

會計師—審計客戶間相對協商力 與審計意見之關係

陳慶隆·武季蔚·陳育成*

(收稿日期：94 年 11 月 11 日；第一次修正：95 年 5 月 3 日；
接受刊登日期：95 年 8 月 8 日)

摘要

審計程序的進行與審計產品的呈現深受會計師-審計客戶雙方談判協商力強度的影響；然談判協商力係潛在的變數，不易觀察與衡量。過去的研究多以審計客戶的規模大小或審計公費的高低作為衡量客戶重要性的指標，此種處理方式忽略會計師與審計客戶的談判協商力存在相互平衡的事實，亦即取決於兩者的相對談判協商力，而非絕對談判協商力。因此，本研究整理過去相關的研究及專家經驗，透過模糊推論方法導出適當的衡量談判協商力指標，並預期當會計師的談判協商力強度相對高時，其妥協獨立性的動機降低，對於高風險的審計客戶將越可能簽發非標準無保留審計意見。

實證的結果顯示：以模糊系統推導之會計師的談判協商力強度估計值，在控制影響審計意見簽發的相關變數後，顯著與會計師簽發非標準無保留審計報告正向變化。而且，在考慮會計師的相對談判協商力與審計客戶的風險變數的交互作用後，發現高談判協商力的會計師，對高風險的審計客戶會顯著簽發更多的非標準無保留審計意見，顯示會計師的談判協商力確實能反映其獨立性，進而影響其簽發適當的審計意見。

關鍵詞彙：談判協商力，模糊推論方法，獨立性，審計報告

壹· 緒論

如果審計過程與結果係一種協商妥協之下的產品 (Antle, 1982)，那會計師與審計客戶之間的相對談判協商力強弱應是決定審計產品的重要變數。然而，相對談判協商力強弱係不可觀察的潛在變數，且影響會計師與審計客戶相對談判力強弱的變數相當多，亦難以用單一變數加以捕捉衡量，故截止目前的審計文獻並未提出適當的綜合性談判協商力衡量指標供實證採用。雖然，Casterella et al. (2004) 嘗試以審計客戶的規模大小，Chung & Kallapur (2003) 以審計客戶的審計公費佔會計師事務所總收益的比率高低，分別作為衡量審計客戶談判

* 作者簡介：陳慶隆，朝陽科技大學會計系副教授；武季蔚，朝陽科技大學會計系助理教授；陳育成，國立中興大學財務金融系教授。

協商力大小的指標，但前述文獻除以單一變數衡量審計客戶談判力外，並未考慮會計師與審計客戶間談判協商力的相對性。因此，本研究嘗試以 Goldman & Barlev (1974, 1975) 的會計師獨立性觀念性架構為基礎，觀察會計師與審計客戶之間相對談判協商力強弱變化現象，應用模糊推論方法，建立適當的衡量相對談判協商力模式。進而將此衡量相對談判協商力強弱的指標引入會計師的審計意見之簽發模型中，探討會計師與審計客戶之間的談判協商力互動變數對審計意見簽發的影響。

模糊控制模式 (fuzzy control model)、模糊推論系統 (fuzzy inference system, FIS) 已應用於許多工業及企業的領域中 (Sousa & Kaymak, 2002; Cox, 1995; Cox, 1998)。模糊邏輯的基礎概念延伸於傳統的邏輯推論，傳統邏輯以“若-則”法則 (if-then rule) 建構複雜推理，可以處理許多決策問題，不過傳統“若-則”法則的前提 (antecedent) 及結論 (consequent) 只能探討二分 (dichotomy) 的情形；但人們對很多現象的看法，或由於資料及理論的不足，或資料蒐集時的不精確，常無法明確表示 (crisp presentation)，同時在訊息傳達上的很多概念也無法以二分表現，因此，管理決策或專家的經驗中常隱含很多的模糊性。Zadeh (1965) 提出模糊集合 (fuzzy set) 觀念，以數學的方式描述模糊性質，不但擴大傳統邏輯處理的範疇，更可將人類語言量化為可運算 (Zedah, 1996)，不但有助於知識的表示，且可將專家的經驗有系統的應用於決策中。模糊邏輯以法則的方式納入專家的經驗建立控制系統及決策推論系統，其推論的特性更可作為函數的廣義近似 (universal approximators) (Kosko, 1994)。因此，Tron & Margaliot (2004) 提出將專家觀察到的現象描述 (語言) 設計為模糊推論系統，再應用模糊邏輯推論程序導出現象變數之間的關聯，作為理論的數學模式。這種結合專家經驗知識與數學模式的方法有助於本文所探討會計師與審計客戶間協商力模式的推導與建立。

本研究在下列三個方面豐富現有審計的研究：1. 嘗試透過模糊推論方法將不易觀察且複雜的會計師-審計客戶間之相對關係，以一個綜合性的指標 (談判協商力大小) 加以衡量，有助於決策者了解會計師與審計客戶的相對地位；2. 測試會計師-審計客戶的相對談判協商力大小是否為解釋審計意見之簽發的重要影響變數；3. 本文為Goldman & Barlev (1974, 1975) 所主張的會計師-審計客戶的相對談判力會衝擊會計師獨立性的觀念性架構提供實證的證據支持。實證的結果顯示：以模糊推理系統推導的會計師的談判協商力強度估計值，顯著

與會計師簽發非標準無保留審計報告¹正向變化。而且，在考慮會計師的相對談判協商力與審計客戶的風險變數的交互作用之後，發現此談判協商力對高審計風險的審計客戶更為顯著，顯示會計師的談判協商力確實能反映其獨立性，進而影響其簽發適當的審計意見。前述實證結果在不同的變數衡量方式、不同的模糊系統規則設定、不同的模式設定、與不同的樣本之下，具有相當的穩固性。

本研究章節安排如下：除第一節緒論之外，第二節為模糊理論的應用與相關文獻，第三節為談判協商力量衡量模式與研究設計；第四節為實證結果與分析；第五節為敏感性測試；最後一節為結論。

貳· 模糊理論的應用與相關文獻

一、模糊推論

模糊推論首先將專家經驗轉換為以“若-則”表示的法則架構，每則法則之中，均有對前提及結論的描述，因此將這些前提描述數學化為模糊推論的第一步驟，亦稱為輸入模糊化 (fuzzify inputs)。例如審計公費很高，其中審計公費是一變數，可表示為 x ，而很高為描述審計公費的語言變數 (linguistic variable)，可以模糊集合的形式表達為 $A(x) = \{x, \mu(x) | x \in \chi\}$ ，其中 χ 為 x 的論域 (universe of discourse)， $\mu(x)$ 稱為歸屬函數 (membership function)，以 0 到 1 間的數值表示 χ 中每一數值 x 對於描述現象的真實的程度。審計公費與很高程度的對應就是審計公費很高的歸屬函數。這歸屬函數相當於傳統邏輯的 0 與 1 的二分真值 (truth value) 對應，只是用其可表示真或不真間其他的可能。

在眾多法則中，前提並非僅說明單一現象，而是多種情況依邏輯運算方式組合。相對於傳統邏輯的且 (and)、或 (or) 及非 (not) 的組合，模糊邏輯推論時也需定義相同的運算，並且須滿足傳統邏輯為其特例。由於模糊集合的設定並非唯一，因此過去的研究提出多種不同的邏輯運算方式²。此部份的運算即模糊推論中之第二步驟，稱為模糊運算元應用 (apply fuzzy operator)。對於特定情況的前提模糊運算之結果可視為啟動結論的強度 (firing strength) 或

¹ 本研究所定義之非標準無保留審計意見係指除無附加任何說明段的標準無保留審計意見之外的全部各類型之審計意見，包括：加說明段的修正式無保留意見、拒絕表示意見、相反意見與保留意見等。

² 請參考Cox (1998)、Sousa (2002) 與Fuzzy Logic Toolbox (2004) 的相關說明。

對結論的滿足程度 (degree of fulfillment)，將影響法則中結論的描述。影響的形式稱為應用意含方式 (apply implication method)，常用的方式有兩種，一是以前提模糊運算之強度截切 (truncate) 結論的歸屬函數，另一種不改變結論之歸屬函數形狀，但程度依模糊運算之強度比率而定。此為模糊推論的第三步。

前述之推論僅為單一法則的結果，若要同時滿足所有的法則，則需將個別法則的結論整合起來，此為模糊推論的第四步驟，稱為整合輸出 (aggregate all outputs)。其方法可分成最大值、機率 OR (probabilistic OR) 或直接加總 (sum) 等。推論至此所得結論可能也是模糊集合，若要應用於決策或控制，需將結論再轉換為單一數值，這就是邏輯推論的第五步驟，稱之為解模糊化 (defuzzify)。一般常用的方法有質心法 (centroid)、二等分或中值最大程度 (bisector or middle of maximum)、最大程度的最大或最小值 (largest or smallest of maximum)，其中以質心法最常用。

如前述 Goldman & Barlev (1974, 1975) 的觀點，會計師-審計客戶之間的相對談判協商力的強弱是解釋會計師簽證行為的潛在不可觀察變數，但其強弱受會計師與其審計客戶的特性的影響。職此之故，將過去的專家經驗及 Goldman & Barlev (1974, 1975) 的觀點透過模糊推論模式，應能建構一適意且合理的談判協商力模式以解釋會計師與審計客戶之間的互動關係，進而應用於解釋會計師的簽證行為的差異性。

二、會計師與審計客戶的談判協商力

Antle (1982) 將會計師定位為經濟代理人 (economic agent)，審計產品係會計師與審計客戶協商下的產物。Baiman et al. (1987) 則將會計師定位為效用極大化的追求者，其審計產品係專業與誘因折衷下的最適產品。Kofman & Lawarrée (1996) 更進一步在允許會計師與管理者存在勾結情境之下，探討最適契約安排的問題。因此，會計師雖有較嚴格的職業道德要求，當考慮其誘因問題後，審計產品並非單純會計師專業技術下的產品。

Goldman & Barlev (1974, 1975) 與 Emby & Davidson (1998) 曾討論會計師與審計客戶間協商談判力的來源與相對強弱的情形，並主張審計契約的執行與審計產品係談判協商下的產物，會計師與審計客戶之間的談判力的相對強弱會影響協商過程與最終產品的類型。雖然 Magee & Tseng (1990) 指出在會計師擁有全部協商談判力及對一般公認會計原則的解釋無爭議時，不會弱化其獨立性與審計品質，然而，Windsor & Ashkanasy (1995) 卻指出當會計師的道德

理想 (moral reasoning) 較低時，較無法抗拒管理當局的協商談判壓力。因此，正如 Goldman & Barlev (1974) 所指出：會計師本質上必須面對審計客戶可能要求違反審計專業準則的壓力，且抗拒這種壓力的力量其實非常的有限。而 Fellingham & Newman (1985)、Matsumura et al. (1997) 與 Tucker & Matsumura (1998) 皆發現會計師存在策略性的簽證行為，加上審計產品的產生，存在相當多對一般公認會計原則解釋的灰色空間，因此，可預期在相對較弱的協商談判力下，會計師對其審計客戶的獨立性較不易維持，進而影響審計產品的品質。然而，因談判協商力相對強弱為潛在的影響變數，截止目前的審計文獻並無適當的綜合性衡量指標可應用。從過去的研究及實際的現象，一些影響協商談判力的因素並無明確的意涵，例如客戶規模大小不是可用明確的點值 (crisp point value) 來論定。故本研究嘗試採用模糊推理方法以處理談判協商力相對強弱，建構更完整的衡量模式。

三、會計師的談判協商力與審計意見

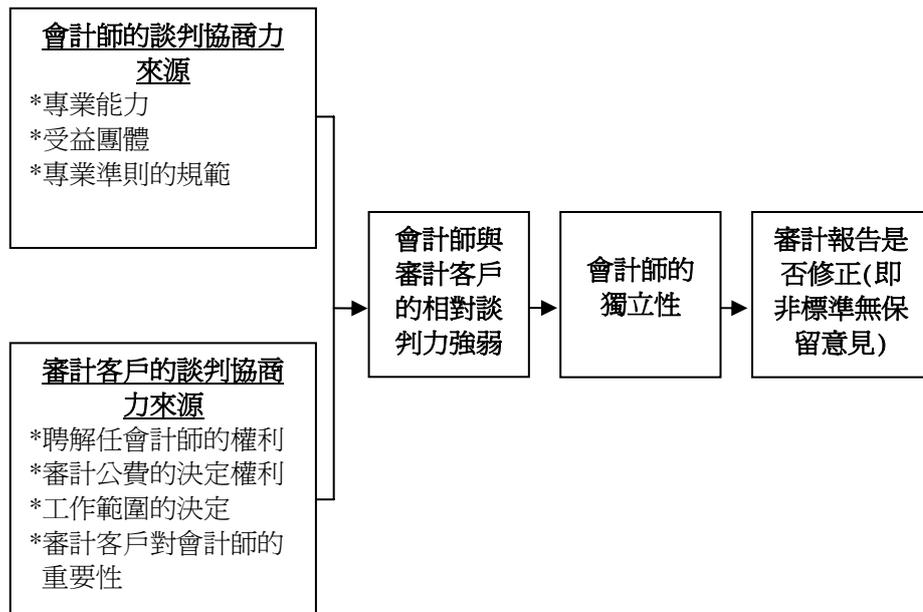
雖然 Goldman & Barlev (1974, 1975) 指出會計師與審計客戶之間的相對談判協商力的強弱是解釋會計師簽證行為的潛在不可觀察變數，亦即兩者的相對談判協商力強弱會影響會計師的獨立性，然而截止目前尚無審計文獻以具體的指標衡量會計師與審計客戶的相對談判協商力大小，遑論直接探討會計師的相對談判協商力對會計師簽證行為的影響。不過仍有學者以單一替代變數間接來衡量，如 Casterella et al. (2004) 嘗試以審計客戶的規模大小作為衡量審計客戶談判協商力大小的指標，探討審計客戶的協商談判力對審計定價的影響；Chung & Kallapur (2003) 也以審計客戶的審計公費佔會計師事務所總收益的比率高低作為衡量審計客戶談判協商力大小的指標，討論審計客戶重要性與非審計服務對盈餘品質 (裁決性應計數) 的影響。

