權等工具的激勵效果可能因此降低 (Hung, Wang, and Pan, 2019)。

另一方面，會計之目的之一即為提供公司之財務相關資訊。不論公司申請公開發行、上市、上櫃，或是向金融機構融資，財務報表皆為必要文件。對於投資人及金融機構而言，財務報表中揭露之財務資訊能夠作為監督公司之工具。理論上，除了會計所提供之財務資訊外，投資人及金融機構亦能夠透過股價、分析師預測等股票相關資訊獲得公司財務資訊，做為投資及監督公司時之參考。然而，即使每間公司依法皆須提供財務報表，每間公司皆有財務報表資訊，但股票相關資訊則不盡然。股價、分析師預測等股票相關資訊愈多的公司，其公開於社會上的股票相關資訊愈多，股票相關資訊透明度愈高。換言之，除了財務報表所提供的財務資訊外，投資人及金融機構亦能夠透過股價、分析師預測等獲取相關資訊。相較之下，股價、分析師預測等股票相關資訊愈少的公司，其股票相關資訊透明度愈低，投資人及金融機構可能難以取得財務報表以外之資訊。因此，財務報表可能成為少數或唯一公開於社會上之資訊。

參考 Banker and Datar (1989) 的理論，當財務報表提供之財務資訊成為股票相關資訊透明度較低的公司少數或唯一的公開資訊時，由於公司股票相關資訊透明度

較低，股票相關資訊精確度亦較低。股票相關資訊精確度較低，意即股票相關資訊無法精確反映公司的實質。當股票相關資訊精確度較低而無法反映公司的實質時，會計所提供之財務資訊透明度相對較高，財務資訊精確度亦較高，較能夠反映公司的實質，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重將提升。

資訊透明度除了以資訊量的多寡衡量外，亦可以資訊的品質良窳衡量。即便每間公司均必須提供財務報表，各公司財務報表資訊之品質仍不盡相同，而資訊之品質亦關係到資訊是否能精確反映公司的實質。同樣依據 Banker and Datar (1989) 的理論，當財務報表資訊之品質較差時，財務相關資訊透明度較低，較無法精確反映公司的實質，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重應下降。

本研究欲透過實證，分析、檢驗上述論點。首先，我們分別以股票買賣價差及分析師個數衡量股票相關資訊透明度。實證結果發現，當股票買賣價差愈大，股票相關資訊透明度愈低時，CEO 之薪酬合約中，放置於會計基礎績效指標之權重顯著增加，而放置於股份基礎績效指標之權重則顯著下降。另外，當分析師個數愈多，股票相關資訊透明度愈高時，CEO 之薪酬合約中，放置於會計基礎績效指標之權重顯著下降，放置於股份基礎績效指標之權重則顯著增加。

本研究續以財務報表資訊品質衡量財務相關資訊透明度。本研究以裁決性應計數之絕對值衡量財務報表品質。實證結果發現，當裁決性應計數之絕對值愈高，財務報表資訊品質愈差，財務相關資訊透明度愈低，CEO 之薪酬合約中，放置於會計基礎績效指標之權重顯著下降。然而，放置於股份基礎績效指標之權重未有顯著上升。

過去許多文獻 (Lambert and Larcker, 1987; Davila and Penalva, 2006; Ozkan, Singer, and You, 2012; Hung et al., 2019) 探討在某一特定情況下，薪酬合約中不同類別績效指標權重之變化，惟目前尚未有文獻結合相關理論，完整探討並透過實證研究分析資訊透明度對於薪酬合約中不同類別績效指標權重之影響。因此，本研究期望透過實證研究與理論之結合，完整探討資訊透明度對於薪酬合約中不同類別績效指標權重之影響。

本研究架構如下：第貳部分回顧過去文獻並說明研究假說，第參部分說明本研究之迴歸變數、實證模型及樣本，第肆部分及第伍部分分析透過實證模型得出之實證結果，最後第陸部分總結整篇研究。

## 貳、文獻回顧及假說建立

### 一、資訊透明度

在資本市場中，投資人透過蒐集各種可獲得之資訊，形成投資決策。公司的資

訊是否透明，影響投資人的投資風險及監督成本。公司內部管理階層與投資人間存有資訊不對稱 (**Information Asymmetry**) 之問題，提供透明的資訊便是解決資訊不對稱的方式之一。近二十年來，自從 2001 年美國安隆 (**Enron**) 案起，證券主管機關要求公司揭露之財務資訊不斷增多。再者，我國《證券交易法》近年修訂內線交易之相關條文，將限制及罰則向上修正，亦是要求公司必須將影響公司營運或股票價格之重大訊息即時揭露，以保障投資人之權益。由此可見，主管機關對於公司資訊揭露、資訊透明度之要求日益增加，以促進資本市場的健全發展及提供投資人更多與公司營運相關之資訊。

除了主管機關所要求申報之文件外，投資人及金融機構亦能夠透過股價資訊、分析師預測資訊等股票相關資訊形成投資決策，及作為監督公司時之參考。只是，在資訊傳遞效率上，股價資訊、分析師預測資訊等股票相關資訊通常能夠以較快的速度傳遞給投資人及金融機構；相較之下，主管機關所要求申報之文件通常為定期申報，無法在第一時間將資訊傳遞給投資人及金融機構。此外，即使每間公司都必須定期申報財務報表，提供財務資訊，在資訊量上，可說每間公司的財務相關資訊透明度相似，但並非每間公司的股票相關資訊透明度皆相似。舉例而言，許多規模較大的公司，例如：台積電、鴻海等，會有較多的分析師針對其公司股票進行分析、預測及評價，股票相關資訊透明度較高；相較之下，規模較小或是知名度較低的公司，對其股票進行分析、預測及評價的分析師就較少，此類公司的股票相關資訊透明度相對較低。

根據 **Banker and Datar (1989)** 的理論，假設有二類不同資訊存在，但二類資訊的資訊透明度不同。當第一類資訊的資訊透明度較低時，第一類資訊的資訊精確度亦較低，代表第一類資訊無法精確反映公司的實質；對比之下，第二類資訊的資訊透明度較高，資訊精確度亦較高，較能夠反映公司的實質。因此，薪酬合約中放置於以第二類資訊為基礎的績效指標權重將提高。

本研究欲透過實證研究檢驗上述論點。根據 **Banker and Datar (1989)**，當公司的股票相關資訊透明度較低時，股票相關資訊的資訊精確度較低，意即股票相關資訊無法精確反映公司的實質，對比之下，會計所提供之財務報表資訊可能是此類公司少數或唯一的公開資訊，財務相關資訊的資訊透明度較高，資訊精確度亦較高，較能夠反映公司的實質。因此，本研究預期，當公司股票相關資訊透明度較低時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重將提升，放置於股份基礎績效指標之權重將下降。

另一方面，資訊透明度亦可以資訊品質 (**Information Quality**) 衡量。亦即，即使每間公司均須提供財務報表，各公司財務報表之資訊品質不盡相同。當資訊之品質愈佳時，該資訊愈能夠精確反映公司的實質，資訊透明度愈高。同樣依據 **Banker**

and Datar (1989) 的理論，當公司財務報表資訊品質較差時，財務相關資訊透明度較低，較無法反映公司實質，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重應下降。

## 二、會計基礎績效指標及股份基礎績效指標

經理人薪酬合約的設計長期以來都是學者關注的議題。設計經理人薪酬合約時，會計基礎績效指標及股份基礎績效指標是較常見的二十大類績效指標。過去文獻較常探討的是某一現象對於薪酬合約中此二十大類績效指標權重的影響。

Lambert and Larcker (1987) 指出，當公司會計基礎績效指標每年變動幅度 (Volatility) 大於股份基礎績效指標每年變動幅度時，或當公司正處於成長期階段，其資產及營收成長率較高時，公司薪酬合約中，放置於會計基礎績效指標的權重顯著較低。此係因在上述二種情況下，會計基礎績效指標的資訊品質較低，意即會計基礎績效指標受到雜訊 (Noise) 干擾，無法精確反映公司的實質，導致會計基礎績效指標資訊的實用性下降。另外，該研究亦發現當經理人持有其自身公司股份比例較低時，公司薪酬合約中，放置於會計基礎績效指標的權重顯著較低；同時，放置於股份基礎績效指標的權重顯著較高。

Ozkan et al. (2012) 的研究也探討資訊品質對於績效指標權重的影響。該研究探討歐洲國家採用國際財務報導準則 (IFRS) 前後，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標及股份基礎績效指標的權重變化。研究發現，當歐洲國家採用國際財務報導準則後，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標的權重增加。此外，若該國原本採用之會計準則與國際財務報導準則的差異程度愈高，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標的權重，於採用國際財務報導準則後，增加幅度更為顯著。該研究指出，此係因國際財務報導準則提升了會計資訊的資訊品質，尤其是可比較性 (Comparability) 的提升，使會計資訊的價值提升，促使公司薪酬合約將較高的權重放置於會計基礎績效指標。

上述研究之外，有研究探討公司治理結構對於績效指標權重之影響。Davila and Penalva (2006) 的研究顯示，當公司 CEO 對於公司經營策略及決策具有較高的影響力或主導權時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標的權重較放置於股份基礎績效指標的權重高。該研究指出，此係因相較於股份基礎績效指標，CEO 無法輕易掌控股價的波動，但會計基礎績效指標是 CEO 較能夠掌握的 (Controllable)。因此，當 CEO 在公司內部擁有主導經營策略及決策的權力時，CEO 對於薪酬合約設計的談判能力 (Bargaining Power) 較高，進而使公司放置較高的權重於 CEO 較能夠掌握的會計基礎績效指標。

除前述關於資訊品質及公司治理結構之研究外，近年也有研究發現經理人自身的行為亦會影響薪酬合約中績效指標的權重。Hung et al. (2019) 的研究探討當經理

