

組織研究中的多層次調節式中介效果：以組織創新氣氛、組織承諾與工作滿意的實證研究為例

溫福星
東吳大學
邱皓政
國立中央大學

論文編號：2697

收稿 2007 年 4 月 13 日 → 第一次修正 2007 年 7 月 25 日 → 第二次修正 2007 年 12 月 26 日 → 第三次修正 2008 年 3 月 10 日 → 正式接受 2008 年 5 月 16 日

在組織研究中，由於個體資料鑲嵌於組織之中，組織對個體的影響則涉及脈絡效果、跨層級交互作用與多層次中介及調節效果的檢驗。傳統 Baron 和 Kenny(1986)的中介效果檢測，並無法適用於多層次資料結構的分析。本文目的是在 Krull 和 MacKinnon(1991, 2001)的多層次中介效果模式的設定下，延伸到跨層級交互作用，同樣利用 Baron 與 Kenny 檢測中介效果的觀念，提出檢驗多層次調節中介效果(3M)的(2-1-1)程序，文中除了分析原理的論證，並佐以實證範例來說明驗證方法。實證資料來自於 24 家企業 664 名員工的組織創新氣氛、組織承諾(認同與工具承諾)與員工滿意度，以 HLM 與 Mplus 進行 3M 模型的檢測。結果發現，員工的認同承諾會完全中介組織創新氣氛對員工滿意度的影響；此外，組織創新氣氛會調節員工的工具承諾對員工滿意度的影響。實證分析的結果顯示，多層次資料結構的中介與調節作用必須以 3M 分析程序來逐步檢驗。最後，本文對於 3M 方法的特性與限制進行詳細討論。

關鍵詞：多層次中介效果、多層次調節中介效果、多層次模式。

前言

中介(mediation)與調節(moderation)是社會科學研究中重要的方法學概念，Baron 和 Kenny(1986)曾撰文詳述中介效果的概念與檢驗程序，普遍被視為是單一層次中介變項檢驗的正式程序。Baron 和 Kenny(1986)的作法係透過三個線性方程式，利用迴歸分析來檢視中介效果。另一方面，調節效果同樣可以利用迴歸分析來檢視是否存在單一層次兩個變項對結果變項的交互作用。換言之，迴歸分析是處理中介與調節效果的典型技術，但在結構方程模式(structural equation

modeling; SEM)興起之後，SEM 取向則成為最適合用來檢驗中介效果的技術，透過結構參數的設定與限制，再加上巢套設計來進行卡方差異檢定，可以獲得較為完整的中介效果檢驗。另一方面，近年來利用 SEM 來檢視調節效果的文獻也快速增加(Marsh, Wen & Hau, 2006; Moulder & Algina, 2002; Schumacker, 2002; Wen, Marsh & Hau, 2002)，這些文獻都在探討如何利用 SEM 來進行兩個潛在變項對另一潛在變項的交互作用效果。

在 SEM 技術快速發展的同時，另一個統計方法典範：多層次模型(multilevel modeling; MLM)或階層線性模式(hierarchical linear modeling; HLM)也逐漸被研究者重視。由於社會科學研究的樣本往往具有資料鑲嵌或內屬(nested)的結構特性，例如在組織層次存在組織層次構念，在個體層次存在個體層次構念，這兩個層次的構念具有互動關係，於是產生了脈絡效果(contextual effects)與跨層級交互作用(cross-level

作者溫福星為東吳大學國際經營與貿易學系助理教授，地址：台北市中正區貴陽街一段 56 號，電話：(02)23111531 轉 3006，E-mail：wenft@scu.edu.tw。邱皓政為國立中央大學企業管理學系副教授，地址：中壢市中大路 300 號，電話：(03)4227151 轉 66178，E-mail：hawjeng@ncu.edu.tw。作者衷心感謝評審提供寶貴意見。

interaction)。由於 MLM 能夠處理 SEM 所忽視的脈絡效果與跨層級交互作用（多層次的調節效果），加上便捷的分析軟體逐漸成熟（例如 HLM、MLwiN 軟體、SPSS 的 Mixed 模組、SAS 的 Proc Mixed 等），使得 MLM 成為另一支與 SEM 分庭抗禮的重要技術典範。

事實上，SEM 與 MLM 兩種技術典範在數學基礎與方法學觀念上，都有整合運用、相輔相成的可能，使得多層次的概念得以與中介效果、調節效果的檢驗，乃至於潛在構念的萃取相結合，這不僅將是統計方法的一大躍進，更能提供社會科學研究者探討複雜現象的有力工具。例如在組織研究裡，就存在許多個體層次變項間的中介與調節效果，更牽涉到個體與組織的互動，因為個體內屬於組織，當研究議題牽涉到組織如何對個體產生影響時，多層次的觀念就必須放入研究架構中。主要的原因，是因為社會科學研究的樣本係來自不同的組織單位（公司、學校、家庭、地域或特殊社群），因此同一抽樣單位內的個體資料間具有相似性與相關性，造成傳統統計方法誤差項的獨立性假設被違反，再加上所獲得的資料組間變異數常常顯著（組內相關很強），因此不管是從理論、統計與實證角度，研究多層次課題有其必要，否則將造成錯誤的結論或統計結論效度的喪失(Cook & Campbell, 1979; Luke, 2004)。

在相關文獻方面，除了組織研究外，多層次的研究論文涵蓋各個研究領域，例如 Trash 和 Elliot(2004)有關激勵的多層次中介模型分析；Mathieu 和 Taylor(2007)研究組織層次經理人員的支持、團隊的賦權、團隊過程與個體層次角色的適配、工作滿意度、留職傾向之間的跨層級調節與多層次中介關係；Avolio, Zho, Koh 和 Bhatia (2004)研究 2-1-1（第一個數字代表解釋變項屬於組織層級、第二個數字代表中介變項屬於個體層級、第三個數字代表結果變項屬於個體層級，以下符號相同，詳細解釋參見多層次中介效果與圖 1 說明）轉換型領導對組織承諾的影響如何受到心理賦權的中介、與組織結構距離的調節；Zohar 和 Luria (2005) 探討三個層級：個人、團體與組織中的組織對團體的跨層級中介與調節效果；Wegge, Diej, Fisher, West 和 Dawson (2006) 研究 2-1-1 客服人員的工作特徵如何透過工作時的情感經驗對工作滿意度產生影響；Mensing(2005)研究 2-1-1 跨層級中介效果，檢驗女校的衝突性別規範透過學生的女強人觀念對

飲食偏差的影響；Komro, Perry, Williams, Stigler, Farbaksh 和 Veblen-Mortenson (2001)研究 2-1-1 學區學校環境的特徵對青少年酗酒的中介研究；Steger 和 Frazier(2005)利用經驗抽樣方法(experiencing sampling methodology)的日記調查法進行 1-1-1 縱貫跨層級的中介與調節效果分析；Scott 和 Judge (2006)亦利用經驗抽樣方法研究個人在二週內的失眠、情緒與工作滿意度的中介效果。

本研究的目的是在探討多層次模型中的中介與調節效果，將研究重點放在 2-1-1 模式，亦即多層次調節中介效果(multilevel moderated mediation; 3M)的檢驗，主要的考量有三：第一、過去文獻多僅單獨探討多層次中介效果與多層次調節效果，而未同時研究三個變項（總體層次解釋變項、個體層次中介變項、個體層次結果變項）之間的中介與調節效果，特別是當中介變項屬於總體層次時則無跨層級交互作用發生；第二在組織研究中，特別是在多層次架構下，因個體巢套、鑲嵌於組織中，所以在某一個組織內組織成員因共享的組織文化、或組織氣氛緣故，組織內個體層次所發生的關係現象很可能因不同組織而異，不在是單一層次所觀察的關係現象，這種因組織不同而異就是調節現象。因此在一個個體層次結果變項、兩個解釋變項時，特別是在一個解釋變項是組織層次、一個解釋變項是個體層次，可以觀察到 2-1-1 的中介效果，也可以觀察到 1-1 的效果被 2 所調節；第三、除了上述兩個理由外，文獻上當存在多個中介變項的多層次中介效果要檢驗時，所必須採取的分析程序著墨不多，因此本研究提出一套完整的檢驗程序，並以實證資料來說明 3M 模型分析的具體作法。

文獻回顧與理論模型介紹

由於文獻對於中介效果與調節效果的研究相當多，在此省略對這兩個效果統計意義的介紹，直接從與本文相關的調節式中介效果介紹起。

調節式中介效果(Moderated Mediation)

Baron 和 Kenny(1986)與 James 和 Brett(1984)除了討論中介與調節效果的檢測原理與程序外，亦提及中介變項與調節變項的組合效果，亦即調節式中介效果(moderated mediation)與中介式調節效果(mediated moderation)。由於本研究所探討的是調節式中介效果

，故不在此對中介式調節效果進一步說明。所謂的調節式中介效果是指在中介效果中的任何路徑（直接效果、間接效果或同時），都受到另一個調節變項所影響（Edward & Lambert, 2007；Muller, Tudd & Yzerbyt, 2005）。Muller, Tudd 和 Yzerbyt(2005)進一步將所有解釋變項、中介變項與調節變項，以及交乘積項放到結果變項的方程式中，建構調節式中介效果與中介式調節效果的分析模式，並指出調節式中介效果與中介式調節效果之間的關係。此外，Edward 和 Lambert(2007)則結合了 Muller, Tudd 和 Yzerbyt(2005)的研究，建構了單一層次調節與中介效果整合分析方法，並將這整合分析模式區分為七大類型，將過去文獻探討有關中介效果與調節效果作一完整的論述。Preacher, Rucker 和 Hayes (2007)同時也提出單一層次下調節式中介效果模式，但與 Edward 和 Lambert 最大差別是 Edward 和 Lambert 只用一個調節變項進行介紹，而 Preacher 等人的模式則可以有兩個不同的調節變項，並包含調節變項可以是解釋變項。

多層次中介效果(Multilevel Mediation)

在多層次模型的架構下，因資料具有鑲嵌的特性，這種階層資料組內樣本有高度相似性，造成樣本獨立性假設被違反，無法利用傳統迴歸分析的最小平方法來進行參數估計，必須利用多層次的統計技術，將組內樣本間的相關性加以處理。Krull 和 MacKinnon (1999,2001)針對多層次資料結構下的中介效果，以單層次中介效果的檢測程序為基礎，整理出對應的多層次模式檢驗程序。Krull 和 MacKinnon (2001)整理出兩層資料結構的三種形式多層次中介效果：1-1-1、2-1-1 與 2-2-1，這三種形式的表達是以 3 個數字來描述多層次間的關係，這 3 個數字順序依序代表解釋變項、中介變項與結果變項所屬的層次，數字 1 代表個體層次變項，數字 2 代表總體層次或是組織層次變項。由於多層次分析主要是探討對個體層次結果變項的影響，因此這三種形式中介效果的最後一個數字都為 1。同樣地，Mathieu 和 Taylor (2007)將綜觀中介研究(meso-mediation)區分為五種模型，分別為(1)低層級中介模型(lower-level mediation)、(2)高層級中介模型(upper-level mediation)、(3)跨層級中介效果高層中介變項模型(cross-level mediation-upper mediator)、(4)跨層級中介效果低層中介變項模型(cross-level mediation-lower mediator)與(5)跨層級中介效果複雜模型(cross-

level mediation-complex)。本研究所述的三個 Krull 和 MacKinnon (1999,2001) 1-1-1、2-1-1 與 2-2-1 模型，對照 Mathieu 和 Taylor 的模型分別為(1)低層級中介模型、(4)跨層級中介效果低層中介變項模型與(3)跨層級中介效果高層中介變項模型。而 Mathieu 和 Taylor 的(2)高層級中介模型以 Krull 和 MacKinnon 的符號表示則為 2-2-2 模型；至於第 5 個「跨層級中介效果複雜模型」則為 Mathieu 和 Taylor(2006)所提的「多階段中介(multiple mediation)」模式，亦即遠端的解釋變項對結果變項的影響是透過兩個中介變項這樣的「因果鏈(causal chain)」： $X \rightarrow M_1 \rightarrow M_2 \rightarrow Y$ 所形成，不過是在多層次的架構下呈現。

根據 1-1-1、2-1-1 與 2-2-1 的表述式，分別代表個體層次解釋變項 X_{ij} 透過個體層次中介變項 M_{ij} 對結果變項 Y_{ij} 的影響、總體層次解釋變項 X_j 透過個體層次中介變項 M_{ij} 對結果變項 Y_{ij} 的影響、與總體層次解釋變項 X_j 透過總體層次中介 M_j 對結果變項 Y_{ij} 的影響，如圖 1，各變項的下標表示各層次的觀察單位。

