

科技部補助專題研究計畫成果報告

(☐期中進度報告/☒期末報告)

組織管理中多層次測量模式的多群體恆等性之研究

計畫類別：☒個別型計畫 ☐整合型計畫

計畫編號：MOST 103 — 2410 — H — 031 — 062 — SS2

執行期間：103 年 8 月 1 日至 106 年 1 月 31 日

執行機構及系所：東吳大學國際經營與貿易學系

計畫主持人：溫福星

共同主持人：蔡政安、廖明坤

計畫參與人員：詹秦漢、陳彥傑、巫柏均、陳彥均（兼任研究助理）

本計畫除繳交成果報告外，另含下列出國報告，共 _0_ 份：

☐執行國際合作與移地研究心得報告

☐出席國際學術會議心得報告

☐出國參訪及考察心得報告

中 華 民 國 106 年 4 月 30 日

組織管理中多層次測量模式的多群體恆等性之研究

The Multi-group Invariance of Multilevel Measurement Model in Organizational Management

摘要

當代社會科學研究的兩個重要方法學方法，結構方程模式（包含驗證性因素分析）與階層線性模式（或稱多層次模式），一個用來解決測量誤的問題，一個用來克服資料違反獨立性，兩者的結合可以用在組織管理研究中不同層次研究構念的測量與構念之間結構係數的估計。而多群體分析也是社會科學研究中重要分析方法，研究不同群體間是否具有相同的特徵屬性，可以進行相互的比較。本研究計畫目的在於探討比較兩個群體在多層次模式下，其組間與組內構念的因素結構的測量恆等性。本研究計畫的組織構念為轉換型領導風格，底下有四個次構念，然後是測量題項，組內個人層次構念為組織公民行為、組織承諾、工作滿意、與知覺的主管支持，其中組織公民行為與組織承諾底下各有三個次構念，然後才是測量題項。資料來自私部門與公部門兩個群體，其中私部門來自 104 個不同公司部門的 1358 位員工所填答的問卷，公部門來自於 80 個稅捐機關部門的 1134 位公務員的問卷。扣除無效問卷後共有 184 個機關公司各 1156 與 947 份有效問卷。多群體多層次驗證性因素分析結果顯示，在個體層次方面，組內因素結構除了一題的工作滿意題項未達因素負荷量恆等外，其他構念的題項是符合弱式恆等性；在測量誤差變異數方面，除了組織公民行為構念的題項符合嚴格恆等性外，其他三個構念測量題項都是部分嚴格恆等的結果。在組織層次方面，其組間因素結構轉換型領導風格的四個次構念題項，因潛在變項間相關高達 1.0 的 Heywood 問題緣故，無法有效區分成四個次構念，因此改以組合分數的方式形成轉換型領導風格的題項。其兩個群體在組間構念的因素結構，是符合嚴格恆等性條件，換言之其組間轉換型領導風格的組合分數在公私部門間，其組合分數的因素負荷量、組間截距項與測量誤變異數可以視為相等的結果。最後，本研究計畫提出幾個研究結論與討論，作為未來這方面研究的進一步參考。

關鍵字:多群體分析、個體層次、組織構念、多層次模式、測量恆等性

Abstract

The structural equation model (including confirmatory factor analysis) and hierarchical linear model (or multilevel model) were the two important methodologies of contemporary social science research. The former was to solve the problem of measurement error, and the latter was to overcome the violation of the independency. The combination of the two methods can be used to study the different levels of constructs measures and estimate the structural coefficients between these latent variables in organizational management research. And multi-group analysis was also an important analytical method in social science research. It is necessary to study whether the different groups have the same characteristics. The purpose of this study is to investigate the measurement invariance of within- and between-group factor structures in the multi-group multilevel model. This study had one organizational construct transformational leadership style (TLS). It included four sub-constructs and the measurement items. The individual level of research constructs were organizational citizen behavior (OCB), organizational commitment (OC), job satisfaction, and perceived supervisor support which OCB and OC had another three sub-constructs. Data were from the 104 private sector of companies and the 80 public sector of tax departments. After deleting the missing data and invalid responses, there were 1846 and 947 valid questionnaires. The multi-group multilevel confirmatory factor analysis results showed that the job satisfaction of within-group constructs was partial weak invariance and the others were complete weak equivalence. But they could not meet the complete strict invariance. At the organizational level, the four sub-constructs of TLS could not be effectively separated due to the Heywood problems. The parceling composite scores from items were used to measure single between-group construct TLS. The between-group analytic results indicated that the two sectors met the strict invariance, in other words, the two groups of departments had the same factor slopes, the same measurement error variances, and the same between-group intercepts. Finally, this study proposed several research conclusions and discussions as a further reference for future research in this topic.

