

個人知覺與團體脈絡之團體氣氛： 多層次潛在變數分析應用*

王郁琮** 陳尚綾

彰化師範大學
輔導與諮商學系

王麗斐

林美珠

台灣師範大學
教育心理與輔導學系

東華大學
諮商與臨床心理學系

本研究旨在採用適合團體多階層資料特性與團體氣氛變項屬性之多階層驗證性因素分析模式，探究團體氣氛量表簡式中文版（GCQ-S）在國內團體諮商情境中之個人層次與團體層次的因素結構。本研究整合國內三項研究之資料樣本，共得團體樣本數 82 組，團體成員 744 人，以符合多階層分析法對樣本數的規範。試題分析結果顯示 GCQ-S 中文版的第 6 題與第 8 題題項，不論在因素負荷量或變異量解釋百分比皆不理想，故在進行多層次驗證性因素分析時予以刪除。多階層因素分析結果進一步顯示，GCQ-S 無論在個人或團體層次之因素結構皆支持 MacKenzie (1983) 的「投入、逃避與衝突」之三因素構念，另在競爭模型分析結果發現 GCQ-S 的多層次因素結構，最可能的模式是個體層次為斜交三因素模式、團體層次也為斜交三因素之「三三因素」模式；次佳者是個體層次為斜交三因素模式、團體層次則為斜交二因素之「三二因素」模式。本研究結果雖是有條件地支持 MacKenzie 的團體氣氛三因素理論，但卻是近年來國內外實徵研究中少數驗證團體氣氛三因素理論。研究者進一步依據研究結果對於團體諮商實務、量表應用與未來研究提出若干建議。

關鍵詞：多階層驗證性因素分析、團體氣氛、團體諮商

* 本研究之「投入」因素分析結果曾口頭發表於國際心理治療研究學會台灣分會第一屆國學術研討會，不同的是本研究增加了逃避與衝突因素之分析結果，並針對團體氣氛量表之實務應用做更完整地探討。

** 通訊作者：王郁琮，彰化市進德路 1 號，ycwang@cc.ncue.edu.tw；04-723-2105-2242。

壹、緒論

一、研究動機與目的

由於團體諮商的成員資料來自於各團體，亦即個別成員巢套（nested）於團體，團體內各成員間資料因此具有相依性，不符合樣本獨立性的傳統假設，且團體研究的變項常分屬不同層次單位，故 Kivlighan、Coleman 與 Anderson（2000）、Pollack（1998）強調團體諮商研究者需重視此階層資料特性，改採可處理不同階層資料之多層次分析（multilevel analysis）方法。回顧過去團體諮商之量化研究，不論是量表編製或實徵研究，因傳統統計方法無法分析不同層次資料，故多將團體內的成員視為獨立樣本而忽略其相依性。此統計方法不僅造成估計標準誤過小，而使得第一類型錯誤過於膨脹，也無法符合迴歸殘差的同質性假設（邱皓政，2006；陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵，2005），另在方法論上也面臨分析單位與欲推論母體單位不一致的「生態謬誤（ecological fallacy）」（Ferron, Dailey, & Yi, 2002; Ferron et al., 2004; Raudenbush & Bryk, 2002）。

除了統計方法應用失當可能導致錯誤結論外，關於團體歷程及現象究竟為個人主觀知覺或是團體脈絡變項，則是本文研究探討之另一重點。以團體氣氛（group climate）為例，MacKenzie（1983）認為「團體氣氛」是成員們在團體諮商中，透過多重人際交互作用所共同創造的一種氛圍與環境脈絡，此定義似乎揭示團體氣氛在本質上具有「組織脈絡」的屬性。又從團體諮商的現象場而言，不同團體極可能會發展出不同氛圍的團體氣氛，故團體氣氛可被視為團體層次變項。但若從資料蒐集的來源而言，團體氣氛評量多是由個別成員就其主觀知覺加以評定，且不同個別成員對同一團體常有不同的氣氛知覺，故過去多數研究者視團體氣氛為個人層次的變項。MacKenzie 即曾以傳統的因素分析法，將各團體成員視為獨立樣本，分析其所發展的「團體氣氛量表簡式（Group Climate Questionnaire-Short Form, GCQ-S）」，並結論得出投入（engagement）、逃避（avoidance）、衝突（conflict）等三個因素。

MacKenzie（1983）的 GCQ-S 被團體研究者評論為最具代表性，且最被廣泛使用的評量工具之一（Burlingame, Fuhrman, & Johnson, 2004）。Johnson 等人（2006）曾計算至少有 46 篇已發表的研究使用 GCQ-S，且至少有 15 篇研究結果支持團體氣氛與團體效果有關。國內亦有數篇團體研究應用此量表，且支持團體氣氛為影響團體過程與結果的重要變項（王麗斐、林美珠，2000；許原山，2005；陳均姝，2008；陳均姝、王郁琮、王麗斐，2007）。GCQ-S 雖長期被廣泛使用，但如同前述所言，受限於傳統統計技術的限制，早期 GCQ-S 之因素結構分析，將成員資料視為獨立樣本，而可能影響其結果的準確性。有鑑於

團體氣氛在團體諮商研究上的重要性，且 GCQ-S 已為團體氣氛向度重要的評量工具，而 GCQ-S 中文版在國內尚未經過多階層因素之驗證，又成員對團體氣氛的知覺可能同時具有個人層次與團體層次的變項屬性，故本研究認為有必要重新以多層次因素分析法 (Multi-level Confirmatory Factor Analysis, MCFA) 驗證 GCQ-S 中文版之「投入」、「逃避」與「衝突」分量表之因素結構於個人與團體層次之資料適配性。

Johnson 等人 (2006) 亦採取上述觀點，以多階層驗證性因素分析法分析 GCQ-S 之個人與團體層次之因素結構，遺憾的是該研究的團體樣本數過少，導致最終模式的適配度不佳，而無法驗證團體層次之因素結構。無論如何，Johnson 等人與 Johnson、Burlingame、Olsen、Davies 及 Gleave (2005) 的研究結果皆指出，GCQ-S 之「逃避」分量表的因素負荷量過低，需更多研究確認之。為免重蹈小樣本造成統計模式無法收斂之覆轍，本研究儘可能擴大樣本數，希望成功地估算 GCQ-S 在個人與團體層次之因素結構，尤其是再度檢核「逃避」分量表之因素結構。由於多階層驗證性因素分析法在估算斜率與截距時，需要較大量的樣本數，以提供較穩定的參數估計，故統計學者建議團體的團體樣本數至少需有 50 組 (Cronbach, 1976)，總樣本數方面 Muthén (1991)、Mok (1995) 則建議 800 人以上為宜。本研究所蒐集到的團體樣本數為 82 組，超過所需 50 組甚多，至於個體總樣本數方面，則蒐集到 744 人，接近總樣本數 800 人的要求，足以提供穩定的參數估計。

近年來，團體諮商研究者開始以多層次分析的方法論與統計技術，應用於團體諮商的量表因素結構分析 (王郁琮、陳均姝、王麗斐、林美珠, 2009; Johnson et al., 2006) 或實徵研究 (陳均姝, 2008; 陳均姝等人, 2007; 陳均姝、王麗斐、王郁琮, 2009)。有鑑於量表編製的心理計量品質是量化研究的基礎，Fuhiman、Drescher 與 Burlingame (1984) 強調先改善團體諮商研究的量表品質，才能進一步提昇團體諮商量化研究的水準。由於「多階層因素分析方法」是近幾年較新發展的分析方法與技術 (Muthén & Muthén, 2007)，目前國內僅有少數研究應用此分析方法 (邱皓政, 2007; 黃芳銘、溫福星, 2007)，在輔導與諮商領域此方法的應用則更少見，

因此，本研究的目的旨在採用適合團體多階層資料特性之多階層驗證性因素分析模式，以探究 GCQ-S 中文版量表，在國內團體諮商情境中之個人層次與團體層次的因素結構，進而提昇 GCQ-S 中文版量表的有效性，及未來應用此量表之團體諮商研究的品質。為使讀者更瞭解多階層驗證性因素分析法，茲先比較傳統驗證性因素分析與多階層驗證性因素分析之差異如下：