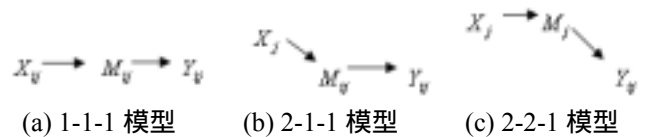


圖 1 多層次中介模型類型圖示

在多層次架構下，組內受試者資料的相關性可透過第一層迴歸方程式截距項的隨機效果（包含隨機截距項模型與以截距為結果變項模型）來估計，而第一層解釋變項的斜率則設定為固定效果(Krull & MacKinnon, 2001)。在上述 3 種形式的多層次中介效果模式，除了模式 1-1-1 以外，模式 2-1-1 與模式 2-2-1 為跨層級的中介效果。此外，在模式 2-1-1 與模式 2-2-1 中，模式 2-1-1 存在總體層次解釋變項 X_j 會對個體層次中介變項 M_{ij} 對結果變項 Y_{ij} 的影響產生跨層級的調節作用。因此，本研究選擇模式 2-1-1 作為多層次中介效果的解說，以及推衍到多層次調節式中介效果。圖 2 為模式 2-1-1 的多層次中介效果拆解示意圖，如同單一層次的中介效果解釋，在圖形中帶有箭頭的直線，代表迴歸方程式中的斜率迴歸係數。

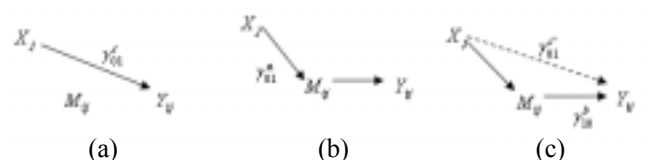


圖 2 多層次中介模型的拆解圖示

多層次中介作用的檢驗程序

Krull 和 MacKinnon(2001)雖然陳述了跨層級調節效果在多層次中介效果的檢驗原理，但是並沒有提出完整的多層次模型的 HLM 分析步驟，在實際進行 HLM 分析時，缺乏一套完整的分析程序。

在模型 2-1-1 中或是 Mathieu 和 Taylor(2007)的跨層級中介效果低層中介變項模型(cross-level mediation-lower mediator)，可利用單層次中介效果的檢測方法來進行分析。首先進行總體層次解釋變項 X_j 對結果變項 Y_{ij} 總效果的檢定 (圖 2(a))，亦即執行下列方程式：

$$Y_{ij} = \beta_{0j}^c + \varepsilon_{ij}^c \quad (1)$$

$$\beta_{0j}^c = \gamma_{00}^c + \gamma_{01}^c X_j + u_{0j}^c \quad (2)$$

由於 X_j 與 Y_{ij} 分屬於不同層級，觀察值數目不同，因此方程式(1)為個體層次的迴歸方程式，其中沒有任何解釋變項。而方程式(2)中，第二層方程式為第一層隨機截距項 β_{0j}^c 的迴歸方程式，並將總體層次解釋變項 X_j 的效果加以納入，其迴歸係數 γ_{01}^c 為 X_j 對 Y_{ij} 的總效果，此一係數在多層次分析裡亦稱為「脈絡效果」。 u_{0j}^c 為第二層的誤差項，服從平均數為 0 變異數為 τ_{00} 的常態分配，用來估計多層次資料結構的相關性。方程式(1)與(2)在多層次模型中稱為「以截距為結果模型」(intercept-as-outcome model)，在此一模型中，重要的是 γ_{01}^c 的估計值是否達到統計顯著水準，如果 γ_{01}^c 的估計值不顯著，則 X_j 對 Y_{ij} 的中介效果即可能不存在¹。

圖 2(b)為總體層次解釋變項 X_j 對個體層次中介變項 M_{ij} 的影響，以 HLM 多層次模型的分解方程式如下：

$$M_{ij} = \beta_{0j}^a + \varepsilon_{ij}^a \quad (3)$$

$$\beta_{0j}^a = \gamma_{00}^a + \gamma_{01}^a X_j + u_{0j}^a \quad (4)$$

如同圖 2(a)， X_j 與 M_{ij} 分屬於不同層次，必須「以截距為結果模型」進行 γ_{01}^a 的檢定，只有 γ_{01}^a 的估計值達到顯著，我們才會有下面第三個條件與第四個條件的檢測。

圖 2(c)為同時考慮總體層次解釋變項 X_j 與個體層

次中介變項 M_{ij} 時，來檢視總體層次解釋變項 X_j 對結果變項 Y_{ij} 的總效果是否因中介變項 M_{ij} 的存在而消失，而獲致完全中介效果的產生。其多層次迴歸方程式表示如下：

$$Y_{ij} = \beta_{0j}^b + \beta_{1j}^b M_{ij} + \varepsilon_{ij}^b \quad (5)$$

$$\beta_{0j}^b = \gamma_{00}^b + \gamma_{01}^c X_j + u_{0j}^b \quad (6)$$

$$\beta_{1j}^b = \gamma_{10}^b \quad (7)$$

方程式(5)為個體層次迴歸方程式，由於 M_{ij} 與 Y_{ij} 同屬於同一層次，因此存在斜率迴歸係數 β_{1j}^b ，以及捕捉多層次屬性的截距迴歸係數 β_{0j}^b 。而方程式(6)與(7)為總體層次迴歸方程式，因解釋變項 X_j 屬於總體層次，則方程式(6)為「以截距為結果模型」，而方程式(7)將個體層次中介變項對結果變項的影響設為固定效果，不隨組別而異。

上述模型中，研究者關心的是 γ_{01}^c 的估計值須為不顯著、而 γ_{10}^b 的估計值達統計顯著水準，才符合第三與第四個條件獲致完全的跨層級中介效果。其中，如果 γ_{01}^c 的估計值是顯著、但其絕對值小於 γ_{01}^c 估計值的絕對值，則稱獲致部分的跨層級中介效果。

多層次調節式中介效果

本研究所關心的議題，是在上述的多層次中介效果下，進一步檢測是否另存在跨層級調節式中介效果。在同樣的圖 2(c)下，檢測跨層級的調節效果，是要看個體層次中介變項 M_{ij} 對結果變項 Y_{ij} 的影響，是否 β_{1j}^b 會隨 j 變動，亦即是否存在斜率迴歸係數的變異數。因此，(5)與(6)的方程式不變，改為(8)與(9)，而將原先為固定效果的斜率迴歸係數更改為隨機效果，如方程式(10)所示：

$$Y_{ij} = \beta_{0j}^b + \beta_{1j}^b M_{ij} + \varepsilon_{ij}^b \quad (8)$$

$$\beta_{0j}^b = \gamma_{00}^b + \gamma_{01}^c X_j + u_{0j}^b \quad (9)$$

$$\beta_{1j}^b = \gamma_{10}^b + u_{1j}^b \quad (10)$$

上式中， u_{0j}^b 與 u_{1j}^b 分別為個體層次截距項與斜率項方程式的誤差項，其分配均以 0 為平均數、以 τ_{00} 與 τ_{11} 為變異數、以 τ_{01} 為共變數的二元常態分配。如果 γ_{10}^b 的估計值達到統計顯著水準、且 γ_{01}^c 的估計值不顯著（或顯著，但其絕對值小於 γ_{01}^c 估計值的絕對值），且隨機效果的 τ_{11} 的估計值亦顯著，則存在 β_{1j}^b 的異質

¹ 之所以稱為「可能不存在」，是因為當引進中介變項進來後，則 X_j 對 Y_{ij} 可能會顯著，這稱為壓抑效果(suppression effect)，在這裡我們並不討論。

性，我們可引進總體層次的解釋變項在方程式(10)中，考慮多層次或跨層級調節式中介效果，其觀念示意圖如圖 3 所示：

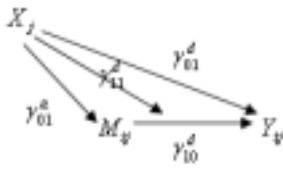


圖 3 多層次調節中介模型圖示

對於方程式(10)變異數成分 τ_{11} 估計值若顯著，我們即可檢驗跨層級的交互作用 γ_{11}^d 是否顯著，以獲得調節式中介效果。檢驗此 3M 新的方程式如下所示：

$$Y_{ij} = \beta_{0j}^d + \beta_{1j}^d M_{ij} + \varepsilon_{ij}^d \quad (11)$$

$$\beta_{0j}^d = \gamma_{00}^d + \gamma_{01}^d X_j + u_{0j}^d \quad (12)$$

$$\beta_{1j}^d = \gamma_{10}^d + \gamma_{11}^d X_j + u_{1j}^d \quad (13)$$

因此，要進行多層次調節式中介效果則必須進行方程式(1)至方程式(13)的一系列估計與檢測，方能獲致 3M 的效果。

除了將 Baron 和 Kenny(1986)的單一層次中介效果檢測的四條件應用到多層次中介效果外，亦可以利用 Sobel(1982)的中介效果統計檢定應用到上述的(1)到(13)各個對應迴歸係數的間接效果檢定。值得一提的是，在之前跨層級或多層次中介效果的研究裡，都假設在斜率為固定效果的情況下進行，然後利用 Sobel(1982)所提的檢定方法，檢測間接效果是否達到顯著，來判斷中介效果是否存在。而 Kenny, Bolger 和 Korchmaros (2003)更進一步假設這些斜率參數是可以變動（只有在模型 1-1-1 下），亦即在第二層的斜率方程式是具有隨機效果時，在這樣的條件下，Sobel(1982)所提的檢定方法，其間接效果的標準誤必須要調整成下式：

$$\sigma_{(ab)}^2 = b^2 \sigma_a^2 + a^2 \sigma_b^2 + \sigma_a^2 \sigma_b^2 + 2ab \sigma_{ab} + \sigma_{ab}^2 \quad (14)$$

上式中的符號 a 為解釋變項對中介變項的影響 γ_{10}^a 、符號 b 為中介變項對結果變項的影響 γ_{10}^b ，而 $\sigma_{(ab)}^2$ 為上述兩個迴歸係數相乘的變異數。等號右邊前兩項為泰勒展開到一階的漸近式，而第三項為展開到二階的漸近式，最後兩項是考慮 β_{1j}^a 與 β_{1j}^b 會隨機變動時的共變部分 σ_{ab} 的修正。由於現有的 HLM 軟體，一次只能處理一個結果變項，而多層次中介效果必須處理三

次的 HLM 操作，因此 Kenny, Bolger 和 Korchmaros(2003)採取分段方式去估計 σ_{ab} 。而 Bauer, Preacher 和 Gil (2006)則利用堆疊(stacking)透過選擇變項(selection variables)方式，將 Kenny, Bolger 和 Korchmaros 要三次估計的 HLM 以多變量形式來完成，一次同時估完三組 HLM 迴歸係數的變異數共變數矩陣，直接獲得 σ_{ab} 估計值來進行 Sobel 檢定。除此之外，Bauer, Preacher 和 Gil (2006)更將 Muller, Judd 和 Yzerbyt(2005)所提的調節式中介效果(moderated mediation)考慮進來，建構一個調節式多層次中介效果(moderated multilevel mediation)模式。

由於本研究與文獻上其它作者不盡相同，所進行的是多層次多中介變項的調節式中介效果研究，茲將本研究的統計模式呈現如方程式(15)、(16)、(17)與(18)所示：

$$Y_{ij} = \beta_{0j}^d + \beta_{1j}^d M_{1ij} + \beta_{2j}^d M_{2ij} + \varepsilon_{ij}^d \quad (15)$$

$$\beta_{0j}^d = \gamma_{00}^d + \gamma_{01}^d X_j + u_{0j}^d \quad (16)$$

$$\beta_{1j}^d = \gamma_{10}^d + \gamma_{11}^d X_j + u_{1j}^d \quad (17)$$

$$\beta_{2j}^d = \gamma_{20}^d + \gamma_{21}^d X_j + u_{2j}^d \quad (18)$$

實證資料分析

本研究以多層次中介與調節效果作為討論的焦點，而在組織行為研究中，組織創新氣氛與員工工作滿意的關係可以說是最富有中介與調節效果色彩的研究議題之一。本文即以員工工作滿意的研究為例，說明多層次中介與調節式中介效果的檢驗。

研究問題與假設模型

工作滿意(job satisfaction)是組織研究當中非常重要的概念，不論是作為被其他變項影響的結果變項，或影響其他變項的前置變項，工作滿意在理論研究與管理實務上都具已有豐富的成果，相關文獻不計其數（參見 Cranny, Smith & Stone, 1992 與 Dawis, 2004）。從結果變項的角度來看，Seashore 和 Taber(1975)曾提出一個理論模式，將影響員工工作滿意的因素歸納成「個人」與「環境」兩大類，其後的國內外工作滿意的相關研究多以 Seashore 和 Taber 兩人所發展的理論觀點為基礎，探討組織環境因素或個人因素對於工作滿意的影響。為配合本文對於多層次概念的實證分