本文嘗試以 Goldman & Barlev (1974, 1975) 的觀念架構，以模糊推論系統直接推估會計師與審計客戶的相對談判協商力強度，進而探討會計師的相對協商談判力強度對其簽發審計意見的影響。觀念性架構如圖一所呈現。

因 Fellingham & Newman (1985)、Matsumura et al. (1997) 與 Tucker & Matsumura (1998) 皆發現會計師存在策略性的簽證行為，可預期審計產品將會受到會計師與審計客戶之間互動的影響。晚近的研究，Casterella et al. (2004) 與 Chung & Kallapur (2003) 雖未觸及會計師的相對協商談判力對審計意見簽發的影響，然而，其研究發現審計客戶談判協商力大小會影響會計師的定價決

策及審計品質。故本研究預期會計師的相對協商談判力強度越大，其獨立性越能維持，對風險越高的審計客戶將越可能簽發非標準無保留審計意見。故本研究的研究假說為：

會計師的相對談判協商力強度越大，其獨立性越能維持，對風險高的審計客戶將越可能簽發非標準無保留審計意見。



附註：此觀念性架構係由 Goldman & Barlev (1974) 建構之觀念性架構修正而得。

圖一 會計師與審計客戶的談判協商力與審計報告的觀念性架構

參· 談判協商力的衡量模式與研究設計

一、談判協商力的衡量

(一)模糊推論系統

由模糊邏輯建立的推論系統很多，常用的有 Mamdani (1975) 及 Sugeno & T-S-K (Takagi-Sugeno-Kang 1985, 1988) 兩種。其中 Mamdani 模糊推論系統是

最早應用於控制的系統，建構直接且容易了解，但其結論仍以模糊集合加以表示，較不適用於模式推導。Sugeno 的系統係將前提輸入變數函數作為結論之輸出，而以加總方式執行推論整合 (aggregation)。常用的函數形式有線性函數或稱為一階系統 (first order system)，與常數函數或稱零階系統 (zero order system)。其優點係不必作反模糊化且適合推導數學模式。因此，本研究採用 Sugeno 的零階系統建構談判協商模式。假設有 N 條法則討論單一結果，Sugeno 零階系統的第 i 條法則通式可表示為

$$\text{If } \mathbf{x}_i \text{ is } \mathbf{A}_i \text{ then } \mathbf{y} = \mathbf{c}_i$$

其中 \mathbf{x}_i 表示法則前提中的變數向量， \mathbf{A}_i 為語意變數或模糊集合矩陣， \mathbf{c}_i 為常數參數，則結果變數 \mathbf{y} 可表示成

$$y = \frac{\sum_{i=1}^N \beta_i}{\sum \beta_i} c_i \quad (1)$$

式中 β_i 為第 i 條法則前提的運算結果 (結論啟動強度)。

(二)會計師與審計客戶談判協商力之來源決定變數

本文所定義的會計師與審計客戶的相對協商談判力強度 (因會計師與審計客戶的協商談判力強弱係相對的，如果審計客戶的協商談判力強度以 BP^C 表示，則會計師的協商談判力強度可以表示為 BP^A (即等於 $1-BP^C$)，係指會計師在執行審計合約過程及簽發審計意見時，與審計客戶針對會計原則的適用、會計方法的選擇、與審計報告的形式等的相對協商談判力量大小的呈現。依據 Goldman & Barlev (1974) 的會計師-審計客戶的協商談判力觀念性架構與目前的審計文獻，本文針對會計師與審計客戶的協商談判力量來源，分別各選取兩個協商談判力的決定變數作為模式的關鍵變數，分述如下：

1.審計客戶的談判協商力來源

(1)審計客戶對會計師的聘任權強度 (MC1)

Goldman & Barlev (1974) 指出審計客戶對會計師的聘任權係審計客戶重要的協商談判力來源，在所有權與經營權分離的情境，會計師的聘任可能為董事會與經營階層之間協商的結果，但在所有權與經營權結合之下，會計師所面對的則為單方面可以決定會計師聘任的經營者，且此經營者同時決定會計師的

審計合約範圍與會計資訊的提供程度。Piot (2001) 即指出會計師的聘任通常直接來自公司的負責經營的控制股東，而La Porta et al. (1999) 與Brunello et al. (2003) 亦指出公司的控制股東與其指派的代表人，通常會經由其所擁有的私有資訊干預公司的各項決策。此外，Jensen (1993) 認為如果公司的CEO與董事長為同一人時，將導致公司的管理當局的權力與董事會的領導高度集中於一個人的手中，造成公司監理機制的有效性受到限制，晚近，Booth et al. (2002) 的研究亦支持此種觀點。職此，本文預期當審計客戶的董事長與總經理為同一人或存在二等親屬關係時，意味公司的所有權與經營權相結合，此時，因管理當局的權力與董事會的領導集中於CEO的手中，審計客戶對會計師的聘任權強度將高於其他型態的所有權-經營權型態，故本文以審計客戶的董事長與總經理為同一人或存在二等親屬關係的虛擬變數，作為審計客戶對會計師的聘任權強度的替代變數，當董事長與總經理為同一人或存在二等親屬關係時，此變數設 1，否則為 0，並預期此變數對審計客戶的協商談判力有增強的作用。亦即BP^C會提高。

(2)審計客戶對會計師的重要性 (MC2)

會計師獨立性的相關理論 (Watts & Zimmerman, 1986; DeAngelo, 1981a) 指出會計師的獨立性會因審計客戶的重要性而被妥協，根據DeAngelo (1981a) 的觀點，客戶重要性可藉由某一客戶帶給會計師的準租 (quasi rents) 佔全部審計客戶帶給會計師準租的比率加以衡量。目前的文獻多數以審計公費與非審計公費的多寡或審計公費與非審計公費的結構加以衡量 (譬如：DeFond et al., 2002; Frankel et al., 2002; Chung & Kallapur, 2003)，而Casterella et al. (2004) 則嘗試以審計客戶的規模大小 (資產總額) 作為衡量審計客戶重要性與談判協商力大小的指標。因我國的審計公費資料除特定原因之外，並非強制的會計資訊揭露項目，故無法取得完整的審計公費與非審計公費資料，因此，本研究延續Casterella et al. (2004) 的做法，以審計客戶的規模大小作為衡量審計客戶重要性的指標，然而因資產規模的大小僅反應公司資產的帳面價值，故本研究改以權益的總市值取自然對數作為審計客戶重要性的替代變數，並預期審計客戶的權益總市值越大者，對會計師的重要性越高，其協商談判力越大，亦即BP^C將因審計客戶的重要性而提高。另外，因Chung & Kallapur (2003) 主張可採用個別客戶對會計師的相對重要性作為審計客戶的相對重要性之替代變數，本研究將於敏感性分析時，另以個別審計客戶取自然對數的權益的總市值對簽證會計師事務所全部客戶之取自然對數權益的總市值總和比率，作為衡量審計客戶相對重要性的替代變數，進行額外測試。

2.會計師的談判協商力來源

(1)會計師的產業審計專業 (MA1)³

Goldman & Barlev (1974) 指出會計師協助審計客戶解決問題的能力係會計師對審計客戶的重要談判協商力量來源，晚近的審計文獻亦指出會計師的產業專精程度有助於其偵測審計客戶的財務報表錯誤與限制審計客戶的會計數字操弄（譬如：Craswell et al., 1995; Beasley & Petroni, 2001; Owosho et al., 2002; O'Keefe et al., 1994; Balsam et al., 2003）。而Casterella et al. (2004) 從審計產品差異化的觀點，發現會計師事務所如果為產業專家，則可因其審計專業而對小的審計客戶收取審計公費的溢酬（premium）。顯見會計師的產業專精程度確實為其協商談判力的來源，因此，本研究以會計師在某一產業的市場佔有率（以審計客戶的淨營業收入為衡量指標）的高低作為其產業專精程度的替代變數，並預期會計師在某一產業的市場佔有率越高，則其產業專精程度越高，其對審計客戶的協商談判力越大，亦即BP^A將因會計師的產業專精程度而提高。

(2)受益個人或團體的關切程度 (MA2)

Antle (1982) 認為會計師與審計客戶的關係可視為某種型態的代理關係，此時股東-主理人（principal）賦予會計師扮演監理機制的角色，以追求股東財富極大化。而Goldman & Barlev (1974) 亦指出會計師的服務越能增加受益人的福利，或讓更多的利害團體受益，則越能取得對審計客戶協商談判時的力量，亦即，更多受益股東或利害團體的關切，將是會計師對審計客戶協商談判時的重要力量來源。就另一角度而言，股東人數越多，意味對資訊的充分性與透明度的要求提高，亦有助於會計師對審計客戶的經營階層之會計處理彈性採取更嚴謹的作法。因此，本文以審計客戶的股東人數多寡，取自然對數作為受益個人或利害團體的關切程度之替代變數，並預期審計客戶的股東人數越多，則會計師對審計客戶的談判協商力越大。亦即BP^A將因審計客戶的股東人數而提高。

此四個用於衡量會計師與審計客戶的相對協商談判力來源的關鍵變數，除MC1 為虛擬變數（設為 0 與 1）與MA1 為會計師的市場佔有率連續變數（值

³ 本研究曾以會計師事務所規模的虛擬變數（前五大事務所設為 1，其餘設為 0）取代會計師產業審計專業變數，作為會計師的談判協商力來源，此時，全部樣本所估計的會計師相對談判協商力估計值，相對於以會計師產業審計專業變數所估計的相對談判協商力估計值，呈現較明顯的離散現象（標準差大），故本研究採用Goldman & Barlev (1974) 的觀點，以會計師產業審計專業變數作為會計師的談判協商力來源，而在敏感性測試時，將會計師事務所的規模作為控制變數，測試其是否影響實證結果。

介於 0~1 之間) 外，其餘MC2 與MA2 皆非介於 0~1 的連續變數，故本研究除先將MC2 與MA2 兩個變數標準化為介於 0~1 的連續變數⁴外，為衡量基礎相一致，MA1 亦採標準化的數值，以符合下述協商談判力強度平均區分的模式設定，再進一步代入會計師-審計客戶的相對協商談判力推估模式，以計算會計師的不同年度之相對協商談判力估計值。

(三)會計師與審計客戶談判協商力之模糊模式的規則 (rules)

本文將前述的 2x2 的審計客戶-會計師的屬性變數，與審計客戶的相對協商談判力強弱的法則設定規則置於附錄一。因DeAngelo (1981) 認為審計簽證市場是一個競爭劇烈的買方市場，Goldman & Barlev (1974) 亦指出會計師在抗拒審計客戶管理當局之壓力的力量其實受到相當程度的限制，文獻亦顯示會計師本身亦屬於理性的經濟人 (economic agent)，因此，本文預期審計客戶與會計師的相對協商談判力的呈現，基本上係不對稱，亦即審計客戶當具備某些協商談判力量來源的屬性 (MC1 與MC2) 時，其相對協商談判力的實踐將高於當會計師具備某些協商談判力量來源的屬性 (MA1 與MA2) 時。故本研究先以審計客戶為設定相對協商談判力量來源規則的主體，此時，審計客戶的相對協商談判力法則可以表示為： $BP^C_1 > BP^C_2 > \dots > BP^C_{15} > BP^C_{16}$ ，因會計師與審計客戶的協商談判力強弱係相對的，會計師的相對協商談判力強度等於 1 減審計客戶的相對協商談判力強度 (即 $BP^A = 1 - BP^C$)。必須指出的是前述設定方式可能會低估會計師的協商談判力強度，故本研究將於敏感度測試時改以會計師為設定相對協商談判力量來源規則的主體，重新設定規則以進行實證結果的穩固性測試。

(四)模式推導

若以線性函數表示協商談判力強度的歸屬函數，其相關協商談判力變數分別以符號表示為：

審計客戶對會計師的聘任權強度 MC1

審計客戶對會計師重要性 MC2

會計師為產業審計專家 MA1

⁴ 本研究依不同年度分別標準化三個談判協商力決定變數，標準化公式可表示為：
$$\frac{(x - x_{\min})}{(x_{\max} - x_{\min})}$$

其中 x 可分別代表MC2、MA1 或MA2。

受益個人或團體的關切強度 MA2

同時將協商談判力強度平均區分為 16(2*2*2*2) 等分 (0-1)，則依據公式 (1)可推導得會計師的協商談判力強度BP^A為：

$$BP^A = \frac{1}{15} [12 - 8 * MC1 - 7 * MC2 + 3 * MC1 * MC2 + (2 * MA1 + MA2) * (1 + MC1 + MC2 - 2 * MC1 * MC2)] \quad (2)$$

其中，標準化後之MC1、MC2、MA1與MA2的範圍將介於 0~1 之間，而BP^A的估計值亦將介於 0~1 之間。本研究將以此推導所得的會計師的協商談判力強度指標 (BP^A值越大代表會計師的協商談判力越強)，以我國上市公司的實際資料計算各公司的簽證會計師的相對協商談判力強度估計值，並據以探討其對會計師簽發審計意見的影響。

二、研究設計

(一)樣本與期間

本研究之測試樣本為我國上市公司，此乃因上市公司須向證管會申報並公告財務報表，其資料取得容易且較為可靠。其次，由於金融保險業之營業性質及財務結構與其他產業相差甚鉅，故在樣本中予以排除。本研究期間設定為四年，即民國 88 年至 91 年，藉由多年資料的觀察，能有效地呈現會計師與審計客戶的相對協商談判力強弱，及其對會計師簽證行為的影響。