二、傳統驗證性因素分析

在傳統驗證性因素分析 (Single-level Confirmatory Factor Analysis, SCFA) 中，所有資料皆是為單一階層，而觀察變項 (observed variable) 則用來定義潛在變項 (latent variable) 之特質 (邱皓政，2006；黃芳銘，2006)。藉由分析拆解所有觀察變項間之變異數共變數矩陣，研究者便可估算出潛在變項與觀察變項間之結構；換言之，觀察變項與潛在變項間之關係可表示成方程式如下：

$$\Sigma = \Lambda\Phi\Lambda' + \Theta \quad (1)$$

其中 Σ 為變異數共變數矩陣， Λ 為因素負荷量矩陣 (Λ' 為其轉置矩陣)， Φ 為因素變異數共變數矩陣， Θ 則為各觀察變項之獨特因素 (即測量誤) 之變異數共變數矩陣。因素負荷量越高表示該題目效果越好。至於觀察變項可表示為：

$$Y = \Lambda\eta + \varepsilon \quad (2)$$

公式 (2) 中， Y 為觀察變項向量， Λ 為觀察變項因素負荷量矩陣， η 為潛在變項向量， ε 為測量誤向量。顯然地，觀察變項之數值受到潛在因素及測量誤差影響。市售之統計套裝軟體眾多，較廣為應用者有 LISREL、AMOS、EQS 以及 MPLUS。關於 SCFA 之模式建立與參數估計，國內外學者皆分別針對特定之軟體提出討論，包括國內學者黃芳銘 (2006)、邱皓政 (2006)、余民寧 (2006) 之著作；國外學者 Byrne (1998)、Kaplan (2000) 與 Loehlin (1992) 針對 SCFA 進行討論。

三、多階層驗證性因素分析

相對地，多階層驗證性因素分析 (MCFA) 除了延續傳統因素分析的共變數矩陣分析概念外，更進一步將觀察變項之變異量層次來源細分。換言之，MCFA 將觀察變項間之變異量共變數矩陣拆解為四個相互獨立來源，其中兩個變異來源為團體內，而另兩個來源則為團體間變異 (Muthén, 1994; Muthén & Asparouhov, 2011)。團體內變異來自於個人各觀察變項之因素負荷量的變異以及其特定誤差，團體變異則來自各個團體本身的不同，以及團體層次誤差。本文將團體內與團體間之層級關係依以下公式表示：

$$Y_{ij}^{P(w)} = Y_{.j}^{P(b)} + \lambda_{pq}^{(w)} \eta_{ij}^{Q(w)} + u_{ij}^{P(w)} \quad (3)$$

其中上標 p 代表觀察變項、 q 代表潛在因素，下標 i 代表個人、 j 代表團體。因此，來自團體 j 之受試者 i 在第 p 題項之分數可表示為 $Y_{ij}^{P(w)}$ ， w 代表團體內， b 代表團體間。每一個人分數 $Y_{ij}^{P(w)}$ 由三個成份組成，分別為該受試者所屬團體 j 之平均數 $Y_j^{P(b)}$ ，也可通稱為截距、團體內因素負荷量與潛在因素之交乘積 $\lambda_{pq}^{(w)} \eta_{ij}^{Q(w)}$ 、以及團體內個人誤差 $u_{ij}^{P(w)}$ 。值得注意的是如同傳統因素分析，多階層因素分析探討之 $Y_{ij}^{P(w)}$ 、 $Y_j^{P(b)}$ 、 $\lambda_{pq}^{(w)} \eta_{ij}^{Q(w)}$ 與 $u_{ij}^{P(w)}$ 皆為向量，而其向度各自為 $px1$ 、 $px1$ 、 $(pxq) \times (qx1)$ 與 $(px1)$ 。不同於傳統因素分析的是多階層因素分析進一步將團體間平均數 $Y_j^{P(b)}$ 拆解為三個成份：

$$Y_j^{P(b)} = \gamma_{00}^p + \lambda_{pq}^{(b)} \eta_j^{Q(b)} + u_j^{P(b)} \quad (4)$$

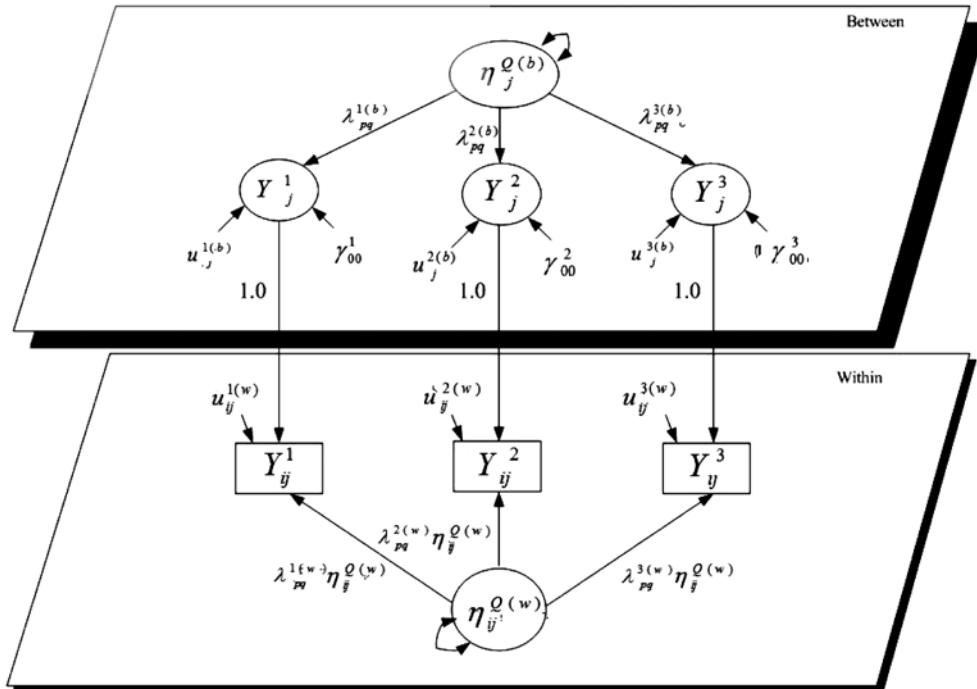
分別為總平均數 γ_{00}^p ，以本研究而言，此為團體間各平均數之總平均數、團體因素負荷量與潛在因素之交乘積 $\lambda_{pq}^{(b)} \eta_j^{Q(b)}$ ，以及團體層次之誤差 $u_j^{P(b)}$ 。合併公式 (3) 與公式 (4) 之整合理論公式可表示為：

$$Y_{ij}^{P(w)} = \gamma_{00}^p + \lambda_{pq}^{(b)} \eta_j^{Q(b)} + \lambda_{pq}^{(w)} \eta_{ij}^{Q(w)} + u_{ij}^{P(w)} + u_j^{P(b)} \quad (5)$$

值得注意的是，適切地團體共變數矩陣估計取決於充分的組別個數，Cronbach (1976) 認為當預算不限制時，研究樣本大概需要 50 ~ 100 個組別。Mok (1995) 則發現當樣本數較小時 ($N < 800$)，組別樣本數較大之研究設計，將較組別數小者在共變數矩陣估計結果不易產生偏誤。換言之，當總樣本數固定，提升團體層次之組別數遠較增加個人層次之樣本數重要。然而當總樣本數大於 800 時，則無論團體樣本數大小，皆可產生合乎標準數值的估計標準誤。

根據以上對樣本大小的討論，本研究之個人層次的樣本總數為 744，趨近 Mok (1995) 建議之標準，故本文之參數估計具備一定的不偏性，必須小心的是，我們用來發展第二階層的因素模型樣本數 82，相較於一般 SEM 模式對大樣本的要求標準，這個樣本數顯然偏小。但因為團體諮商的團體資料收集極為耗時昂貴，且目前國內外團體諮商樣本數皆較本研究小，又先前研究發現組別數在 50 組數以上因素負荷量之估計即成穩定 (Hox & Mass, 2001)，故本研究逕行採用多階層因素分析。