析的需要，因此同時採用「環境變項」與「個人變項」納入模型中，其中將環境變項作為總體層次變項，個人變項作為個體層次變項，來探討工作滿意的個別

差異是否能夠被不同層次的解釋變項有效解釋，所涉及的各變項關係，以 2-1-1 的多層次模型概念圖來表示，如圖 4 所示。

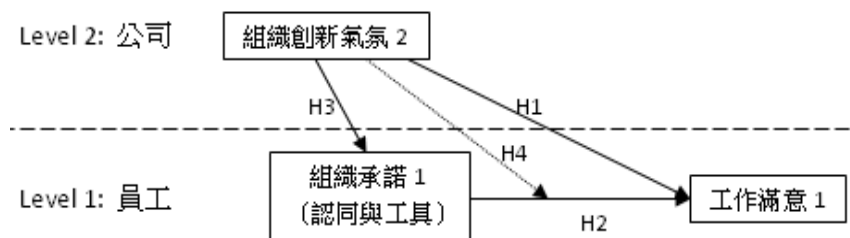


圖 4 兩階層 2-1-1 HLM 模型的階層結構與假設關係

在環境因素中，「組織氣氛」可以說是涵蓋層面最廣、最適宜作為多層次研究的組織構念之一（林鈺琴、彭台光，2006; Morgan, 1986），尤其在重視創新競爭的當代產業中，組織創新氣氛的塑造，成為激勵員工的重要環境因素。例如 Montes, Moreno 和 Fernandez(2003)的研究發現，組織氣氛的良好與否與組織成員對於創新支持的知覺有密切的關係，更有趣的是，組織氣氛的影響與部門與組織的產業/工作特性有所差異，例如在研發部門，工作的完成有賴於團隊的默契與效率，領導者的創新管理效能及協調溝通能力，以及資源的提供有關，在一般工作部門，員工的表現與組織或團體的價值理念以及個人工作內容有直接的關係。因此，組織創新氣氛這一個不但具有組織差異，更有部門差異的組織構念，非常適合作為多層次研究影響個體工作滿意的總體層次解釋變項，在本研究中，作為「組織創新氣氛越佳的組織部門，員工工作滿意度越高」的第一個假設(H1)。

在個人因素中，自從 Becker 在 1960 年將「承諾」的概念引入組織研究後，「組織承諾」一詞即成為影響員工績效、工作滿意、離職傾向的最關鍵的個人變項(Mathieu & Zajack, 1990; Meyer & Herscovitch, 2001)。例如最近一篇以 997 個研究所進行的後設研究(Cooper-Hamik & Viswesvaran, 2005)指出，工作滿意是組織承諾研究的最主要的結果變項，雖然正向關係並非很強，但是卻是一個非常穩定有效的預測變項。但值得注意的是，多數研究者主張組織承諾是一個多向度的構念(Cohen, 2003; Morrow, 1983, 1993)，同時也會因為研究者關心的對象或層級的不同（例如組織、領導者、工會）而有所差異(Becker, 1992; Meyer & Allen 1997)。過去研究發現，雖然整體而言，組織承諾的高低會影響成員的組織投入與績效產出，但此一效果主

要是針對情感性或認同性的組織承諾而言，當組織承諾是一種對於組織或組織中的其他成員具有心理上的情感性聯繫與依附力量時，是最能夠解釋員工產出變項的解釋變項，但是，當組織承諾是立基於規範性、工具性、算計性關係時，實證研究發現其解釋力則不如情感性認同承諾（參見 Abbott, White, & Charles, 2005; Finegan, 2000; Meyer, Stanley, Herscovitch, & Topolnytsky, 2002; Schmidt, 2007）。本研究雖以組織承諾作為個體層次解釋變項，得到「組織承諾越強的成員，其工作滿意度越高」的第二個假設(H2)，但是在實際分析時，考慮組織承諾的多向度特性，將區分為「認同承諾」與「工具承諾」兩面向，分別檢驗「認同承諾越強的成員，其工作滿意度越高」以及「工具承諾越強的成員，其工作滿意度越高」兩個次假設，在後續的多層次模型的假設分析亦然。

組織氣氛除了對工作滿意具有影響力之外，對於組織承諾亦存在著影響力，因為從定義來看，組織承諾就是組織影響下的產物。例如，Porter, Steers, Mowday 和 Boulian(1974)即以特定組織的整體條件對於員工所產生的正向影響所形成的一種認同與願意主動涉入的力量來定義組織承諾(p. 604)，而組織承諾的要件是成員對於組織文化或氣氛的正向知覺(Mowday, Steers, & Porter, 1979; Porter et al., 1974)。以最近的一篇研究為例，Way et al. (2007)探討醫療組織經歷了組織縮減(downsizing)後，因為組織文化與氣氛的轉變，導致組織成員（領導者）的心態轉變與績效的關係，研究結論主張，組織文化、信任關係與領導滿意度等組織層次因素顯著影響組織承諾，從這些主張中，本文得以發展出「組織創新氣氛越佳的組織部門，員工的組織承諾越高」的假設三(H3)

在前述三項假設中，組織層次的組織創新氣氛對

於工作滿意具有正向影響(H1)，個體層次的組織承諾對工作滿意具有正向影響(H2)，再加上組織創新氣氛對於組織承諾具有正向影響的第三個假設(H3)，恰形成一個跨層級的 2-1-1 中介作用模型，亦即組織承諾扮演著中介變項的角色：「總體層次的組織創新氣氛影響員工的組織承諾，進而影響工作滿意」。從管理實務的觀點來看，工作滿意是工作歷程與結果的綜合評價結果，它雖直接受到組織環境氣氛的影響，但更有可能需先經過員工心理上的接受與肯定，最後方能成為影響個體評價感受的正向力量。值得注意的是，基於 Baron 和 Kenny(1986)的觀點，中介作用的形成，必須在 H1 顯著，但是當 H2 與 H3 都顯著且 H1 變成不顯著時，才是一種完全中介作用。

另一方面，我們先前也已經說明模型中的組織變項除了可能是中介效果的發起變項，亦可能是影響個體層次變項關係的調節變項，亦即組織創新氣氛調節組織承諾對於工作滿意的影響力，此一調節作用，在圖 4 中即是假設四(H4)，即「組織創新氣氛的高低，影響員工組織承諾對工作滿意的解釋力」。在最近的一篇多層次模型的研究中，Gonzalez-Roma, Peiro 和 Tordera(2002)發現組織氣氛的強度調節了組織承諾與工作滿意之間的關係。此外，Colquitt, Noe 和 Jackson(2002)的研究也指出了類似的組織氣候跨層級影響力，調節了程序正義的知覺對績效的解釋力。

簡言之，本文所欲檢測的模型，是在說明組織層次變項不僅會影響個體層次的前置變項與結果變項，形成跨層級中介效果（組織創新氣氛→組織承諾→工

作滿意），也可能以跨層級的調節效果（組織創新氣氛調節組織承諾對於工作滿意的影響力）的形式存在。在組織構念的形成上，則利用多層次集合性模型 (composition models)(Klein, Conn, Smith, & Sorra, 2001; Kozlowski & Klein, 2000)，建立組織層次變項，並分別從跨層次中介與調節作用的角度來檢視組織創新氣氛的影響，亦即一種脈絡效果(contextual effects)的檢驗(Robinson, 1950; Snijders & Bosker, 1999)，而且有所擴充。

資料庫與研究變項說明

本研究的資料來源為華人本土心理學追求卓越計劃中，分項計劃「華人文化與組織行為」的「華人組織文化及其效能之研究」(邱皓政、郭建志與劉兆明, 2001)中的部分資料。該研究的目的是在探討組織文化對員工工作效能的影響，尤其著重於具有華人特色的主位組織文化的理論與測量工具的發展。樣本來自四種產業（保險業、高科技、汽車製造業、一般製造業）的 24 個公司的 664 位員工，350 位男性(52.7%)，314 位女性(47.3%)。年齡分佈以 30 到 40 歲為主，佔 37.8%。21%具有高中職學歷、41%專科、33%大學，6%研究所，每一公司至少有 10 位受試者，最多為 91 位，公司平均人數為 27.67 人。本研究為了示範目的，選取其中幾個研究變項，組成二階層的資料庫，據以進行二階層的 HLM 分析，樣本組成如表 1，變項內容說明如下：

表 1 資料庫組成與樣本特性

公司資料	家數	人數	百分比	個體資料	人數	百分比
壽險業	5	132	20.6%	性別 男	350	52.7%
汽車製造業	6	155	23.1%	女	314	47.3%
傳統製造業	8	272	40.6%	年齡 25 歲以下	78	11.7%
高科技業	5	105	15.7%	30 歲以下	184	27.7%
				40 歲以下	251	37.8%
				50 歲以下	126	18.9%
				50 及以上	25	3.8%
				部門 生產	58	8.7%
				業務	109	16.4%
				工程	97	14.6%
				管理	207	31.2%
				後勤	95	14.3%
				其他	98	14.8%
合計	24	664				

「工作滿意」作為個體層次的結果變項，測量方法係採直接測量法，詢問受測員工的工作滿意，題目為「整體來說，您對於您目前的工作是否滿意？」該測量尺度為百分比，介於 0 到 100 之間，並轉換成 10 點尺度。「組織承諾」則作為個體層次的解釋變項，係引用劉兆明（2001）修編自 Jaros, Jermier, Koehler, 和 Sincich(1993)的量表，共有 12 個 Likert 式六點量尺題目，內容包括兩個因素：認同承諾 (identification commitment)，分數越高表示對於公司的承諾來自於內心的肯定與認同，例題如「我認為自己某些特質和公司的特質蠻像的」，分量表 α 係數為 .87；另一個因素為工具承諾 (instrument commitment)，分數越高表示對於公司的承諾來自於效益、利益、報償因素，例題如「留在這個公司只是為了賺一份薪水」，分量表 α 係數為 .70，全量表 Cronbach's α 係數為 .96。

本研究以組織創新氣氛作為總體層次的脈絡變項，測量方法是由員工在「組織創新氣氛量表」(Chiou, 2001)中的作答，量表內容為 35 題之 Likert 式六點量尺（例如：「我們公司鼓勵嘗試與錯中學習的任事精神。」），包含「組織理念」、「領導效能」、「團隊運作」、「學習成長」、「工作條件」、「環境氣氛」六個分量表。全量表 Cronbach's α 係數為 .96，分量表 α 係數值介於 .87-.95。其中總體層次的資料，係利用 SPSS12.0 的聚合程序 (aggregate)，計算各公司員工在組織創新氣氛量表得分的公司題總分平均值（介於 1 至 6 間），以作為總體層次解釋變項。ANOVA

分析的結果發現，各公司的組織創新氣氛具有顯著差異 ($F(23,640)=11.77, p<.001, \eta^2=.297$ ，所計算的 r_{wg} 最小為 0.90、最大為 0.99，中位數與平均數分別為 0.97 與 0.96)，此說明員工所填答的組織創新氣氛可以聚合成組織層次的構念。多層次模型的估計分析，則使用 HLM6.04(Raudenbush, Byrn, Cheong & Congdon, 2004)軟體，解釋變項對於工作滿意的解釋時，係以總平減 (grand centered) 分數進入模型，以提高截距的解釋性 (Hofmann & Gavin, 1998; Mathieu & Taylor, 2007)。

結果與討論

變項描述統計與 ICC 量數

表 2 列出了本研究所挑選的四個變項的描述統計量。首先，組織創新氣氛作為本研究總體層次的解釋變項(X)，由同一家公司的員工的得分平均來表示，因此共有 24 筆介於 1 至 6 的觀察值（公司平均組織創新氣氛），各公司的總平均為 3.85，標準差為 .45。至於兩個個體層次解釋變項認同承諾(M1)與工具承諾(M2)，量尺分數介於 1 至 6 之間，平均數分別為 4.01 與 3.45，ANOVA 檢定的結果發現也具有顯著的公司差異， $F(23,640)$ 分別為 10.29 與 5.24， η^2 分別為 .27 與 .16。作為結果變項的工作滿意(Y)，測量尺度介於 0 至 10，平均數為 7.08，各公司間的差異具有統計顯著性 ($F(23,640)=4.66, p<.001$)。

表 2 資料庫組成與樣本特性

變項	描述統計					組間差異			變項相關		
	N	Mean	s	min	max	F	ICC ^a	χ^2	X^b	M1	M2
總體層次											
組織創新氣氛 X	24	3.85	.45	3.05	4.65	11.77**	-	-			
個體層次											
認同承諾 M1	664	4.01	.80	1	6	10.29**	.28	239.8**	-.21**		
工具承諾 M2	664	3.45	.86	1	6	5.24**	.15	123.3**	.30**	-.42**	
工作滿意 Y	664	7.08	1.43	0	10	4.66**	.14	107.6**	.46**	.55**	-.24**