Keywords: multi-group analysis, individual level, organizational construct, multilevel model, measurement invariance

壹、緒論

一、研究背景

結構方程模式 (structural equation model, SEM) 與階層線性模式 (hierarchical linear model, HLM) 或是多層次模式 (multilevel model, MLM) 可以說是當代社會科學研究兩個重要的方法學典範，結構方程模式主要在探討觀察變項與潛在變項間的關係-測量模式測量誤的問題，以及潛在變項間的影響關係-結構模式，其中測量模式主要是社會科學研究以問卷題項為資料蒐集方法，用來檢驗研究題項構念效信度最主要也最重要的方法。而階層線性模式/多層次模式則是來自於兩階段 (或多階段以上) 集群隨機抽樣或分層隨機抽樣下，先隨機抽取總體層次的學校/班級或公司/團隊，再隨機抽取個體層次的單位如學校/班級內的學生或是公司/團隊內的員工，然後針對這些學生或是員工進行研究變項的蒐集，因學生與學校/班級或員工與公司/團隊的巢套(nested)關係，所蒐集的變項資料因此形成階層結構，導致許多傳統統計方法針對資料獨立性的假設被違反，因而所發展處理相關 (correlated) 或集群 (clustered) 資料的統計方法。在過去 20 年結構方程模式與階層線性模式各自獨立發展的時空背景下，這兩個研究典範陸陸續續發展出處理不同研究問題的應用方法，例如結構方程模式中的中介效果與調節效果的估計與檢定，階層線性模式的多層次中介效果與跨層次交互作用的估計與檢定，圖 1-1 即說明了當代這兩個研究典範的發展主軸與應用模型。在圖 1-1 的三圍新論， X 軸是處理測量誤的結構方程模式主軸、 Y 軸是處理階層相關的階層線性模式、 Z 軸是處理時間的向度，圖中的各種統計模型即在各自發展下的應用方法。本研究根據溫福星(2012)的整理研究，稱為三圍新論，採其這三個向度的 SEM 與 MLM 圍繞著現代我們的研究方法或統計分析。