為了更清楚闡述 MCFA 之概念，筆者在此舉簡單例子說明。若某量表擁有三個題項並且建構一個潛在因素，則其因素結構可表示如圖一。



圖一 多階層三變項單因子因素結構概念圖

貳、研究方法

一、研究樣本與研究工具

本研究樣本整合了王麗斐與林美珠（2000）、陳均姝等人（2007）及陳均姝（2008）等多個研究資料，共得團體樣本 82 組，團體成員 744 人，平均每一團體人數為 9.07，標準差為 2.76，符合多階層潛在變項分析之樣本數建議（Cronbach, 1976; Hox & Mass, 2001; Mok, 1995; Muthén, 1991）。

就團體性質區分，本研究 63.4% 為諮商與心理治療團體，36.6% 為教育心理團體；團體主題方面，75.6% 屬於自我探索與人際成長團體，24.4% 則涵蓋會心團體、助人技巧訓練、父母效能教育等。至於團體帶領方式大多為高結構團體、少數為低結構團體；團體時間長度多為 8-12 次的短期團體，少數為超過 12 次以上的中長期團體，因為部份團體資料遺失，故未能計算詳細百分比。參與團體的成員皆為成人，排除未填寫性別資料者，統計結果 22.6% 為男性，77.4% 為女性；團體領導者的專業背景 69.3% 為諮商相關系所之在學

碩士層級之領導者、其他為諮商相關系所學士或碩士畢業之領導者以及具備諮商或臨床心理師執照之領導者等。有關團體資料蒐集的次數方面，由於考量初期團體氣氛較不穩定、後期團體氣氛則較受團體結束心情的干擾，故本研究以中期團體的第五次團體之樣本資料作為本研究之分析資料。

本研究所採用之工具為 MacKenzie (1983) 所編製的團體氣氛簡式量表。MacKenzie 於 1981 年及 1983 年先後編製「團體氣氛量表長式 (Group Climate Questionnaire-Long Form, GCQ-L)」與「團體氣氛量表簡式」。「團體氣氛量表簡式」是 MacKenzie 考量團體氣氛的變動本質，認為簡短的評量表較能使成員或領導者快速評量各次團體氣氛，故特意從長式量表縮減題數，發展成此簡式量表。國內王麗斐與林美珠 (2000) 曾取得原量表作者同意後，以反覆翻譯法翻譯此量表，並以此中文版量表作為其他量表之效標工具。研究者亦在徵得同意後，使用此中文版量表之樣本資料進行研究。GCQ-S 為一自陳式量表，旨在於評量成員知覺所參加團體的團體氣氛。本量表經傳統因素分析法後，分為投入、逃避、衝突等三個分量表，共 12 個題項。本量表採 7 點李克特式量尺 (7-point Likert scale)，由團體成員從「0」(表示一點也不)到「6」(表示幾乎是)勾選對該題項同意的程度。投入分量表描述的是建設性之治療工作，包含了正向工作環境 (第 1 題)、認知性理解 (第 2 題)、團體向心力 (第 4 題)、打破砂鍋 (第 8 題) 及自我揭露 (第 11 題)；逃避分量表探討的是成員是否規避建設性參與，其測量題項包括迴避成員重要議題 (第 3 題)、依賴領導者 (第 5 題) 與符合團體期待 (第 9 題)；衝突分量表測量成員間的人際憤怒 (第 6 題)、疏離 (第 7 題)、不信任 (第 10 題) 與緊張 (第 12 題)。本研究之樣本資料在三個分量表之內部一致性係數，分別為投入 .67、逃避 .31 與衝突 .61 顯然偏低，但此結果與國外近期之研究結果相似 (投入 .70、逃避 .36 與衝突 .69) (Johnson et al., 2006)，顯示 GCQ-S 中文版之題項特質與 GCQ-S 英文版相似。偏低之信度係數除了內部一致性低之外，另一可能原因在於團體資料並非獨立樣本，因而違反獨立樣本之假設，也更彰顯本研究運用多階層分析之目的。

二、分析方法

本研究採用 Mplus 5.0 統計套裝軟體，進行個人層次及團體層次潛在因素結構分析。Mplus 5.0 的優點在於研究者無需依照個人層次與團體層次將資料分割為兩個不同檔案，也不需事先另外估算個人層次與團體層次之共變數矩陣作為分析資料 (Muthén, 1994)。本研究用於分析的個人與團體樣本共變矩陣列於附錄一。本研究將示範使用 Mplus 5.0 執行 SCFA 及 MCFA。附錄二呈現本研究分析之個人與團體共變數矩陣。

參、研究結果

一、描述統計

表一陳列出來自 82 團體之 744 位成員對其所屬團體的氣氛評定結果的描述統計與團體暨個人層次之相關係數。讀者將發現 744 位成員對 82 個團體在投入及逃避二向度上之評分頗高，除了第 3 題外，平均數在 3.35 至 5.19 間，衝突評分較低，平均數在 1.22 至 1.64 間，標準差則不論是投入（1.39 至 1.69）與逃避（1.59 至 1.64）或是衝突（0.74 至 0.91），顯示分散情形都極為近似，亦即各組別間之間的團體投入、逃避、衝突氣氛並無明顯差異。另外，團體層次之標準差則較相對應之個人層次標準差小，顯現團體間差異較小。表一並未陳列第 6 與第 8 題的分數，因為在本研究一系列之分析過程中，無論是個別因素負荷量，或是整體模式適配度，此二題項表現皆不理想。考量此二題項分屬衝突與投入分量表，刪除後各量表仍保持至少三個測量題項，符合因素模式建議之分析條件（Bollen, 1989; Muthén, 2008），故本研究將此二題項排除於模式分析外。

表一中的相關係數亦顯示各分量表內題項間相關皆達顯著，跨量表之題項相關則較低，尤其是逃避變項與衝突變項間之相關性最小，顯示逃避與衝突為二獨立因素。而從 82 個團體之團體層次角度來看，變項間之相關係數明顯大於相對應之個人層次係數，顯示成員對於團體各種氣氛評分在團體層次的關連強度超過個人層次之關連強度。因為團體人數略有不同，因此團體層次變項相關係數乃經過團體人數加權，以分合資料加以估算（邱皓政，2007）。

最後表一的組內相關係數（Intra-class Correlation Coefficient, ICC），提供研究者衡量組間與組內變異量之比例，其公式為 $ICC = \frac{\sigma_B^2}{\sigma_W^2 + \sigma_B^2}$ ， σ_B^2 與 σ_W^2 分別代表團體間與團體內變異量，ICC 越大代表團體間差異越大。依照 Cohen（1988）之論述 $ICC > .138$ 表示該變項具高度關連性者， $ICC > .06$ 則為中度相關， $ICC < .06$ 則為低相關。當變項具備中度或以上關連性時，表示團體間差異不可被忽視，應該採用多層次分析。表一結果顯示，十個 GCQ 研究變項皆具有顯著之團體間差異，十個 GCQ 研究變項中有三個變項 ICC 達高度關連（係數介於 .14 至 .20），另外七個變項也具備中度關連性（介於 .06 至 .13），顯示 GCQ 之因素結構團體效應不容忽視，採用多層次分析較採單層次分析適當。

表一 各項目描述統計量與相關矩陣

評量題項	描述統計			IV1:投入 (E)				IV2:逃避 (A)			IV3:衝突 (C)		
	M	SD1	SD2	E1	E2	E3	E4	A1	A2	A3	C2	C3	ICC
E1 GCQ1	5.07	1.41	0.76		.77	.86	.44	.59	.34	.17	.21	.30	.20
E2 GCQ2	4.78	1.44	0.70	.70		.74	.57	.65	.41	.37	.16	.20	.16
E3 GCQ4	5.19	1.39	0.68	.67	.60		.37	.66	.41	.21	.14	.27	.14
E4 GCQ11	3.35	1.69	0.75	.25	.26	.20		.40	.24	.03	.11	.03	.10
A1 GCQ9	4.90	1.59	0.67	.44	.41	.43	.24		.56	.26	.08	.23	.09
A2 GCQ5	4.88	1.64	0.70	.29	.30	.33	.12	.36		.32	.10	.03	.09
A3 GCQ3	2.48	1.61	0.64	.08	.14	.07	.05	.04	.09		.12	.06	.06
C1 GCQ7	1.64	0.91	0.42	.25	.17	.26	.02	.06	.02	.16	.41	.49	.11
C2 GCQ10	1.22	0.74	0.30	.10	.06	.08	.08	.01	.01	.08		.11	.06
C3 GCQ12	1.59	0.88	0.42	.17	.11	.16	.11	.05	.01	.10	.20		.13