** $p<.001$

^a 係以 HLM6 分別對各變項進行零模型的估計結果計算得出。

^b 係總體層次變項與個體層次的相關，是將 X 變項進行解構 (disaggregate) 處理後，與個體層次變項以 N=664 求得之積差相關。

表 2 也列出了各變項間的相關，其中認同承諾與工具承諾的相關為-.42 ($p<.001$)，認同承諾越高者，工具承諾越低；與結果變項工作滿意的相關分別為.55 ($p<.001$)與-.24 ($p<.001$)，由於兩個組織承諾變項將作為中介變項，因此它們之間的中度相關是否造成共線性問題特別值得注意。

在本研究中，除了工作滿意(Y)作為結果變項之外，M1 與 M2 兩個作為中介變項的組織承諾變項也將作為結果變項，被 X 變項解釋，因此 Y、M1、M2 三者均需進行零模型（隨機效果 ANOVA 模型）檢驗，以計算組內相關係數 (ICC; intraclass correlation coefficient)來確認是否有必要進行多層次分析(Bryk & Raudenbush, 1992)。由表 2 可知，認同承諾、工具承諾、工作滿意三個變項的 ICC 分別是 .28、.15、.14，

其隨機效果 χ^2 值分別為 239.8、123.3、107.6，均達 .001 顯著水準，表示總體層次的組間差異在三個變項的變異數中佔了相當比例，適合進行多層次分析。

3M 程序一：以截距為結果模型檢驗

多層次中介效果檢驗的第一個程序，是檢驗 Y、M1、M2 三個模型中的結果變項，各自是否可以被總體層次解釋變項(X)有效解釋，模型中並沒有任何個體層次解釋變項，屬於以截距為結果變項模型 (intercept-as-outcome model)。其迴歸方程式分別為 (1)、(2)與(3)、(4)，分析結果列於表 3 的 model 1 (以工作滿意為結果變項)、model 2a (以認同承諾為結果變項) 與 model 2b (以工具承諾為結果變項) 三個模型中。

表 3 截距結果模型與隨機係數模型的 HLM6 估計結果

Models		固定效果			隨機效果		
		$\gamma(s_e)$	t(p)	截距變異數	$\chi^2(p)$	斜率變異數	$\chi^2(p)$
截距結果模型 Intercept-as-outcome models							
Model 1	$X_j \rightarrow Y_{ij}$	γ^c_{01}	1.097 (.144)	7.61 (.000)	.063	41.49 (.007)	-
Model 2a	$X_j \rightarrow M1_{ij}$	γ^a_{01}	.942 (.084)	11.19 (.000)	.023	48.51 (.001)	-
Model 2b	$X_j \rightarrow M2_{ij}$	γ^a_{02}	-.368 (.187)	-1.97 (.061)	.089	90.94 (.000)	-
隨機效果共變數分析 Random ANCOVA							
Model 3a (僅 M1)	$M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ^b_{10}	.964 (.074)	12.96 (.000)	.035	38.28 (.024)	-
Model 3b (僅 M2)	$M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ^b_{10}	-.335 (.091)	-3.69 (.000)	.227	89.87 (.000)	-
Model 3c (M1+M2)	$M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ^b_{10}	.951 (.084)	11.27 (.000)	.035	38.13 (.024)	-
	$M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ^b_{20}	-.028 (.071)	-.398 (.690)			
隨機係數模型 Random coefficient models							
Model 3d (僅 M1)	$M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ^b_{10}	.968 (.075)	12.87 (.000)	.031	35.01 (.052)	.042 31.66 (.107)
Model 3e (僅 M2)	$M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ^b_{10}	-.272 (.093)	-2.93 (.008)	.232	82.23 (.000)	.097 45.92 (.003)
Model 3f (M1+M2)	$M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ^b_{10}	.930 (.082)	11.41 (.000)	.036	35.97 (.041)	.053 32.82 (.084)
	$M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ^b_{20}	-.036 (.069)	-.53 (.602)			.027 29.65 (.160)

三個模型中，X 對 Y 以及 X 對 M1 進行解釋的 γ_{01} 係數均具有統計意義，係數值分別是 1.097 ($t(23)=7.61^2$, $p<.001$)、.942 ($t(23)=11.19$, $p<.001$)，但是對 M2 (工具承諾) 進行解釋的 γ_{01} 係數(-.368)雖然臨界顯著水準，但仍無法視為顯著($t(23)=-1.97$, $p=.061$)。從係數數值可知，每增加一個單位的組織創新氣氛，對於員工的工作滿意會增加 1.097 分，對於認同承諾會增加 .942 分，但是對於工具承諾所減少的 .368 分是沒有統計上的意義。

這三個以截距為結果變項模型的截距變異數 (即 HLM 中的 u_0 或 τ_{00}) 仍然顯著，表示當組織創新氣氛(X)對於各公司的 Y、M1、M2 三個平均數分別進行解釋後，各自仍存在顯著公司間差異，公司間的平均值差異有待進一步由公司層級解釋變項來加以解釋。

值得注意的是，model 1 當中的 $\gamma_{01}^c=1.097$ 在多層次中介效果的分析扮演非常重要的角色，此一係數若在模型中考慮了中介變項後應變成不顯著 (完全中介作用) 或顯著下降 (部分中介作用) (Baron & Kenny, 1986)，而係數值改變的程度即是間接效果的強度 (MacKinnon, Warsi & Dwyer, 1995)。此外，其虛假決定係數 R_{20}^2 為 0.80 (此為針對零模型的截距項變異數計算而得，以下定義相同)。

3M 程序二：隨機效果共變數分析與隨機係數模型檢驗

多層次中介效果檢驗的第二個程序，是檢驗作為中介變項的個體層次解釋變項(M)對結果變項(Y)的解釋是否具有統計意義。此時並不納入總體層次解釋變項，僅有個體層次解釋變項，當斜率係數設定為固定效果時為隨機效果共變數分析模型，當斜率係數設定為隨機效果時則為隨機係數模型(random coefficient model)檢驗(Kreft & De Leeuw, 1998)，結果列於表 3 的 model 3a 到 model 3f。共變數分析模型中的 model 3a 與 model 3b 以及隨機係數模型中的 model 3d 與 model 3e 分別以認同承諾與工具承諾兩個變項進行對 Y 的解釋，model 3c 與 model 3f 則是同時以 M1 與 M2 來解釋 Y 的共變數分析模型與隨機係數模型。在這裡的程序分別檢驗共變數分析模型 (model 3a 至 model 3c)

與隨機係數模型 (model 3d 至 model 3f) 除了示範目的外，主要是檢驗固定效果與隨機效果的差異，做為未來調節效果檢驗的準備。此外，model 3a、3b、3d、3e 與 model 3c、3f 的比較是為了檢測多元共線性而設計。

從表 3 數據可知，model 3a 與 model 3b 兩個變動係數模型的 γ 係數均達顯著水準，也就是 M1 與 M2 個別來解釋 Y 都具有統計的意義，認同承諾的係數為 .964 ($t(662)=12.96$, $p<.001$)，工具承諾的係數為 -.335 ($t(662)=-3.69$, $p<.001$)， R_{20}^2 分別為 0.89 與 0.28。但是如果同時以 M1 與 M2 來解釋 Y 時，僅有認同承諾的係數達顯著水準，係數為 .951 ($t(661)=11.27$, $p<.001$)，工具承諾的係數降至 -.028 ($t(661)=-.398$, $p=.69$)， R_{20}^2 仍為 0.89，顯示這兩個中介變項之間存在相當程度的相關。

隨機係數模型的結果與變動係數模型類似，也就是以 M1 與 M2 個別來解釋 Y 都具有統計的意義，認同承諾的係數為 .968 ($t(23)=12.87$, $p<.001$)，工具承諾的係數為 -.272 ($t(23)=-2.93$, $p<.01$)， R_{20}^2 分別為 0.90 與 0.26。但是如果同時以 M1 與 M2 來解釋 Y 時，僅有認同承諾的係數達顯著水準，係數為 .930 ($t(23)=11.41$, $p<.001$)，工具承諾的係數降至 -.036 ($t(23)=-.53$, $p=.602$)，而 R_{20}^2 為 0.89。

隨機係數模型認為個體層次解釋變項對於 Y 的解釋 (斜率)，在各公司之間是隨機變動的，因此可以檢驗斜率變異數 (τ_{11} 與 τ_{22}) 的顯著性，但 model 3e 與 model 3f 兩個模型的斜率變異數 (.053 與 .027) 均未顯著，表示各公司的斜率差異不明顯。相對之下，截距的變異數 ($\tau_{00}=.036$, $\chi^2=35.97$, $p<.05$) 仍然存在，表示各公司員工工作滿意的調整平均值在控制組織承諾後，還可進一步找出有意義的解釋變項來分析公司間調整平均數的差異，但是解釋變項的斜率變動即無再被解釋的必要了。

3M 程序三：多層次中介效果模型檢驗

經由前述的兩組模型，已經可以確知構成多層次中介效果模型的三個個別迴歸係數 γ_{01}^a (X→M)、 γ_{10}^b (M→Y)、 γ_{01}^c (X→Y) 的顯著性。第三個程序，則是進一步將高層解釋變項與中介變項一起放入方程式中，檢驗 X 與 M 兩個變項對 Y 的解釋力，尤其著重於 γ_{01}^c (X→Y) 的顯著性檢驗。此時斜率被設定

² t 檢定結果係以 HLM6 當中的強韌標準誤 (robust standard errors) 計算得出。

為固定常數，不檢驗跨層級交互作用（調節效果），因此不會有斜率變異數的估計，因此為固定斜率之無調節效果模型，也就是把前一節的截距結果模型與隨機效果共變數分析模型整合在一起進行檢驗。若再配合 γ_{01}^a (X→M) 參數，即可組成一個帶有中介變項的中介模型。同樣地，model 4a、4b 是單獨考慮中介變項進入模式中，而 model 4c 則為多中介變項模式，是為檢測多元共線性的影響。此外，斜率的固定效果與隨機效果的設定，除為示範目的外，亦作為檢測調

節效果而作的分析準備。

對於反映組織創新氣氛對於工作滿意的影響 (X→Y) 的 γ_{01}^c 來說，由於模型中加入了中介變項，因此根據圖 2(c) 的概念，應標示為 $\gamma_{01}^{c'}$ ，表示為受到 M 加入同時估計的影響，反映對結果變項的淨解釋效果的新係數。在僅考慮 M1 或 M2 變項時，而中介變項對 Y 的影響的斜率設定為固定效果時，表 4 的 model 4(a1)與 model 4(b1)兩個模型的 $\gamma_{01}^{c'}$ 變化情形明顯不同

表 4 多層次中介與調節效果 HLM 模式估計結果

Model	Model 4 中介效果模型				Model 5 有調節效果中介模型					
	$\gamma(s_e)$	t(p)	τ	$\chi^2(p)$	$\gamma(s_e)$	t(p)	τ	$\chi^2(p)$		
(a1)僅 M1 固定斜率	$X_j \rightarrow Y_{ij}$	γ_{01}^c	.219 (.126)	1.74 (.096)	u0=.033	36.37 (.027)	.227 (.123)	1.83 (.080)	u0=.035	36.76 (.025)
	$M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{10}^b	.930 (.078)	11.94 (.000)			.929 (.076)	12.25 (.000)		
	$X*M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{11}^d					.140 (.175)	.80 (.422)		
(a2)僅 M1 隨機斜率	$X_j \rightarrow Y_{ij}$	γ_{01}^c	.259 (.129)	2.01 (.056)	u0=.032	33.67 (.053)	.232 (.137)	1.69 (.104)	u0=.033	32.98 (.062)
	$M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{10}^b	.920 (.079)	11.60 (.000)	u1=.047	31.23 (.117)	.920 (.078)	11.79 (.000)	u1=.050	29.89 (.121)
	$X*M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{11}^d					.156 (.168)	.93 (.364)		
(b1)僅 M2 固定斜率	$X_j \rightarrow Y_{ij}$	γ_{01}^c	.967 (.132)	7.31 (.000)	u0=.054	39.72 (.012)	.997 (.130)	7.66 (.000)	u0=.055	39.57 (.012)
	$M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{10}^b	-.315 (.089)	-3.51 (.001)			-.283 (.089)	-3.19 (.002)		
	$X*M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{11}^d					-.295 (.237)	-1.25 (.214)		
(b2)僅 M2 隨機斜率	$X_j \rightarrow Y_{ij}$	γ_{01}^c	1.022 (.133)	7.67 (.000)	u0=.047	36.50 (.027)	1.019 (.130)	7.82 (.000)	u0=.047	36.31 (.018)
	$M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{10}^b	-.271 (.091)	-3.00 (.007)	u1=.094	45.92 (.003)	-.254 (.093)	-2.72 (.013)	u1=.083	42.28 (.006)
	$X*M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{11}^d					-.267 (.251)	-1.07 (.299)		
(c1)M1+M2 固定斜率	$X_j \rightarrow Y_{ij}$	γ_{01}^c	.219 (.125)	1.75 (.093)	u0=.034	36.25 (.028)	.248 (.112)	2.22 (.037)	u0=.027	32.72 (.066)
	$M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{10}^b	.917 (.086)	10.64 (.000)			.930 (.086)	10.83 (.000)		
	$M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{20}^b	-.028 (.072)	-.39 (.697)			.020 (.063)	.31 (.755)		
	$X*M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{11}^d					-.043 (.192)	-.23 (.821)		
	$X*M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{21}^d					-.416 (.178)	-2.34 (.020)		
(c2)M1+M2 隨機斜率	$X_j \rightarrow Y_{ij}$	γ_{01}^c	.234 (.124)	1.88 (.073)	u0=.033	34.27 (.046)	.220 (.131)	1.68 (.107)	u0=.031	33.31 (.057)
	$M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{10}^b	.897 (.086)	10.46 (.000)	u1=.056	32.38 (.092)	.919 (.087)	10.54 (.000)	u1=.070	32.71 (.066)
	$M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{20}^b	-.036 (.068)	-.54 (.597)	u2=.024	29.66 (.159)	.001 (.059)	.03 (.981)	u2=.015	26.31 (.238)
	$X*M1_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{11}^d					.011 (.207)	.05 (.960)		
	$X*M2_{ij} \rightarrow Y_{ij}$	γ_{21}^d					-.425 (.167)	-2.54 (.019)		