本研究所需之資料取自臺灣證券交易所之重大訊息公告，輔以臺灣經濟新報社資料庫。董事長與總經理是否為同一人或二等親以內之親屬的資料來自財團法人中華民國證券暨期貨市場發展基金會附設圖書館所陳列之上市公司年度財務報告或公開說明書。其餘樣本公司之相關變數資料取自臺灣經濟新報社資料庫。

依上述標準篩選後得到 2,039 個觀察值，樣本分佈年度為 88 年 442 筆，89 年 492 筆，90 年 520 筆，91 年 585 筆。

(二)會計師與審計客戶談判協商力來源決定變數之相關敘述統計

本研究用於衡量會計師與審計客戶的相對協商談判力來源的四個關鍵變數的相關敘述統計量如表一所示。由表一的 Panel A 顯示，審計客戶的董事長

與總經理為同一人或存在二等親屬關係的虛擬變數（作為審計客戶對會計師的聘任權強度的替代變數）的平均數為 0.3531，亦即有三分之一強的觀測值，其董事長與總經理為同一人或存在二等親屬關係。審計客戶的權益市值取自然對數與股東人數取自然對數的平均數各為 8.2308 與 9.2624。至於經標準化的三個關鍵變數的相關敘述統計量如表一的 Panel B 所示。

表一 談判協商力來源決定變數的敘述性統計 (N=2,039)

變數	平均數	標準差	最小值	25% 分位值	中位數	75% 分位值	最大值
Panel A 談判協商力決定變數未標準化之敘述性統計							
MC1	0.3531	0.4781	0	0	0	1	1
MC2	8.2308	1.4598	4.6821	7.1918	8.0440	9.0155	14.0632
MA1	0.1655	0.0827	0	0.1193	0.1711	0.2098	0.4023
MA2	9.2624	1.5462	3.4012	8.3281	9.3525	10.3446	13.6037
Panel B MC2、MA1 與 MA2 談判協商力決定變數標準化後之敘述性統計							
MC2	0.3692	0.1662	0	0.2521	0.3491	0.4600	1
MA1	0.4101	0.2093	0	0.2806	0.4177	0.5194	1
MA2	0.5615	0.1670	0	0.4539	0.5688	0.6785	1

1.符號說明：

MC1 = 審計客戶 i 對會計師的聘任權強度，以董事長兼任總經理或為二等親內親屬作衡量變數；

MC2 = 審計客戶 i 對會計師重要性；以公司之權益市值取自然對數衡量；

MA1 = 審計客戶 i 的簽證會計師的產業專精程度，以會計師的產業市場佔有率衡量；

MA2 = 審計客戶 i 的受益個人或團體的關切程度高低，以公司的股東人數取自然對數加以衡量。

2.標準化公式為：

$$\frac{(x - x_{\min})}{(x_{\max} - x_{\min})}, \text{ 其中 } x \text{ 為 } MC2、MA1 \text{ 或 } MA2。$$

(三)會計師—審計客戶相對談判力與審計意見關係之實證模式相關變數

被解釋變數：非標準無保留審計報告 (Dummy for Non-standard Unqualified Audit Reports, DAR)

本文的被解釋變數為會計師所簽發的審計意見類型，並將會計師的審計意見劃分為二元的類別變數。因Hopwood et al. (1989) 與Choi & Jeter (1992) 的研究結果顯示，會計師可能因避免被非自願性的解職而策略性的簽發修正無

保留意見以替代真正的保留意見，加上我國審計市場的實務，會計師簽發保留意見的情形相對稀少⁵。職此之故，本研究沿用Fu et al. (2005) 的處理方式，將修正無保留審計意見、拒絕表示意見、反對意見與保留意見等的觀測樣本合併為非標準無保留審計意見觀測樣本組，而將排除修正無保留意見後的無保留意見觀測樣本獨立為標準無保留意見觀測樣本組。如果審計客戶收到非標準無保留審計意見，則 $DAR=1$ ，否則 $DAR=0$ 。

主要解釋變數：會計師的相對協商談判力強度 (Auditor's Bargaining Power, BP^A)

本文探討會計師的相對協商談判力強弱對會計師簽發審計意見的影響，所定義的會計師的相對協商談判力強度係指由前述經由模糊推論系統推導的協商談判力模式所計算的估計值。本研究預期會計師的相對協商談判力強度越大，其獨立性越強，在面對高風險的審計客戶時，會計師簽發非標準無保留審計意見的可能性提高，亦即係數的符號應為正號。

控制變數

除主要的解釋變數會計師的相對協商談判力強度之外，尚有其他的因素可能會影響到會計師簽發非標準無保留審計意見。綜合目前關於會計師簽發非標準無保留意見的文獻，這些變數包括審計客戶的營業複雜度 (operational complexity) 與不同類型的審計風險⁶。譬如：以公司規模 (特別是權益市值) 作為審計客戶的營業複雜度，長期負債佔總資產的比率作為破產風險的替代變數，公司的績效變數作為營業風險的指標，帳面價值與市值的比值作為訴訟風險的替代變數等。本研究沿用Bartov et al. (2001) 所採用的控制變數，作為本研究的控制變數，亦即包括：公司規模 (SIZE)、長期負債比率 (LD)、營業淨利變動數的絕對值 (ΔNI) 與審計客戶的帳面價值與市值之比率 (BM)，根據Bartov et al. (2001) 的實證結果，本研究預期此四個控制變數的係數符號應為正號。

其次，Wang et al. (2003) 發現各國的資本市場皆存在顯著的電子業產業效果，倘若我國的資本市場亦存在顯著的電子業產業效果，則可預期會計師在競相爭逐此吸引人的產業，經濟誘因應會衝擊到其獨立性，進而影響其審計判斷。因此本研究增添電子產業控制變數以捕捉此可能潛在影響會計師簽證行為的因素。亦即如果電子產業效果存在，在某種程度會凸顯該產業審計客戶對會

⁵ 在本研究期間，2,039 個樣本之中僅 27 個觀察樣本收到保留意見。

⁶ Mutcher (1985), Dopuch et al. (1987), Menon & Schwartz (1987), Lys & Watts (1994), 與Bartov et al. (2001).

計師事務所的重要性，如前面討論會計師談判協商力來源所述，審計客戶的重要性高對會計師的簽證行為有負面的影響，當電子產業對會計師事務所的相對重要性提高時⁷，會計師對該產業的策略性簽證可能性提高（賦予會計原則更彈性的解釋或更寬鬆的重要性門檻等），故預期電子產業將會收到較少的非標準無保留審計意見，亦即電子產業的虛擬變數（DEI）的係數應為負數。其次，因Fu et al. (2005) 發現美國Enron案對會計師產業的衝擊，顯著蔓延到台灣審計簽證市場，而本研究期間亦涵蓋Enron案的影響期間，故本研究以審計環境的變動之虛擬變數（DCAE）控制Enron案對會計師簽證行為的變動之影響。最後，本文發現在研究期間，部分觀測樣本因適用第 18 號退休金會計處理與適用第 30 號庫藏股交易之會計處理而被簽發非標準無保留意見，且在部分的修正式的審計意見中，發現係與採用其他會計師的意見有關，這些情境明顯與策略性簽證行為或意見保留無關⁸。然而，為取得更充分的研究樣本，本研究以其他原因虛擬變數（OTHER）控制此規範性改變或無意分攤審計風險所導致的修正式審計意見的簽發，然後在敏感性分析時則將此部分樣本加以刪除，做額外之測試比較。

表二為本文迴歸實證模式之相關變數的敘述性統計。由表二顯示，平均而言，在研究期間會計師所簽發的非標準無保留審計意見約 45.35%，而由模糊推論系統所推導的會計師談判力估計值的平均數約為 0.6012，顯示會計師的相對整體協商談判力略高於審計客戶的相對整體協商談判力，此現象可能與我國多數上市公司的規模較小與股東人數多有關係。長期負債比率的平均值為 9.8%，約 40%的非標準無保留審計意見與規範的改變及會計師不願意分攤風險有關。

表三為本研究所採用之各變數的相關係數統計。由Pearson相關係數顯示，本研究的主要解釋變數-會計師的協商談判力強度（BP^A）與多數控制變數的相關係數皆未達統計顯著水準，因此，因共線性問題而影響本研究主要解釋變數會計師的協商談判力強度（BP^A）對簽發審計意見之推論的情形，可以合理預期應不嚴重。

⁷ 電子業的重要性可能來自其公費收入佔會計師事務所的總公費收入比重高，或電子產業通常代表成長性產業，可反映會計師事務所未來的潛在收入的增加等。

⁸ 本研究發現樣本公司的轉投資子公司投資金額與控股情形並未變化，但簽證會計師卻在不同的年度簽發不同的意見（一年為標準無保留，另一年為因採用其他會計師之意見而簽發修正無保留意見），其次，部分會計師對第 30 號庫藏股交易揭露的處理方式亦有差異，有些直接簽發標準無保留意見，部分則簽發修正無保留意見。職此因素，故本研究將其列為控制變數。

表二 迴歸實證模式之相關變數的敘述性統計 (N=2,039)

變數	平均數	標準差	最小值	25%分位值	中位數	75%分位值	最大值
DAR	0.4635	0.4988	0	0	0	1	1
BP ^A	0.6012	0.2155	0.0727	0.3563	0.7054	0.7741	0.9491
DCAE	0.5419	0.4984	0	0	1	1	1
DEI	0.4110	0.4921	0	0	0	1	1
SIZE	15.0530	1.2729	10.3163	14.2243	14.9158	15.8297	19.3168
LEV	0.0980	0.1248	0	0	0.0585	0.1518	1.6833
BM	1.3289	1.4801	0	0.5464	0.9804	1.5873	25.0000
△NI	0.0518	0.0646	0	0.0132	0.0306	0.0655	0.8772
OTHER	0.3904	0.4880	0	0	0	1	1

1.符號說明：

- DAR = 審計客戶 i 收到的審計意見型態，收到非標準無保留意見者為 1，其餘為 0；
 BP^A = 由模糊理論系統推導公式所計算之會計師的談判協商力大小估計值；
 DCAE = 審計環境變動的虛擬變數，在 2001 年 (包括) 之後的觀測值設為 1，其餘為 0；
 DEI = 審計客戶 i 是否為電子產業的虛擬變數，可歸類為電子產業者為 1，其餘設為 0；
 SIZE = 審計客戶 i 的規模控制變數，為淨營業收入取自然對數；
 LEV = 審計客戶 i 的槓桿比率，為長期負債除以總資產；
 BM = 審計客戶 i 的帳面價值與市值的比率；
 △NI = 審計客戶 i 的績效控制變數，為營業淨利的變動取絕對值；
 OTHER = 規範變動與風險分攤影響變數。

2.BP^A變數的計算公式為：

$$BP^A = \frac{1}{15} [12 - 8 * MC1 - 7 * MC2 + 3 * MC1 * MC2 + (2 * MA1 + MA2) * (1 + MC1 + MC2 - 2 * MC1 * MC2)]$$

3.關於會計師的談判協商力大小的估計，茲以台灣水泥 (代號：1101) 為例加以說明如下：

台灣水泥在民國 88 年時，董事長為辜先生，總經理為其子，兩者雖非同一人，但董事長與總經理為二等親內親屬，此時審計客戶對會計師的聘任權強度的虛擬變數設為 1，故MC1=1。其次，台灣水泥公司在民國 88 年底之權益市值取自然對數為 11.1728，標準化後的權益市值相對值為 0.65824，故MC2=0.65824。第三，台灣水泥的簽證會計師為致遠會計師事務所，而致遠會計師事務所在該年度以審計客戶的銷貨收入所計算的水泥產業市場佔有率為 0.2545，標準化後的產業市場佔有率相對值為 0.65865，故MA1=0.65865。最後，台灣水泥公司的股東人數取自然對數為 11.8037，標準化的股東人數相對值為 0.86412，此時，MA2=0.86412。將前述四個談判協商力來源的決定變數之標準化或非標準化相對數值代入前述BP^A的估計公式，即可得在民國 88 年時，致遠會計師事務所相對於台灣水泥公司的相對談判協商力估計值為 0.286265。其餘的BP估計公式因皆採用相同的四個談判協商力來源之決定變數，僅方程式的型態有差異，故將前述的四個決定變數代入不同的BP模式，即可得到不同BP估計公式下的會計師的相對談判協商力估計值。