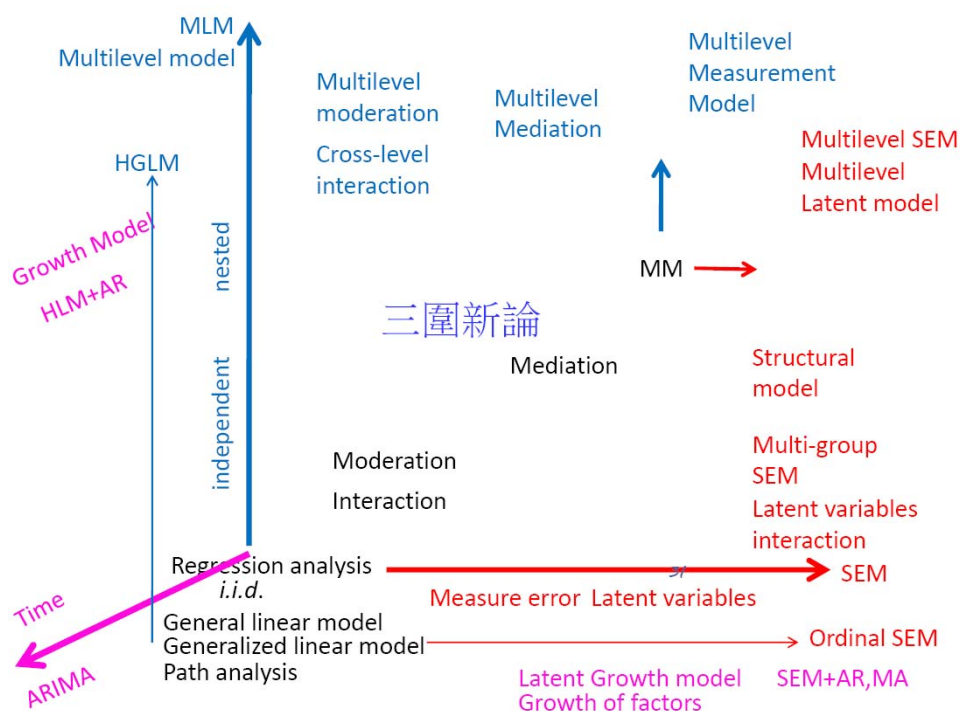


圖 1-1 三圍新論(資料來源:溫福星(2012))

三圍新論中的三個座標軸，分別是 X 軸的測量誤 (measurement error) 或是潛在變項 (latent variable)、 Y 軸的非獨立性 (nonindependent) 或是嵌套 (nested) 關係、與 Z 軸的時間 (time) 三個向度 (dimensions)。首先先說明 X 與 Y 所構成的平面，這是個橫斷面分析的介紹，位於原點位置所在的分析方法是迴歸分析，它的基本假設之一是「*i.i.d.*」就是獨立、同質的分配 (independently identically distributed)。迴歸分析與變異數分析都是屬於一般線性模式 (general linear model) 的分析方法，它的依變項是屬於連續量尺，而屬於非連續量尺的依變項，例如二分變項、多類別變項或是次序變項的分析方法就是廣義線性模式 (generalized linear model)。其中利用迴歸分析於研究架構中，在結構方程模

式普及之前，就是屬於多個迴歸分析所串連組合而成的徑路分析（path analysis）最為實用。

在 X 與 Y 平面的對角線是迴歸分析在方法學上的應用，例如是具有交乘項或是交互作用項的調節效果分析（moderation effect）與中介效果分析（mediation effect），這是社會科學研究兩個非常重要的研究方法。除此之外，調節變項與中介效果的結合，或是中介變項與調節效果的結合所形成的中介式調節效果（mediated moderation effect, MeMo）與調節式中介效果（moderated mediation effect, MoMe）的檢驗，都是可以利用迴歸分析來完成。但是迴歸分析的使用在方法學上有兩個重要的條件，第一是沒有測量誤問題、第二是資料必須符合獨立性的假設。

由於這兩個條件的限制，使得在社會研究有關構念的問題，涉及到多重指標的測量，因此驗證性因素分析（confirmatory factor analysis, CFA）與 SEM 因應而生，在圖 1-1 的 X 軸為測量誤的向度， Y 軸是在多層次下具有階層資料結構，使得迴歸分析的測量誤與獨立性假設被凸顯出來。SEM 向度在處理調節效果的問題，可以採用多群體結構方程模式（multi-group SEM）或是潛在變項交互作用結構方程（latent variables interaction SEM）來解決，在中介效果的檢測，更是 SEM 的強項，至於有關於 MoMe 或是 MeMo 亦可以 SEM 來進行。而在另外一軸有關獨立性問題，所發展的多層次迴歸分析，基本上是迴歸分析的延伸，凡是迴歸分析的缺點，多層次迴歸分析也都存在，因此在這一軸的研究方法無法處理測量誤的問題。在迴歸分析所應用的調節效果與中介效果的檢驗，多層次迴歸分析都是沿用迴歸分析的步驟或檢驗程序。唯一比較特別的是在圖 1-1 的右上角，兩個取向在研究多層次測量模式是有點不同，在 MLM 稱為多層次測量模式（multilevel measurement model），在 SEM 稱為多層次潛在模式（multilevel latent model），主要的就是多層次驗證性因素分析（multilevel CFA），兩者的差異在測量理論不同外，則是在較高層次或是組織層次的測量誤假設。此外，SEM 在多層次潛在模式尚可以進行兩個層次的結構方程模式，稱為多層次結構方程模式（multilevel SEM）。