。Model 4(a1)的 γ_{01}^c 由原來的1.097(model 1)降至不顯著的.219 ($t(22)=1.74, p=.096$)，下降了.878。model 4(b1)的 γ_{01}^c 微幅降低至.967，但仍具有統計顯著性($t(22)=7.31, p<.001$)。如果中介變項對Y影響的斜率設定為隨機效果時，model 4(a2)與model 4(b2)兩個模型的估計結果和原先結果一致，但額外發現M1→Y的斜率的變異數不顯著($\tau_{11}=.047, \chi^2=31.23, p=.117$)，M2→Y的斜率的變異數卻顯著($\tau_{11}=.094, \chi^2=45.92, p<.01$)，顯示工具承諾對於工作滿意的影響力，在各公司之間有顯著不同，意味著有必要進一步的檢驗跨層級調節效果的影響。

對於model 4(a1)來說， γ_{01}^c 由顯著降至不顯著，同時中介變項(認同承諾)的迴歸係數 $\gamma_{10}^b=.930$ 達顯著($t(661)=11.94, p<.001$)，而且model 2a的X→M1的斜率(.942)達顯著水準($t(22)=11.19, p<.001$)，構成間接效果 $=.930 \times .942=.876$ ，約等於 $\gamma_{01}^c - \gamma_{01}^c$ 的降幅，圖2(c)的條件成立。同樣的，對於model 4(a2)來說，將斜率設定為隨機效果後，間接效果 $=.920 \times .942=.867$ ，也接近 $\gamma_{01}^c - \gamma_{01}^c=1.097 - .259=.838$ 的降幅，因此得知X→M1→Y是一個典型的完全中介作用，兩模型 R_{20}^2 皆為.90。

對於model 4(b1)與model 4(b2)來說， γ_{01}^c 雖有降低，但仍顯著，顯示中介效果並不強烈。從中介變項(工具承諾)的迴歸係數達顯著，但model 2b的X→M2的斜率未達顯著水準來看，中介效果不成立，因此 γ_{01}^c 的降幅可以不用解釋。亦即工具承諾可以解釋工作滿意，係數是負值表示工具承諾越高者，工作滿意越低， R_{20}^2 分別為.83與.85。

在model 4(c1)模型中，同時考量兩個中介變項與總體解釋變項後， γ_{01}^c 又下降到.219($t(22)=1.75, p=.093$)。兩個中介變項只有認同承諾可以顯著解釋結果變項($\gamma_{10}^b=.917, t(660)=10.64, p<.001$)，工具承諾的解釋力 $\gamma_{20}^b=-.028$ 則無統計意義($t(660)=-.39, p=.697$)，X→M1→Y的間接效果成立，但X→M2→Y的間接效果不成立³(估計結果列於圖7(a))。在model 4(c2)模型中，把兩個中介變項對結果變項的斜率設定為隨機效果時，也得到類似的結果，而斜率變異($\tau_{11}=.056$,

$\tau_{22}=.024$)均未達顯著水準，表示中介變項對結果變項的影響不再存有公司間的差異，兩個模式的 R_{20}^2 皆為.89。

與先前的隨機效果共變數分析模型model 3c的結果類似，考慮X、M1與M2三個變項一起對Y影響時，共線性問題造成個體解釋變項解釋力的邊際效果強度改變，工具承諾變成無法解釋工作滿意。

值得注意的是，雖然兩個可能的中介效果中，X→M1→Y顯著，X→M2→Y不顯著，在計算 γ_{01}^c 的改變量時，除了顯著的X→M1→Y間接效果 $=.917 \times .942=.864$ 之外，還需包括未顯著的X→M2→Y間接效果 $=-.028 \times -.368=.010$ ，才會接近 $\gamma_{01}^c - \gamma_{01}^c$ 時 $=1.097-.219=.878$ 的數值(多元中介變項效果)。

3M 程序四：多層次調節式中介效果模型檢驗

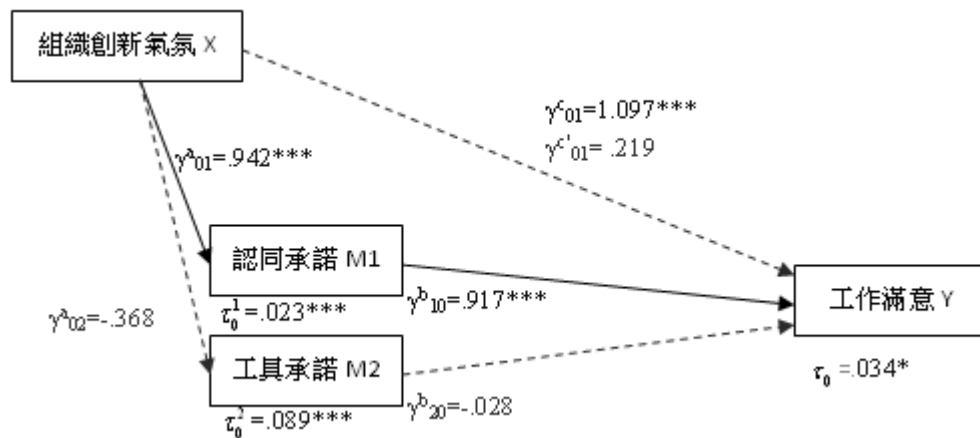
多層次調節中介模型的最後一個步驟，是探討跨層級交互作用是否存在，亦即納入調節效果的檢測，成為一個同時帶有中介與調節效果的3M模型。在多層次調節中介效果的模型檢驗中，必須先檢驗多層次中介效果的存在，一旦多層次中介效果存在之後，再進一步檢測這個中介效果是否受到高層解釋變項所影響(Mathieu & Taylor, 2007)。更明確的說，前一個步驟model 4的六個模型所關心的是X→M→Y中介效果的檢驗與 γ_{01}^c 變化情形的檢視，本節則關心 γ_{01}^d (X×M→Y)的調節作用，分析結果列於表4的model 5的六個模型中。

有關表4 model 5的六個模型，其迴歸方程式為公式(15)至(18)。同樣地，model 5(a)、5(b)是單獨考慮中介變項進入模式中，而model 5(c)則為多中介變項模式，為檢測多元共線性影響的設計。此外，斜率的固定效果與隨機效果的設定，則作為檢測調節式中介效果的判斷依據。從表4的數據可以得知，model 5(a)與5(b)的前四個模型，各僅包含一個中介變項時，其各模型的跨層級交互作用(γ_{11}^d)均不顯著，亦即總體層次的組織創新氣氛並不會調節M1→Y與M2→Y這兩個斜率，四個模型的 R_{20}^2 分別為.89、.89、.83與.85。但是到了model 5的斜率為固定效果(c1)與隨機效果(c2)兩個模型中，同時考慮M1、M2與X對Y的影響下，X×M2卻具有顯著的調節效果，model 5(c1)的 $\gamma_{21}^d=-.416$ ($t(658)=-2.34, p=.020$)，X×M1的 $\gamma_{11}^d=-.043$ 則不顯著($t(658)=-.23, p=.821$)， R_{20}^2 為.91。而model

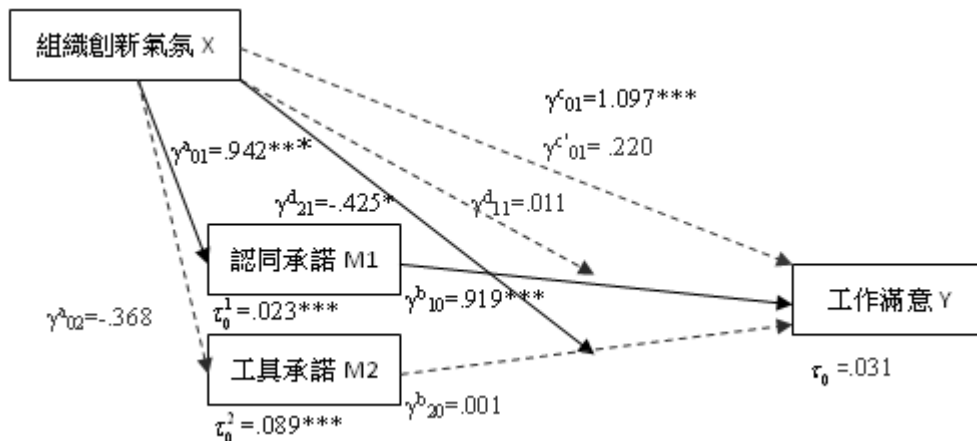
³ 本研究亦利用公式(6)進行Sobel檢定，所得到的結果和表4一致，M1的中介效果非常顯著，而M2則不顯著，詳見附錄二。

5(c2)的結果也類似，而且斜率的隨機效果都不顯著 ($\tau_{11}=.070, \tau_{22}=.015$)，顯示總體層次解釋變項(組織創新氣氛)解釋斜率的變動之後，各公司 M→Y 的影響並無不同， R^2_{20} 為.90。值得注意的是，在 model 5(c1)的 X→Y 的 $\gamma^{c'}_{01}$ 數值，雖然比原先的 1.097 大幅度降低到.248，但仍達到顯著水準($t(22)=2.22, p=.037$)，但在 model 5(c2)模型中，把兩個 M→X 的斜率改成隨機效果，參數估計結果雖沒有明顯不同，但 $\gamma^{c'}_{01}$ 的數值進一步降至未達顯著水準的.220 ($t(22)=1.68, p=.107$)

，X→M1→Y 的中介效果仍舊成立，中介變項對 Y 的斜率變異($\tau_{11}=.070, \tau_{22}=.015$)則未達顯著水準，亦即中介變項對結果變項影響的斜率與 model 4(c2)相同。Model 5(c2)的模型估計結果如圖 5(b)所示，此一結果與本文稍後以 Mplus 軟體進行估計的結果表 6 一樣。整體來說，顯示調節效果的加入讓整個多層次模型增加了更值得探討的影響。有關前述中介效果與調節果的分析結果，將統整於下一節中。



(a) 多層次中介效果模型 (model4(c1))



(b) 多層次調節式中介效果模型 (model5(c2))

圖 5 HLM6 多層次模型估計結果 (虛線代表不顯著)

結語：多層次中介與調節效果的結果整理與比較

經由前述的四個步驟五種模型，可以獲得總體層次解釋變項與中介變項對於 Y 的影響的各種數據，包括個別迴歸係數 γ^a_{01} (X→M)、 γ^b_{10} (M→Y)、 γ^c_{01} (X→Y)，以及 γ^d_{10} (M→Y) 與加入 M 後的 $\gamma^{c'}_{01}$ ，

利用這些數據與標準誤，即可進行多層次中介與調節效果的整理與報告，這些係數的關係由圖 5(a)與圖 5(b)表示。

總結來說，多層次中介效果的固定斜率模型分析結果顯示，組織創新氣氛越正面的公司，員工個人的認同承諾越高，而認同承諾越高，則工作滿意更高，

以認同承諾的中介變項的中介效果成立。相對之下，組織創新氣氛→工具承諾→工作滿意的中介效果因為兩個直接效果均不顯著，因此工具承諾不是一個有意義的中介變項。另一方面，因為組織創新氣氛對工作滿意的直接效果（ $X \rightarrow Y$ ）由顯著變成不顯著，完全符合 Baron 和 Kenny(1986)的中介效果檢驗四項原則，因此可得出組織創新氣氛→認同承諾→工作滿意（ $X \rightarrow M1 \rightarrow Y$ ）為多層次 2-1-1 完全中介效果的結論。也因此，對於「組織創新氣氛對工作滿意具有直接效果」這一個原本顯著的總效果，並不恰當作為結論之一，因為 $X \rightarrow Y$ 的作用必須透過認同承諾而達成。