人能夠透過衍生性金融商品市場，針對其手中之股票進行避險活動時，對於公司的薪酬合約設計有何影響。詳言之，股份基礎給付是公司支付經理人薪酬的常見方法，公司給予經理人自身公司之股票或股票選擇權，希望能夠激勵經理人。然而，對經理人而言，股票或股票選擇權同時存在風險。當公司表現不如預期導致股價下跌時，經理人手中之股票或股票選擇權將失去其價值。隨著衍生性金融商品的興起，提供了經理人避險的管道。手中握有公司股票選擇權的經理人，只要進入選擇權市場同時買進公司股票賣權，就能夠規避股價下跌所導致的潛在損失。如此一來，因為經理人能夠避險而使股份基礎給付之激勵效果下降。該研究發現，若公司股票在衍生性金融商品市場上市，公司薪酬委員會在設計薪酬合約時顯著地調降了股份基礎績效指標的權重，會計基礎績效指標的權重則相對地顯著上升。

上述提及之文獻，皆偏重於討論在某一特定的情況下，對於會計基礎績效指標及股份基礎績效指標之權重造成之影響。雖然許多文獻皆曾提及資訊透明度，然而，目前尚未見到較完整探討資訊透明度對於績效指標權重之影響之研究，且這些文獻並未與相關理論連結。因此，本研究欲由 Banker and Datar (1989) 對於資訊透明度提出的理論出發，更為完整地探討資訊透明度對於薪酬合約中績效指標權重之影響。

### 三、假說建立

根據 Banker and Datar (1989) 的理論，當股票相關資訊透明度較低時，資訊精確度亦較低，較無法反映公司的實質。與此同時，若財務相關資訊透明度相對較高，資訊精確度亦較高，將較能反映公司的實質。因此，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標的權重應相對提高，而放置於股份基礎績效指標的權重則相對下降。本研究建立的假說如下：

- 假說 1：在其他條件不變情況下，股票相關資訊透明度愈低（高）的公司，薪酬委員會在設計 CEO 之薪酬合約時，放置於會計基礎績效指標的權重愈高（低），而放置於股份基礎績效指標的權重愈低（高）。
- 假說 2：在其他條件不變情況下，財務報表資訊品質愈差（佳）的公司，其財務相關資訊透明度愈低（高），薪酬委員會在設計 CEO 之薪酬合約時，放置於會計基礎績效指標的權重愈低（高），而放置於股份基礎績效指標的權重愈高（低）。

## 參、迴歸變數、迴歸模型及樣本來源

### 一、迴歸變數

#### (一) 應變數

本研究以公司 CEO 之總薪酬作為應變數。參考過去相關文獻 (Core, Guay, and Verrecchia, 2003; Davila and Penalva, 2006; Cheng and Indjejikian, 2009; Ozkan et al., 2012)，本研究定義 CEO 之總薪酬為 CEO 實際獲得之所有報酬 (*TP*)，包含薪資、紅利、股票選擇權、限制型股票等。為避免極端值影響實證結果，本研究將 CEO 之總薪酬取自然對數 (Natural Logarithm)。

#### (二) 主要自變數

##### 1. 會計基礎績效指標及股份基礎績效指標

參考過去文獻 (Lambert and Larcker, 1987; Sloan, 1993; Baber, Kang, and Kumar, 1998; Bushman and Smith, 2001; Hung et al., 2019)，決定經理人薪酬的二十大類績效指標分別為會計基礎績效指標及股份基礎績效指標。其中資產報酬率 (*ROA*) 為較常被採用的會計基礎績效指標，股價報酬率 (*RET*) 為較常被採用的股份基礎績效指標。因此，本研究分別以資產報酬率 (*ROA*) 及股價報酬率 (*RET*) 作為會計基礎績效指標及股份基礎績效指標之變數，其中資產報酬率的計算方式為年度淨利除以年度平均總資產，股價報酬率則為公司股票之年報酬率。

##### 2. 股票相關資訊透明度

參考過去與資訊揭露及衡量資訊透明度相關之文獻，衡量股票相關資訊透明度的常見變數包含股票買賣價差 (Bid-ask Spread) (Leuz and Verrecchia, 2000) 及分析公司股票的分析师個數 (Analysts Coverage) (Mansi, Maxwell, and Miller, 2011)。本研究以股票買賣價差衡量股票相關資訊透明度，係因當公司股票相關資訊透明度較高，股票相關資訊不對稱之情形較不嚴重，股票買賣價差應較小。本研究另採用分析師個數作為衡量公司股票相關資訊透明度之另一變數，此係因分析師針對公司股票進行分析後，能夠提供投資人該公司股票的評價資訊與投資建議；當分析師個數愈多，代表投資人有愈多資訊可以參考，以形成對公司的投資決策。股票買賣價差的衡量方式為公司股票過去一年的平均買賣價差，而分析師個數的衡量方式為過去一年內，針對公司股票進行分析的分析師個數。因我們採用的資料庫提供之數據為月資料，故，股票買賣價差之計算方式為公司每月買賣價差之總和除以 12，分析師個數之計算方式為每月針對公司股票進行分析的分析師個數之總和除以 12。若遇有遺漏值而未能取得 12 個月份之完整數據，則以實際取得之月數進行平均。

當股票相關資訊愈透明時，股票的買賣價差應愈小。因此，本研究預期，在股票買賣價差 (*SPREAD*) 此一衡量變數之迴歸模型中，當 *SPREAD* 愈大，薪酬合約中



放置於 *ROA* 的權重將提升。同時，放置於 *RET* 的權重將下降。當針對公司股票進行分析及預測的分析師個數愈多，股票相關資訊透明度愈高。因此，本研究預期，在分析師個數 (*ANALYSTS*) 此一衡量變數之迴歸模型中，當 *ANALYSTS* 愈大，薪酬合約中放置於 *ROA* 的權重將下降。同時，放置於 *RET* 的權重將提升。

### 3. 財務相關資訊透明度

本研究另以財務報表之資訊品質，作為財務資訊透明度之衡量方式。當公司之財務報表資訊品質愈高時，財務報表資訊之資訊透明度愈高。根據過去文獻 (Lambert and Larcker, 1987; Ozkan et al., 2012)，當財務報表資訊品質愈高時，應可預期公司薪酬合約中之會計基礎績效指標權重將顯著提升；反之，會計基礎績效指標權重將顯著下降。

常見之財務報表資訊品質之衡量變數，包含：裁決性應計數 (Discretionary Accruals)、財務報表是否重編 (Restatement)、內部控制是否有重大缺失 (Material Weakness) 等。本研究以裁決性應計數之絕對值作為財務報表資訊品質之衡量變數，一方面係因裁決性應計數為連續性變數 (Continuous Variable)，較不會影響實證結果；另一方面係因財務報表是否重編、內部控制是否有重大缺失等衡量變數，在本研究樣本有集中偏向於 0 之情形，此將影響實證之精確。以下分別使用 Modified Jones Model (Dechow, Sloan, and Sweeney, 1995) 及 Performance Adjusted Model (Kothari, Leone, and Wasley, 2005) 二模型計算裁決性應計數。

#### Modified Jones Model (1995)

$$\begin{aligned} \frac{TACC_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} &= \hat{\alpha}_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_{2t} \frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_{3t} \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\epsilon}_{i,t}, \\ DACCa_{i,t} &= \frac{TACC_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} - \left( \hat{\alpha}_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_{2t} \frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_{3t} \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} \right) \end{aligned} \quad (1)$$

#### Performance Adjusted Model (2005)

$$\begin{aligned} \frac{TACC_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} &= \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\beta}_{2t} \frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\beta}_{3t} \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\beta}_{4t} ROA_{t-1} + \hat{\epsilon}'_{i,t}, \\ DACCb_{i,t} &= \frac{TACC_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} - \left( \hat{\beta}_{0t} + \hat{\beta}_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\beta}_{2t} \frac{\Delta Sales_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\beta}_{3t} \frac{PPE_{i,t}}{Assets_{i,t-1}} + \hat{\beta}_{4t} ROA_{t-1} \right) \end{aligned} \quad (2)$$

其中，

*DACCa* 為依照 Modified Jones Model 計算之裁決性應計數，

*DACCb* 為依照 Performance Adjusted Model 計算之裁決性應計數，

*TACC* 為總應計數，為公司淨利減除營運活動現金流量，

*Sales* 為公司銷貨收入金額，

*AR* 為公司應收帳款金額，  
*PPE* 為公司固定資產毛額，  
*Assets* 為公司總資產金額，  
*ROA* 為公司資產報酬率。

### (三) 控制變數

參考過去相關文獻 (Hall and Liebman, 1998; Core, Holthausen, and Larcker, 1999; Bertrand and Mullainathan, 2001; Core and Guay, 2001; Chava, Kumar, and Warga, 2010; Frydman and Saks, 2010; Welch, 2011; Hung et al., 2019; 黃麗津和林穎芬, 2020)，本研究於實證模型中放入下列五項控制變數，包含負債比率 (*LEVERAGE*)、公司資產規模 (*SIZE*)、股東權益市值與帳面價值比率 (*MB*)、現金及約當現金佔總資產比率 (*CASHRATIO*) 及 CEO 任期 (*CEOTENURE*)。當負債比率愈大時，公司可能需要保留愈多資金以備償還債務，CEO 之薪酬可能愈低，因此預期負債比率之估計係數為負。公司資產規模若愈大，應有愈多資金可作為 CEO 之薪酬，故預期公司資產規模之估計係數為正。股東權益市值與帳面價值比率通常用來衡量公司未來的成長潛力，或投資人是否看好公司未來的發展。當此比率愈大時，代表投資人愈看好公司未來發展的潛力。而當投資人愈看好公司未來發展的潛力時，投資人應更願意進一步投資於公司，公司便擁有較多資金做為 CEO 之薪酬，故預期此變數之估計係數為正。當現金及約當現金佔總資產比率愈高時，代表公司擁有較多的資金作為 CEO 之薪酬，故預期此變數之估計係數為正。最後，一般預期薪酬會隨著年資增加而增加，因此預期當 CEO 任期愈久，薪酬應隨之增加，故預期此變數之估計係數為正。