註：下三角為個體層次（團體成員）的各項相關係數，上三角形為團體層次（團體）加權相關係數（以各團體人數加權）。SD1為個體層次744位團體成員求得標準差；SD2為團體層次82個團體經團體人數加權後（亦即分合資料）求得之標準差。

二、SCFA分析

單層次分析共包含十個觀察變項，獨立模型假設所有觀察變項間沒有相關也沒有任何潛在變項可作為解釋變項；因為並未對變項關係提供任何解釋，此模型可視為零模型或基底模式（SM0）。研究者接續驗證兩個呼應 GCQ-S 量表架構之投入、逃避與衝突之三因素模型，第一個模式假設三因素間相關係數為零或稱直交模式（SM1），另一模式假設三因素間具有顯著的相關性又稱斜交模式（SM2）。另外研究者希望初步探索是否在華人社會文化下不衝突是一重要因素，換言之 GCQ 量表之投入與逃避二因素可否聚合成單一因素，亦即投入與逃避之相關係數為 1.0（此因素結合所有非衝突題項），但保留衝突因素而成為斜交二因素模式（SM3），或者三因素是否可簡化成為單一因素，代表廣泛性的團體氣氛（SM4）。

模式適配指標展現各模型與觀察資料間之適配程度，一般而言，良好之分析模式其卡方值應小於 3 倍自由度（ $\chi^2/df < 3.0$ ）、RMSEA 與 SRMR 要小於 0.05、而 CFI 與 TLI 應大於 0.90。表二結果顯示相較於其他模型，斜交三因子模式（SM2）所有適配指標皆優於其他模式，顯示該模式最能反映 GCQ 團體氣氛資料型態，其 $\chi^2_{(32)} = 111.40$ ， χ^2/df

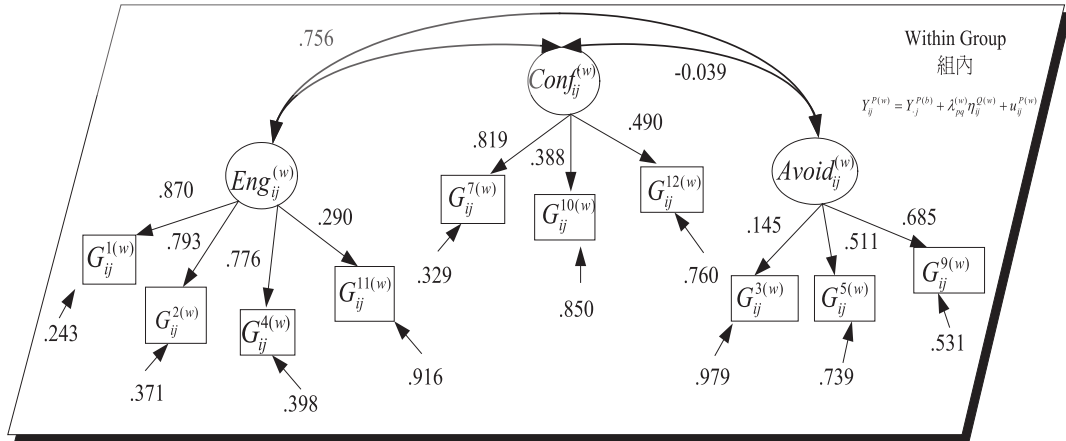
= 3.48, RMSEA = 0.06, CFI = 0.95, TLI = 0.94, SRMR = 0.05 均超過或接近於臨界值。直交三因素模式 (SM1) 之結果顯示不適配於 GCQ 資料, 其 $\chi^2_{(35)} = 412.49$, $\chi^2/df = 11.79$, RMSEA = 0.12, CFI = 0.78, TLI = 0.72, SRMR = 0.14。斜交與直交模型之卡方值差達顯著 ($\Delta \chi^2_{(3)} = 301.09$, $p < .001$), 顯示 GCQ 量表之投入、逃避、衝突三因素存在著顯著相關性, 不可視為三個獨立因素。另外斜交二因素與單因素之模式適配指標皆不理想, 其與斜交三因子模式之卡方值差異分別為 $\Delta \chi^2_{(5)} = 338.07$, 與 $\Delta \chi^2_{(4)} = 309.40$ 並皆達顯著 ($p < .001$), 分別顯示投入與逃避不可合成為一因素, 而將 GCQ 合併為一廣泛團體氣氛因素亦不適當。

表二 SCFA與MCFA分析模式適配指標摘要表

個人	團體	χ^2 *	df	χ^2/df	RMS EA	CFI	TLI	SRMR	
								個人	團體
SCFA									
SM0獨立模式	--	1787.09	45	39.71	0.23	0.00	0.00	0.22	--
SM1三直交因素	--	412.49	35	11.79	0.12	0.78	0.72	0.14	--
SM2三斜交因素	--	111.40	32	3.48	0.06	0.95	0.94	0.05	--
SM3二斜交因素	--	449.47	37	12.15	0.12	0.76	0.71	0.17	--
SM4單一因素	--	420.80	36	11.69	0.12	0.78	0.72	0.12	--
MCFA									
MM0三斜交因素	獨立模型	322.00	77	4.18	0.07	0.85	0.83	0.06	0.45
MM1三斜交因素	三直交因素	244.77	70	3.50	0.06	0.90	0.87	0.05	0.32
MM2三斜交因素	三斜交因素	209.60	67	3.13	0.05	0.92	0.89	0.05	0.16
MM3三斜交因素	二斜交因素	232.07	68	3.41	0.06	0.90	0.87	0.05	0.21
MM4三斜交因素	單一因素	250.71	68	3.69	0.06	0.89	0.86	0.05	0.23

*所有的 χ^2 值均達 .001顯著水準。

圖二顯示單層次斜交三因子模式之參數估計結果, 結果顯示 GCQ 投入、逃避、衝突三潛在變項之測量變項的因素負荷值除了迴避成員重要議題 (GCQ3) 外皆達顯著, 顯示投入、衝突因素內之一致性極高, 而 GCQ3 變項測量之逃避因素則較不理想。從因素分析技術角度而言, 因為逃避因素只有三個題項, 其因素結構自然較其他含有較多題項之因素來的不穩定, 研究者發現將第三題刪除, 在後續的多層次模型分析上, 造成參數估計無法收斂的嚴重問題。另外, 研究者認為刪除第三題後的逃避因素已經明顯偏離 MacKenzie (1983) 原始量表的逃避因素概念。綜合以上考量, 本研究最後仍保留第三題於後續之多階層模式中並予以分析。值得注意的是保留此一變項有助於瞭解多層次分析模式是否會在因素結構參數估計上產生與單層次分析不同之結果, 進而反應出 GCQ 量表結構。