表三 迴歸實證變數的 Pearson 與 Spearman 相關係數統計

	DAR	BP ^A	DCAE	DEI	SIZE	LEV	BM	△NI	OTHER
DAR		0.0425*** (0.0050)	0.1478*** (0.0000)	-0.1087*** (-0.0001)	0.1249*** (0.0001)	0.1222*** (0.0001)	0.1619*** (0.0001)	0.00552*** (0.0127)	0.8550*** (0.0000)
BP ^A	0.1279*** (0.0079)		-0.0087 (0.6964)	0.0092 (0.6777)	-0.0091 (0.6828)	0.0026 (0.9090)	0.0689*** (0.0018)	0.0226 (0.3072)	0.0070 (0.7533)
DCAE	0.1478*** (0.0000)	-0.0325 (0.1432)		0.0838*** (0.0002)	-0.0430* (0.0524)	0.1055*** (0.0001)	0.0433* (0.0509)	-0.0097 (0.6618)	0.1385*** (0.0001)
DEI	-0.1087*** (0.0001)	-0.0484** (0.0289)	0.0838*** (0.0002)		0.1103*** (0.0001)	-0.0170 (0.4440)	-0.3606*** (0.0001)	0.1519*** (0.0001)	-0.0882*** (0.0001)
SIZE	0.1485*** (0.0001)	-0.1150*** (0.0001)	-0.0428* (0.0534)	0.0927*** (0.0001)		0.2031*** (0.0001)	-0.1322*** (0.0001)	-0.0642*** (0.0037)	0.1689*** (0.0001)
LEV	0.1331*** (0.0001)	-0.0514** (0.0203)	0.0654*** (0.0032)	-0.0151 (0.4970)	0.2613*** (0.0001)		0.0123 (0.5781)	-0.0381* (0.0853)	0.1267*** (0.0001)
BM	0.1697*** (0.0000)	0.1738*** (0.0001)	0.0663*** (0.0027)	-0.5419*** (0.0001)	-0.1436*** (0.0001)	0.0443** (0.0455)		-0.0113 (0.6095)	0.0787*** (0.0004)
△NI	0.0152 (0.4921)	0.0119 (0.5911)	-0.0152 (0.4918)	0.1594*** (0.0001)	-0.0293 (0.1854)	-0.0381* (0.0853)	-0.1002*** (0.0001)		0.0135 (0.5424)
OTHER	0.8550*** (0.0000)	-0.0185 (0.4051)	0.1385*** (0.0001)	-0.0882*** (0.0001)	0.1851*** (0.0001)	0.1367*** (0.0001)	0.1268*** (0.0001)	-0.0165 (0.4561)	

a.符號說明：

- DAR = 審計客戶 i 收到的審計意見型態，收到非標準無保留意見者為 1，其餘為 0；
 BP^A = 由模糊理論系統推導公式所計算之會計師的談判協商力大小估計值；
 DCAE = 審計環境變動的虛擬變數，在 2001 年 (包括) 之後的觀測值設為 1，其餘為 0；
 DEI = 審計客戶 i 是否為電子產業的虛擬變數，可歸類為電子產業者為 1，其餘設為 0；
 SIZE = 審計客戶 i 的規模控制變數，為淨營業收入取自然對數；
 LEV = 審計客戶 i 的槓桿比率，為長期負債除以總資產；
 BM = 審計客戶 i 的帳面價值與市值的比率；
 △NI = 審計客戶 i 的績效控制變數，為營業淨利的變動取絕對值；
 OTHER = 規範變動與風險分攤影響變數。

b. 右上角為 Pearson 相關係數，而左下角為 Spearman 相關係數。括弧中為 p 值。

c. *, **, 與 *** 分別代表 10%, 5%, 與 1% 雙尾檢定的統計顯著水準。

d. BP^A變數的計算公式為：

$$BP^A = \frac{1}{15} [12 - 8 * MC1 - 7 * MC2 + 3 * MC1 * MC2 + (2 * MA1 + MA2) * (1 + MC1 + MC2 - 2 * MC1 * MC2)]$$

(四)迴歸實證模式

因本研究係以會計師的審計意見類型之虛擬變數為被解釋變數，故採

logistic 迴歸模式作為實證模式。首先，以未考慮會計師之相對協商談判力與各風險變數之交互作用的模式，測試主要解釋變數與各控制變數對審計意見之簽發的影響，並測試目前文獻上常使用的三個影響審計意見簽發的風險變數 (LEV, BM 與 ΔNI)，在本研究樣本是否可以獲得證實。模式設定如下：

模式一：

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} + \beta_6 * BM_{it} + \beta_7 * \Delta NI_{it} + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

DAR_{it} = 審計意見類型的虛擬變數;如果會計師簽發標準無保留意見則 $DAR_{it}=0$ ，否則 $DAR_{it}=1$ 。

BP_{it}^A = 會計師的相對協商談判力大小;係由前述模糊推理方法之推導公式所計算之估計值。

$DCAE_{it}$ = 審計環境變動的虛擬變數;2001 年以前者， $DCAE_{it}=0$ ，否則 $DCAE_{it}=1$ 。

$SIZE_{it}$ = 審計客戶之規模;為淨營業收入取自然對數。

LEV_{it} = 審計客戶之長期負債比率。為長期負債除以總資產。

BM_{it} = 權益之帳面價值與市值比。

ΔNI_{it} = 營業績效控制變數;為營業淨利之變動數取絕對值。

$OTHER_{it}$ = 規範變動與風險分攤影響變數。審計客戶因新會計原則實施 (第 18 號退休金與第 30 號庫藏股交易) 與其轉投資公司由其他會計師簽證者， $OTHER_{it}=1$ ，否則， $OTHER_{it}=0$ 。

其次，會計師的協商談判力強弱可能與各審計風險變數存在交互作用，亦即會計師協商談判力的實踐可能與審計客戶的審計風險有關。因此，本研究進一步測試會計師的協商談判力強度與各審計風險變數的交互關係對其審計意見類型的簽發是否會顯著的差異。當審計客戶的特有風險提高時，會計師所面對的審計風險亦相對提高，故預期當會計師的協商談判力強度越大，面對高審計風險 (破產風險，LEV；訴訟風險，BM；與營業風險， ΔNI) 的審計客戶，將簽發更多的非標準無保留審計意見。實證模式設定如下：(變數符號說明悉如模式一)

模式二：

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} * BP_{it}^A + \beta_6 * BM_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

倘若會計師的協商談判力強度越大，面對高審計風險的審計客戶，會顯著簽發更多的非標準無保留審計意見，則本研究預期三個交互作用變數的係數 β_5 、 β_6 與 β_7 之符號預期為正號。此時， β_1 的係數則代表無風險下，會計師的協商談判力強度對簽發審計意見的影響。

肆· 實證結果與分析

首先將模式一與模式二的迴歸估計結果彙整於表四。根據本研究之預期，會計師的相對協商談判力大小與是否簽發非標準無保留審計意見應呈現正向關係，即會計師的相對協商談判力強度越大時，會計師的獨立性越高，簽發非標準無保留審計意見的可能性提高。由表四的估計結果發現：在未考慮解釋變數交互作用的模式一中，模式LR值達 1% 的顯著水準，而 BP^A 的係數為 1.1852 ($t=2.71$) 且達 1% 的統計顯著水準，本研究的實證假說初步獲得支持。如果檢視 Bartov et al. (2001) 的模式所採用的三個風險控制變數亦發現 BM 與 ΔNI 的係數顯著為正，此結果與目前文獻的結果相一致。然而 LEV 方向與預期一致，但未達統計顯著水準。其次，由表四的模式二發現 $BP^A * BM$ 與 $BP^A * \Delta NI$ 兩個交互作用變數的係數各為 0.4873 ($t=5.00$) 與 8.1110 ($t=4.45$)，符號為正，且達 1% 的統計顯著水準， $BP^A * LEV$ 的係數為正，惟未達統計顯著水準⁹。而 BP^A 的係數為 -0.1952 ($t=-0.40$)，未達統計顯著水準，此結果顯示在排除審計客戶的風險因素之後，會計師談判協商力的高低對其審計意見類型的簽發並無顯著的影響。綜合模式一與模式二的實證結果顯示，會計師的相對協商談判力強度越大時，會顯著對高風險的審計客戶簽發較多非標準無保留審計意見，而非毫無目的地展現其相對協商談判力¹⁰。

⁹ 本研究曾將 LEV 、 BM 與 ΔNI 三個風險衡量變數，分別以其中位數將三個變數區分為高風險與低風險兩組次樣本，而將不同風險變數的高風險次樣本設虛擬變數 1，而低風險次樣本數為 0，重新進行實證分析，結果大致雷同。

¹⁰ 如果以會計師事務所規模的虛擬變數(前五大事務所設為 1，其餘設為 0)作為會計師的談判協商力來源，以所估計的會計師相對談判協商力估計值進行額外測試，此時，在模式一， BP^A 的係數為 1.0485 ($t=2.47$)，達 5% 的統計顯著水準。在模式二， $BP^A * BM$ 與 $BP^A * \Delta NI$ 兩個交互作用變數的係數各為 0.4331 ($t=5.00$) 與 6.6962 ($t=4.18$)， $BP^A * LEV$ 的係數則為 1.2070 ($t=1.19$)，而 BP^A 的係數亦未達統計顯著水準。但如果在實證模式中，加入會計師的產業專業作為額外控制變數，則在模式一， BP^A 的係數為 0.8165 ($t=1.87$)，僅達邊際的統計顯著水準，在模式二，實證結果則大致雷同。

表四 會計師的協商力大小與修正審計意見的關係

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} + \beta_6 * BM_{it} + \beta_7 * \Delta NI_{it} + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} * BP_{it}^A + \beta_6 * BM_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

解釋變數	模式一	模式二
截距	-3.3186** (-2.81)	-2.3870** (-2.06)
BP^A	1.1852*** (2.71)	-0.1952 (-0.40)
$DCAE$	0.4516*** (2.45)	0.4607*** (2.48)
DEI	-0.3377 (-1.59)	-0.3453 (-1.62)
$SIZE$	-0.0202 (-0.26)	-0.0258 (-0.34)
LEV	1.0971 (1.45)	
BM	0.3023*** (4.84)	
ΔNI	4.7215*** (3.93)	
$OTHER$	7.700** (13.05)	7.7060*** (13.07)
$BP^A * LEV$		1.3678 (1.19)
$BP^A * BM$		0.4873*** (5.00)
$BP^A * \Delta NI$		8.1110*** (4.45)
N	2039	2039
McFadden R ²	68.58%	68.76%
LR statistic	1931.11***	1936.07***

a. 符號說明：

- DAR = 審計客戶 i 收到的審計意見型態，收到非標準無保留意見者為 1，其餘為 0；
 BP^A = 由模糊理論系統推導公式所計算之會計師的談判協商力大小估計值；
 $DCAE$ = 審計環境變動的虛擬變數，在 2001 年 (包括) 之後的觀測值設為 1，其餘為 0；
 DEI = 審計客戶 i 是否為電子產業的虛擬變數，可歸類為電子產業者為 1，其餘設為 0；
 $SIZE$ = 審計客戶 i 的規模控制變數，為淨營業收入取自然對數；
 LEV = 審計客戶 i 的槓桿比率，為長期負債除以總資產；
 BM = 審計客戶 i 的帳面價值與市值的比率；
 ΔNI = 審計客戶 i 的績效控制變數，為營業淨利的變動取絕對值；
 $OTHER$ = 規範變動與風險分攤影響變數。

b. *, **, 與 *** 分別代表 10%, 5%, 與 1% 雙尾檢定的統計顯著水準。括弧中為 t 值。

c. BP^A 變數的計算公式為：

$$BP^A = \frac{1}{15} [12 - 8 * MC1 - 7 * MC2 + 3 * MC1 * MC2 + (2 * MA1 + MA2) * (1 + MC1 + MC2 - 2 * MC1 * MC2)]$$

針對 *LEV* 方向與預期一致，但未達統計顯著水準之實證結果，本研究另以 Zmijewski (1984) 之破產模式之破產機率值作為替代變數，重新測試破產風險衡量變數與審計意見的關係，檢測的結果顯示：主要解釋變數 BP^A 的係數， BP^A*BM 與 $BP^A*\Delta NI$ 兩個交互作用變數的係數實證結果皆與原始結果相一致，然而，在模式一中，Zmijewski (1984) 之破產模式之破產機率值 (*PROBIT*(*Z*)) 的係數為 3.3487 ($t=5.99$)，在模式二中， $BP^A*PROBIT(Z)$ 的係數為 4.5629 ($t=5.22$)，皆達 1% 的統計顯著水準。由此額外測試顯示，在我國以 Zmijewski (1984) 之破產模式估計之破產機率值作為公司破產風險的替代變數，比目前審計文獻與 Bartov et al. (2001) 的模式所採用的長期負債比率 (*LD*) 更能捕捉破產風險與審計意見的簽發的關係。惟此議題並非本研究所要探討的主題，故本文不擬深究。

控制變數 *OTHER* 的迴歸係數在兩個模式中亦呈現顯著的正向關係，顯示會計規範的改變與會計師的風險分攤考慮，確實導致更多非標準無保留審計意見的簽發。惟如前面所述，因部分非標準無保留審計意見（包括修正無保留意見與保留意見）係因會計規範的改變或簽證會計師不願分攤風險而註明採用其他會計師的意見所造成，為避免以控制變數處理方式可能導致誤謬的推論，本文曾將該部分樣本加以刪除，以剩餘的 1,243 個樣本進行檢測。實證結果顯示：在模式一，主要解釋變數 BP^A 的係數為 1.1390 ($t=2.57$)，達 1% 的統計顯著水準，模式二中， BP^A*BM 與 $BP^A*\Delta NI$ 兩個交互作用變數的係數各為 0.4909 ($t=5.01$) 與 8.2840 ($t=4.52$)，符號為正，且達 1% 的統計顯著水準， BP^A*LEV 的係數為正，而 BP^A 的係數為負，皆未達統計顯著水準。其他控制變數的結果亦雷同，顯見本研究的實證結果並未因納入 *OTHER* 控制變數與否而有不同的結果。

在其他控制變數方面，*DCAE* 的係數在兩個模式中皆呈現顯著的正向關係，顯示在 Enron 案後，我國的會計師簽發顯著較多的非標準無保留審計意見，此結果與 Fu et al. (2005) 的結論相一致。至於 *DEI* 的係數在兩個模式中皆呈現邊際的顯著之負向關係，顯示電子產業的公司相較於其他產業，如預期地，收到較少的非標準無保留審計意見。

綜合前述實證結果顯示會計師的相對協商談判力強弱確實會影響其簽證行為，會計師的相對協商談判力強度越大時，會顯著對高風險的審計客戶簽發較多非標準無保留審計意見，以維持其獨立性。本研究的研究假說獲得實證的支持，此結果亦為 Goldman & Barlev (1974) 的會計師-審計客戶的相對協商談判力會影響會計師的獨立性之觀點提供實證的支持。