五項控制變數之定義分別為：負債比率為公司總負債除以公司總資產；公司資產規模為公司總資產（以百萬美元為單位）取自然對數；股東權益市值與帳面價值比率為公司股東權益市值（會計年度結束日之流通在外普通股股數當日市場收盤價格）除以股東權益帳面價值；現金及約當現金佔總資產比率為公司之現金及約當現金總和除以總資產；CEO 任期為自 CEO 擔任該職務起算之年數。

## 二、迴歸模型

本研究依據前述四項資訊透明度之衡量變數 (*SPREAD*、*ANALYSTS*、 $|DACCa|$ 、 $|DACCb|$ )，分別建立迴歸模型。

### Model A：買賣價差迴歸模型

$$\ln(TP_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_{i,t} + \alpha_2 ROA_{i,t} + \alpha_3 RET_{i,t} + \alpha_4 SPREAD_{i,t} \times ROA_{i,t} + \alpha_5 SPREAD_{i,t} \times RET_{i,t} + \sum \alpha_k Control\ Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

Model B：分析師個數迴歸模型

$$\ln(TP_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 ANALYSTS_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 RET_{i,t} + \beta_4 ANALYSTS_{i,t} \times ROA_{i,t} + \beta_5 ANALYSTS_{i,t} \times RET_{i,t} + \sum \beta_k Control Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

Model C：裁決性應計數迴歸模型（依 Modified Jones Model 計算裁決性應計數）

$$\ln(TP_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 |DACCa_{i,t}| + \gamma_2 ROA_{i,t} + \gamma_3 RET_{i,t} + \gamma_4 |DACCa_{i,t}| \times ROA_{i,t} + \gamma_5 |DACCa_{i,t}| \times RET_{i,t} + \sum \gamma_k Control Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (5)$$

Model D：裁決性應計數迴歸模型（依 Performance Adjusted Model 計算裁決性應計數）

$$\ln(TP_{i,t}) = \delta_0 + \delta_1 |DACCb_{i,t}| + \delta_2 ROA_{i,t} + \delta_3 RET_{i,t} + \delta_4 |DACCb_{i,t}| \times ROA_{i,t} + \delta_5 |DACCb_{i,t}| \times RET_{i,t} + \sum \delta_k Control Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (6)$$

**三、樣本來源**

本研究自 WRDS (Wharton Research Data Services) 資料庫蒐集研究樣本。CEO 之年度總薪酬 (*TP*) 及 CEO 任期 (*CEOTENURE*) 自資料庫中之 Execucomp 模組蒐集，股票買賣價差 (*SPREAD*) 及股價報酬率 (*RET*) 自資料庫中之 CRSP 模組蒐集，證券分析師個數 (*ANALYSTS*) 自資料庫中之 IBES 模組蒐集，而資產報酬率 (*ROA*) 及財務資訊相關之控制變數 (*LEVERAGE*、*SIZE*、*MB* 及 *CASHRATIO*) 則自資料庫中之 Compustat 模組蒐集。

因 Execucomp 提供自 1993 年起之 CEO 薪酬資料，本研究蒐集 1993 年至 2018 年之資料作為樣本。為避免變數極端值影響研究結果，進行迴歸分析時，本研究將各變數極大及極小 1% 之數值溫賽化。同時，由於金融業之財務結構較為特殊，進行迴歸分析時將剔除金融業之公司 (SIC 代碼 6000 至 6999)。

**肆、樣本選取及實證結果****一、股票相關資訊透明度迴歸模型—樣本選取**

Model A 及 Model B 迴歸模型分別採用股票買賣價差及分析師個數作為股票相關資訊透明度之衡量變數。股票買賣價差迴歸模型部分，最初共蒐集 49,323 筆公司年 (Firm-year) 觀察值。不過，部分觀察值之財務資訊、股價報酬率資訊及買賣價差資訊有遺漏值之情形，經剔除遺漏值後，共得出 32,462 筆公司年觀察值；若再剔除

表一 股票買賣價差迴歸模型及分析師個數迴歸模型之樣本選取

	股票買賣價差 迴歸模型 (Model A)	分析師個數 迴歸模型 (Model B)
CEO 總薪酬及 CEO 任期 (Execucomp)	49,323	49,323
減：財務資訊遺漏值 (Compustat)	(15,378)	(15,377)
減：股價報酬率及買賣價差遺漏值 (CRSP)	(1,483)	(1,483)
減：分析師個數遺漏值 (IBES)	-	(5,180)
	32,462	27,283
減：金融業公司	(3,904)	(3,269)
最終觀察值個數	28,558	24,014

金融業之公司，則得出 28,558 筆公司年觀察值。分析師個數迴歸模型部分，最初共蒐集 49,323 筆公司年觀察值，經剔除遺漏值後，共得出 27,283 筆公司年觀察值；若再剔除金融業之公司，則得出 24,014 筆公司年觀察值。茲將樣本選取過程詳列如表一。

## 二、股票相關資訊透明度迴歸模型—敘述性統計及相關係數矩陣

表二統整股票買賣價差迴歸模型變數之溫賽化後之敘述性統計。CEO 總薪酬（以千美元為單位）取自然對數平均值為 8.047，平均 CEO 總薪酬約為 5,151 千美元。平均資產報酬率為 4.1%，平均股價報酬率為 15%。至於本迴歸模型的核心變數 *SPREAD*，平均買賣價差約為 0.092 美元，不過大部分觀察值的買賣價差低於平均數，此變數之平均值受到少部分高買賣價差之觀察值影響。控制變數部分，平均負債比率為 52.2%；公司總資產（以百萬美元為單位）取自然對數之平均值為 7.418，樣本平均公司總資產約為 7,108 百萬美元；公司股東權益市值平均約為帳面值之 3.177 倍；現金及約當現金平均約佔總資產 15.9%；CEO 任期平均約為 8.028 年。

表三統整分析師個數迴歸模型變數之溫賽化後之敘述性統計。CEO 總薪酬（以千美元為單位）取自然對數平均值為 8.109，平均 CEO 總薪酬約為 5,350 千美元。平均資產報酬率為 4.8%，平均股價報酬率為 15.4%。至於本迴歸模型的核心變數 *ANALYSTS*，平均分析師個數約為 9.712 個，中位數為 7.913 個，平均值受到部分分析師個數較多的觀察值影響。如表三所示，有多達 29 個分析師針對公司證券進行分析的觀察值存在。控制變數部分，平均負債比率為 51.9%；公司總資產（以百萬美元為單位）取自然對數之平均值為 7.496，樣本平均公司總資產約為 7,548 百萬美元；公司股東權益市值平均約為帳面值之 3.252 倍；現金及約當現金平均約佔總資產 15.8%；CEO 任期平均約為 8.118 年。

表四為買賣價差迴歸模型變數之 Spearman 相關係數矩陣。表中最小值為 0.013，

最大值為 0.689。若進行 VIF 共線性檢定，最小值為 1.000，最大值為 1.904。根據經驗法則，當 VIF 值大於 10 時，代表變數間有強烈共線情形，將導致迴歸模型估計係數不準確。本迴歸模型變數之 VIF 值皆遠小於 10，故應可判斷本迴歸模型變數間無強烈共線情形。

表五為分析師個數迴歸模型變數之 Spearman 相關係數矩陣。表中最小值為 0.002，最大值為 0.687。若進行 VIF 共線性檢定，最小值為 1.000，最大值為 1.894。根據經驗法則，當 VIF 值大於 10 時，代表變數間有強烈共線情形，將導致迴歸模型估計係數不準確。本迴歸模型變數之 VIF 值皆遠小於 10，故應可判斷本迴歸模型變數間無強烈共線情形。

### 三、股票相關資訊透明度迴歸模型—實證結果

表六呈現股票買賣價差及分析師個數迴歸模型之實證結果，迴歸模型已考量年度固定效果及各公司之固定效果。為解決異質殘差變異數之問題，統計量已經過 White 異質性矯正，進行迴歸分析時，採用穩健標準誤 (Robust Standard Error)，以確保估計係數為最佳且不偏之估計值。

股票買賣價差迴歸模型觀察值共計 28,558 筆，由表六之實證結果發現，主要變數  $ROA \times SPREAD$  之估計係數顯著為正（估計係數為 1.858， $p$ -value 為 0.002）。同時， $RET \times SPREAD$  之估計係數顯著為負（估計係數為 -0.105， $p$ -value 為 0.064）。意即，當公司股票資訊透明度愈低、股票之買賣價差愈大時，薪酬合約中放置於  $ROA$ （會計基礎績效指標）的權重顯著提升。同時，放置於  $RET$ （股份基礎績效指標）的權重顯著下降。實證結果符合假說 1 之預期。

分析師個數迴歸模型觀察值共計 24,014 筆，實證結果發現，主要變數  $ROA \times ANALYSTS$  之估計係數顯著為負（估計係數為 -0.033， $p$ -value 為 0.002）。同時， $RET \times ANALYSTS$  之估計係數顯著為正（估計係數為 0.004， $p$ -value 為 0.003）。意即，當公司股票相關資訊透明度愈高、分析師個數愈多時，薪酬合約中放置於  $ROA$ （會計基礎績效指標）的權重顯著下降。同時，放置於  $RET$ （股份基礎績效指標）的權重顯著提升。實證結果符合假說 1 之預期。

### 四、財務相關資訊透明度迴歸模型—樣本選取

接續，我們探討財務相關資訊透明度對薪酬合約中績效指標權重之影響。Model C 及 Model D 迴歸模型採用財務報表資訊品質作為財務相關資訊透明度之衡量方式，並以裁決性應計數之絕對值衡量財務報表資訊品質。又裁決性應計數之計算方式有兩種（即依 Modified Jones Model 及 Performance Adjusted Model 分別計算），故本節針對此二迴歸模型進行實證。首先，依照 Modified Jones Model 計算