圖二 單階層斜交三因素模型參數估計結果圖示

三、MCFA分析

多層次分析延續先前單層次分析之架構，換言之，本研究個人層次之變異量以單層次分析發現之斜交三因素模式作為固定解釋模型，團體層次之變異量則分別驗證前段分析驗證之五個不同模式，包括獨立模型（MM0）、直交三因素模式（MM1）、斜交三因素模式（MM2）、斜交二因素模式（MM3）與單一因素（MM4）。團體層次分析之基本概念為同一團體內成員針對 GCQ 十個研究觀察題項作答之分數聚合成十個相對應之潛在變項，此潛在變項可視為類似組平均數之概念，代表每一個團體在特定 GCQ 題項之得分，亦可視為是團體脈絡變項。團體層次獨立模型則假設十個 GCQ 團體脈絡變項彼此獨立不具有任何相關性。因為此模式不具備任何反應研究假設之因素結構，故可視為多層次分析之零模型。剩餘之四個模式（MM1 至 MM4）則與前段分析相同，亦即依照研究假設針對 GCQ 團體脈絡變項所產生之因素結構關係作不同類型之設定，細節參照前段模式描述。值得注意的是，此四模式在模式估算時，皆遭遇殘差變異量呈現不合理估計值現象。考量本研究之目的在於驗證 GCQ 量表之因素結構，研究者決定保留所有題項，而對指標變項之殘差變異量採人為之參數限定（Muthén & Muthén, 2007），迫使 Mplus 不予估計，經過設定後，模式估計執行顯示一切正常。

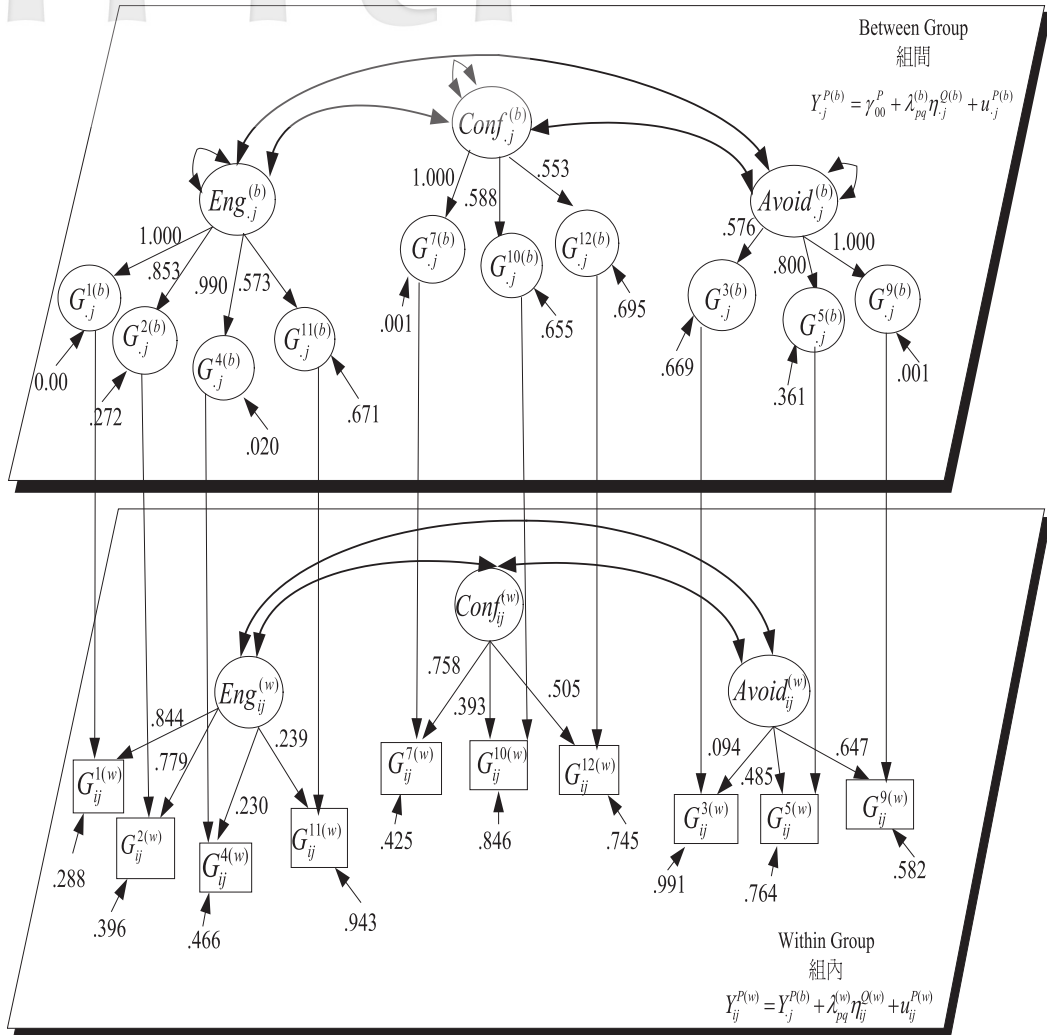
表二展現了多層次模式各類型適配指標，不同於單層次模式，多層次模式之標準化殘差 SRMR 切割為團體與個人，提供研究者瞭解各層次之適配情形。根據 Muthén 與 Muthén (2007)，多層次分析中之模式卡方檢定，不適合用來作為巢套模式間適配度比較，本文將

只陳述各模型之適配指標分數。整體而言團體斜交三因素模式 (MM2) 展現最佳模型適配度，其 $\chi^2_{(67)} = 209.60$ ， $\chi^2/df = 3.13$ ，RMSEA = 0.05，CFI = 0.92，TLI = 0.89，SRMR(個人) = 0.05，SRMR(團體) = 0.16，顯示無論是整體而言或是分別層次探討，該模式皆展現可接受之適配指標。相較於獨立模式 (MM0)，其 $\chi^2_{(77)} = 322.00$ ， $\chi^2/df = 4.18$ ，RMSEA = 0.07，CFI = 0.85，TLI = 0.83，SRMR(個人) = 0.06，SRMR(團體) = 0.45，顯示斜交三因素結構有效地將團體層次之標準化殘差 SRMR(團體)，從獨立模型之 0.45 降至 0.16。圖三展示出多階層因素結構中團體層次為三斜交，個人層次亦為三斜交模式的標準化參數估計結果。

再從表二來看，獨立模式之團體標準化殘差達 0.45，顯示團體層次之標準化殘差非常大，個人標準化殘差 0.06 相對數值明顯較小，顯示經過個人層次因素設定後，多層次獨立模型之不適配性，主要來自團體層次之模式不適當。綜合五個模式結果比較，可以發現各模式在個人標準化殘差 SRMR(個人) 之變化不大 (介於 0.05 至 0.06)，這是因為個人模式已固定為斜交三因素模式。另一方面，檢視團體標準化殘差 SRMR(團體) 後，不難發現不同之團體因素結構假設，對 GCQ 研究變項產生了不同之解釋力，五個模式之團體標準化殘差分別為 MM0 (0.45)，MM1 (0.32)，MM2 (0.16)，MM3 (0.21)，MM4 (0.23)，SRMR 係數越低表示越多變異量被解釋，也就代表模式越適配。

本研究採用之模式適配指標標準值為 $\chi^2/df < 3.0$ 、RMSEA 與 SRMR 小於 0.05、CFI 與 TLI 大於 0.90 代表模式適配良好。綜合適配指標結果顯示，斜交三因素模式 (MM2) 之團體標準化殘差最低，與研究資料具備最佳適配性。另外，MM2 模式之其他適配指標 ($\chi^2/df = 3.13$ 、RMSEA = 0.05、CFI = 0.92、TLI = 0.89) 皆顯示符合模式適配標準。相對地，斜交二因素 MM3 模式 ($\chi^2/df = 3.41$ 、RMSEA = 0.06、CFI = 0.90、TLI = 0.89) 適配程度與斜交三因素模式則較其他模式接近。直交三因素 MM1 模式 ($\chi^2/df = 3.50$ 、RMSEA = 0.06、CFI = 0.90、TLI = 0.89) 與單因素 MM4 模式 ($\chi^2/df = 3.69$ 、RMSEA = 0.06、CFI = 0.89、TLI = 0.89) 在適配度上則相對較不理想。

上述研究結果呈現斜交三三因素模型與本研究資料具備最佳適配度，顯示本研究藉由多階層驗證性因素分析方法，支持了 MacKenzie (1983) 所編製量表之投入、逃避、衝突之三因素團體氣氛之因素結構。再者，如同緒論所言，此三因素團體氣氛之構念，多年來已被廣泛應用於團體諮商研究與實務上，具有相當強的理論與實務應用基礎。故研究者認為此斜交三三因素模型，應可被視為較接近團體諮商情境之團體氣氛構念。而適配度次佳者之斜交三二因素模型，雖然在統計數據上可被接受，但此斜交三二因素構念係屬初次發現，且在過去團體的理論與實務方面皆無此方面的文獻支持。因此，本研究僅直接進一步