伍· 敏感性測試

一、以審計客戶的相對重要性作為衡量談判協商力之解釋變數

表五 會計師的協商力大小與修正審計意見的關係-相對重要性之測試

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} + \beta_6 * BM_{it} + \beta_7 * \Delta NI_{it} + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} * BP_{it}^A + \beta_6 * BM_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

解釋變數	模式一	模式二
截距	-2.5308 ^{**} (-2.23)	-1.5889 (-1.41)
BP ^A	2.3012 ^{***} (3.77)	0.8827 (1.32)
DCAE	0.4485 ^{**} (2.43)	0.4555 ^{**} (2.46)
DEI	-0.3387 (-1.59)	-0.3699 (-1.74)
SIZE	-0.1092 (-1.40)	-0.1178 (-1.50)
LEV	1.0217 (1.33)	
BM	0.2980 ^{***} (4.76)	
ΔNI	4.6011 ^{***} (3.85)	
OTHER	7.7097 ^{***} (13.06)	7.7158 ^{***} (13.07)
BP ^A *LEV		1.5915 (1.18)
BP ^A *BM		0.4979 ^{***} (4.68)
BP ^A *ΔNI		8.9508 ^{***} (4.28)
N	2039	2039
McFadden R ²	68.83%	68.84%
LR statistic	1938.17 ^{***}	1938.33 ^{***}

a. 符號說明：

- DAR = 審計客戶 i 收到的審計意見型態，收到非標準無保留意見者為 1，其餘為 0；
 BP^A = 由模糊理論系統推導公式所計算之會計師的談判協商力大小估計值；
 DCAE = 審計環境變動的虛擬變數，在 2001 年 (包括) 之後的觀測值設為 1，其餘為 0；
 DEI = 審計客戶 i 是否為電子產業的虛擬變數，可歸類為電子產業者為 1，其餘設為 0；
 SIZE = 審計客戶 i 的規模控制變數，為淨營業收入取自然對數；
 LEV = 審計客戶 i 的槓桿比率，為長期負債除以總資產；
 BM = 審計客戶 i 的帳面價值與市值的比率；
 ΔNI = 審計客戶 i 的績效控制變數，為營業淨利的變動取絕對值；
 OTHER = 規範變動與風險分攤影響變數。

b. *, **, 與 *** 分別代表 10%, 5%, 與 1% 雙尾檢定的統計顯著水準。括弧中為 t 值。

c. BP^A變數的計算公式為：

$$BP^A = \frac{1}{15} [12 - 8 * MC1 - 7 * MC2 + 3 * MC1 * MC2 + (2 * MA1 + MA2) * (1 + MC1 + MC2 - 2 * MC1 * MC2)]$$

本文之原實證模式係以標準化的審計客戶的權益總市值取自然對數作為衡量審計客戶重要性的變數，有鑑於過去文獻對此一變數衡量仍有分歧，為求嚴謹，本文另以審計客戶佔會計師事務所的相對重要性作為衡量變數進行測試。所謂審計客戶佔會計師事務所的相對重要性，係以該審計客戶的權益總市值佔簽證會計師事務所全部審計客戶之權益總市值總合的比率（個別審計客戶皆取自然對數再計算）。再次測試會計師的相對協商談判力強弱與審計意見的關係之檢測結果如表五所顯示。

由表五顯示：主要解釋變數 BP^A 的係數在模式一為 2.3007 (t=3.77)，達 1% 的統計顯著水準，在模式二中 $BP^A * BM$ 與 $BP^A * \Delta NI$ 兩個交互作用變數的係數各為 0.4980 (t=4.68) 與 8.9515 (t=4.28)，符號為正，且達 1% 的統計顯著水準， $BP^A * LEV$ 的係數為正，而 BP^A 的係數為正，皆未達統計顯著水準。其他控制變數的結果亦與原實證結果雷同，顯見本研究的實證結果並未因審計客戶的重要性之不同的衡量方式而有差異。

二、模糊系統的規則 (rules) 之測試—以會計師為設定主體與規則的簡化

本研究將前述的 2x2 的審計客戶-會計師的屬性變數與審計客戶的相對協商談判力強弱的法則表示為 16 級的強弱順序，係延續 DeAngelo (1981) 與 Goldman & Barlev (1974) 的審計市場係買方市場的觀點，以審計客戶的協商談判力量來源為設定規則的主體，為避免此設定規則的假設影響本研究的實證推論，本研究另以會計師的協商談判力來源為設定規則的主體，重新設定規則（設定規則置於附錄二）進行穩固性測試¹¹。以會計師的協商談判力量來源為設定規則所得的會計師協商談判力強度 BP^A 為：

¹¹ 本研究亦將模糊規則中的 BP^A5-BP^A12 設為 (MC1=1, MC2=0, MA1=0, MA2=0), (MC1=1, MC2=0, MA1=0, MA2=1), (MC1=1, MC2=0, MA1=1, MA2=0), (MC1=1, MC2=0, MA1=1, MA2=1), (MC1=0, MC2=1, MA1=0, MA2=0), (MC1=0, MC2=1, MA1=0, MA2=1), (MC1=0, MC2=1, MA1=1, MA2=0), (MC1=0, MC2=1, MA1=1, MA2=1), 此時，會計師的相對協商談判力強度 $BP^A=1/15(3+8*MA1+4*MA2-2*MC1-MC2)$ ，以此推估公式所計算的會計師協商談判力數值進行實證，模式一所得到的 BP^A 係數為 2.3526(t=3.68)，而模式二中關於 $BP^A * BM$ ， $BP^A * \Delta NI$ 的係數亦為正，且達 1% 的統計顯著水準， $BP^A * LEV$ 的係數亦為正，惟未達統計顯著水準。

$$BP^A = \frac{1}{15} \{3 - 2 * MC1 - MC2 - MA2 * (-7 + 2 * MC1 + MC2) + MA1 * [8 - 2 * MC1 - MC2 + MA2 * (-3 + 4 * MC1 + 2 * MC2)]\} \quad (5)$$

表六 會計師的協商力大小與修正審計意見的關係-以會計師為設定法則主體

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} + \beta_6 * BM_{it} + \beta_7 * \Delta NI_{it} + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} * BP_{it}^A + \beta_6 * BM_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

解釋變數	模式一	模式二
截距	-2.7511** (-2.50)	-1.8129* (-1.61)
BP ^A	2.3446*** (3.69)	0.8358 (1.19)
DCAE	0.4462** (2.42)	0.4534** (2.45)
DEI	-0.3241 (-1.53)	-0.3577* (-1.69)
SIZE	-0.0910 (-1.18)	-0.0997 (-1.29)
LEV	1.0490 (1.37)	
BM	0.2919*** (4.69)	
ΔNI	4.6020*** (3.85)	
OTHER	7.7118*** (13.06)	7.7192*** (13.08)
BP ^A *LEV		1.7941 (1.25)
BP ^A *BM		0.5122*** (4.66)
BP ^A *ΔNI		9.6207*** (4.36)
N	2039	2039
McFadden R ²	68.81%	68.86%
LR statistic	1937.41***	1938.95***

a. 符號說明：

- DAR = 審計客戶 i 收到的審計意見型態，收到非標準無保留意見者為 1，其餘為 0；
BP^A = 由模糊理論系統推導公式所計算之會計師的談判協商力大小估計值（僅採用 8 個規則）；
DCAE = 審計環境變動的虛擬變數，在 2001 年（包括）之後的觀測值設為 1，其餘為 0；
DEI = 審計客戶 i 是否為電子產業的虛擬變數，可歸類為電子產業者為 1，其餘設為 0；
SIZE = 審計客戶 i 的規模控制變數，為淨營業收入取自然對數；
LEV = 審計客戶 i 的槓桿比率，為長期負債除以總資產；
BM = 審計客戶 i 的帳面價值與市值的比率；
ΔNI = 審計客戶 i 的績效控制變數，為營業淨利的變動取絕對值；

OTHER = 規範變動與風險分攤影響變數。

b. *, **, 與 *** 分別代表 10%, 5%, 與 1% 雙尾檢定的統計顯著水準。括弧中為 *t* 值。

c. BP^A 變數的計算公式為：

$$BP^A = \frac{1}{15} \{3 - 2 * MC1 - MC2 - MA2 * (-7 + 2 * MC1 + MC2) + MA1 * [8 - 2 * MC1 - MC2 + MA2 * (-3 + 4 * MC1 + 2 * MC2)]\}$$

而以會計師為設定協商談判力法則主體的實證結果，如表六所示。由表六顯示：主要解釋變數 BP^A 的係數在模式一為 2.3446 ($t=3.69$)，達 1% 的統計顯著水準，而且顯著性高於以審計客戶的協商談判力量來源為設定規則時之實證結果，此結果與預期相一致，亦即以審計客戶的協商談判力量來源為設定規則時將低估會計師的協商談判力強度。至於在模式二， $BP^A * BM$ 與 $BP^A * \Delta NI$ 兩個交互作用變數的係數各為 0.5122 ($t=4.66$) 與 9.6207 ($t=4.36$)，符號為正，且達 1% 的統計顯著水準， $BP^A * LEV$ 的係數為正，而 BP^A 的係數為正，皆未達統計顯著水準。其他控制變數的結果亦雷同。

其次，本研究將前述的 2x2 的審計客戶-會計師的屬性變數與審計客戶的相對協商談判力強弱的法則表示為 16 級的強弱順序，係假設在會計師的協商談判力量來源之中，會計師為產業專家 (MA1) 的力量來源高於受益個人或團體的關切程度 (MA2) 所賦予的力量來源，且審計客戶對會計師的聘任權強度 (MC1) 的力量來源高於審計客戶對會計師的重要性 (MC2)，如果放棄此兩個假設，亦即會計師為產業專家 (MA1) 的力量來源與受益個人或團體的關切程度 (MA2) 所賦予的力量來源同等重要，且審計客戶對會計師的聘任權強度 (MC1) 的力量來源與審計客戶對會計師的重要性 (MC2) 同等重要，則審計客戶-會計師的屬性變數與審計客戶的相對協商談判力強弱的法則將降為 9 級 (設定規則置於附錄三)。此法則可導得會計師的協商談判力強度 BP^A 為：

$$\frac{1}{8(1+MA1*MA2)(1+MC1*MC2)} \times \{2+3*MC1+3*MC2+5*MC1*MC2-MA2*(1+MC1*MC2) + MA1*[-1-MC1*MC2+MA2*(1+3*MC1+3*MC2+4*MC1*MC2)]\} \quad (6)$$

實證結果則如表七所示。由表七顯示：主要解釋變數 BP^A 的係數在模式一為 1.2581 ($t=2.06$) 且達 5% 的統計顯著水準。至於在模式二， $BP^A * BM$ 與 $BP^A * \Delta NI$ 兩個交互作用變數的係數各為 0.4887 ($t=5.06$) 與 8.3042 ($t=4.49$)，符號為正，且達 1% 的統計顯著水準， $BP^A * LEV$ 的係數為正，未達統計顯著水準。其他控制變數的結果亦與前述結果雷同，不再贅述。雖然審計客戶-會計師的屬性變數與審計客戶的相對協商談判力強弱的法則設定為 9 級的測試結果並無不同，然而，由主要解釋變數 BP^A 的係數的顯著性觀察，可發現審計客戶-

會計師的屬性變數確實對會計師-審計客戶的相對協商談判力存在不同的影響力。亦即審計客戶對會計師的聘任權強度 (MC1) 影響大於審計客戶對會計師重要性 (MC2), 而會計師為產業審計專家 (MA1) 的影響大於受益個人或團體的關切強度 (MA2)。

表七 會計師的協商力大小與修正審計意見的關係-9 級模糊模式規則

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} + \beta_6 * BM_{it} + \beta_7 * \Delta NI_{it} + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} * BP_{it}^A + \beta_6 * BM_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

解釋變數	模式一	模式二
截距	-3.3036** (-2.76)	-2.4341** (-2.07)
BP^A	1.2581** (2.06)	-0.2894 (-0.48)
$DCAE$	0.4472** (2.43)	0.4609** (2.49)
DEI	-0.3309 (-1.56)	-0.3423 (-1.61)
$SIZE$	-0.0186 (-0.25)	-0.0195 (-0.26)
LEV	1.0921 (1.45)	
BM	0.3030*** (4.84)	
ΔNI	4.7039*** (3.90)	
$OTHER$	7.6665*** (13.01)	7.6821*** (13.04)
$BP^A * LEV$		1.4008 (1.22)
$BP^A * BM$		0.4887** (5.06)
$BP^A * \Delta NI$		8.3042*** (4.49)
N	2039	2039
McFadden R^2	68.46%	68.67%
LR statistic	1927.75***	1933.56***

a. 符號說明：

DAR = 審計客戶 i 收到的審計意見型態，收到非標準無保留意見者為 1，其餘為 0；

BP^A = 由模糊理論系統推導公式所計算之會計師的談判協商力大小估計值（僅採用 8 個規則）；

$DCAE$ = 審計環境變動的虛擬變數，在 2001 年（包括）之後的觀測值設為 1，其餘為 0；

DEI = 審計客戶 i 是否為電子產業的虛擬變數，可歸類為電子產業者為 1，其餘設為 0；

$SIZE$ = 審計客戶 i 的規模控制變數，為淨營業收入取自然對數；

LEV = 審計客戶 i 的槓桿比率，為長期負債除以總資產；

BM = 審計客戶 i 的帳面價值與市值的比率；

- ΔNI = 審計客戶 i 的績效控制變數，為營業淨利的變動取絕對值；
 $OTHER$ = 規範變動與風險分攤影響變數。
 b. *, **, 與 *** 分別代表 10%, 5%, 與 1% 雙尾檢定的統計顯著水準。括弧中為 t 值。
 c. BP^A 變數的計算公式為：

$$BP^A = \frac{1}{8(1+MA1*MA2)(1+MC1*MC2)} \times \{2+3*MC1+3*MC2+5*MC1*MC2-MA2*(1+MC1*MC2) + MA1*[-1-MC1*MC2+MA2*(1+3*MC1+3*MC2+4*MC1*MC2)]\}$$