表二 股票買賣價差迴歸模型變數之敘述性統計 ( $n = 28,558$ )

	平均值	標準差	最小值	$P_{25}$	中位數	$P_{75}$	最大值
<i>ln(TP)</i>	8.047	1.047	5.257	7.316	8.100	8.800	10.369
<i>ROA</i>	0.041	0.105	-0.437	0.016	0.050	0.091	0.284
<i>RET</i>	0.150	0.514	-0.767	-0.157	0.087	0.345	2.336
<i>SPREAD</i>	0.092	0.151	0.002	0.014	0.029	0.086	0.906
<i>LEVERAGE</i>	0.522	0.228	0.084	0.360	0.523	0.668	1.200
<i>SIZE</i>	7.418	1.643	3.927	6.226	7.306	8.493	12.297
<i>MB</i>	3.177	4.124	-10.475	1.439	2.261	3.761	26.149
<i>CASHRATIO</i>	0.159	0.175	0.001	0.028	0.091	0.232	0.758
<i>CEOTENURE</i>	8.028	6.907	1.000	3.000	6.000	11.000	35.000

註：應變數 *ln(TP)* 為 CEO 總薪酬（含薪資、紅利、股票選擇權、限制型股票等，單位：千美元）取自然對數。自變數 *ROA* 為年度淨利除以年度平均總資產；*RET* 為年度股價報酬率；*SPREAD* 為年度平均股票買賣價差（月平均）。控制變數 *LEVERAGE* 為總負債除以總資產；*SIZE* 為總資產（單位：百萬美元）取自然對數；*MB* 為公司股東權益市值除以公司股東權益帳面值；*CASHRATIO* 為現金及約當現金佔總資產比例；*CEOTENURE* 為 CEO 任期年數。

表三 分析師個數迴歸模型變數之敘述性統計 ( $n = 24,014$ )

	平均值	標準差	最小值	$P_{25}$	中位數	$P_{75}$	最大值
<i>ln(TP)</i>	8.109	1.023	5.257	7.400	8.165	8.842	10.369
<i>ROA</i>	0.048	0.096	-0.437	0.020	0.053	0.093	0.284
<i>RET</i>	0.154	0.495	-0.767	-0.142	0.095	0.345	2.336
<i>ANALYSTS</i>	9.712	6.796	1.000	4.417	7.913	13.667	29.818
<i>LEVERAGE</i>	0.519	0.224	0.084	0.358	0.521	0.665	1.200
<i>SIZE</i>	7.496	1.622	3.927	6.312	7.377	8.544	12.297
<i>MB</i>	3.252	4.094	-10.475	1.495	2.339	3.862	26.149
<i>CASHRATIO</i>	0.158	0.172	0.001	0.029	0.092	0.229	0.758
<i>CEOTENURE</i>	8.118	6.885	1.000	3.000	6.000	11.000	35.000

註：應變數 *ln(TP)* 為 CEO 總薪酬（含薪資、紅利、股票選擇權、限制型股票等，單位：千美元）取自然對數。自變數 *ROA* 為年度淨利除以年度平均總資產；*RET* 為年度股價報酬率；*ANALYSTS* 為年度分析師個數。控制變數 *LEVERAGE* 為總負債除以總資產；*SIZE* 為總資產（單位：百萬美元）取自然對數；*MB* 為公司股東權益市值除以公司股東權益帳面值；*CASHRATIO* 為現金及約當現金佔總資產比例；*CEOTENURE* 為 CEO 任期年數。

表四 股票買賣價差迴歸模型變數之 Spearman 相關係數矩陣

	ln(TP)	ROA	RET	SPREAD	LEVERAGE	SIZE	MB	CASHRATIO	CEOTENURE
ln(TP)	1.000								
ROA	0.142 ***	1.000							
RET	0.076 ***	0.227 ***	1.000						
SPREAD	-0.272 ***	0.098 ***	-0.022 ***	1.000					
LEVERAGE	0.255 ***	-0.240 ***	-0.044 ***	-0.063 ***	1.000				
SIZE	0.689 ***	0.021 ***	0.013 **	-0.234 ***	0.455 ***	1.000			
MB	0.195 ***	0.461 ***	0.361 ***	0.032 ***	-0.032 ***	0.034 ***	1.000		
CASHRATIO	-0.071 ***	0.127 ***	0.067 ***	-0.138 ***	-0.447 ***	-0.328 ***	0.215 ***	1.000	
CEOTENURE	-0.022 ***	0.073 ***	0.016 ***	0.018 ***	-0.111 ***	-0.068 ***	0.038 ***	0.032 ***	1.000

註：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

表五 分析師個數迴歸模型變數之 Spearman 相關係數矩陣

	ln(TP)	ROA	RET	ANALYSTS	LEVERAGE	SIZE	MB	CASHRATIO	CEOTENURE
ln(TP)	1.000								
ROA	0.125 ***	1.000							
RET	0.069 ***	0.204 ***	1.000						
ANALYSTS	0.545 ***	0.187 ***	-0.009	1.000					
LEVERAGE	0.267 ***	-0.236 ***	-0.039 ***	0.072 ***	1.000				
SIZE	0.687 ***	-0.010	0.002	0.594 ***	0.473 ***	1.000			
MB	0.191 ***	0.459 ***	0.354 ***	0.264 ***	-0.013 **	0.022 ***	1.000		
CASHRATIO	-0.059 ***	0.149 ***	0.075 ***	0.034 ***	-0.453 ***	-0.320 ***	0.225 ***	1.000	
CEOTENURE	-0.028 ***	0.062 ***	0.015 **	0.013 **	-0.115 ***	-0.080 ***	0.029 ***	0.037 ***	1.000

註：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

表六 股票買賣價差迴歸模型及分析師個數迴歸模型實證結果  
應變數： $\ln(TP)$

	Coefficient ( <i>p</i> -value)	Coefficient ( <i>p</i> -value)
	Model A	Model B
Constant	4.814 *** (0.000)	5.059 *** (0.000)
ROA	0.501 *** (0.000)	1.053 *** (0.000)
RET	0.092 *** (0.000)	0.021 * (0.076)
SPREAD	0.066 (0.421)	
ANALYSTS		0.005 ** (0.026)
ROA × SPREAD	1.858 *** (0.002)	
RET × SPREAD	-0.105 * (0.064)	
ROA × ANALYSTS		-0.033 *** (0.002)
RET × ANALYSTS		0.004 *** (0.003)
LEVERAGE	-0.223 *** (0.000)	-0.219 *** (0.000)
SIZE	0.382 *** (0.000)	0.347 *** (0.000)
MB	0.010 *** (0.000)	0.010 *** (0.000)
CASHRATIO	0.137 * (0.064)	0.118 (0.140)
CEOTENURE	-0.000 (0.734)	-0.000 (0.881)
Year Fixed Effects	Yes	Yes
Firm Fixed Effects	Yes	Yes
Firm Cluster	Yes	Yes
Number of observations	28,558	24,014
Adjusted R2	0.250	0.246
F	113.65	93.80

註：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。



裁決性應計數。最初，共蒐集 49,323 筆公司年觀察值。不過，部分觀察值之財務資訊及股價報酬率資訊有遺漏值之情形，經剔除遺漏值後，共得出 28,911 筆公司年觀察值；若再剔除金融業之公司，則得出 28,376 筆公司年觀察值。依照 Performance Adjusted Model 計算裁決性應計數之迴歸模型部分，最初共蒐集 49,323 筆公司年觀察值，經剔除遺漏值後，共得出 28,194 筆公司年觀察值；若再剔除金融業之公司，則得出 27,690 筆公司年觀察值。茲將樣本選取過程詳列如表七。

表七 裁決性應計數迴歸模型之樣本選取

	Modified Jones Model (Model C)	Performance Adjusted Model (Model D)
CEO 總薪酬及 CEO 任期 (Execucomp)	49,323	49,323
減：財務資訊遺漏值 (Compustat)	(19,170)	(20,037)
減：股價報酬率遺漏值 (CRSP)	(1,242)	(1,092)
	28,911	28,194
減：金融業公司	(535)	(504)
最終觀察值個數	28,376	27,690

## 五、財務相關資訊透明度迴歸模型—敘述性統計及相關係數矩陣

表八統整以 Modified Jones Model 計算裁決性應計數之迴歸模型變數之溫賽化後之敘述性統計。CEO 總薪酬（以千美元為單位）取自然對數平均值為 8.046，平均 CEO 總薪酬約為 5,140 千美元。平均資產報酬率為 4.1%，平均股價報酬率為 15%。至於本迴歸模型的核心變數 *DACCa* 之絕對值，平均值約為 0.056 單位，不過大部分觀察值皆低於平均數，此變數之平均值受到少部分高裁決性應計數之觀察值影響。控制變數部分，平均負債比率為 52.2%；公司總資產（以百萬美元為單位）取自然對數之平均值為 7.418，樣本平均公司總資產約為 7,125 百萬美元；公司股東權益市值平均約為帳面值之 3.183 倍；現金及約當現金平均約佔總資產 15.9%；CEO 任期平均約為 8.020 年。

表九統整以 Performance Adjusted Model 計算裁決性應計數之迴歸模型變數之溫賽化後之敘述性統計。CEO 總薪酬（以千元美元為單位）取自然對數平均值為 8.063，平均 CEO 總薪酬約為 5,190 千美元。平均資產報酬率為 4.1%，平均股價報酬率為 14.5%。至於本迴歸模型的核心變數 *DACCb* 之絕對值，平均值約為 0.066 單位，不過大部分觀察值皆低於平均數，此變數之平均值受到少部分高裁決性應計數之觀察值影響。控制變數部分，平均負債比率為 52.4%；公司總資產（以百萬美元為單位）取自然對數之平均值為 7.451，樣本平均公司總資產約為 7,260 百萬美元；公司股東權益市值平均約為帳面值之 3.163 倍；現金及約當現金平均約佔總資產