圖三 多階層斜交三因素模型參數估計結果圖示

討論斜交三因素模式之參數估計結果。

四、團體三斜交個人三斜交因素模型

表三顯示三三因素模型 (MM2) 模式之參數估計，包括因素負荷量、因素變異量以及因素間相關係數後，讀者可以發現在個人層次之估計結果與前段單層次三斜交因素之結果無明顯差異。進一步檢視個別因素負荷量發現 MM2 之標準化估計值並未出現超過 1.0 之不合理現象 (Bagozzi & Yi, 1988)，其估計標準誤皆落在合理之估計範圍，顯示模式運算

正常。

表三 多層次驗證性因素分析參數估計結果摘要表

	MM2			
	三斜交三斜交因素			
	個人(成員)		團體(團體)	
	Coef.	T	Coef.	T
IV1投入(E)				
GCQ1	0.84	41.84	1.00	--
GCQ2	0.78	33.34	0.85	10.76
GCQ4	0.73	25.38	0.99	31.14
GCQ11	0.24	5.68	0.57	2.89
IV2逃避×(A)				
GCQ9	0.65	11.15	1.00	--
GCQ5	0.49	10.42	0.80	5.92
GCQ3	0.09	1.74	0.58	2.20
IV3衝突(C)				
GCQ7	0.76	11.19	1.00	--
GCQ10	0.39	5.05	0.59	2.94
GCQ12	0.51	7.31	0.55	3.47
因素變異數				
三因素IV1：投入	1.13	13.18	0.39	4.19
三因素IV2：逃避	0.97	5.78	0.20	2.42
三因素IV3：衝突	0.43	4.56	0.09	3.27
雙因素IV1：正向氣氛				
雙因素IV2：負向氣氛				
因素相關				
投入／逃避	0.75	12.41	0.72	4.10
投入／衝突	-0.28	-4.04	-0.60	-3.13
逃避／衝突	-0.03	-0.34	-0.10	-0.30

註：Mplus呈現0.999等同於1.000，在此表格中以1來呈現。

有趣的是在前段單階層獨立三因子模式(SM1)分析中，未達顯著性之逃避因素測量指標 GCQ3 的因素負荷量($\lambda = 0.12$ 、 $t = 1.17$)，在團體斜交三因素設定下產生微妙之變化。

在三斜交因素中，GCQ3 變項在個人層次之因素負荷量不顯著 ($\lambda = 0.09$ 、 $t = 1.74$) 但在團體層次則達顯著 ($\lambda = 0.58$ 、 $t = 2.20$)。此項微妙的變化，研究者認為可能導因第 3 題內容本身並不理想，而影響其在模式分析時的因素負荷量表現。有關 GCQ3 是否在不同層次有不同因素的屬性，或者該題項內容本身確實是反應團體層次的脈絡差異，而非個人層次的氣氛知覺，則有待後續研究進一步研究分析。

綜合單層次與多層次模型分析的研究結果可知，就個人層次知覺的團體氣氛結構而言，本研究資料支持 MacKenzie (1983) 所提 GCQ-S 是一個斜交三因素結構（投入、逃避與衝突三因素）；若結合個人與團體層次的多層次因素結構而言，GCQ-S 則最可能是個體層次為斜交三因素模式、團體層次也為斜交三因素模式之「三三因素」模式（MM2）。由於「三三因素」模式的模型適配度最佳，顯示不論在個人或團體層次上，本研究支持了 MacKenzie 所提出的三因素結構，顯示成員無論在個人知覺或團體脈絡之團體氣氛，都可有效辨認出投入、逃避與衝突等三種氣氛，故未來團體研究者應可繼續使用此三因素構念，概念化成員在團體中的不同向度之團體氣氛知覺；但在 GCQ-S 的題項選擇上，則需考慮刪除第六題與第八題。

肆、討論與建議

一、量表因素結構之討論

本研究之最大貢獻在應用了多層次因素分析模型，成功地拆解個人層次與團體層次之變異量。此一變異量拆解法旨在處理團體諮商研究資料巢套性的議題，同時藉由對於 GCQ-S 各題項變異來源，作個人與團體層次的區分探討。本研究發現，GCQ-S 原始量表之因素結構可以獲得實徵資料的支持。值得注意的是，不同的諮商團體類型、領導風格、團員特質、團體歷程等，皆有可能影響到團體氣氛之因素結構。換言之，GCQ-S 之跨樣本跨時間因素恆定性需要被進一步的研究驗證。

本研究主旨在應用 MCFA 多層次分析，驗證 MacKenzie (1983) 所編製的團體氣氛簡式量表之投入、逃避、衝突三因素結構。研究結果顯示，GCQ-S 量表中的第 6 題與第 8 題題項，不論在個別因素負荷量或是試題變異量解釋度方面，表現皆不理想。國外研究亦指出第 8 題的因素負荷量不佳，建議將此題項刪除，以得出較佳的投入因素結構 (Johnson et al., 2005)。究其第 8 題題目——「在團體中，為了把事情理清楚，大家會互相挑戰、面質」與其他題項所描述的正向工作環境（第 1 題）、認知性理解（第 2 題）、團體向心力（第

4 題)及自我揭露(第 11 題)等較為正向的投入氣氛有所不同,似乎此種打破砂鍋似地「挑戰與面質」的氣氛描述,不論從本研究或 Johnson 等人(2005)研究的資料而言,皆不適合與其他題項歸納為「投入」氣氛的因素。顯示團體成員們為了更進一步相互瞭解與投入團體,雖然可能相互進行「挑戰與面質」,但此種較為激烈的討論或爭辯,對成員而言似乎與其他較為和諧的正向情感或嘗試瞭解的氣氛是有所不同的。此外,如前所述,本研究為避免團體初期與後期結束的氣氛影響,故本研究採用較為初中期的第五次團體資料,故有另種可能,有關此種「挑戰與面質」的氣氛,會在中後期的團體較為明顯。故後續研究或可改採團體中後期的樣本資料予以探究。又華人文化中向來重視人際和諧,是否也可能影響成員對於此種較為挑戰面質的氣氛知覺,不同於與其他較為正向投入的氣氛?則待未來研究繼續探究。

至於另一表現不佳的第 6 題,若從該題目內容「團體中彼此間存在著衝突與生氣」來看,似乎頗能呼應「衝突」的涵義。研究者認為此題項雖有明顯的「衝突」意涵,但因與其他題項所描述的、疏離(第 7 題)、不信任(第 10 題)與緊張(第 12 題)等較為間接迂迴的負向氣氛描述有所不同,故可能影響其在因素負荷量與變異量解釋度的表現。有關第六題的測量結果,在過去研究中並未發現相似結果,為本研究的初次發現,故尚須更多研究確認。本研究將以上二題項刪除後,其餘 GCQ-S 的十個題項之組內相關係數(ICC)皆具備中度或高度關連性,由此可知 GCQ-S 之因素結構在團體層次效應不容忽視,需採用多層次分析方法。此結果與 Johnson 等人(2006)的研究結果雷同,且如同本文緒論所言,團體氣氛的因素結構不論在其理論定義與實務應用層面考量,皆應包含個人與團體脈絡層次的探究,本研究之實徵資料支持此一觀點。

當僅以單階層之個人層次來考驗 GCQ-S 的因素結構時,本研究結果顯示斜交三因子模式(投入、逃避與衝突三因子),在所有適配指標上皆優於其他模式。且因斜交與直交三因子模型之卡方值差達顯著,故此三因子間存有相關性,不可視為相互獨立之三因素。另外「投入、逃避與衝突」的三因子不可合併為一因子。以上結果亦符合 GCQ-S 編製者 MacKenzie(1983)應用傳統因素分析所支持的三個因素構念。但值得注意的是,本研究進入模型分析的量表題項為刪除第 6 題與第 8 題後之十題題項,並不完全相同於 MacKenzie 原量表的十二題題項。