三、刪除產業家數不足十家之產業

因我國部份產業的上市公司家數相對較少，因此在衡量會計師的市場佔有率時，該產業所屬公司的簽證會計師的相對佔有率顯著高於其他產業簽證會計師的相對市場佔有率，為避免此衡量的問題影響本研究的推論，本文將產業上市公司家數在十家以內之產業加以刪除（產業代碼為 11，18，19，22，27 等五個產業），測試本文結論的穩固性，此時樣本數為 1910。實證結果如表八中產業家數不足模式之測試欄位所示。

由表八產業家數不足模式顯示：主要解釋變數 BP^A 的係數在模式一為 1.2039 ($t=2.64$) 且達 1% 的統計顯著水準。至於在模式二， BP^A*BM 與 $BP^A*\Delta NI$ 兩個交互作用變數的係數各為 0.4990 ($t=4.87$) 與 8.1999 ($t=4.44$)，符號為正，且達 1% 的統計顯著水準， BP^A*LEV 的係數為正，未達統計顯著水準。其他控制變數的結果亦與前述結果雷同，因此，本研究的實證結果顯並未因部分產業家數太少而影響推論。

四、追蹤資料 (Panel data) 之測試

因研究期間有相當多的新上市公司，而且因樣本數的考慮採跨期間的合併資料 (pooled data) 作實證分析，為避免新上市公司簽證會計師的策略性行為與資料異質的影響，本研究另以追蹤資料 (panel data) 作敏感性測試。測試結果如表八中追蹤資料模式之測試欄位所顯示。

由表八顯示：主要解釋變數 BP^A 的係數在模式一為 1.2366 ($t=2.68$) 且達 1% 的統計顯著水準，很意外地發現 LEV 的係數為 1.7152 ($t=2.09$)，達 5% 的統計顯著水準，顯示 LEV 的係數在原實證結果中未達統計顯著水準，可能係受到新上市公司的效應或合併資料的影響。至於在模式二， BP^A*BM 與 $BP^A*\Delta NI$ 兩個交互作用變數的係數各為 0.4467 ($t=4.63$) 與 8.6613 ($t=4.05$)，符號為正，且達 1% 的統計顯著水準， BP^A*LEV 的係數為 2.3145 ($t=1.88$)，達 10% 統計顯著水準。

其他控制變數的結果亦與前述結果雷同，因此，本研究的實證結果顯並未因新上市公司與合併資料而影響推論。

表八 會計師的協商力大小與修正審計意見的關係—產業家數不足與追蹤資料之測試

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} + \beta_6 * BM_{it} + \beta_7 * \Delta NI_{it} + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} * BP_{it}^A + \beta_6 * BM_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_8 * OTHER_{it} + \varepsilon_{it}$$

解釋變數	產業家數不足之測試		追蹤資料之測試	
	模式一	模式二	模式一	模式二
截距	-4.3445** (-3.47)	-3.4642** (-2.82)	-2.2915** (-1.81)	-1.2334** (-0.99)
BP ^A	1.2039*** (2.64)	-0.1887 (-0.37)	1.2366*** (2.68)	-0.2095 (-0.40)
DCAE	0.3966** (2.08)	0.4057** (2.11)	0.5904*** (3.07)	0.5843*** (3.03)
DEI	-0.3158 (-1.45)	-0.3195 (-1.46)	-0.1713 (-0.75)	-0.1654 (-0.72)
SIZE	0.0498 (0.6262)	0.0467 (0.59)	-0.0975 (-1.18)	-0.1060 (-1.29)
LEV	0.9245 (1.17)		1.7152* (2.09)	
BM	0.3017*** (4.64)		0.2748*** (4.45)	
△NI	4.6844*** (3.88)		5.7159*** (3.91)	
OTHER	7.6112*** (12.89)	7.6151*** (12.92)	7.5116*** (12.67)	7.5090*** (12.68)
BP ^A *LEV		1.1643 (0.97)		2.3145 (1.88)
BP ^A *BM		0.4990*** (4.87)		0.4467*** (4.63)
BP ^A *△NI		8.1999*** (4.44)		8.6613*** (4.05)
N	1910	1910	1748	1748
McFadden R ²	68.60%	68.83%	67.96%	68.06%
LR statistic	1807.60***	1813.61***	1646.38***	1648.65***

a. 符號說明：

- DAR = 審計客戶 i 收到的審計意見型態，收到非標準無保留意見者為 1，其餘為 0；
 BP^A = 由模糊理論系統推導公式所計算之會計師的談判協商力大小估計值；
 DCAE = 審計環境變動的虛擬變數，在 2001 年 (包括) 之後的觀測值設為 1，其餘為 0；
 DEI = 審計客戶 i 是否為電子產業的虛擬變數，可歸類為電子產業者為 1，其餘設為 0；
 SIZE = 審計客戶 i 的規模控制變數，為淨營業收入取自然對數；
 LEV = 審計客戶 i 的槓桿比率，為長期負債除以總資產；
 BM = 審計客戶 i 的帳面價值與市值的比率；
 △NI = 審計客戶 i 的績效控制變數，為營業淨利的變動取絕對值；
 OTHER = 規範變動與風險分攤影響變數。

b. *, **, 與 *** 分別代表 10%, 5%, 與 1% 雙尾檢定的統計顯著水準。括弧中為 t 值。

c. BP^A變數的計算公式為：

$$BP^A = \frac{1}{15} [12 - 8 * MC1 - 7 * MC2 + 3 * MC1 * MC2 + (2 * MA1 + MA2) * (1 + MC1 + MC2 - 2 * MC1 * MC2)]$$

伍、增加控制變數之測試

因各年度可能存在新的會計原則或新的審計準則實施，對會計師簽發審計意見的類型產生影響，本研究另以年度控制變數取代僅以審計環境的變動之虛擬變數 (DCAE) 控制Enron案對會計師簽證行為的變動之影響。其次，晚近的研究 (譬如：Johnson et al., 2002；Geiger & Raghunandan, 2002；Myers et al., 2003；Carcello & Nagy, 2004 等) 顯示，會計師的任期會影響會計師的簽證行為，進而影響審計品質，本研究亦將此一控制變數額外加入審計意見的實證模式中，以測試實證結果是否受到實證模式設定的影響¹²。實證模式如下所顯示：

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DEI_{it} + \beta_3 * SIZE_{it} + \beta_4 * LEV_{it} + \beta_5 * BM_{it} + \beta_6 * \Delta NI_{it} \\ + \beta_7 * OTHER_{it} + \beta_8 * TEN_{it} + \sum_{j=9}^{11} \beta_j * D_YEAR + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DEI_{it} + \beta_3 * SIZE_{it} + \beta_4 * LEV_{it} * BP_{it}^A + \beta_5 * BM_{it} * BP_{it}^A \\ + \beta_6 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * OTHER_{it} + \beta_8 * TEN_{it} + \sum_{j=9}^{11} \beta_j * D_YEAR + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

再者，本研究係延續 Goldman & Barlev (1974) 的觀點——會計師協助審計客戶解決問題的能力係會計師對審計客戶的重要談判協商力量來源，故以會計師的產業專精程度作為衡量指標。然而，會計師的規模大小在某種程度係衡量會計師聲譽與審計品質的重要指標 (DeAngelo, 1981b；Watts & Zimmerman, 1986)，由會計師事務所規模的大小可以區辨與觀察會計師的不同簽證行為，因此，本研究亦將會計師事務所規模的虛擬變數 (前五大會計師事務所設為 1，其餘為 0) 加入實證模式，以控制該變數對不同審計意見簽發的影響。實證模式如下所顯示：

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} \\ + \beta_6 * BM_{it} + \beta_7 * \Delta NI_{it} + \beta_8 * OTHER_{it} + \beta_9 * BIG_5_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$DAR_{it} = \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} * BP_{it}^A \\ + \beta_6 * BM_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_8 * OTHER_{it} + \beta_9 * BIG_5_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

前述四個模式的額外測試實證結果，如表九所顯示。

¹² 作者非常感謝一位匿名評審教授特別指出此兩個可能影響審計意見實證模式的重要變數。

表九 會計師的協商力大小與修正審計意見的關係
 —會計師事務所規模、會計師任期與年度控制變數之測試

$$\begin{aligned}
 DAR_{it} &= \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} \\
 &\quad + \beta_6 * BM_{it} + \beta_7 * \Delta NI_{it} + \beta_8 * OTHER_{it} + \beta_9 * BIG_5_{it} + \varepsilon_{it} \\
 DAR_{it} &= \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DCAE_{it} + \beta_3 * DEI_{it} + \beta_4 * SIZE_{it} + \beta_5 * LEV_{it} * BP_{it}^A \\
 &\quad + \beta_6 * BM_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_8 * OTHER_{it} + \beta_9 * BIG_5_{it} + \varepsilon_{it} \\
 DAR_{it} &= \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DEI_{it} + \beta_3 * SIZE_{it} + \beta_4 * LEV_{it} + \beta_5 * BM_{it} + \beta_6 * \Delta NI_{it} \\
 &\quad + \beta_7 * OTHER_{it} + \beta_8 * TEN_{it} + \sum_{j=9}^{11} \beta_j * D_YEAR + \varepsilon_{it} \\
 DAR_{it} &= \alpha + \beta_1 * BP_{it}^A + \beta_2 * DEI_{it} + \beta_3 * SIZE_{it} + \beta_4 * LEV_{it} * BP_{it}^A + \beta_5 * BM_{it} * BP_{it}^A \\
 &\quad + \beta_6 * \Delta NI_{it} * BP_{it}^A + \beta_7 * OTHER_{it} + \beta_8 * TEN_{it} + \sum_{j=9}^{11} \beta_j * D_YEAR + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

解釋變數	會計師事務所規模模式		會計師任期與年度控制模式	
	模式一	模式二	模式一	模式二
截距	-3.5273*** (-2.99)	-2.6315** (-2.27)	-3.7910*** (-3.13)	-2.7312** (-2.29)
BP ^A	1.0780*** (2.47)	-0.3065 (-0.62)	1.1929*** (2.69)	-0.2842 (-0.57)
DCAE	0.4447** (2.41)	0.4551** (2.45)		
DEI	-0.3936* (-1.84)	-0.4076* (-1.90)	-0.5018** (-2.17)	-0.5151** (-2.22)
SIZE	-0.0250 (-0.33)	-0.0306 (-0.41)	0.0431 (0.54)	0.0333 (0.42)
LEV	1.0993 (1.44)		1.2824 (1.66)	
BM	0.3075** (4.92)		0.3710*** (5.32)	
△NI	4.5163*** (3.76)		4.3403*** (3.57)	
OTHER	7.7025*** (13.05)	7.7143*** (13.08)	7.8331*** (13.18)	7.8489*** (13.21)
BP ^A *LEV		1.3375 (1.14)		1.6598 (1.40)
BP ^A *BM		0.4964*** (5.11)		0.5771*** (5.43)
BP ^A *△NI		7.8382*** (4.29)		7.5946** (4.12)
BIG_5	0.4591* (1.80)	0.5056* (1.95)		
TEN			-0.0348* (-1.91)	-0.0337* (-1.84)
D_YEAR (89)			-0.4883* (-1.69)	-0.4864* (-1.68)
D_YEAR (90)			-0.3178 (-1.11)	-0.3069 (-1.07)
D_YEAR (91)			0.7117*** (2.89)	0.7133*** (2.89)
N	2039	2039	2039	2039
McFadden R ²	68.71%	68.91%	69.38%	69.53%

LR statistic	1934.59***	1940.23***	1953.51***	1957.91***
--------------	------------	------------	------------	------------

a. 符號說明：

- DAR* = 審計客戶 *i* 收到的審計意見型態，收到非標準無保留意見者為 1，其餘為 0；
BP^A = 由模糊理論系統推導公式所計算之會計師的談判協商力大小估計值；
DCAE = 審計環境變動的虛擬變數，在 2001 年 (包括) 之後的觀測值設為 1，其餘為 0；
DEI = 審計客戶 *i* 是否為電子產業的虛擬變數，可歸類為電子產業者為 1，其餘設為 0；
SIZE = 審計客戶 *i* 的規模控制變數，為淨營業收入取自然對數；
LEV = 審計客戶 *i* 的槓桿比率，為長期負債除以總資產；
BM = 審計客戶 *i* 的帳面價值與市值的比率；
 ΔNI = 審計客戶 *i* 的績效控制變數，為營業淨利的變動取絕對值；
OTHER = 規範變動與風險分攤影響變數；
BIG_5 = 審計客戶 *i* 的簽證會計師事務所規模虛擬變數，前五大會計師事務所設為 1，其餘為 0；
TEN = 審計客戶 *i* 的簽證會計師以年數衡量的任期；
D_YEAR = 年度控制變數，民國 88 年設為 0，其餘年度分別設為 1。

b. *, **, 與 *** 分別代表 10%, 5%, 與 1% 雙尾檢定的統計顯著水準。括弧中為 *t* 值。

c. *BP^A* 變數的計算公式為：

$$BP^A = \frac{1}{15} [12 - 8 * MC1 - 7 * MC2 + 3 * MC1 * MC2 + (2 * MA1 + MA2) * (1 + MC1 + MC2 - 2 * MC1 * MC2)]$$

由表九的會計師事務所規模模式顯示：主要解釋變數 *BP^A* 的係數在模式一為 1.0780 (*t*=2.47) 且達 1% 的統計顯著水準，在模式二，*BP^A*BM* 與 *BP^A* ΔNI* 兩個交互作用變數的係數各為 0.4964 (*t*=5.11) 與 7.8382 (*t*=4.29)，符號為正，且達 1% 的統計顯著水準，*BP^A*LEV* 的係數為 1.3375 (*t*=1.14)，未達統計顯著水準。而 *BIG_5* 的係數分別為 0.4591 (*t*=1.81) 與 0.5056 (*t*=1.95)，達邊際顯著水準，意味前五大會計師事務所相對於非前五大會計師事務所簽發較多的非標準式審計意見，顯示審計品質對審計意見類型的簽發有邊際的影響¹³。其他控制變數的結果亦與前述結果雷同。因此，本文的實證結果顯並未因會計師事務所規模影大小不同而影響推論。