表八 裁決性應計數迴歸模型 (Modified Jones Model) 變數之敘述性統計  
( $n = 28,376$ )

	平均值	標準差	最小值	$P_{25}$	中位數	$P_{75}$	最大值
$\ln(TP)$	8.046	1.046	5.257	7.316	8.098	8.797	10.369
ROA	0.041	0.105	-0.437	0.016	0.050	0.091	0.284
RET	0.150	0.514	-0.767	-0.157	0.088	0.345	2.336
DACCa	0.056	0.066	0.001	0.017	0.036	0.067	0.461
LEVERAGE	0.522	0.228	0.084	0.359	0.522	0.668	1.200
SIZE	7.418	1.645	3.927	6.224	7.300	8.494	12.297
MB	3.183	4.124	-10.475	1.443	2.268	3.769	26.149
CASHRATIO	0.159	0.175	0.001	0.028	0.091	0.232	0.758
CEOTENURE	8.020	6.894	1.000	3.000	6.000	11.000	35.000

註：應變數  $\ln(TP)$  為 CEO 總薪酬（含薪資、紅利、股票選擇權、限制型股票等，單位：千美元）取自然對數。自變數 ROA 為年度淨利除以年度平均總資產；RET 為年度股價報酬率；DACCa 為採用 Modified Jones Model 計算之裁決性應計數。控制變數 LEVERAGE 為總負債除以總資產；SIZE 為總資產（單位：百萬美元）取自然對數；MB 為公司股東權益市值除以公司股東權益帳面值；CASHRATIO 為現金及約當現金佔總資產比例；CEOTENURE 為 CEO 任期年數。

表九 裁決性應計數迴歸模型 (Performance Adjusted Model) 變數之敘述性統計  
( $n = 27,690$ )

	平均值	標準差	最小值	P25	中位數	P75	最大值
$\ln(TP)$	8.063	1.039	5.257	7.340	8.117	8.810	10.369
ROA	0.041	0.104	-0.437	0.016	0.050	0.091	0.284
RET	0.145	0.507	-0.767	-0.157	0.086	0.340	2.336
DACCb	0.066	0.065	0.001	0.023	0.049	0.088	0.406
LEVERAGE	0.524	0.228	0.084	0.363	0.524	0.670	1.200
SIZE	7.451	1.638	3.927	6.267	7.334	8.528	12.297
MB	3.163	4.114	-10.475	1.438	2.255	3.746	26.149
CASHRATIO	0.157	0.173	0.001	0.028	0.091	0.229	0.758
CEOTENURE	8.065	6.908	1.000	3.000	6.000	11.000	35.000

註：應變數  $\ln(TP)$  為 CEO 總薪酬（含薪資、紅利、股票選擇權、限制型股票等，單位：千美元）取自然對數。自變數 ROA 為年度淨利除以年度平均總資產；RET 為年度股價報酬率；DACCb 為採用 Performance Adjusted Model 計算之裁決性應計數。控制變數 LEVERAGE 為總負債除以總資產；SIZE 為總資產（單位：百萬美元）取自然對數；MB 為公司股東權益市值除以公司股東權益帳面值；CASHRATIO 為現金及約當現金佔總資產比例；CEOTENURE 為 CEO 任期年數。

15.7%；CEO 任期平均約為 8.065 年。

表十為以 Modified Jones Model 計算裁決性應計數之迴歸模型變數之 Spearman 相關係數矩陣。表中最小值為 0.013，最大值為 0.690。若進行 VIF 共線性檢定，最小值為 1.000，最大值為 1.909。根據經驗法則，當 VIF 值大於 10 時，代表變數間有強烈共線情形，將導致迴歸模型估計係數不準確。本迴歸模型變數之 VIF 值皆遠

小於 10，故應可判斷本迴歸模型變數間無強烈共線情形。

表十一為以 Performance Adjusted Model 計算裁決性應計數之迴歸模型變數之 Spearman 相關係數矩陣。表中最小值為 0.021，最大值為 0.690。若進行 VIF 共線性檢定，最小值為 1.000，最大值為 1.907。根據經驗法則，當 VIF 值大於 10 時，代表變數間有強烈共線情形，將導致迴歸模型估計係數不準確。本迴歸模型變數之 VIF 值皆遠小於 10，故應可判斷本迴歸模型變數間無強烈共線情形。

## 六、財務相關資訊透明度迴歸模型—實證結果

表十二呈現裁決性應計數之迴歸模型實證結果。迴歸模型已考量年度固定效果及各公司之固定效果。為解決異質殘差變異數之問題，統計量已經過 White 異質性矯正，進行迴歸分析時，採用穩健標準誤 (Robust Standard Error)，以確保估計係數為最佳且不偏之估計值。此外，過去許多研究探討 CEO 之薪酬對於盈餘管理之影響，故 CEO 薪酬 ( $\ln(TP)$ ) 與裁決性應計數 ( $DACC$ ) 間有內生性之疑慮。因此，本節迴歸分析採用二階段最小平方法 (Two-stage Least Squares)。經二階段最小平方法處理後，在 5% 顯著水準下，內生性疑慮已獲得改善。

由表十二之實證結果，可發現不論裁決性應計數之計算方式為何，均得到相似的迴歸結果。本迴歸模型主要係為探討財務報表所報導之資訊品質，是否會對薪酬合約中之不同績效指標權重產生影響。根據過去相關文獻，當財務報表資訊的品質提升時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標的權重亦會顯著提升。

由表十二可看出，不論採用何種裁決性應計數之計算方式，關鍵變數  $ROA \times |DACC|$  的係數顯著為負 ( $p$ -value 分別為 0.021 及 0.000)，與本研究之預期相符。本迴歸模型以財務報表資訊品質作為財務資訊透明度之衡量方式，並以裁決性應計數衡量財務報表資訊品質。當裁決性應計數之絕對數值愈大時，財務報表之資訊品質愈差，財務相關資訊透明度愈低。實證結果支持研究假說 2，顯示當裁決性應計數之絕對數值愈大時，放置於會計基礎績效指標之權重顯著較低。

$|DACC|$  不過，表十二之實證結果顯示，變數  $RET \times$  的係數雖然為正，但是不顯著 ( $p$ -value 分別為 0.109 及 0.623)。本節裁決性應計數之實證結果說明，雖然當裁決性應計數之絕對值愈大時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著下降，但下降的部分並沒有顯著移轉至股份基礎績效指標。財務報表品質愈差，確實使薪酬合約中，會計基礎績效指標之權重顯著下降，惟每家公司仍有出具財務報表，可能造成股份基礎績效指標之權重上升情形不顯著。換言之，以財務報表「資訊品質」衡量資訊透明度，其影響績效指標之情形，不如以股票買賣價差或分析師個數等「資訊量」衡量資訊透明度顯著，導致 Model C 及 Model D 之實證結果中，未能發現股份基礎績效指標之權重顯著上升。

表十 裁決性應計數迴歸模型 (Modified Jones Model) 變數之 Spearman 相關係數矩陣

	<i>ln</i> (TP)	ROA	RET	DACCa	LEVERAGE	SIZE	MB	CASHRATIO	CEOTENURE
<i>ln</i> (TP)	1.000								
ROA	0.141 ***	1.000							
RET	0.075 ***	0.227 ***	1.000						
DACCa	-0.106 ***	-0.080 ***	-0.045 ***	1.000					
LEVERAGE	0.256 ***	-0.240 ***	-0.045 ***	-0.034 ***	1.000				
SIZE	0.690 ***	0.021 ***	0.013 ***	-0.169 ***	0.455 ***	1.000			
MB	0.198 ***	0.463 ***	0.362 ***	-0.021 ***	-0.030 ***	0.035 ***	1.000		
CASHRATIO	-0.070 ***	0.127 ***	0.068 ***	0.103 ***	-0.448 ***	-0.328 ***	0.216 ***	1.000	
CEOTENURE	-0.023 ***	0.072 ***	0.016 ***	-0.033 ***	-0.111 ***	-0.068 ***	0.038 ***	0.032 ***	1.000

註：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

表十一 裁決性應計數迴歸模型 (Performance Adjusted Model) 變數之 Spearman 相關係數矩陣

	<i>ln</i> (TP)	ROA	RET	DACCb	LEVERAGE	SIZE	MB	CASHRATIO	CEOTENURE
<i>ln</i> (TP)	1.000								
ROA	0.149 ***	1.000							
RET	0.081 ***	0.225 ***	1.000						
DACCb	-0.098 ***	-0.170 ***	-0.045 ***	1.000					
LEVERAGE	0.252 ***	-0.238 ***	-0.042 ***	0.052 ***	1.000				
SIZE	0.690 ***	0.029 ***	0.021 ***	-0.085 ***	0.451 ***	1.000			
MB	0.207 ***	0.466 ***	0.357 ***	-0.109 ***	-0.027 ***	0.047 ***	1.000		
CASHRATIO	-0.067 ***	0.128 ***	0.067 ***	0.022 ***	-0.446 ***	-0.324 ***	0.211 ***	1.000	
CEOTENURE	-0.028 ***	0.074 ***	0.021 ***	-0.031 ***	-0.115 ***	-0.077 ***	0.042 ***	0.035 ***	1.000