在 MLM 與 SEM 處理連續依變項以外，兩者都可以處理類別依變項，在 SEM 稱為類別結構方程模式（categorical SEM 或 ordinal SEM），而 MLM 則是將廣義線性模式擴充到多層次廣義線性模式或是階層廣義線性模式（hierarchical generalized linear model, HGLM）。

將圖 1-1 的 X 與 Y 平面延伸到第三軸時間 Z ，在傳統的時間數列資料有時間數列迴歸，或是時間數列分析的自我迴歸整合移動平均模式（ARIMA）。在經濟與財務金融的時間數列分析，所蒐集的資料點或波次是相當多，不像組織管理與教育研究，要蒐集四波的重複觀測資料是相當艱難的工程，因此 MLM 與 SEM 在處理重複觀測資料仍然局限在不長的時間點上。在 MLM 上有成長模式（growth model），可以用一般的 HLM 來處理外，亦可以利用階層多變項線性模式（hierarchical multivariate linear model, HMLM）來處理帶有相關殘差項的自我迴歸模式。而在 SEM 方面，利用 CFA 的方法來處理重複觀測資料，稱為潛在成長模式（latent growth model），或是去估計殘差項自我迴歸或是移動平均的 SEM。

本研究計劃著眼在圖 1-1 中的右上角，在圖 1-1 的右上角是多層次測量模式（multilevel measurement mode），即是這兩個研究典範交集之處，在階層線性模式典範下有 Raudenbush, Roman 與 Kang (1991) 的多變項多層次的研究，在結構方程模式典範有 Muthen(1994)的多層次共變結構分析，在多層次模式中有多層次測量模式，在結構方程模式則有多層次驗證性因素分析，兩者都有相同的目的去探討當資料具有階層結構時，如何去進行個體層次與組織層次研究構念信效度的考驗，這也是當代兩個研究典範同時去研究相同的議題。從最近的研究可以發現，多層次驗證性因素分析是目前組織管理在多層次研究中最熱門的信效度分析模式(Waldman, Carter, & Hom, 2012)，Huang 與 Weng(2012)更探討多層次架構下重複觀測資料的信度估計。

二、研究目的

值得一提的是，在圖 1-1 中結構方程模式有的但多層次模式沒有的應用方法是多群體分析。多群體分析在社會科學研究中是相當重要的研究方法，兩個獨立樣本 t 檢定就是最簡單的多群體分析，探討兩個母體的平均數是否有差異的方法，如果 t 檢定的結果不顯著，代表兩個母體所關心的研究變項的平均數是相等的意思。在進行兩個獨立樣本平均數差異檢定之前，必須先檢測兩個母體研究變項的

變異數是否相等，方能計算樣本的合併變異數 (pooled variance)，作為 t 檢定統計量的分母之用，所以最簡單的兩個獨立樣本平均數的差異 t 檢定即具有多群體分析的恆等性特性 (invariance or equivalence，國內有些學者將 invariance 翻譯成恆等、將 equivalence 翻譯成對等，本研究並未進一步區分)。多群體的分析在教育與心理計量的研究格外重要，以項目反應理論 (item response theory, IRT) 為例，主要探討兩個群體他們在相同的能力下答對題項的機率是否相等，也就是所謂的差異試題功能 (differential item function, DIF)。當兩個能力相同但不同背景的學生，這個不同背景可以是性別、可以是種族、可以是城鄉等，當他們在相同試題上答對的機率是不同時，即代表這個試題具有 DIF，兩個不同背景但相同能力的人在這一題的表現不同，就反應出試題的不公平性(余民寧，2009)，如果這些題項用在人員甄選或是入學考試的篩選，公平性是一大挑戰。多群體的測量模式分析，類似 IRT 的 DIF 分析，在驗證性因素分析是反應在測量恆等性上。當一組相同的題項在兩個不同群體的驗證性因素分析上是呈現測量不恆等時，即代表這組測量題項在這兩群受試者上是測量到不同的構念，即對不同群體來說所測量的這一組觀察變項意味著是不同的意義，那麼對於研究的發現若有差異時就會有相當大的問題存在，研究結果的差異到底是來自真實態度或研究構念上的差異、還是來自這兩個群體對觀察測量變項的不同心向反映而來(Cheung & Rensvold, 2002)，這在跨文化的比較研究上是相當重要欲探討的課題。在結構方程式的多群體(以兩個群體為例)欲研究的目的是兩個不同的群體，他們在研究架構上的迴歸係數或是結構係數是否相同，反應研究構念間的影響關係在不同群體間是否一樣。但是在進行多群體的結構方程模式之前，多群體測量模式的恆等性則必須先成立，否則研究結果若是不恆等或是有差異時，研究者就無法知道這個差異是來自兩群體測量恆等性上的問題，還是兩群體結構係數上的不同。