另從單層次斜交三因子模式的參數估計結果,三因子潛在變項的各因素負荷值除了逃避因素的第 3 題外皆達顯著,顯示投入、衝突因素的內部一致性極高,但逃避因素則較不理想。有關逃避因素內部一致性較其他二因素低的結果,與 Johnson 等人(2005)及 Johnson 等人(2006)的研究結果相符。研究者認為第 3 題——「團體中大家會避免去正

視彼此間發生的重要事情」中迴避重要議題的氣氛描述與其他二題項所呈現依賴領導者（第 5 題）及符合團體期待（第 9 題）逃避氣氛知覺有所不同而影響其因素內的一致性。如同前述曾言，因本文旨在驗證 MacKenzie（1983）之量表的三因素結構，若刪除第 3 題之逃避因素將會明顯偏離 MacKenzie 原始量表的逃避因素概念，且在後續分析上，會造成參數估計無法收斂的嚴重問題。又逃避因素只有三個題項，其因素結構本較不穩定，故本研究仍保留第 3 題於此量表中。

因前述單層次模型分析得知斜交三因素模式的模型適配度最佳，且呼應原量表的三因子構念，故本研究將個人層次之個人變異量以斜交三因素模式作為固定解釋模型，並比較以此為基礎之五個團體層次模型。結果顯示，本研究之多層次模型中的團體斜交三因素模式（投入、逃避與衝突三因素），在五個競爭模式中展現最佳模型適配度，雖然團體斜交二因素模式（投入與逃避所結合的平和因素及衝突因素）亦展現出可接受之模型適配度，但不及團體斜交三因素模型理想，其他三個模型之模型適配度皆不理想，此一研究結果乃為團體諮商研究中之重大發現。相較於 Johnson 等人（2006）研究發現團體層次三因素模型適配度不佳，研究者認為本研究所採取的大團體樣本數 82 組，較該研究僅 20 組團體的樣本數是最大的解釋原因。換言之，充足的團體個數提供了較穩定的團體間變異量估計，故使本研究的模型順利獲得支持，無可否認地持續擴充團體個數將有助於改善團體層次模型適配度。

綜合上述，本研究顯示不論就單層次或多層次的驗證性因素分析結果，GCQ-S 在個人層次的因素結構皆支持 MacKenzie（1983）的「投入、逃避與衝突」之三因素構念。另在多層次模型分析結果方面，本研究發現 GCQ-S 的多層次因素結構，最可能為個體層次為斜交三因素模式、團體層次也為斜交三因素模式之「三三因素」模式。

二、研究結果在諮商實務的應用

依據上述研究結果，研究者建議在量表應用方面，團體領導者與研究者可繼續應用 MacKenzie（1983）的「投入、逃避與衝突」之三因素構念，以瞭解成員在團體中對其團體氣氛在個人層次的氣氛知覺及團體脈絡層次的團體氣氛，但建議先刪除第 6 題與第 8 題的題項。此外，因為逃避因素中的題項三因素負荷量表現不佳，且逃避因素僅有三題題項，故建議未來研究者或可繼續探究逃避因素的內涵，適當修改題項三的題目或增添其他題項，以增加逃避此一因素結構的穩定性。

有關團體諮商實務方面，本研究所使用之多層次因素分析模式在 GCQ-S 量表實徵資料所獲得的驗證，在實務應用上至少具有雙重意義。首先在個人層次部分，本研究驗證三

因素結構代表團體中之個別成員知覺的團體氣氛符合 MacKenzie (1983) 所提出的逃避、投入與衝突之三種團體氣氛。另外，多層次因素分析模式藉由統計模式將個人層次之變項推導成為團體層次脈絡變項，用以描述團體間之氣氛差異，而研究結果發現 GCQ-S 量表題項所聚集出有關團體氣氛之脈絡特質也呼應 MacKenzie 所提出的逃避、投入與衝突之因素結構，代表逃避、投入與衝突之團體氣氛不僅可以從個別成員知覺中獲得，也可以從團體間脈絡特質差異中捕捉。

因此，研究者建議團體諮商實務工作者可在適當的團體時機，邀請成員填答此量表，以得知個人層面與團體層面之三種團體氣氛的知覺情況。當團體領導者即時掌握不同團體階段個人及團體層面之不同向度之團體氣氛知覺後，既可相互對照個別成員與其他參與成員間的異同處，亦可瞭解整體團體的氣氛知覺概況。也由於此量表具有三種不同的氣氛面向，故領導者更可進一步就個別面向的氣氛回饋，予以提供更適當之個人與團體向度的介入策略。例如：在初期團體階段，若多數成員與整體團體之氣氛知覺為投入低、衝突低，逃避高，但少數成員的氣氛知覺為投入高、衝突低、逃避低，則領導者可解讀為整個團體的正向凝聚氣氛與信任感不足，需要納入更多凝聚團體的介入策略，同時可將這些少數較能融入團體的成員，辨識為可協助團體正向發展的盟友，並積極連結這些盟友的正向互動行為，更快速地催化整體團體投入氣氛的建立；又如：在中後期階段，若個別成員知覺團體之衝突與逃避氣氛較高，投入較低，但其他成員或整體團體的氣氛知覺卻投入高、衝突與逃避的氣氛較低，即可初步評估此為該位成員在團體中尚未能與其他成員共融，原因可能與該成員的特質背景有關，或因該成員對於團體過程中的議題討論或人際互動上有負面反應，而需進一步調整對該成員的介入方式。此外，領導者若感覺帶領團體不太順利，亦可應用此量表的多次評量結果，提供自我督導或他人督導的參考依據。例如：若整體團體氣氛皆顯示投入氣氛低，則可能需要更大程度的團體步調、領導風格、成員組成及方案內容等方面的調整。

總之，本研究旨在採用適合團體之多階層資料特性與團體氣氛變項屬性之多階層驗證性因素分析模式，研究結果支持 MacKenzie (1983) 所編製的團體氣氛簡式量表之投入、逃避、衝突三因素結構。

參考文獻

- 王郁琮、陳均姝、王麗斐、林美珠 (2009, 7月)。團體投入氣氛之多階層驗證性因素分析。論文發表於國際心理治療研究學會台灣分會舉辦之 2009 年國際心理治療研究學會台灣分會成立暨第一屆地區性國際學術研討會：把心理治療研究變有趣：建構研究與實務的平台，南投。
- 王麗斐、林美珠 (2000)。團體治療性因素量表之發展與編製。《中華輔導學報》，9，1-24。
- 余民寧 (2006)。潛在變項模式：SIMPLIS 的應用。台北：高等教育。
- 邱皓政 (2006)。結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用。台北：雙葉。
- 邱皓政 (2007)。脈絡變數的多層次潛在變數模式分析：口試評分者效應的多層次結構方程模式應用。《中華心理學刊》，49 (4)，383-405。
- 許原山 (2005)。團體心理治療應用在精神科門診病患之成效研究。中國醫藥大學醫學研究所碩士論文，未出版，台中。
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵 (2005)。多變量分析方法—統計軟體應用 (第四版)。台北：五南。
- 陳均姝 (2008)。團體層次與個人層次變項對於團體治療性因素的影響：多層次縱貫研究分析。國立台灣師範大學教育心理與輔導學系研究所博士論文，未出版，台北。
- 陳均姝、王郁琮、王麗斐 (2007, 10月)。大學生成長團體與教育心理團體之治療性因素及其影響因素。論文發表於台灣統計方法學學會舉辦之 2007 年台灣統計方法學學會年會暨第四屆統計方法學學術研討會，台北。
- 陳均姝、王麗斐、王郁琮 (2009, 7月)。團體投入氣氛之成長模式分析。論文發表於國際心理治療研究學會台灣分會舉辦之 2009 年國際心理治療研究學會台灣分會成立暨第一屆地區性國際學術研討會：把心理治療研究變有趣：建構研究與實務的平台，南投。
- 黃芳銘 (2006)。結構方程模式：理論與應用 (第四版)。台北：五南。
- 黃芳銘、溫福星 (2007)。模式化學習型學校：多層次驗證性因素分析取向。《測驗學刊》，54 (1)，197-222。
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 76-94.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equation modeling with latent variables*. New York: John Wiley.
- Burlingame, G. M., Fuhrman, A. J., & Johnson, J. (2004). Process and outcome in group counseling and psychotherapy: A perspective. In J. L. DeLucia-Waack, D. A. Gerrity, C. R. Kalodner, & M. T. Riva (Eds.), *Handbook of group counseling and psychotherapy* (pp. 49-61). Thousand Oaks, CA: Sage.

- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral science* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cronbach, L. J. (1976). *Research on classrooms and schools: Formulation of questions, designs, and analysis (occasional paper)*. Stanford, CA: Stanford Evaluation Consortium.
- Ferron, J., Dailey, R. F., & Yi, Q. (2002). Effects of misspecifying the first-level error structure in two level models of change. *Multivariate Behavioral Research, 37*, 379-403.
- Ferron, J., Hess, M. R., Hogarty, K. Y., Dedrick, R. F., Kromrey, J. D., Lang, T. R., & Niles, J. (2004, April). *Hierarchical linear modeling: A review of methodological issues and applications*. Paper presented at the 2004 annual meeting of American Educational Research Association, San Diego, CA.
- Fuhriman, A., Drescher, S., & Burlingame, G. (1984). Conceptualizing small group process. *Small Group Behavior, 15*, 427-440.
- Hox, J. J., & Maas, C. J. M. (2001). The accuracy of multilevel structural equation modeling with pseudobalanced groups and small samples. *Structural Equation Modeling, 8*, 157-174.
- Johnson, J. E., Burlingame, G. M., Olsen, J. A., Davies, D. R., & Gleave, R. L. (2005). Group climate, cohesion, alliance, and empathy in group psychotherapy: multilevel structural equation models. *Journal of Counseling Psychology, 52*, 310-321.
- Johnson, J. E., Pulsipher, D., Ferrin, S. L., Burlingame, G. M., Davies, D. R., & Gleave, R. (2006). Measuring group process: A comparison of the GCQ and CCI. *Group Dynamics: Theory, Research, and Practice, 10*(2), 136-145.
- Kaplan, D. (2000). *Structural equation modeling: Foundations and extensions*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Kivlighan, D. M. Jr., Coleman, M. N., & Anderson, D. C. (2000). Process, outcome and methodology in group counseling research. In S. D. Brown & R. W. Lent (Eds.), *Handbook of counseling psychology* (3rd ed., pp. 767-796). New York: John Wiley.
- Loehlin, J. C. (1992). *Latent variable models: An introduction to factor, path, and structural analysis*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- MacKenzie, K. R. (1983). The clinical application of a group climate measure. In R. R. Dies & K. R. MacKenzie (Eds.), *Advances in group psychotherapy: Integrating research and practice* (pp.159-170). Madison, CT: International University Press.

- Mok, M. (1995). *Sample size requirements for 2-level designs in educational research*. Sydney, Australia: Macquarie University.
- Muthén, B. (1991). Multilevel factor analysis of class and student achievement components. *Journal of Educational Measurement*, 28, 338-354.
- Muthén, B. (1994). Multilevel covariance structure analysis. *Multilevel Modeling, A Special Issue of Sociological Methods & Research*, 22, 376-398.
- Muthén, B., & Asparouhov, T. (2011). Beyond multilevel regression modeling: Multilevel analysis in a general latent variable framework. In J. Hox & J. K. Roberts (Eds.), *Handbook of Advanced Multilevel Analysis* (pp. 15-40). New York: Taylor and Francis.
- Muthén, B. (2008). Latent variable hybrids: Overview of old and new models. In G. R. Hancock & K. M. Samuelsen (Eds.), *Advanced in latent variable mixture models* (pp. 1-24). Charlotte, NC: Information Age Publishing.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. (2007). *Mplus User's Guide* (5th ed.). Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pollack, B. N. (1998). Hierarchical linear modeling and the “unit of analysis” problem: A solution for analyzing responses of intact group members. *Group Dynamics: Theory, Research, and Practices*, 2(4), 299-312.
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd Ed.). Newbury Park, CA: Sage.

收件日期：99年02月02日

複審一日期：99年06月14日

複審二日期：99年12月14日

通過日期：100年02月15日

Application of Multilevel Latent Variable Models on Perceived and Contextual Group Climate

Y. Lawrence Wang Shang-Ling Chen

National Changhua
University of Education

Li-Fei Wang

National Taiwan
Normal University

Mei-Ju Lin

National Dong Hwa
University

The purpose of this study was to investigate the factorial structure of the Group Climate Questionnaire-Short Form (GCQ-S) by using multilevel confirmatory factor analysis (CFA) taking into account the nested nature of group counseling data. For meeting the sample size requirement of multilevel analysis, an integrated data set was drawn from three independent studies resulting in a total of 82 groups and 744 members. Results from item analysis show that the sixth and the eighth items of the GCQ-S performed poorly with non-significant factor loadings and small amount of variance explained. Results from the multilevel CFA after excluding the sixth and eighth items indicated that MacKenzie's three-factor theory was supported both at the individual level and at the group level. Specifically, while constraining individual level data to be three correlated factors, group level data could be modeled by either three correlated factors or two correlated factors. Though both models provided satisfactory model fit, the three-three-factor model was superior to the three-two-factor model. This study was among the very few empirical studies that support MacKenzie's theory of group climate. The results of this investigation provided practical implications for group counseling research.

Keywords: group climate, group counseling research, multi-level confirmatory factor analysis

附錄一 量表题目的個人與團體樣本共變數矩陣

	E1	E2	E3	E4	S1	S2	S3	R1	R2	R3
E1		0.29	0.32	0.20	0.21	0.12	0.07	-0.12	-0.03	-0.08
E2	1.12		0.25	0.25	0.22	0.15	0.13	-0.04	-0.02	-0.05
E3	0.99	0.94		0.15	0.20	0.12	0.08	-0.09	-0.02	-0.07
E4	0.40	0.38	0.32		0.15	0.09	0.04	0.02	0.01	-0.01
A1	0.77	0.73	0.76	0.51		0.17	0.12	-0.02	0.02	-0.06
A2	0.55	0.55	0.63	0.26	0.77		0.12	0.01	0.02	0.01
A3	0.12	0.20	0.07	-0.17	-0.01	0.11		-0.01	0.01	-0.03
C1	-0.20	-0.18	-0.23	0.02	-0.06	0.01	0.25		0.03	0.06
C2	-0.07	-0.05	-0.06	0.09	-0.04	-0.02	0.09	0.19		0.00
C3	-0.13	-0.10	-0.14	0.17	-0.01	-0.02	0.17	0.26	0.14	
W	1.58	1.74	1.66	2.58	2.31	2.45	2.43	0.74	0.52	0.67
B	0.40	0.33	0.28	0.30	0.22	0.23	0.16	0.09	0.03	0.10

附錄二 多層次探索性因素分析模式適配指標摘要表

	個人	團體	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	CFI	TLI	SRMR	
									個人	團體
多層次EFA										
ME1	單因素	單因素	909.53	88	10.34	0.11	0.54	0.43	0.09	0.41
ME2	雙因素	單因素	274.35	78	3.52	0.06	0.89	0.85	0.03	0.26
ME3	三因素	單因素	230.70	69	3.34	0.06	0.91	0.86	0.03	0.26
ME4	單因素	雙因素	600.05	78	7.69	0.10	0.71	0.59	0.09	0.19
ME5	雙因素	雙因素	228.25	68	3.36	0.06	0.91	0.86	0.03	0.20
ME6	三因素	雙因素	238.54	59	4.04	0.06	0.90	0.81	0.02	0.19
ME7	單因素	三因素	517.32	69	7.50	0.09	0.75	0.60	0.09	0.11
ME8	雙因素	三因素	217.96	59	3.69	0.06	0.91	0.84	0.03	0.07
ME9	三因素	三因素	248.40	50	4.97	0.07	0.89	0.76	0.02	0.09