註：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

表十二 裁決性應計數迴歸模型實證結果 (二階段最小平方法)  
應變數： $\ln(TP)$

	Coefficient (p-value) Model C		Coefficient (p-value) Model D	
Constant	4.957	***	4.644	***
	(0.000)		(0.000)	
ROA	0.651	***	0.899	***
	(0.000)		(0.000)	
RET	-0.059		0.035	
	(0.412)		(0.389)	
DACCa	-5.080			
	(0.113)			
DACCb			-1.511	
			(0.369)	
ROA ×  DACCb	-7.786	**		
	(0.021)			
RET ×  DACCa	1.699			
	(0.109)			
ROA ×  DACCb			-3.924	***
			(0.000)	
RET ×  DACCb			0.246	
			(0.623)	
LEVERAGE	0.163	***	0.152	***
	(0.000)		(0.002)	
SIZE	0.415	***	0.434	***
	(0.000)		(0.000)	
MB	0.022	***	0.020	***
	(0.000)		(0.000)	
CASHRATIO	0.902	***	0.785	***
	(0.000)		(0.000)	
CEOTENURE	-0.004	***	-0.003	***
	(0.001)		(0.000)	
Year Fixed Effects	Yes		Yes	
Firm Fixed Effects	Yes		Yes	
Firm Cluster	Yes		Yes	
Number of observations	28,376		27,690	
Adjusted R2	0.255		0.249	
F	119.01		112.05	
Test of endogeneity	3.485		0.669	
Hausman test statistic (p-value)	(0.062)		(0.414)	

註：\*  $p < 0.1$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*\*\*  $p < 0.01$ 。

## 伍、額外分析

### 一、穩健測試：採用 EBITDA 及 EBIT 計算資產報酬率

截至目前為止，我們在迴歸模型中採用資產報酬率 (*ROA*) 作為會計基礎績效指標之衡量變數，且在計算過程中，以淨利 (Net Income) 或淨損 (Net Loss) 為分子。然而，資產報酬率之計算方式並非僅有一種，稅前息前折舊前攤銷前盈餘 (Earnings before Interest, Taxes, Depreciation, and Amortization; EBITDA) 及稅前息前盈餘 (Earnings before Interest and Taxes; EBIT) 即為計算資產報酬率時常被採用的其他方式。為測試在不同計算方式下之實證結果是否仍支持本研究之假說，我們分別以 EBITDA 及 EBIT 計算資產報酬率，再次進行迴歸分析。

首先說明以 EBITDA 為分子計算資產報酬率之實證結果。買賣價差迴歸模型之實證結果顯示， $ROA \times SPREAD$  的估計係數為 1.147 ( $p$ -value 為 0.007)，而  $RET \times SPREAD$  的估計係數為 -0.099 ( $p$ -value 為 0.077)，與表六之實證結果相似。實證結果說明，當買賣價差愈大、股票相關資訊透明度愈低時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著上升，放置於股份基礎績效指標之權重顯著下降。

分析師個數迴歸模型實證結果顯示， $ROA \times ANALYSTS$  的估計係數為 -0.040 ( $p$ -value 為 0.002)，且  $RET \times ANALYSTS$  的估計係數為 0.004 ( $p$ -value 為 0.003)，亦與表六之實證結果相似。實證結果說明，當分析師個數愈多、股票相關資訊透明度愈高時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著下降，放置於股份基礎績效指標之權重顯著上升。

裁決性應計數迴歸模型實證結果顯示， $ROA \times |DACC_a|$  的估計係數為 -1.890 ( $p$ -value 為 0.000)， $RET \times |DACC_a|$  的估計係數為 -0.166 ( $p$ -value 為 0.153)； $ROA \times |DACC_b|$  的估計係數為 -2.032 ( $p$ -value 為 0.000)，而  $RET \times |DACC_b|$  的估計係數為 -0.146 ( $p$ -value 為 0.233)。實證結果說明，當裁決性應計數之絕對值愈大、財務報表資訊品質愈低時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著下降，對於股份基礎績效指標權重之影響則不顯著。

由上述分析發現，若以 EBITDA 為分子計算資產報酬率，再重新進行迴歸分析，其結果與先前結果均相似。

接續說明以 EBIT 為分子計算資產報酬率之實證結果。買賣價差迴歸模型實證結果顯示， $ROA \times SPREAD$  的估計係數為 1.405 ( $p$ -value 為 0.004)，且  $RET \times SPREAD$  的估計係數為 -0.098 ( $p$ -value 為 0.080)。實證結果說明，當買賣價差愈大、股票相關資訊透明度愈低時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著上升，放置於股份基礎績效指標之權重顯著下降。

分析師個數迴歸模型實證結果顯示， $ROA \times ANALYSTS$  的估計係數為 -0.043

( $p$ -value 為 0.001)，且  $RET \times ANALYSTS$  的估計係數為 0.003 ( $p$ -value 為 0.082)。實證結果說明，當分析師個數愈多、股票相關資訊透明度愈高時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著下降，放置於股份基礎績效指標之權重顯著上升。

裁決性應計數迴歸模型實證結果顯示， $ROA \times |DACCa|$  的估計係數為 -1.716 ( $p$ -value 為 0.002)， $RET \times |DACCa|$  的估計係數為 -0.181 ( $p$ -value 為 0.127)； $ROA \times |DACCb|$  的估計係數為 -2.014 ( $p$ -value 為 0.002)，而  $RET \times |DACCb|$  的估計係數為 -0.109 ( $p$ -value 為 0.128)。實證結果說明，當裁決性應計數之絕對值愈大、財務報表資訊品質愈低時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著下降，但放置於股份基礎績效指標之權重並無顯著變化。

綜上所述，當我們以不同方式計算資產報酬率，重新進行迴歸分析時，結果顯示不論以何種方式計算資產報酬率 (Net Income、EBITDA 或 EBIT)，實證結果均相似。

## 二、考量產業特性因素

如前述實證結果所示，薪酬委員會於設計 CEO 等管理階層之薪酬合約時，放置於會計基礎績效指標及股份基礎績效指標之權重，會分別受到財務相關資訊透明度及股票相關資訊透明度之影響。不過，前述之實證結果係將所有觀察值一同分析，而並未依照產業別進行分析。

然而，各產業之不同特性可能會影響公司財務相關資訊透明度及股票相關資訊透明度。以新藥研發產業為例，新藥之研發自實驗室研發成分、量產、動物實驗及後續之人體臨床實驗，由於涉及安全及衛生的議題，耗費時間平均長達十至十五年。在這十至十五年間，由於投入大量資金進行研發活動，且研發結果無法於短時間內呈現，可能歷經多次失敗後方能研發出一種新藥，新藥研發後的收益必須待多年後方能回收，以致公司財務報表所報導之當前盈餘、業績、資產報酬率等會計基礎績效指標通常表現不佳；但這並非公司的實質。另一方面，新藥研發公司透過揭露新藥研發進度、實驗進度等資訊，告知投資人有關新藥研發成功之可能性，而該資訊將立即反映在公司之股價資訊上。換言之，新藥研發公司之營運情形，無法精確反映於財務報表上，導致財務報表提供之財務相關資訊透明度下降，即前述財務報表之資訊無法反映公司之實質。相對地，新藥研發公司之營運成果較能夠精確反映於股價等股票相關資訊上，促使股票相關資訊透明度提升。在此情況下，依據理論，CEO 薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重應下降，而放置於股份基礎績效指標之權重將提升。

又以鐵路營建業為例，與前述之新藥研發產業相似，其往往需要大量資金及較長之時間完成建設，且建設期間往往單方面產生大量費用而無收入。在建造期間，

由於耗費成本多，財務報表報導之盈餘等會計基礎績效指標往往都表現不佳；但這亦非營建公司的實質。另一方面，營建公司透過揭露完工進度等資訊，告知投資人營建之概況，以提升投資人之投資意願，而營建概況之資訊將反映於股價資訊上。此外，我國《公司法》第 234 條第 1 項規定：「公司依其業務之性質，自設立登記後，如需二年以上之準備，始能開始營業者，經主管機關之許可，得依章程之規定，於開始營業前分派股息。」此規定特別允許從事鐵路、造船、鋼鐵等事業之公司，即使沒有盈餘亦能夠分派股息。因此，參照上開公司法相關規定及依據 Banker and Datar (1989) 理論，鐵路營建業之 CEO 薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重應下降，而放置於股份基礎績效指標之權重將提升。

綜上所述，本研究因而將產業特性亦納入考量，分析各產業之產業特性是否影響財務資訊透明度及股票相關資訊透明度之透明程度，進而影響薪酬合約中績效指標權重之影響。茲以圖示表達上述概念於圖 1。

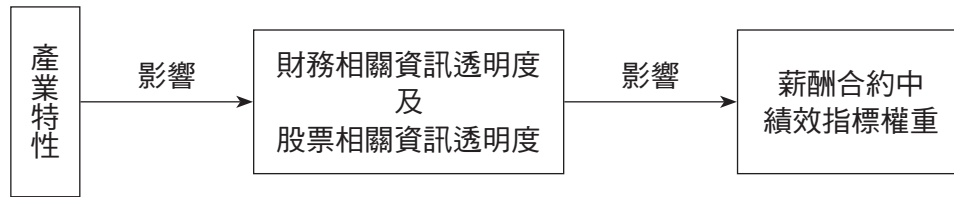


圖 1 產業特性、資訊透明度及薪酬合約中績效指標權重之關聯

表十三將樣本依照美國 SIC 代碼分為十一項產業並列出各產業之觀察數值如下。

表十三 樣本所屬產業及各產業觀察值個數

項次	產業	觀察值	項次	產業	觀察值
1	農、林、漁、牧業	60	7	電子業、半導體產業	4,887
2	營建業及採礦業	792	8	運輸交通業	1,648
3	食品製造業	886	9	電力、水力業	1,620
4	紡織、造紙、印刷業	1,594	10	零售業	3,593
5	化學、化工、石油業	3,902	11	服務業、餐飲業	2,708
6	設備製造業	6,869			

本研究並建立以下迴歸模型：

Model E：產業特性迴歸模型

$$\ln(TP) = \theta_0 + \theta_1 Industry_i + \theta_2 ROA + \theta_3 RET + \theta_4 Industry_i \times ROA + \theta_5 Industry_i \times RET + \sum \theta_k Control Variables + \varepsilon, \quad (7)$$