結構方程模式或是驗證性因素分析的多群體分析研究在最近十年來相當多，即代表多群體分析的重要性，其多群體的範圍小則到一般性別有關男女在測量題項構念是否一樣，大則到跨文化相同構念的比較，所以多群體分析就是一種異質性的分析，幾乎在有關結構方程模式的專書介紹中都有多群體分析的比較這個章節(Shumacker & Lomax, 2010)。在組織管理的研究中，很重要的是員工是巢套於公司底下，首先這種階層結構使得傳統驗證性因素分析不能使用；此外在組織氛圍裡，員工在組織管理所探討的個體層次構念則必須重新定義與分析，所發展的多層次驗證性因素分析是每個組織或是公司底下的員工在個體層次的研究構念上是恆等性的假設，這個假設相當的強。換言之，在進行 multilevel CFA 前，先必須驗證各個組織或是公司間的測量恆等性。除此之外，在組織管理研究中，當在公司或是組織層級之上有不同的產業特徵時，或是在公司或是組織層級之下有不同的類型的員工時，這個多層次的測量模式如何進行多群體分析與資料分析結果後的推論，是新的研究議題與重要的實務課題。因此，本研究計畫的目的如下所示：

- (一) 如何進行多層次測量模式的多群體分析；
- (二) 在多層次驗證性因素分析中，如何驗證不同群體在個體層次因素結構的恆等性；
- (三) 在個體層次與組織層次不同構念下，如何進行多層次測量模式的多群體分析；

第一個與第二個目的是統計分析上的技術，配合研究目的三，在組織管理的多層次研究中，有組織層次與個體層次的研究構念，但這些構念的題項設計在組織層次與個體層次是不同的。一般在組織層次構念的題項設計是屬於每個組織員工共享的，因此是採取參考遷移的設計方法，此時所聚合的組平均數是有意涵，但相對的受試者資料是較沒有意義的；反之，在個體層次構念的題項是針對受試者而言，但因為巢套的關係，聚合的組平均數是較沒有意義的。這是文獻上多層次研究構念意義的遷移(Snijders & Bosker, 1999)，在多層次測量模式的研究中是不能被忽略的部份。如果只拿一份多層次研究所蒐集的資料，要利用多層次驗證性因素分析同時萃取組織層次與個體層次的構念可能不是正確的做法，因此在不同層次構念下如何進行多層次測量模式的多群體恆等性比較是本研究計劃的主要目的。

貳、相關文獻探討與評析

本研究計劃的相關文獻探討，依序整理多層次測量模式與恆等性的重要文獻，第一部份主要是 Raudenbush, Roman 與 Kang(1991)和 Muthen(1994)的文獻為主，並比較之間的差異；其次第二部份是多群體分析的恆等性比較，首先以單一層次測量模式驗證性因素分析為主，然後是多層次測量模式的組間與組內因素結構，最後是測量恆等性的比較。