由表九的會計師任期與年度控制模式顯示：主要解釋變數 *BP^A* 的係數在模式一為 1.0521 (*t*=2.44) 且達 5% 的統計顯著水準，在模式二，*BP^A*BM* 與 *BP^A* ΔNI* 兩個交互作用變數的係數各為 0.5107 (*t*=5.45) 與 6.2447 (*t*=3.86)，符號為正，且達 1% 的統計顯著水準，*BP^A*LEV* 的係數為 1.4511 (*t*=1.40)，未達統計顯著水準。而 *TEN* 的係數分別為 -0.0350 (*t*=-1.92) 與 -0.0339 (*t*=-1.86)，達邊際顯著水準，意味會計師的任期越長，則簽發標準式無保留意見的機會提高。至於年度控制變數，民國 91 年的虛擬變數的係數分別為 0.7117 (*t*=2.89) 與

¹³ 本研究會將非前五大會計師事務所所簽證的樣本刪除，以控制審計品質的影響，此時樣本為 1,643。此額外測試結果顯示：在模式(一)下 *BP^A* 的係數 (*t*=2.36)，與在模式(二)下 *BP^A*BM*、*BP^A* ΔNI* 與 *BP^A*LEV* 三個交互作用變數的係數的實證結果 (*t*值分別為 3.10、3.88 與 1.39)，與原實證結果大致雷同，顯示在排除會計師事務所規模變數的影響之後，本研究的實證結果具有穩固性。

0.7133 (2.89)，達 1% 的統計顯著水準，而民國 89 年的虛擬變數則僅達 10% 的邊際統計顯著水準，其他控制變數的結果亦與前述結果雷同¹⁴。

綜合前述敏感性測試，在不同的變數衡量方式，不同的模糊系統規則設定，不同的模式設定與樣本之下，本研究的實證結果具有相當的穩固性。因此，本研究以 Goldman & Barlev (1974) 的觀念性架構，採用模糊推理系統法則所推導協商談判力量模式確實可作為探討會計師獨立性的適當指標，而且，Goldman & Barlev (1974) 主張的會計師與審計客戶之間的相對協商談判力強弱會影響會計師的簽證行為，亦獲得本研究的實證支持。

陸· 結論

審計客戶的相對協商談判力是決定審計產品的重要變數 (Goldman & Barlev, 1974; Casterella et al., 2004; Chung & Kallapur, 2003)，然而，因協商談判力係不可觀察的互動變數，故截止目前的審計文獻皆採用單一變數作為替代衡量指標，並無適當的綜合性衡量指標可應用。本研究嘗試以 Goldman & Barlev (1974, 1975) 建構的會計師-審計客戶相對協商談判力與會計師獨立性之觀念性為基礎，應用模糊推論系統，建立適當的衡量會計師-審計客戶的相對協商談判力大小指標，進而將其引入會計師的簽證行為模型中，控制其他影響審計意見簽發的變數後，進一步探討會計師-審計客戶之間的相對協商談判力互動變數對審計意見簽發的影響。

根據 Goldman & Barlev (1974, 1975) 建構之觀念性架構，會計師-審計客戶之相對協商談判力強弱會影響會計師的獨立性，會計師的協商談判力強度越大，其獨立性越強。本研究推論會計師的協商談判力越大，在面對風險較高的審計客戶時，相較於協商談判力較小的會計師，將簽發更多的非標準式無保留意見。實證的結果顯示：以模糊推理方法推導的會計師的協商談判力強度估計值，在控制相關影響審計意見之簽發的變數及不考慮協商談判力與審計客戶的風險變數之交互作用後，顯著與會計師簽發非標準無保留審計報告正向變化，意謂當會計師的協商談判力越大，會計師會顯著簽發更多的非標準無保留審計意見。然而，在考慮會計師的相對協商談判力與審計客戶的風險變數的交互作用之後，發現此協商談判力對高審計風險的審計客戶更為顯著，顯示會計師的協商談判力確實能反映其獨立性，進而影響其簽發適當的審計意見類型。前述

¹⁴ 本研究會將會計師任期、會計師規模虛擬變數與年度控制變數三個變數將加入實證模式中，實證結果顯示解釋變數的係數方向與統計顯著性，皆大致相同。

實證結果在不同的變數衡量方式、不同的模糊系統規則設定、不同的模式設定、與不同的樣本之下，具有相當的穩固性。

最後，因本研究直接採用 Goldman & Barlev (1974, 1975) 建構之觀念性架構中的變數作為衡量會計師-審計客戶相對協商談判力的來源，並未驗證這些變數在我國審計環境的實質影響力，亦無相關的衡量會計師-審計客戶相對協商談判力指標可加以比較，因此，在解釋與應用實證結果時，不能忽略此部分的影響。因目前我國並無相關文獻的討論，職此之故，未來研究或許可以透過探索性研究建立會計師-審計客戶相對協商談判力的主要來源，以補充此部分文獻的闕漏。其次，本研究係採用 2×2 的審計客戶-會計師的屬性變數作為相對協商談判力強弱的法則設定，因此，實證的結論可能無法延伸至比 2×2 的屬性變數更複雜（譬如 3×2，3×3 等屬性變數）之情境設定，此為應用本研究之結果時所必須注意。

參考文獻

- Antle, R., "The Auditor as An Economic Agent", *Journal of Accounting Research*, (20), 1982, pp.503-527.
- Baiman, S., Evans, J. H. and Noel, J., "Optimal Contracts with A Utility-maximizing Auditor", *Journal of Accounting Research*, (25), 1987, pp.217-244.
- Balsam, S., Krishnan, J. and Yang, J. S., "Auditor Industry Specialization and Earnings Quality", *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, (22), 2003, pp.71-97.
- Bartov, E., Gul, A. F. and Tsui, S. L., "Discretionary-accruals Models and Audit Qualifications", *Journal of Accounting & Economics*, (30), 2001, pp.421-452.
- Beasley, M. S. and Petroni, K., "Board Independence and Audit Firm Type", *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, (20), 2001, pp.97-114.
- Booth, J. R., Cornett, M. M. and Tehranian, H., "Boards of Directors, Ownership, and Regulation", *Journal of Banking & Finance*, (26), 2002, pp.1973-1996.
- Brunello, G., Graziano, C. B. and Parigi, M., "CEO Turnover in Insider-dominated Boards: the Italian Case", *Journal of Banking & Finance*, (27), 2003, pp.1027-1051.
- Carcello, J. and Nagy, A., "Audit Firm Tenure and Fraudulent Financial Reporting", *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, (23), 2004, pp.57-71.
- Casterella, J. R., Francis, J. R., Lewis, B. L. and Walker, P. L., "Auditor Industry Specialization, Client Bargaining Power, and Audit Pricing", *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, (23), 2004, pp.123-140.
- Choi, S. K. and Jeter, D. C., "The Effects of Qualified Audit Opinion on Earnings Response Coefficients", *Journal of Accounting & Economics*, (15), 1992, pp.229-248.

- Chung, H. and Kallapur, S., "Client Importance, Nonaudit Services, and Abnormal Accruals", *The Accounting Review*, (78), 2003, pp.931-955.
- Cox, E., "Fuzzy Logic for Business and Industry", Charles River Media, Inc., 1995.
- Cox, E., "The Fuzzy Systems Handbook - A Practitioner's Guide to Building, Using, and Maintaining Fuzzy Systems", 2nd ed., AP Professional, 1998.
- Craswell, A., Francis, J. R. and Taylor, S. L., "Auditor Brand Name Reputation and Industry Specializations", *Journal of Accounting and Economics*, (20), 1995, pp.297-322.
- DeAngelo, L., "Auditor Independence, Low-balling, and Disclosure Regulation", *Journal of Accounting & Economics*, (3), 1981a, pp.113-127.
- DeAngelo, L., "Auditor Size and Audit Quality", *Journal of Accounting & Economics*, (3), 1981b, pp.183-199.
- DeFond, M. L., Raghunandan, K. and Subramanyam, K. R., "Do Nonaudit Service Fees Impair Auditor Independence? Evidence from Going Concern Audit Opinions", *Journal of Accounting Research*, (40), 2002, pp.1247-1274.
- Dopuch N., Holthausen, R. and Leftwich, R., "Predicting Audit Qualifications with Financial and Market Variables", *The Accounting Review*, (62), 1987, pp.431-453.
- Emby, G. and Davidson, R., "The Effects of Engagement Factors on Auditor Independence: Canadian Evidence", *Journal of International Accounting, Auditing & Taxation*, (7), 1998, pp.163-179.
- Fellingham, J. C. and Newman, D. P., "Strategic Considerations in Auditing", *The Accounting Review*, (60), 1985, pp.634-651.
- Frankel, R., Johnson, M. and Nelson, K., "The Relation between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earning Management", *The Accounting Review*, (77), 2002, pp.71-105.
- Fu, J. Z., Chang, F. S. and Chen, C. L., "The Impact of Audit Failure on Auditor Conservatism: Is There a Contagious Effect of the Enron Case? ", *The International Journal of Accounting Studies*, (40), 2005, pp.31-65.
- Fuzzy Logic ToolBox User's Guide. Version 2. The MathWorks, Inc., 2004.
- Geiger, M. A. and Raghunandan, K., "Auditor Tenure and Audit Reporting Failures", *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, (21), 2002, pp.67-78.
- Goldman, G. and Barlev, B., "The Auditor-firm Conflict of Interests: Its Implications for Independence", *The Accounting Review*, (49), 1974, pp.707-718.
- Goldman, A. and Barlev, B., "The Auditor-firm Conflict of Interests: Its Implications for Independence--A Reply", *The Accounting Review*, (50), 1975, pp.848-853.
- Hopwood, W., McKeown, J. and Mutchler, J., "A Test of the Incremental Explanatory Power of Opinions Qualified for Consistency and Uncertainty", *The Accounting Review*, (64), 1989, pp.28-48.
- Jang, J.-S. R., "ANFIS: Adaptive-Network-based Fuzzy Inference System", *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics*, (23), 1993, pp.665-685.

- Jensen, M. C., "The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems", *Journal of Finance*, (48), 1993, pp.831-880.
- Johnson, V. E., Khurana, I. K. and Reynolds, J. K., "Audit-firm Tenure and the Quality of Financial Reports", *Contemporary Accounting Research*, (19), 2002, pp.637-660.
- Kofman, F. and Lawarree, J., "On the Optimality of Allowing Collusion", *Journal of Public Economics*, (61), 1996, pp.383-408.
- Kosko, B., "Fuzzy Systems as Universal Approximators", *IEEE Transactions on Computers*, (43), 1994, pp.1329-1333.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. and Shleifer, A., "Corporate Ownership around the World", *Journal of Finance*, (54), 1999, pp.471-517.
- Lys, T. and Watts, R. L., "Lawsuits against Auditors", *Journal of Accounting Research*, (32), 1994, pp.65-93.
- Magee, R. and Tseng, M., "Audit Pricing and Independence", *The Accounting Review*, (65), 1990, pp.315-336.
- Mamdani, E. H. and Assilian, S., "An Experiment in Linguistic Synthesis with a Fuzzy Logic Controller", *International Journal of Man-Machine Studies*, (7), 1975, pp.1-13.
- Matsumura, E. M., Subramanyam, K. R. and Tucker, R. R., "Strategic Auditor Behavior and Going-concern Decisions", *Journal of Business Finance & Accounting*, (24), 1997, pp.727-759.
- Menon, K. and Schwartz, K. B., "An Empirical Investigation of Audit Qualification Decisions in the Presence of Going-concern Uncertainties", *Contemporary Accounting Research*, (3), 1987, pp.302-315.
- Mutcher, J. F., "A Multivariate Analysis of the Auditors' Going-concern Opinion Decision", *Journal of Accounting Research*, (23), 1985, pp.668-682.
- Myers, J. N., Myers, L. A. and Omer, T. C., "Exploring the Term of the Auditor-client Relationship and the Quality of Earnings: A Case for Mandatory Auditor Rotation? ", *The Accounting Review*, (78), 2003, pp.779-799.
- O'Keefe, T. B., Simunic, D. A. and Stein, M. T., "The Production of Audit Services: Evidence from a Major Public Accounting Firm", *Journal of Accounting Research*, (32), 1994, pp.241-261.
- Owhoso, V. E., Messier, Jr. W. F. and Lynch, Jr. J. G., "Error Detection by Industry-specialized Teams during Sequential Audit Review", *Journal of Accounting Research*, (40), 2002, pp.883-900.
- Piot, C., "Agency Costs and Audit Quality: Evidence from France", *The European Accounting Review*, (10), 2001, pp.461-499.
- Sousa, J. and Kaymak, U., "Fuzzy Decision Making in Modeling and Control", World Scientific Publishing Co., 2002.
- Sugeno, M., "Industrial Applications of Fuzzy Control", Amsterdam, The Netherlands, Elsevier Science Publishers B. V. (North-Holland), 1985.