在多層次的調節中介效果部分，本研究分別就斜率為固定效果(model 5(c1))或隨機效果(model 5(c2))進行分析，結果在不顯著的多層次中介效果路徑（ $X \rightarrow M2 \rightarrow Y$ ）中，出現了一個顯著的跨層級交互作用 $X \times M2 \rightarrow Y$ ，使得我們可以在顯著的 $X \rightarrow M1 \rightarrow Y$ 間接效果之外（如下列結論的 1 到 4），增加調節效果的結論（5 到 6）（如圖 5(b)所示）：

1. 組織創新氣氛可以解釋員工的工作滿意（ $X \rightarrow Y$ ）（ $\gamma_{01}^c = .219$ ）
2. 組織創新氣氛可以解釋員工的認同承諾（ $X \rightarrow M1$ ），進而解釋工作滿意（ $X \rightarrow Y$ ），間接效果成立（ $\gamma_{01}^a \times \gamma_{10}^b = .942 \times .930 = .876$ ）。
3. $X \rightarrow M1 \rightarrow Y$ 的間接效果不受 $X \times M1 \rightarrow Y$ 的調節效果的影響，亦即不同的組織創新氣氛不會調節認同承諾（M1）對工作滿意（Y）的解釋力。
4. 組織創新氣氛無法解釋工具承諾（no $X \rightarrow M2$ ），而工具承諾亦無法解釋工作滿意（no $M2 \rightarrow Y$ ），故無中介效果（no $X \rightarrow M2 \rightarrow Y$ ）。

進一步，

5. 組織創新氣氛對於工具承諾沒有直接影響力（no $X \rightarrow M2$ ），

但

6. 組織創新氣氛對於工具承諾對工作滿意的影響具有調節作用（ $X \times M2 \rightarrow Y$ ）（ $\gamma_{21}^d = -.425$ ）。[個別公司的 $M2 \rightarrow Y$ 迴歸係數會受到組織創新氣氛的影響而變動，當組織創新氣氛每增加 1 分，工具承諾對於 Y 的影響力（迴歸係數）減少 .425， $\gamma_{20}^b = .001 - .425 = -.424$ ，工具承諾對於 Y 的影響力由不顯著的 .001 逐漸增強為負向的影響；反之，當組織創新氣氛每減少 1 分，工具承諾對於 Y 的影響力增加 .425

， $\gamma_{20}^b = .001 + .425 = .426$ ，工具承諾對於 Y 的影響力成為正向的影響。綜合來說，亦即「在組織創新氣氛越好的公司，工具承諾對於工作滿意具有負向的影響；但在組織創新氣氛越差的公司，工具承諾對於工作滿意卻有正向的影響。」]

7. 組織創新氣氛對於工作滿意的影響，同時存在 $X \rightarrow M1 \rightarrow Y$ 的間接效果與 $X \times M2 \rightarrow Y$ 的調節效果，認同承諾是中介變項，工具承諾是被調節的變項。亦即總體層次解釋變項「組織創新氣氛」在本模型中具有多重複雜的角色。
8. 組織創新氣氛對於工作滿意的直接影響，在組織承諾對工作滿意的斜率以隨機效果處理時，即不存在，顯示組織創新氣氛對於工作滿意的直接影響，被 $X \rightarrow M1 \rightarrow Y$ 的間接效果與 $X \times M2 \rightarrow Y$ 的調節效果，以及斜率的組間變異所侵蝕而消失(model 5(d))。

值得注意的是，在個別以 M1 或 M2 建立調節效果模型時，並沒有發現 $X \times M1 \rightarrow Y$ 或 $X \times M2 \rightarrow Y$ 具有顯著的調節作用，但是同時把 M1 與 M2 納入模型時，調節效果即顯著，顯示變項間的共線性影響了參數估計的結果。更進一步的，從 model 4(c2)的隨機斜率模型中， $M2 \rightarrow Y$ 的斜率並沒有顯著的組間變異數（ $\tau_{22} = .024$, $\chi^2 = 29.66$, $p = .159$ ），亦即不同公司的 $M2 \rightarrow Y$ 的斜率並沒有顯著差異，顯示總體層次解釋變項對各公司的 $M2 \rightarrow Y$ 斜率並沒有「具統計意義的可解釋變異」，但是最後的結果卻發現調節效果成立，顯示模型的複雜化對於參數估計會產生明顯的影響，在多層次模型中，中介與調節效果的分析必須逐步檢視。理論上，根據 model 4(c2)的多層次中介效果模型，我們已經獲得隨機效果 τ_{11} 與 τ_{22} 不顯著的結果，換言之變動斜率的假設不被支持，因此是不需要引進高層解釋變項來對變動斜率解釋，亦即無須考慮多層次的調節效果（跨層級交互作用）。本研究是為了示範完整 3M 的檢驗程序，而進一步考慮 model 5 的檢驗程序。

綜合討論

中介與調節效果的多層次分析

本文先前曾就多層次資料結構的中介效果的分析原理，利用圖 2 加以說明，同時利用多階段的估計方法，對比過去學者以單一層次資料結構檢驗中介效果

的作法(Judd & Kenny, 1981; Baron & Kenny, 1986; Muller, Judd, & Yzerbyt, 2005), 完成多層次中介作用的檢驗程序。事實上, 當研究資料涉及多層次模式的分析時, 即必須遵循多層次模型的特性, 從零模型循序漸進加以檢驗(參考溫福星, 2006; Bryk & Raudenbush, 1992; Kreft & De Leeuw, 1998; Raudenbush & Bryk, 2002), 本文以實證的資料, 說明了多層次中介效果的檢驗流程, 除了必須依照傳統 HLM 的分析程序要求之外, 還需針對中介效果的需要另外增加必要的步驟。

在調節效果方面, 由於多層次模式的特性之一是可以進行跨層級交互作用的影響, 因此調節效果在中介效果的檢驗過程當中, 也可以直接加以檢視, 形成一個完整的概念圖示。從圖 5(a)的結果可以看出, 雖然透過認同承諾所建立的 $X \rightarrow M \rightarrow Y$ 中介歷程中, γ_{01}^a 與 γ_{01}^b 係數均具有統計顯著性, γ_{01}^c 係數的變化恰為間接效果的強度, 顯示 MacKinnon 等學者的法則仍然可以適用在多層次模型的中介效果檢驗(他們認為不會完全相等但會很接近)。 γ_{01}^c 與 γ_{01}^d 係數差異仍是決定中介作用是完全中介作用、部分中介作用還是無中介作用指標, 應具有公式 $\beta_c - \beta_c' = \beta_a \times \beta_b$ 的關係(MacKinnon, Warsi, & Dwyer, 1995)。

第二, 多元共線性仍會影響各項效果的參數估計, 本研究的實證資料顯示, 兩個中介變項(認同承諾與工具承諾)對於結果變項的解釋存在著共線性的干擾結果, 並進而影響調節與中介效果的估計。如果變項增加, 模型趨於複雜時, 共線性問題勢必更加嚴重。

第三, 解釋變項的平減問題(centering), 原本就是 HLM 模型的重要議題, 但是在多層次的中介模型中, 個體解釋變項 M 也會作為結果變項, 在作為解釋變項時, 必須進行變項平減(本文係以總平均數來進行), 但是當個體解釋變項 M 作為結果變項時, 則必須以未平減資料來進行估計, 使得組間的差異得以被解釋變項解釋。此時同一模型中, 同一個變項以不同形式量尺進行估計所帶來的問題, 必須加以檢視。本文同時利用 Mplus 進行同時估計時, 即發現模型中同時具有同一個變項的平減與未平減數據時, 可能會造成嚴重共線性的問題, 也對於資料分析的結果造成影響。此外, 選擇總平均數進行平減的主要考量雖然是來自 Hofmann 和 Gavin(1998)與 Mathieu 和 Taylor(2007)的

研究, 但 Enders 和 Tofighi(2007)卻認為研究跨層級交互作用是以組平均數平減較好, 但在研究脈絡效果時, 則是要總平均數平減。在本研究研究多層次調節的中介效果檢定裡, 為了研究或控制這個組織層級解釋變項的脈絡或直接效果的影響, 所有的模式包含測試跨層級的調節效果, 都是以總平均數平減處理, 方便於模式之間的比較。

Baron 與 Kenny 中介效果檢定方法的限制

有關於本研究所用來檢驗多層次中介效果的方法, 是採用 Baron 和 Kenny(1986)的邏輯與統計方法, 但有關於 Baron 和 Kenny 方法在檢定力上卻有些問題存在。MacKinnon 等人(2002)利用蒙地卡羅模擬方法, 比較 14 種統計方法用來檢測中介效果的統計檢定力, 這 14 種方法主要包含三大部分, 第一部份為 Baron 和 Kenny 以及一些學者所提的, 利用檢視三條迴歸方程式的迴歸係數顯著性來判斷; 第二部份為檢定 $(\hat{\beta}_c - \hat{\beta}_c')$ 的顯著性; 第三部分則檢測 Sobel(1982)等學者所提的 $(\hat{\beta}_a \hat{\beta}_b)$ 的顯著性。其研究結果顯示, 我們一般常用的 Baron 和 Kenny 四個條件檢測, 除非效果夠大或樣本夠多, 否則其統計檢定力較其它兩部分方法要低, 而 Sobel 檢定方法還算不錯。在這 14 種方法中, 有最佳檢定力與最適型 I 誤差則為 MacKinnon, Lockwood 和 Hoffman(2002)的 z' 方法, 其主要原因是其考慮到 $(\hat{\beta}_a \hat{\beta}_b)$ 的非常態性分配問題, 其 z' 公式與 Sobel 相同, 但其另行推導參數估計值乘積的抽樣分配來判斷顯著性與否。Pituch, Whittaker 和 Stapleton (2005)延續 MacKinnon 等人的研究, 探討 1-1-1 多層次中介效果的四種檢定方法: asymmetric confidence limit、joint significance、Sobel 與 Baron 和 Kenny 方法的優劣, 模擬研究結果發現, 最好的方法是 asymmetric confidence limit, 而一般常用的 Sobel 檢定與 Baron 和 Kenny 的方法卻是相對較差的。

雖然 Baron 和 Kenny 的方法有上述的缺點, 但在目前實務上是屬於最簡單也最容易操作的方式, 而其它的方法則在目前使用的套裝軟體下無法進行。因此遷就於統計軟體的問題, 實證研究大多採用 Baron 和 Kenny 的方法與 Sobel 的檢定, 不過在研究結果的解釋上, 則必須注意到其檢定力上的限制。另外, 當 Sobel 檢定方法應用在 1-1-1 模式的檢定時, 如模式設定為隨機斜率, 則必須考慮估計標準誤的修正, 至於其他模式的修正正是目前 Sobel 方法在多層式所遇到

的困難，這是研究者使用 Sobel 檢定要注意的地方。

樣本大小與模式限制

雖然本研究是以示範說明為主，但於進行實證分析過程中，針對多層次研究的樣本數要求一般都以 30/30 為原則(Hox, 2002 ; Krefl,1996)或是第二層至少 20 組以上(Krefl & de Leeuw, 1998)。雖然這些文獻都是在特定的條件下以模擬的方式所進行的結果建議，不過對第二層樣本數的要求是越多越好，一來是估計的關係，二來是檢定力的限制。本研究的第二層樣本數是來自 24 家公司，雖然 HLM 與 Mplus 估計沒有問題，但在檢定力上可能會受到限制。其次，在研究的本質上，實證研究一般不會孤立於研究變項之外，亦即影響結果變項不純粹是解釋變項與中介變項而以，尚可能包括其它的變項。因此，最好的研究架構是引進其它的解釋變項作為控制變項，來探討解釋變項、

中介變項與結果變項之間的關係。由於本研究並未納入其它影響結果變項的解釋變項作為控制變項，所以在分析結果的解釋上必須格外小心。

分析工具的影響

本研究所進行的多層次模型分析，不論是哪一個模型，若利用 HLM6 軟體來分析都必須分段估計，三個結果變項必須進行三次 HLM 分析，類似於傳統的路徑分析作法。因此有可能效果的變化是因為分段估計造成的影響，為了瞭解同時估計對於中介與調節作用的影響，本研究另以 Mplus4(Muthén & Muthén, 2004)進行估計，執行語法列於附錄一。分析結果發現，以 HLM6 與 Mplus4 分析得到的參數估計結果非常接近，顯著性考驗的結論完全一致（各項數據的比較列於表 6），顯示分段或同時估計不影響本文 3M 模型分析。