一、多層次測量模式

自從階層線性模式或多層次模式(multilevel modeling, MLM)軟體 HLM 與 MLwiN、以及 SPSS 的 Mixed 模組與 SAS 的 Proc Mixed 程序等統計軟體發行以來，過去許多多層次研究違反獨立性的問題迎刃而解。同時，國內許多學者也紛紛利用跨層級的方法(例如以年代排列：林鈺琴與彭台光，2006；林鈺琴，2007；邱皓政與溫福星，2007；彭台光與林鈺琴，2008；蔡維奇與紀乃文，2008；韓志翔、江旭新與楊敦程，2009；蔡維奇、陳建丞、陳皓怡與宋立國，2009；鄭伯璫、林姿蓁、鄭弘岳、周麗芳、任金剛與樊景立，2010；王正慧、嚴佳代與黃同圳，2011；溫金豐、林裘緒與錢書華，2011；陳嵩、陳光偉與李佩芬，2011；蕭婉鎔與黃同圳，2012；鍾瑞國與張婉玲，2012；廖國鋒與周怡嘉，2013等)以檢視組織層級的解釋變項直接對個體層級結果變項的影響，或是組織層級的解釋變項與個體層級解釋變項對結果變項的跨層級交互作用。由於社會科學研究因集群抽樣而使得資料具有階層結構，這種結構是受試者與其所屬組織的鑲嵌(embedded)關係所組成，此形成了脈絡效果(contextual effect)。因此，當研究的每一組織單位有多名受試者接受問卷調查時，此時研究變項的組內相關係數(ICC(1))都會不低，代表了結果變項的個體差異有顯著的組織間效果，此時利用一般最小平方(ordinary least squares；OLS)估計法進行迴歸分析，因忽略組間的效果，容易導致迴歸係數估計值的標準誤過小，產生型 I 錯誤率膨脹的問題，導致容易推翻虛無假設。因此在考慮這個資料非獨立性問題時，則必須選擇 HLM 或 MLM 軟體來分析，研究結果才不會失準(彭台光與林鈺琴，2008；溫福星與邱皓政，2009)。因此，MLM 或 HLM 的目的是解決在嵌套設計下資料具相關問題的迴歸分析。

(一)多層次驗證性因素分析

經常用來檢測研究構念效信度的分析方法：探索性或驗證性因素分析以及內部一致性，其基本假設也來自於獨立的受試者下所蒐集的資料，因此一旦有階層結構的多層次資料，以 EFA 或 CFA 來檢驗個體層級構念的效信度，和用最小平方迴歸分析去分析多層次資料一樣，有型 I 錯誤率膨脹、容易拒絕虛無假設的結果，以及高估因素負荷量的情形。因為個體層級受試者是內屬於組織內，所以組織環境的特性造成相同組織內的受試者資料易產生相關，而非服從獨立性假設。因此，Goldstein 與 McDonald(1988)、Longford 與 Muthen(1992)、McDonald 與 Goldstein(1989)、Muthen(1989,1990,1994)就提出了兩層/多層次結構方程模式(multilevel structural equation modeling)來驗證組內(within group)因素結構與組間(between group)因素結構的問題。國內學者黃芳銘與溫福星(2007)、邱皓政(2008)、李仁豪與余民寧(2008)也分別進行多層次驗證性因素分析，與多層次結構方程模式的實證研究，而溫福星(2008)也整理相關的潛在多層次模式，說明了在階層結構下的資料分析方法。由此可知，當學者在研究多層次結構方程模式時，會同時考慮組內與組間因素結構的差異，但在跨層次研究探討個體層級研究變項時，仍用傳統的結構方程模式以整體樣本的變異數共變數矩陣來進行 CFA 或 EFA，去估計違反獨立性的整體因素結構，以及忽略進行組間變異數共變數矩陣的調整，應以組內變異數共變數矩陣進行分析，方能代表個體層級受試者研究變項的因素結構。

有關嵌套資料的多層次驗證性因素分析首先由 Muthen(1990,1991,1994)以 Mplus 軟體的前身 LISCOMP (Muthen,1987)進行示範分析，根據 Muthen(1994)的多層次結構方程模式圖 2-1 結構，母體的 Σ_T 可以分解為 Σ_B 與 Σ_W 相加， Σ_W 為個體層級變異數共變數矩陣或是組內變異數共變數矩陣，而 Σ_B 為組織層級或是組間變異數共變數矩陣。