- Sugeno, M and Kang, G. T., "Structure Identification of Fuzzy Model", *Fuzzy Sets and System*, (28), 1988, pp.15-33.
- Takagi, T. and Sugeno, M., "Fuzzy Identification of Systems and Its Applications to Modeling and Control", *IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics*, (15), 1985, pp.116-132.
- Tron, E. and Margaliot, M., "Mathematical Modeling of Observed Natural Behavior: A Fuzzy Logic Approach", *Fuzzy Sets and System*, (146), 2004, pp.437-450.
- Tucker, R. R. and Matsumura, E. M., "Going Concern Judgments: An Economic Perspective", *Behavioral Research in Accounting*, (10), 1998, pp.179-218.
- Wang, C., Lee, C. and Huang, B., "An Analysis of Industry and Country Effects in Global Stock Returns: Evidence from Asian Countries and the U.S. ", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, (43), 2003, pp.560-577.
- Watts, R. L. and Zimmerman, J. L., "Positive Accounting Theory", Prentice Hall: Englewood Cliffs, NJ, 1986.
- Windsor, C. A. and Ashkanasy, N. M., "The Effect of Client Management Bargaining Power, Moral Reasoning Development, and Belief in A just World on Auditor Independence", *Accounting, Organizations and Society*, (20), 1995, pp.701-720.
- Zadeh, L. A., "Fuzzy Sets", *Information and Control*, (8), 1965, pp.338-353.
- Zadeh, L. A., "Fuzzy Logic = Computing with Word", *IEEE Transactions on Fuzzy System*, (4), 1996, pp.103-111.
- Zmijewski, M. E., "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models", *Journal of Accounting Research*, (22), 1984, pp.59-82.

附錄一

以審計客戶為設定模糊規則主體之法則

- 1.如果 (C1=1 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少)
則審計客戶的談判協商力=BPC1 (MC1=1, MC2=1, MA1=0, MA2=0)
- 2.如果 (C1=1 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC2 (MC1=1, MC2=1, MA1=0, MA2=1)
- 3.如果 (C1=1 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數少)

- 則審計客戶的談判協商力=BPC3 (MC1=1, MC2=1, MA1=1, MA2=0)
- 4.如果 (C1=1 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC4 (MC1=1, MC2=1, MA1=1, MA2=1)
- 5.如果 (C1=1 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少)
則審計客戶的談判協商力=BPC5 (MC1=1, MC2=0, MA1=0, MA2=0)
- 6.如果 (C1=0 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少)
則審計客戶的談判協商力=BPC6 (MC1=0, MC2=1, MA1=0, MA2=0)
- 7.如果 (C1=1 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC7 (MC1=1, MC2=0, MA1=0, MA2=1)
- 8.如果 (C1=0 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC8 (MC1=0, MC2=1, MA1=0, MA2=1)
- 9.如果 (C1=1 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數少)
則審計客戶的談判協商力=BPC9 (MC1=1, MC2=0, MA1=1, MA2=0)
- 10.如果 (C1=0 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數少)
則審計客戶的談判協商力=BPC10 (MC1=0, MC2=1, MA1=1, MA2=0)
- 11.如果 (C1=1 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC11 (MC1=1, MC2=0, MA1=1, MA2=1)
- 12.如果 (C1=0 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC12 (MC1=0, MC2=1, MA1=1, MA2=1)
- 13.如果 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少)

則審計客戶的談判協商力=BPC13 (MC1=0, MC2=0, MA1=0, MA2=0)

14.如果 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家
且 A2=股東人數多)

則審計客戶的談判協商力=BPC14 (MC1=0, MC2=0, MA1=0, MA2=1)

15.如果 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家
且 A2=股東人數少)

則審計客戶的談判協商力=BPC15 (MC1=0, MC2=0, MA1=1, MA2=0)

16.如果 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家
且 A2=股東人數多)

則審計客戶的談判協商力=BPC16 (MC1=0, MC2=0, MA1=1, MA2=1)

註：本研究以 1 表示談判協商力強，以 0 表示談判協商力弱。 $BP^{C1} > BP^{C2} > BP^{C3} \dots > BP^{C15} > BP^{C16}$

符號說明：

C1 = 審計客戶 i 對會計師的聘任權度強度，以董事長兼任總經理或為二等親內親屬作衡量變數；

C2 = 審計客戶 i 對會計師重要性；以公司之權益市值取自然對數衡量；

A1 = 審計客戶 i 的簽證會計師之產業專精程度，以簽證會計師的產業市場佔有率衡量；

A2 = 審計客戶 i 的受益個人或團體的關切程度高低，以公司的股東人數取自然對數加以衡量。

MC1 = MC1=1 表審計客戶 i 對會計師的聘任權度強度最強，MC1=0 表聘任權度強度最低；

MC2 = MC2=1 表審計客戶 i 對會計師的重要性最高，MC2=0 表對會計師的重要性最低；

MA1 = MA1=1 表會計師的產業專精程度最高，MA1=0 表會計師的產業專精程度最低；

MA2 = MA2=1 表受益個人或團體的關切程度最高，MA2=0 表受益個人或團體的關切程度低。

附錄二

以會計師為設定模糊規則主體之法則

1.如果 (A1=會計師產業審計專家 且 A2=股東人數多) 且 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶)

則會計師的談判協商力=BPA1 (MA1=1, MA2=1, MC1=0, MC2=0)

2.如果 (A1=會計師產業審計專家 且 A2=股東人數多) 且 (C1=0 且 C2=重要審計客戶)

- 則會計師的談判協商力=BPA2 (MA1=1, MA2=1, MC1=0, MC2=1)
- 3.如果 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數多) 且 (C1=1 且 C2=非重要審計客戶)
則會計師的談判協商力=BPA3(MA1=1, MA2=1, MC1=1, MC2=0)
- 4.如果 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數多) 且 (C1=1 且 C2=重要審計客戶)
則會計師的談判協商力=BPA4 (MA1=1, MA2=1, MC1=1, MC2=1)
- 5.如果 (A1=會計師產業審計專家 且 A2=股東人數少) 且 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶)
則會計師的談判協商力=BPA5 (MA1=1, MA2=0, MC1=0, MC2=0)
- 6.如果 (A1=會計師為非產業審計專家 且 A2=股東人數多) 且 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶)
則會計師的談判協商力=BPA6 (MA1=0, MA2=1, MC1=0, MC2=0)
- 7.如果 (A1=會計師產業審計專家 且 A2=股東人數少) 且 (C1=0 且 C2=重要審計客戶)
則會計師的談判協商力=BPA7 (MA1=1, MA2=0, MC1=0, MC2=1)
- 8.如果 (A1=會計師產業審計專家 且 A2=股東人數少) 且 (C1=1 且 C2=重要審計客戶)
則會計師的談判協商力=BPA8 (MA1=0, MA2=1, MC1=0, MC2=1)
- 9.如果 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數少) 且 (C1=1 且 C2=非重要審計客戶)
則會計師的談判協商力=BPA9 (MA1=1, MA2=0, MC1=1, MC2=0)
- 10.如果 (A1=會計師為非產業審計專家 且 A2=股東人數多) 且 (C1=1 且 C2=非重要審計客戶)
則會計師的談判協商力=BPA10 (MA1=0, MA2=1, MC1=1, MC2=0)
- 11.如果 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數少) 且 (C1=1 且 C2=重要審計客戶)
則會計師的談判協商力=BPA11 (MA1=1, MA2=0, MC1=1, MC2=1)
- 12.如果 (A1=會計師為非產業審計專家 且 A2=股東人數多) 且 (C1=1 且 C2=重要審計客戶)

則會計師的談判協商力=BPA12 (MA1=0, MA2=1, MC1=1, MC2=1)

13.如果 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少) 且 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶)

則會計師的談判協商力=BPA13 (MA1=0, MA2=0, MC1=0, MC2=0)

14.如果 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少) 且 (C1=0 且 C2=重要審計客戶)

則會計師的談判協商力=BPA14 (MA1=0, MA2=0, MC1=0, MC2=1)

15.如果 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少) 且 (C1=1 且 C2=非重要審計客戶)

則會計師的談判協商力=BPA15 (MA1=0, MA2=0, MC1=1, MC2=0)

16.如果 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少) 且 (C1=1 且 C2=非重要審計客戶)

則會計師的談判協商力=BPA16 (MA1=0 MA2=0, MC1=1, MC2=1)

註:本研究以 1 表示談判協商力強,以 0 表示談判協商力弱。BPA1 > BPA2 > BPA3 ... > BPA15 > BPA16

符號說明:

C1 = 審計客戶 i 對會計師的聘任權度強度,以董事長兼任總經理或為二等親內親屬作衡量變數;

C2 = 審計客戶 i 對會計師重要性;以公司之權益市值取自然對數衡量;

A1 = 審計客戶 i 的簽證會計師的產業專精程度,以簽證會計師的產業市場佔有率衡量;

A2 = 審計客戶 i 的受益個人或團體的關切程度高低,以公司的股東人數取自然對數加以衡量。

MC1 = MC1=1 表審計客戶 i 對會計師的聘任權度強度最強,MC1=0 表聘任權度強度最低;

MC2 = MC2=1 表審計客戶 i 對會計師的重要性最高,MC2=0 表對會計師的重要性最低;

MA1 = MA1=1 表會計師的產業專精程度最高,MA1=0 表會計師的產業專精程度最低;

MA2 = MA2=1 表受益個人或團體的關切程度最高,MA2=0 表受益個人或團體的關切程度低。

附錄三

以審計客戶為設定模糊規則主體之9級簡化法則

1.如果 (C1=1 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少)

- 則審計客戶的談判協商力=BPC1(MC1=1and MC2=1 且 MA1=0 and MA2=0)
- 2.如果 (C1=1 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家 或 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC2(MC1=1and MC2=1 且 MA1=1 or MA2=1)
- 3.如果 (C1=1 且 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家 且 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC3 (MC1=1and MC2=1 且 MA1=1 and MA2=1)
- 4.如果 (C1=1 或 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師為非產業審計專家 且 A2=股東人數少)
則審計客戶的談判協商力=BPC4 (MC1=1or MC2=1 且 MA1=0 and MA2=0)
- 5.如果 (C1=1 或 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師產業審計專家 或 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC5(MC1=1or MC2=1 且 MA1=1 or MA2=1)
- 6.如果 (C1=1 或 C2=重要審計客戶) 且 (A1=會計師產業審計專家 且 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC6 (MC1=1or MC2=1 且 MA1=1 and MA2=1)
- 7.如果 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師非產業審計專家 且 A2=股東人數少)
則審計客戶的談判協商力=BPC7 (MC1=0 and MC2=0 且 MA1=0 and MA2=0)
- 8.如果 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師產業審計專家 或 A2=股東人數多)
則審計客戶的談判協商力=BPC8 (MC1=0 and MC2=0 且 MA1=1 or MA2=1)
- 9.如果 (C1=0 且 C2=非重要審計客戶) 且 (A1=會計師為產業審計專家

且 $A2=$ 股東人數多)

則審計客戶的談判協商力= $BPC9$ ($MC1=0$ and $MC2=0$ 且 $MA1=1$ and $MA2=1$)

註：本研究以 1 表示談判協商力強，以 0 表示談判協商力弱。 $BPC1 > BPC2 > BPC3 \dots > BPC8 > BPC9$

符號說明：

$C1$ = 審計客戶 i 對會計師的聘任權度強度，以董事長兼任總經理或為二等親內親屬作衡量變數；

$C2$ = 審計客戶 i 對會計師重要性；以公司之權益市值取自然對數衡量；

$A1$ = 審計客戶 i 的簽證會計師的產業專精程度，以簽證會計師的產業市場佔有率衡量；

$A2$ = 審計客戶 i 的受益個人或團體的關切程度高低，以公司的股東人數取自然對數加以衡量。

$MC1 = MC1=1$ 表審計客戶 i 對會計師的聘任權度強度最強， $MC1=0$ 表聘任權度強度最低；

$MC2 = MC2=1$ 表審計客戶 i 對會計師的重要性最高， $MC2=0$ 表對會計師的重要性最低；

$MA1 = MA1=1$ 表會計師的產業專精程度最高， $MA1=0$ 表會計師的產業專精程度最低；

$MA2 = MA2=1$ 表受益個人或團體的關切程度最高， $MA2=0$ 表受益個人或團體的關切程度低。

The Influence of Auditor-client Relative Bargaining Power on Audit Report

CHING-LUNG CHEN, CHI-WEI WU, YU-CHENG CHEN *

ABSTRACT

The audit engagement is a contract between the auditor and the client, thus, the bargaining power adhered to these two players will play an important role in their ending products. Owing to the latent characteristics of bargaining power, recent studies attempt adopting firm size vs. audit fee to proxy client's bargaining power and indirectly examine the influences of client's size/audit fee on auditor's behavior. The present study is motivated to adopt the Fuzzy Inference Approach to develop an adequate model in explaining the balance of bargaining power measurement and examines the influence of this measurement on issuing non-standard unqualified audit reports. It is expected that the stronger the bargaining power with the auditors the lesser incentives to compromise independence, and therefore, issuing more non-standard unqualified audit reports to their high audit risk clients.

The empirical results show that the number of non-standard unqualified audit reports is significantly associated with the auditor's relative stronger bargaining power that is developed from the Fuzzy Inference Approach and agreeable to the hypothesis of Goldman & Barlev (1974). It is also observed from the interactive variable of bargaining power and client's risk measures that the stronger bargaining power auditor

* Ching-Lung CHEN, Associate Professor, Department of Accounting, Chaoyang University of Technology. Chi-Wei WU, Assistant Professor, Department of Accounting, Chaoyang University of Technology. Yu-Cheng CHEN, Professor, Department of Finance, National Chung Hsing University.

issues more non-standard unqualified audit reports to his/her high audit risk clients. Hence, although the pressures to violate professional rules of conduct are inherent in the client-auditor relationship, the auditor's ability to resist such pressure is positive associated with his/her bargaining power.

Keywords: bargaining power, fuzzy inference approach, independence; audit report