表 6 HLM6 與 Mplus4 重要參數的估計數、標準誤、與顯著性考驗的比較

固定效果 估計內容	參數	γ^a		γ^b		$\gamma^{c_{01}}$		γ^d	
		$X \rightarrow M1$	$X \rightarrow M2$	$M1 \rightarrow Y$	$M2 \rightarrow Y$	$X \rightarrow Y$ 截距結果 模型	$X \rightarrow Y$ 完整模型	$X * M1 \rightarrow Y$	$X * M2 \rightarrow Y$
無調節效果模型									
係數	HLM	.942	-.368	.917	-.028	1.097	.219		
	Mplus	.924	-.378	.916	-.021	1.098	.218		
標準誤	HLM	.084	.187	.086	.072	.144	.125		
	Mplus	.081	.199	.087	.074	.144	.127		
有調節效果模型									
係數	HLM	.942	-.368	.919	.001	1.097	.220	-.024	-.396
	Mplus	.923	-.378	.923	.012	1.098	.238	-.027	-.403
標準誤	HLM	.084	.187	.087	.059	.144	.131	.195	.189
	Mplus	.081	.199	.087	.071	.144	.120	.196	.192
隨機效果									
		截距變異數 (u0)				斜率變異數(u1, u2)			
		Y(單獨)	M1	M2	Y	M1→Y	M2→Y		
無調節效果模型									
	HLM	.063	.023	.089	.033				
	Mplus	.052	.019	.074	.029				
有調節效果模型									
	HLM	.063	.023	.089	.031	.070	.015		
	Mplus	.052	.019	.073	.022	.022	.003		

但仔細檢視表 6 各項數值，可以發現殘差變異數的估計，Mplus 的估計結果均略小於 HLM 的估計量，顯示以同時估計各迴歸方程式的 Mplus 分析，可以同

時考慮不同的誤差源，得到較精確的標準誤估計值。值得一提的是，以 Mplus 進行調節效果分析時，如果斜率設為具有組間差異時，需以隨機效果處理，無法

將斜率設定為固定效果來檢驗跨層級交互作用，因此表 6 中的調節效果模型是以 model 5(c2)的帶有隨機斜率的調節模型的 HLM 分析結果比較。

未來在處理 3M 以及更複雜的模型時，兩種軟體各有擅長（Mplus 可以整合 SEM、IRT、Mixture model; HLM 可以分層處理參數估計，並在隨機效果的設定上更有彈性），使用者可以針對自己的需要，選擇其一。但進一步檢視同時估計法與分段估計法的估計差異、顯著性考驗、與檢定力的大小，仍有其必要。

參考文獻

- 邱皓政，郭建志，劉兆明，2001。《**台灣本土組織文化探究的方向與策略**》，華人本土心理學研究追求卓越計畫第一年研究計畫成果發表會。
- 溫福星，2006。《**階層線性模式：理論、方法與應用**》，台北：雙葉書廊有限公司。
- 劉兆明，2001。工作動機整合模式：概念架構的發展與初步分析，《**中華心理學刊**》，第四三卷第二期，189-206。
- Abbott, G. N., F. A. White and M. A. Charles, 2005. Linking Values and Organizational Commitment: A Correlational and Experimental Investigation in Two Organizations, *Journal of Occupational & Organizational Psychology*, 78, 531-551.
- Avolio, B.J., W. Zho, W. Koh and P. Bhatia, 2004. Transformational Leadership and Organizational Commitment: Mediating Role of Psychological Empowerment and Moderating Role of Structural Distance, *Journal of Organizational Behavior*, 25, 951-968.
- Baron, R. M. and D. A. Kenny, 1986. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Consideration, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Bauer, D. J., K. J. Preacher and K. M. Gil, 2006. Conceptualizing and Testing Random Indirect Effects and Moderated Mediation in Multilevel Models: New Procedures and Recommendations, *Psychological Methods*, 11, 142-163.
- Becker, T. E., 1992. Forms and Bases of Commitment: Are They Distinctions Worth Making?, *Academy of Management Journal*, 35, 232-244.
- Bryk, A. S. and S. W. Raudenbush, 1992. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*, Newbury Park, CA: Sage.
- Chiou, H., 2001. *Creative Climate and Culture in Organizations: From Phenomenon Observation to the Development of Measurement Tool of Creative Organizational Climate Inventory (COCI)*, The Second International Symposium on Child Development, Hong Kong.
- Cohen, A., 2003. *Multiple Commitments in the Workplace: An Integrative Approach*, Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Colquitt, J. A., R. A. Noe and C. K. Jackson, 2002. Justice in Teams: Antecedents and Consequences of Procedural Justice Climate, *Personnel Psychology*, 55, 83-109.
- Cook, T. D. and D. T. Campbell, 1979. *Quasi-experimentation: Design and Analysis Issues for Field Settings*, Chicago: Rand McNally.
- Cooper-Hamik, A. and C. Viswesvaran, 2005. The Construct of Work Commitment: Testing an Integrative Framework, *Psychological Bulletin*, 131, 241-258.
- Cranny, C. J., P. C. Smith and E. F. Stone, 1992. *Job Satisfaction*, New York: Lexington Books.
- Dawis, R. V., 2004. *Job Satisfaction*, In J. C. Thomas (Ed.), *Comprehensive Handbook of Psychological Assessment, Industrial and Organizational Assessment*, New York: Wiley.
- Edwards, J. R. and L. S. Lambert, 2007. Methods for Integrating Moderation and Mediation: A General Analytical Framework Using Moderated Path Analysis, *Psychological Methods*, 12, 1-22.
- Enders, C. K. and D. Tofighi, 2007. Centering Predictor Variables in Cross-sectional Multilevel Models: A New Look at an Old Issue, *Psychological Methods*, 2, 21-138.
- Finegan, J. E., 2000. The Impact of Person and Organizational Values on Organizational

- Commitment, *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73, 149-169.
- Gonzalez-Roma, V., J. M. Peiro and N. Tordera, 2002. An Examination of the Antecedents and Moderator Influences of Climate Strength, *Journal of Applied Psychology*, 87, 465-473.
- Hofmann, D. A. and M. B. Gavin, 1998. Centering Decisions in Hierarchical Linear Models: Implications for Research in Organizations, *Journal of Management*, 24, 623-641.
- Hox, J., 2002. *Multilevel Analysis: Techniques and Applications*, Mahwah, NJ: Erlbaum.
- James, L. R. and J. M. Brett, 1984. Mediators, Moderators, and Tests for Mediation, *Journal of Applied Psychology*, 69, 307-321.
- Jaros, S. J., J. M. Jermier, J. W. Koehler and T. Sincich, 1993. Effects of Continuance, Affective, and Moral Commitment on the Withdrawal Process: An Evaluation of Eight Structural Equation Models, *Academy of Management Journal*, 36, 951-995.
- Judd, C. and D. Kenny, 1981. Process Analysis: Estimating Mediation in Treatment Evaluations, *Evaluation Review*, 5, 602-619.
- Kenny, D. A., N. Bolger and J. D. Korchmaros, 2003. Lower Level Mediation in Multilevel Models, *Psychological Methods*, 8, 115-128.
- Klein, K. J., A. B. Conn, D. B. Smith and J. S. Sorra, 2001. Is Everyone in Agreement? An Exploration of Within-group Agreement in Employee Perceptions of the Work Environment, *Journal of Applied Psychology*, 86, 3-16.
- Komro, K. A., C. L. Perry, C. L. Williams, M. H. Stigler, K. Farbaksh and S. Veblen-Mortenson, 2001. How did Project Northland Reduce Alcohol Use among Young Adolescents? Analysis of Mediating Variables, *Health Education Research: Theory and Practice*, 16, 59-70.
- Kozlowski, S. W. J. and K. J. Klein, 2000. *A Multilevel Approach to Theory and Research in Organizations: Contextual, Temporal, and Emergent Properties*, In Klein and Kozlowski (Eds.), *Multilevel Theory, Research, and Methods in Organizations: Foundations, Extensions, and New Directions*, San Francisco: Jossey-Bass.
- Kreft, I. G. G., 1996. *Are Multilevel Techniques Necessary? An Overview, Including Simulation Studies*. Unpublished Manuscript, California State University at Los Angeles.
- Kreft, I. and J. de Leeuw, 1998. *Introducing Multilevel Modeling*, Newbury Park, CA: Sage.
- Krull, J. L. and D. P. MacKinnon, 1999. Multilevel Mediation Modeling in Group-based Intervention Studies, *Evaluation Review*, 23, 418-444.
- Krull, J. L. and D. P. MacKinnon, 2001. Multilevel Modeling of Individual and Group Level Mediated Effects, *Multivariate Behavioral Research*, 36, 249-277.
- Luke, D. A., 2004. *Multilevel Modeling*, Newbury Park, CA: Sage.
- MacKinnon, D. P., C. M. Lockwood, J. M. Hoffman, S. G. West and V. Sheets, 2002. A Comparison of Methods to Test Mediation and Other Intervening Variable Effects, *Psychological Methods*, 7, 83-104.
- MacKinnon, D. P., G. Warsi and J. H. Dwyer, 1995. A Simulation Study of Mediated Effect Measures, *Multivariate Behavioral Research*, 30, 41-62.
- Marsh, H. W., Z. Wen and K. Hau, 2006. *Structural Equation Models of Latent Interaction and Quadratic Effects*, In Hancock and Mueller (Ed.) *Structural Equation Modeling: A Second Course*, IAP.
- Mathieu, J. E. and D. M. Zajack, 1990. A Review and Meta-analysis of the Antecedents, Correlates, and Consequences of Organizational Commitment, *Psychological Bulletin*, 108, 171-194.
- Mathieu, J. E. and S. R. Taylor, 2006. Clarifying Conditions and Decision Points for Mediational Type Inferences in Organizational Behavior, *Journal of Organizational Behavior*, 27, 1031-1056.
- Mathieu, J. E. and S. R. Taylor, 2007. A Framework for Testing Meso-Mediational Relationships in Organizational Behavior, *Journal of Organization Behavior*, 28, 141-172.
- Mensinger, J. L., 2005. Disordered Eating and Gender Socialization in Independent-School Environment,

- Journal of Ambulatory Care Manage*, 28, 30-40.
- Meyer, J. P. and N. J. Allen, 1997. *Commitment in the Workplace: Theory, Research and Application*, Thousand Oaks, CA: Sage.
- Meyer, J. P. and L. Herscovitch, 2001. Commitment in the Workplace: Toward a General Model, *Human Resource Management Review*, 11, 299-326.
- Meyer, J. P., D. J. Stanley, L. Herscovitch and L. Topolnytsky, 2002. Affective, Continuance and Normative Commitment to the Organization: A Meta-Analysis of Antecedents, Correlates and Consequences, *Journal of Vocational Behavior*, 61, 20-52.
- Montes, F. J. L., A. R. Moreno and L. M. M. Fernandez, 2003. Assessing the Organizational Climate and Contractual Relationship for Perceptions of Support for Innovation, *International Journal of Manpower*, 25, 167-180.
- Morgan, G., 1986. *Images of Organization*, Beverly Hills, CA: Sage.
- Morrow, P. C., 1993. *The Theory and Measurement of Work Commitment*, Greenwich, CT: JAI Press.
- Morrow, P. C., 1983. Concept Redundancy in Organizational Research: The Case of Work Commitment, *Academy of Management Review*, 8, 486-500.
- Moulder, B. and J. Aligina, 2002. Comparison of Models for Estimating and Testing Latent Value Interactions, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 1-19.
- Muller, D., C. M. Judd and V. Y. Yzerbyt, 2005. When Moderation is Mediated and Mediation is Moderated, *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 852-863.
- Muthen, L. K. and B. O. Muthen, 1998-2007. *Mplus User's Guide*, Fourth Edition, Los Angeles, CA: Muthen and Muthen.
- Pituch, K. A., T. A. Whittaker and L. M. Stapleton, 2005. A Comparison of Models to Test for Mediation in Multisite Experiments, *Multivariate Behavioral Research*, 40, 1-24.
- Preacher, K. J., D. D. Rucker and A. F. Hayes, 2007. Assessing Moderated Mediation Hypotheses: Theory, Methods, and Prescriptions, *Multivariate Behavioral Research*, 42, 185-227.
- Porter, L. W., R. M. Steers, R. T. Mowday and P. V. Boulian, 1974. Organizational Commitment, Job Satisfaction, and Turnover among Psychiatric Technicians, *Journal of Applied Psychology*, 59, 603-609.
- Raudenbush, S. W. and A. S. Bryk, 2002. *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (2nd ed.), Newbury Park, CA: Sage.
- Raudenbush, S.W., A. S. Bryk, Y. F. Cheong and Jr., R. T. Congdon, 2004. *HLM 6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Robinson, W. S., 1950. Ecological Correlations and the Behaviour of Individuals, *American Sociological Review*, 15, 351-357.
- Schmidt, K. H., 2007. Organizational Commitment: A Further Moderator in the Relationship between Work Stress and Strain?, *International Journal of Stress Management*, 14, 26-40.
- Schumacker, R. E., 2002. Latent Variable Interaction Modeling, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 40-54.
- Scott, B. A. and T. A. Judge, 2006. Insomnia, Emotion, and Satisfaction: A Multilevel Study, *Journal of Management*, 32, 622-645.
- Seashore, S. E. and T. D. Taber, 1975. Job Satisfaction and Their Correlations, *American Behavior and Scientists*, 18, 333-368.
- Snijders, T. and R. Bosker, 1999. *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modelling*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Sobel, M. E., 1982. *Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models*, In S. Leinhardt (Ed.), *Sociological Methodology*, Washington, DC: American Sociological Association.
- Steger, M. F. and P. Frazier, 2005. Meaning in Life: One Link in the Chain from Religiousness to Well-being, *Journal of Counseling Psychology*, 52, 574-582.
- Trash, T. M. and A. J. Elliot, 2004. Inspiration: Core

Characteristics, Component Process, Antecedent, and Function, *Journal of Personality and Social Psychology*, 87, 957-973.