其中  $Industry_i$  為各產業虛擬變數， $i = 1, 2, \dots, 11$

將十一個產業別進行迴歸分析後，實證結果顯示（在此未將實證結果表列），十一個產業別與會計基礎績效指標之交乘項 ( $Industry_iROA$ ) 及股份基礎績效指標之交乘項 ( $Industry_iRET$ ) 之估計係數皆不顯著。

此迴歸結果說明，各產業之產業特性或許不同，有些產業的營運情形能夠立即反映於財務報表之盈餘、業績等財務相關資訊上，而有些產業的營運情形則無法立即反映於財務相關資訊上。然而，產業特性的差異並未導致薪酬合約中之會計基礎績效指標及股份基礎績效指標之權重顯著上升或下降。

## 陸、結論及研究限制

薪酬委員會在決定 CEO 之薪酬時，經常採用會計基礎績效指標及股份基礎績效指標等二大類指標，並透過權重之調整以設計合適之薪酬合約，促使 CEO 等管理階層執行公司相關決策時，能夠扣合股東之利益，以公司整體之最大利益為考量，減少代理問題。

本研究之目的在於檢驗過去學者所提出的理論 (Banker and Datar, 1989)。依據理論，本研究預期，在其他條件不變下，股票相關資訊透明度較低的公司，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重將顯著上升，放置於股份基礎績效指標之權重則將顯著降低。

在主要迴歸模型部分，實證結果顯示，當股票買賣價差愈大時，公司股票相關資訊透明度愈低，財務相關資訊透明度相對提升，相對較能反映公司之實質。因此，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著上升，且放置於股份基礎績效指標之權重顯著下降。

此外，實證結果亦顯示，當針對公司股票進行分析之分析師個數愈多時，公司股票相關資訊透明度愈高。因此，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重顯著下降，且放置於股份基礎績效指標之權重顯著上升。

另一方面，本研究亦由財務報表資訊品質的觀點切入，觀察財務報表資訊品質良窳對於薪酬合約中權重的影響。本研究以裁決性應計數之絕對值作為財務報表資訊品質之衡量方式。不論是以 Modified Jones Model 或 Performance Adjusted Model 計算裁決性應計數，實證結果發現，當裁決性應計數之絕對值愈大時，財務報表資訊品質愈差，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重愈低，符合本研究之預期。不過，同時也發現，放置於股份基礎績效指標之權重並未顯著上升。

在額外分析部分，本研究另外以不同方式計算資產報酬率，進行穩健性測試。本研究最初於計算資產報酬率時均以稅後淨利或淨損為基礎，惟資產報酬率的計算

方式不侷限於單一方式，常見的計算方式包含以 EBITDA（稅前息前折舊前攤銷前盈餘）或 EBIT（稅前息前盈餘）為分子的計算方式。實證結果發現，不論以 EBITDA 或 EBIT 為分子計算資產報酬率，結果均與先前之實證結果相似。

另外，本研究亦額外測試各產業之產業特性差異是否會影響公司財務相關資訊透明度及股票相關資訊透明度，進而影響薪酬合約中之會計基礎績效指標及股份基礎績效指標之權重。實證結果顯示，即便各產業的產業特性不同，產業特性的差異並未顯著影響薪酬合約中會計基礎績效指標及股份基礎績效指標之權重。

綜上所述，本研究之結果顯示，當財務相關資訊透明度上升（下降），而股票相關資訊透明度下降（上升）時，薪酬合約中放置於會計基礎績效指標之權重將提升（下降），而放置於股份基礎績效指標之權重將下降（提升），驗證過去學者所提出之理論。

自 2001 年美國安隆案起，美國政府提升對於資訊揭露之要求，對於資訊揭露之項目及罰則制訂更嚴格之標準；我國於近二十年間，亦發生過多起因資訊揭露不實或未揭露資訊而使投資人蒙受重大損失之案件；為防止類似之案件繼續發生，也曾多次修正相關法律條文。以《證券交易法》為例，內線交易相關條文於近年來數次修正，即是希望公司能夠及時公開與公司相關之重大資訊，提升資訊之透明度。此外，我國亦已於 2017 年起，要求會計師於出具查核報告時，須於報告中列示關鍵查核事項，並說明會計師之因應方式，加重會計師對於財務報表查核之責任，期望能夠提升財務報表之資訊品質。

由本研究之實證結果可知，資訊透明度對於不同類別之績效指標權重具有顯著影響力，且不論以資訊量或以資訊品質角度切入，皆對於不同類別之績效指標權重具有顯著影響力。因此，在資訊提供上，除了要求資訊必須公開透明，亦須要求資訊之品質。隨著資訊科技日益發展，不實資訊、假資訊時常流竄於社會上。如何防止不實資訊、假資訊對社會產生負面影響，是未來制訂或修正相關法律條文能夠努力的方向。

資訊透明度之衡量方式眾多，除本研究使用之股票買賣價差、分析師個數及裁決性應計數外，新聞報導頻率、報章刊載頻率等亦為資訊透明度之衡量方式。惟本研究受限於媒體及報章資料取得之限制，未進行相關研究分析。若未來資料庫更為充足，可再進一步分析媒體及報章報導頻率對薪酬合約中不同類別績效指標權重之影響。

最後，由於本研究自資料庫之不同模組蒐集必要之變數，不同模組間有遺漏值之情況，導致不同迴歸模型之觀察值個數有些許差異，此為本研究之另一研究限制。

# The Effect of Information Opacity on the Weighting of Performance Measures in the Compensation Contracts of CEOs: Evidence from U.S. Firms

---

Tay-Chang Wang, Department of Accounting, and Center for Research in Econometric Theory and Applications, National Taiwan University

Chia-Wen Liu, Department of Accounting, and Center for Research in Econometric Theory and Applications, National Taiwan University

Liang-Shiuan Chen, Department of Accounting, National Taiwan University

## 1. Purpose and Objective

In CEOs' compensation contracts, accounting-based performance measures and stock-based performance measures are the two most common performance indicators. The purpose of this study is to examine the effect of the information opacity of accounting numbers and stock-related information on the weighting of accounting-based and stock-based performance measures in CEOs' compensation contracts.

The different characteristics of the information opacity between accounting information and stock-related information motivate us to carry out the research. Accounting information provides investors and creditors with financial reporting of particular companies for making investing or financing decisions. Such information is also legally required to be submitted to the officials when a company applies to become a listed firm. Therefore, the information opacity of accounting information, in terms of information volume, should be similar across firms.

However, the information opacity of stock-related information may not be similar across firms. Some well-known firms (e. g., TSMC) have a high volume of stock-related information, as many stock analysts analyze, evaluate, and provide suggestions on the stocks of these firms. In contrast, some firms are less known or almost unknown to investors due to lack of analyses or market information, and thus have a relatively low volume of stock-related information.

According to the theory proposed by Banker and Datar (1989), the weighting of one performance measure in the compensation contract would decrease if the opacity of the information related to the performance measure is high. To verify the theory, we conduct

an empirical study and predict that when the volume of stock-based information is low, the weighting of the accounting-based performance measure increases, and the weighting of the stock-based performance measure decreases simultaneously.

## 2. Methodology and Research Design

To test our hypothesis, we collect the financial and stock data of U.S. listed firms from 1993 to 2018 from Wharton Research Data Services (WRDS). Following the common practice of prior literature, we use return on assets (*ROA*) as the proxy for the accounting-based performance measure, and annual stock return (*RET*) as the proxy for the stock-based performance measure.

To capture the information opacity of stock-related information, we use the bid-ask spread (*SPREAD*) and number of analysts (*ANALYSTS*) as the proxies in our regression analyses. The two regression models are specified as follows:

$$\ln(TP_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_{i,t} + \alpha_2 ROA_{i,t} + \alpha_3 RET_{i,t} + \alpha_4 SPREAD_{i,t} \times ROA_{i,t} + \alpha_5 SPREAD_{i,t} \times RET_{i,t} + \sum \alpha_k Control\ Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

$$\ln(TP_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 ANALYSTS_{i,t} + \beta_2 ROA_{i,t} + \beta_3 RET_{i,t} + \beta_4 ANALYSTS_{i,t} \times ROA_{i,t} + \beta_5 ANALYSTS_{i,t} \times RET_{i,t} + \sum \beta_k Control\ Variables_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

A low volume of stock-related information suggests that the information opacity of stock information is high; and theoretically, *SPREAD* should be large. We expect the weighting of the accounting-based performance measure to increase and the weighting of the stock-based performance measure to decrease when *SPREAD* is large. Therefore, we predict the sign of  $\alpha^4$  in equation (1) to be positive and the sign of  $\alpha^5$  in equation (1) to be negative. Conversely, a large number of stock analysts suggest that the information opacity of stock related information is low. We expect the weighting of the accounting-based performance measure to decrease and the weighting of the stock-based performance measure to increase when *ANALYSTS* is large. Accordingly, we predict the sign of  $\beta^4$  in equation (2) to be negative and the sign of  $\beta^5$  in equation (2) to be positive.