Way, C., D. Gregory, J. Davis, M. Baker, S. LeFort, B. Barrett and P. Parfrey, 2007. The Impact of Organizational Culture on Clinical Managers' Organizational Commitment and Turnover Intentions, *The Journal of Nursing Administration*, 37(5), 235-242.

Wegge, J., R. Dicj, G. K. Fisher, M. A. West and J. D. Dawson, 2006. A Test of Basic Assumptions of

Affective Event Theory (AET) in Call Centre Work, *British Journal of Management*, 17, 237-254.

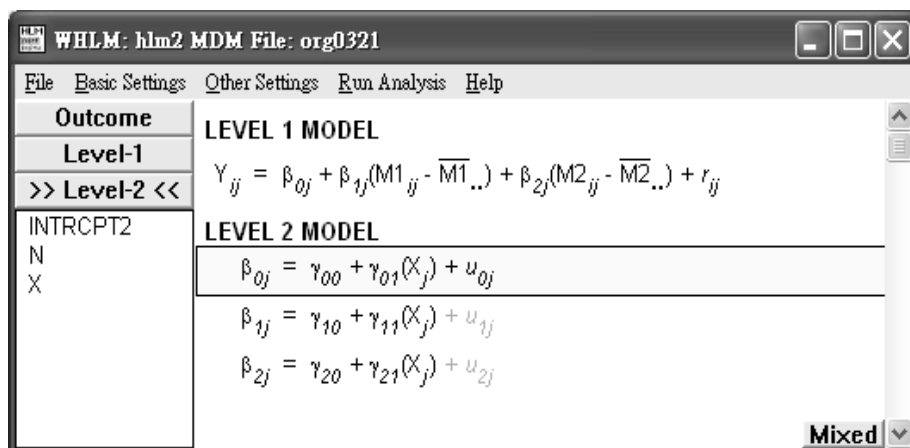
Wen, Z., H. W. Marsh and K. Hau, 2002. Interaction Effects in Growth Modeling: A Full Model, *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 20-39.

Zohar, D. and G. Luria, 2005. A Multilevel Model of Safety Climate: Cross-level Relationships between Organization and Group-level Climates, *Journal of Applied Psychology*, 90, 616-628

附錄

附錄一：3M 完整模型的 HLM6 與 Mplus4 語法

HLM6 語法（調節效果模型，斜率為固定效果）



Mplus4 語法（多層次調節中介效果模型，斜率為隨機效果）

TITLE: this is a 211 model random slope with moderator full 3M

DATA: FILE IS org.dat;

VARIABLE:

NAMES ARE sid M1 M2 Y X M1cen M2cen;

within = M1cen M2cen;

BETWEEN = X;

CLUSTER = sid;

ANALYSIS: TYPE = TWOLEVEL random;

ALGORITHM=INTEGRATION;

MODEL:

%within%

s1 | Y on M1cen;
 s2 | Y on M2cen;
 %between%
 Y M1 M2 s1 s2 on X;

OUTPUT:

SAMPSTAT;

STANDARDIZED;

RESIDUAL;

附錄二：表4間接效果的Sobel檢定

			$\hat{\beta}_a$	$\hat{\beta}_b$	$S_{\hat{\beta}_b}$	$S_{\hat{\beta}_a}$	$\hat{\beta}_a \hat{\beta}_b$	$S_{\hat{\beta}_a \hat{\beta}_b}$	t
1	model2a	model4a1	0.942	0.930	0.084	0.078	0.876	0.107	8.15
2	model2a	model4a2	0.942	0.920	0.084	0.079	0.867	0.108	8.06
3	model2b	model4b1	-0.368	-0.315	0.187	0.089	0.116	0.069	1.67
4	model2b	model4b2	-0.368	-0.271	0.187	0.091	0.100	0.063	1.58
5	model2a	model4c1	0.942	0.917	0.084	0.086	0.864	0.112	7.71
6	model2a	model4c1	-0.368	-0.028	0.187	0.072	0.010	0.030	0.34
7	model2b	model4b1	0.942	0.897	0.084	0.086	0.845	0.111	7.62
8	model2b	model4b2	-0.368	-0.036	0.187	0.068	0.013	0.029	0.46

溫福星為東吳大學國際經營與貿易學系助理教授，國立政治大學企業管理博士。主要研究領域為風險管理與心理計量，專長於多層次研究，研究興趣包含多層次調節性中介效果、多層次潛在類別分析與追蹤資料的分析。文章曾發表於亞太管理評論、教育與心理研究、測驗學刊與管理學報等，目前擔任台灣統計方法學學會副理事長。

Fur-Hsing Wen is assistant professor of department of international business, Soochow University. He earned his PhD degree at department of business administration, National Chengchi University. His researches include risk management and multilevel modeling (multilevel SEM, multilevel regression, and multilevel LCA) and his papers were published at Journal of Education & Psychology, Psychological Testing, and Journal of Business Administration.

邱皓政為國立中央大學企管系系副教授，美國南加大心理計量博士。主要教授財結構方程模式、多層次模式、量表編制原理與技術、組織行為與管理心理學。研究領域為心理計量與潛在類別分析。學術論文曾發表於管理學報、教育與心理研究、測驗學刊、中華心理學刊與教育心理學報等。

Hawjeng Chiou is associate Professor of Department of Business Administration, National Central University. He completed his PhD degree of psychometrics at University of Southern California, USA. His major research interests are psychometrical methods, multivariate statistics, and organizational behavior. His research papers have been published at Chinese Journal of Psychology, Educational and Psychological Research, Psychological Testing.

Multilevel Moderated Mediation of Organizational Study : An Empirical Analysis of Organizational Innovation Climate, Organizational Commitment and Job Satisfaction

Fur-Hsing Wen
Soochow University
Haw-Jeng Chiou
National Central University

Paper No. : 2697

Received April 13, 2007 → First Revised July 25, 2007 → Second Revised December 26, 2007 → Third Revised March 10, 2008 → Accepted May 16, 2008

In the field of organization research, the common major concerns of researchers are the effects of mediation and moderation. For the single-level dataset, the analytical procedure for the mediation effect proposed by Baron and Kenny (1986) is still taken as the standard procedure. But in the circumstance wherein the research data have a multilevel structure, the organization-level variables may have a top-down influence on the individual-level variables. A particular analytical paradigm is needed to be developed to deal with the nested or clustered data, such as the data wherein employees are nested within departments, and the departments are nested within organizations. In a multilevel data structure, the conventional Baron and Kenny procedure for the mediation effects becomes inappropriate due to the violations of the assumptions of independence and homogeneity. Neglecting the correlated property of the observations such as employees within the organization experiencing the shared organizational climates and cultures thus may result into misleading conclusions. Similarly, the results from the traditional ordinary least squares estimators (OLS) are also incorrect because the standard errors would be underestimated.

This article introduces a multilevel modeling method of analysis for the mediation and moderation effects, which is critical and necessary in the response to the complexity in the clustered or nested data. In multilevel models, the within-group homogeneity and the between-group heterogeneity of errors from the clustered or nested data are taken into account by adding a random intercept term to the regression equation. The estimates of the standard errors generated by the multilevel model are unbiased. In addition, the examination of contextual effects and the cross-level interaction can also be integrated into the multilevel model. The direct effect of organizational-level variables on the individual-level outcome variables (i.e., contextual effects) as well as the moderation effects of organizational-level variables on the individual-level prediction relationship can be empirically examined in the proposed Multilevel Moderated Mediation (3M) paradigm.

The conceptualization of the proposed 3M modeling is by integrating the ideas of multilevel mediation proposed by Krull and MacKinnon in 1991 and 2001, and together with the analysis of cross-level interaction; a central concept of multilevel regression paradigm. The analytical procedure for a 2-1-1 model provides a clear and detail framework in the demonstrated empirical data analysis. While, the notation of 2-1-1 is defined as follows: The first number defines the level of the independent variable wherein it belongs to. Number "1" represents the individual level and "2" for the organizational level. The second number defines the level of the location of the mediating variables, and the final number defines the level of the outcome variable. The standard steps for examining a 3M model are, firstly, calculating the intra-class correlation coefficients (ICC); secondly, executing the "intercepts-as-outcome model"; thirdly, examining the "random effect ANCOVA model and random coefficient model"; followed by the procedures of testing of the "mediation

effect”; and finally exploring the “moderated effect”.

Step one is used to evaluate the magnitude of between-group variability, which has to be strong enough for impacting the other estimators of OLS in the model. If the ICC is small, the influences of multilevel data structure could be ignored, and a traditional regression analysis is appropriate. The purpose of step two is to examine the direct effect of the organizational-level independent variable on individual-level outcome. Because the analytic units of analysis for organizational level and individual level are different, the multilevel modeling is applied herein. Through the intercepts as outcome model, the direct effect between organizational independent variable and individual outcome variable could be examined. Step three is use to examine the influence of the individual level mediator variable on the outcome variables in the same level. While step four takes the organizational level independent variable and individual level mediator variable into account simultaneously in one equation. By examining the significance of the partial coefficients of the organizational level independent variable and individual level mediator variable and comparing the partial coefficient of the organizational level independent variable and the direct effect in step two, we can test if the multilevel mediation is hold. In the step four, we examine the two different models about the slopes of the individual level mediator variable: the fixed effect and the random effect model. If the variance component of the slopes is significant in the random model, it is necessary to test the moderation of organizational level independent variable on the relationships between the individual level mediator variable on the individual level outcome variables. Step five is the cross-level interaction procedure to test the moderated role of the organizational level independent variable. In addition to the above formal five steps, we also suggest to proceed to the Sobel test, in order to assess the indirect effect of the moderator variable.

150The purpose of the illustration on analytic procedures is that the multiple mediators with the hypothesized 3M relationships of the independent, moderators, and outcome variable were empirically analyzed in the present paper. Partial data selected from a previous study (Chiou, Kau, & Liou, 2001) consisted of 664 employees sampled from 24 different organizations. The organizational level independent variable, individual-level mediators, and individual-level outcome variable are the perceived organizational climate, employee’s identification commitment and instrument commitment toward the organization, and job satisfaction, separately. It was hypothesized that the employee’s identification commitment and instrument commitment have a significant mediation effect on the prediction relationship of organizational climate on employee’s job satisfaction. It is also examined that how the organizational climate moderates the relationships between organizational commitment and job satisfaction. Data was analyzed by HLM (Raudenbush, Bryk, Cheong, & Congdon, 2004) and Mplus (Muthen & Muthen, 2004) both for the purpose of comparison among software. Results revealed that the individual-level identification commitment fully mediated the relationship between organizational climate and employee’s job satisfaction; at the same time, it is identified that the macro-level organizational climate moderated the influence of individual-level instrument commitment on job satisfaction. Sobel tests (Sobel, 1982) were applied to examine the significance of the mediation effect. The usage of the proposed 3M procedure was also demonstrated. Implications and technical limitations of the 3M paradigm are discussed in the final section, while the program code for HLM and Mplus are presented on the appendix.

Key Words: *Multilevel Moderated Mediation, Multilevel Mediation, Multilevel Modeling.*

.....

Fur-Hsing Wen is Assistant Professor of Department of International Business, Soochow University, 56, Section 1, Guiyang St., Taipei, Taiwan, Tel: 886-2-23111531 ext. 3006, E-mail: wenft@scu.edu.tw. **Hawjeng Chiou** is Associate Professor of Department of Administrative Business, National Central University, 300, Zhongda Rd., Zhongli City, Taoyuan County, Taiwan, Tel: 886-3-4227151 ext. 66178, E-mail: hawjeng@ncu.edu.tw. The authors would like to thank reviewers for their helpful comments on earlier drafts of this manuscript.