Meanwhile, we also examine the information opacity of accounting information. Although we propose that the volume of accounting information should be similar across

firms, the dissimilarity of information quality may lead to variations in information opacity across firms. To capture the information quality of accounting information, we use discretionary accruals (*DACC*) as our proxy. Recognizing that there are two common methods for calculating discretionary accruals (Dechow, Sloan, and Sweeney, 1995; Kothari, Leone, and Wasley, 2005), we establish our regression models by using both. The two regression models are specified as follows:

$$\ln(TP_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 |DACCa_{i,t}| + \gamma_2 ROA_{i,t} + \gamma_3 RET_{i,t} + \gamma_4 |DACCa_{i,t}| \times ROA_{i,t} + \gamma_5 |DACCa_{i,t}| \times RET_{i,t} + \sum \gamma_k \text{Control Variables}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (3)$$

$$\ln(TP_{i,t}) = \delta_0 + \delta_1 |DACCb_{i,t}| + \delta_2 ROA_{i,t} + \delta_3 RET_{i,t} + \delta_4 |DACCb_{i,t}| \times ROA_{i,t} + \delta_5 |DACCb_{i,t}| \times RET_{i,t} + \sum \delta_k \text{Control Variables}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (4)$$

*DACCa* as specified in equation (3) is calculated using the formula provided by Dechow et al. (1995), and *DACCb* as specified in equation (4) is calculated using the formula provided by Kothari et al. (2005).

We measure the information quality of accounting information using the absolute value of discretionary accruals. If the information quality of accounting information is low, suggesting that the information opacity of accounting information is high, we expect the weighting of the accounting-based performance measure to decrease and the weighting of the stock-based performance measure to increase at the same time. Therefore, we predict the sign of  $\gamma_4$  and  $\delta_4$  in equations (3) and (4) to be negative and the sign of  $\gamma_5$  and  $\delta_5$  in equations (3) and (4) to be positive.

### 3. Findings

First, we test equations (1) and (2). The estimated coefficients of *ROA* × *SPREAD* and *RET* × *SPREAD* are 1.858 (*p*-value = 0.002) and -0.105 (*p*-value = 0.064), respectively; the estimated coefficients of *ROA* × *ANALYSTS* and *RET* × *ANALYSTS* are -0.033 (*p*-value = 0.002) and 0.004 (*p*-value = 0.003), respectively. These results are consistent with our hypotheses, indicating that the weighting of the stock-based performance measure decreases significantly if the information opacity of the stock-related information is high, and vice versa.

Next, we test equations (3) and (4). The estimated coefficients of  $ROA \times |DACCa|$  and  $RET \times |DACCa|$  are -7.786 ( $p$ -value = 0.021) and 1.699 ( $p$ -value = 0.109), respectively; the estimated coefficients of  $ROA \times |DACCb|$  and  $RET \times |DACCb|$  are -3.924 ( $p$ -value = 0.000) and 0.246 ( $p$ -value = 0.623), respectively. The signs of the estimated coefficients are in line with our expectations, although the estimated coefficients of  $RET \times |DACCa|$  and  $RET \times |DACCb|$  are not statistically significant.

Furthermore, we conduct robustness tests by changing the formula used to calculate  $ROA$ . In the main tests, we calculate  $ROA$  by using net income as our numerator. In the robustness tests, we use EBITDA (Earnings before Interests, Taxes, Depreciation, and Amortization) and EBIT (Earnings before Interests and Taxes), respectively, as our numerator to calculate  $ROA$  and re-estimate the same regression models. Our robustness tests yield similar empirical results as the main tests.

Lastly, we take industrial differences into account to investigate whether different business models across industries lead to variations in the weighting of the performance measures. We find that different business models across industries do not result in significantly higher or lower weightings of the performance measures.

#### **4. Implications and Research Limitations**

Through this empirical study, we verify the theory proposed by Banker and Datar (1989). We first show that the volume of information can affect the weighting of performance measures. For instance, if the volume of stock-related information is limited, the weighting of the accounting-based performance measure increases significantly, and, in the meantime, the weighting of the stock-based performance measure decreases significantly. Next, we show that the quality of information can also affect the weighting of performance measures. For instance, if the magnitude of discretionary accruals is large, we see a negative effect on the accounting-based performance measure.

In general, we find that both information volume and information quality are of great influence. Therefore, when asking for more information to be publicly released, we should also be cautious about the quality of the information provided.

On the other hand, we acknowledge two research limitations existed in this research. First, another potential candidate, such as the frequency of a firm being reported by mass

media, can also serve as the proxy for stock-related information opacity. Unfortunately, in current research we are unable to test our hypotheses with this measure as the data this research based from do not include such information. Second, we merge our data from several databases, giving rise to variations in the number of observations in the different regression models.

## **5. Originality and Contribution**

The structure of CEOs' compensation contracts has long been a popular issue among researchers. Many studies have investigated how the weighting of performance measures in the contracts is affected under certain circumstances; yet, no studies have explored the fundamental theory proposed by Banker and Datar (1989), or provided complete discussions on the relationship between information opacity and the weighting of performance measures in the contracts. Our empirical study contributes to the literature by further proving this theory and filling the research gap.

## References

- 黃麗津和林穎芬，2020，總經理減薪效應、公司治理與家族企業，臺大管理論叢，30卷1期：65-102。(Huang, L. J. and Lin, Y.F. 2020. CEO Pay Cuts, Corporate Governance and Family Business. *NTU Management Review*, 30 (1): 65-102.)
- Baber, W. R., Kang, S. H., and Kumar, K. R. 1998. Accounting earnings and executive compensation: The role of earnings persistence. *Journal of Accounting and Economics*, 25 (2): 169-193.
- Banker, R. D., and Datar, S. M. 1989. Sensitivity, precision, and linear aggregation of signals for performance evaluation. *Journal of Accounting Research*, 27 (1): 21-39.
- Bertrand, M., and Mullainathan, S. 2001. Are CEOs rewarded for luck? The ones without principals are. *Quarterly Journal of Economics*, 116 (3): 901-932.
- Bushman, R. M., and Smith, A. J. 2001. Financial accounting information and corporate governance. *Journal of Accounting and Economics*, 32 (1-3): 237-333.
- Chava, S., Kumar, P., and Warga, A. 2010. Managerial agency and bond covenants. *Review of Financial Studies*, 23 (3): 1120-1148.
- Cheng, S., and Indjejikian, R. 2009. The market for corporate control and CEO compensation: Complements or substitutes?. *Contemporary Accounting Research*, 26 (3): 701-728.
- Core, J. E., Holthausen, R. W., and Larcker, D. F. 1999. Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 51 (3): 371-406.
- Core, J. E., and Guay, W. R. 2001. *The other side of the trade-off: The impact of risk on executive compensation: A comment*. Working paper, Massachusetts Institute of Technology and University of Pennsylvania.
- Core, J. E., Guay, W. R., and Verrecchia, R. E. 2003. Price versus non-price performance measures in optimal CEO compensation contracts. *The Accounting Review*, 78 (4): 957-981.
- Davila, A., and Penalva, F. 2006. Governance structure and the weighting of performance measures in CEO compensation. *Review of Accounting Studies*, 11 (4): 463-493.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., and Sweeney, A. P. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70 (2): 193-225.



- Frydman, C., and Saks, R. E. 2010. Executive compensation: A new view from a long-term perspective, 1936-2005. *Review of Financial Studies*, 23 (5): 2099-2138.
- Hall, B. J., and J. B. Liebman. 1998. Are CEOs really paid like bureaucrats?. *Quarterly Journal of Economics*, 113 (3): 653-691.
- Hung, S., Wang, T., and Pan, H. 2019. CEO hedging opportunities and the weighting of performance measures in compensation contracts. *Contemporary Accounting Research*, 36 (4): 2319-2343.
- Ibrahim, S., and Lloyd, C. 2011. The association between non-financial performance measures in executive compensation contracts and earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy*, 30 (3): 256-274.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., and Wasley, C. E. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1): 163-197.
- Lambert, R. A., and Larcker, D. F. 1987. An analysis of the use of accounting and market measures of performance in executive compensation contracts. *Journal of Accounting Research*, 25 (supplement): 85-125.
- Leuz, C., and Verrecchia, R. E. 2000. The economic consequences of increased disclosure. *Journal of Accounting Research*, 38 (supplement): 91-124.
- Mansi, S. A., Maxwell, W. F., and Miller, D. P. 2011. Analyst forecast characteristics and the cost of debt. *Review of Accounting Studies*, 16 (1): 116-142.
- Ozkan, N., Singer, Z., and You, H. 2012. Mandatory IFRS adoption and the contractual usefulness of accounting information in executive compensation. *Journal of Accounting Research*, 50 (4): 1077-1107.
- Sloan, R. G. 1993. Accounting earnings and top executive compensation. *Journal of Accounting and Economics*, 16 (1-3): 55-100.
- Welch, I. 2011. Two common problems in capital structure research: The financial debt-to-assets ratio and issuing activity versus leverage changes. *International Review of Finance*, 11 (1): 1-17.

## Author Biography

### Tay-Chang Wang

Taychang Wang received his Ph.D. in finance from Wharton School of the University of Pennsylvania. He is currently the Professor in the Department of Accounting, College of Management, National Taiwan University, and is affiliated with the Center for Research in Econometric Theory and Applications, National Taiwan University. His major research interests are financial accounting and auditing.

### Chia-Wen Liu

Chiawen Liu received her Ph.D. in accounting from National Taiwan University. She is currently the Professor in the Department of Accounting, College of Management, National Taiwan University, and is affiliated with the Center for Research in Econometric Theory and Applications, National Taiwan University. Her major research interests are financial accounting and auditing.

### \*Liang-Shiuan Chen

Liang-Shiuan Chen is currently a Ph.D. student in the Department of Accounting, College of Management, National Taiwan University.

---

\*E-mail: d10722003@ntu.edu.tw

We gratefully acknowledge helpful comments from the editors and two anonymous referees. This work was financially supported by the Center for Research in Econometric Theory and Applications (Grant No.111L900202) from The Featured Areas Research Center Program within the framework of the Higher Education Sprout Project by the Ministry of Education (MOE) in Taiwan, and by the Ministry of Science and Technology (MOST), Taiwan, under Grant No. MOST 110-2634-F-002-045 and MOST 108-2410-H-002-068-MY3.

本文榮獲財團法人宋作楠先生紀念教育基金會二零九年度碩士論文獎，作者們感謝財團法人宋作楠先生紀念教育基金會及匿名評審人之寶貴意見。