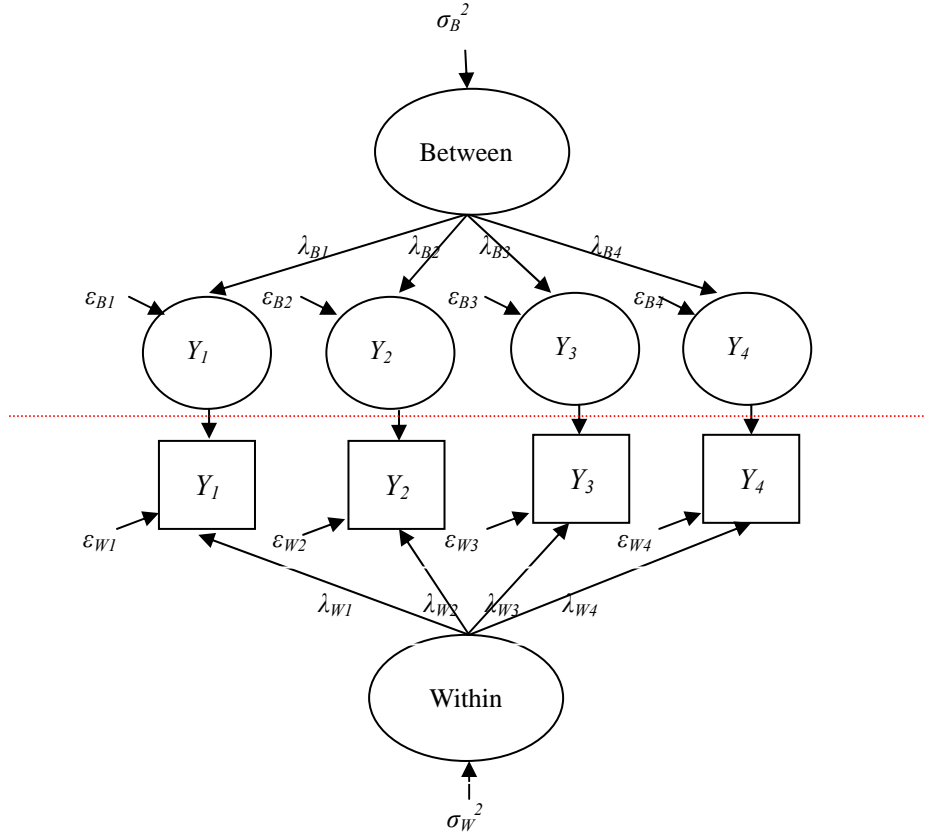


圖 2-1 多層次驗證性因素分析架構圖

Σ_B 與 Σ_W 相對應的樣本變異數共變數矩陣分別為 S_B^* 與 S_{PW} ，其公式如下：

$$S_B^* = \frac{1}{G-1} \sum_{j=1}^G \sum_{i=1}^{n_j} (\bar{Y}_j - \bar{Y})(\bar{Y}_j - \bar{Y})^T \quad (1)$$

$$S_{PW} = \frac{1}{N-G} \sum_{j=1}^G \sum_{i=1}^{n_j} (Y_{ij} - \bar{Y}_j)(Y_{ij} - \bar{Y}_j)^T \quad (2)$$

G 為組數， N 為總樣本數為各組樣本數 n_j 相加。 P 為變項個數， Y_{ij} 、 \bar{Y}_j 與 \bar{Y} 皆為 $P \times 1$ 向量，分別代表個體層級受試者的變項向量、各組織平均變項向量與總平均變項向量，而 Σ_W 的不偏一致估計量為：

$$\hat{\Sigma}_W = S_{PW} \quad (3)$$

當 $n_j = n$ 時，則 Σ_B 的不偏估計量為：

$$\hat{\Sigma}_B = \frac{1}{n} (S_B^* - S_{PW}) \quad (4)$$

當 n_j 不相等時，Muthen(1994)提出修正的共同組內樣本大小為：

$$n' = \left(N^2 - \sum_{j=1}^G n_j^2 \right) (N(G-1))^{-1} \quad (5)$$

由於組內只涉及多層次研究中個體層級研究變項的變異數共變數矩陣，因此可以不經過修正直接拿樣本的 S_{PW} 來進行 CFA，因為 S_{PW} 為 Σ_W 的不偏一致估計量，所以個體層級變異數共變數矩陣可以拆解為組內因素結構與組內獨特變異兩個部份，同理組織層級變異數共變數矩陣可以拆解為組間因素結構與組間獨特變異兩個部份：

$$\Sigma_W = \Lambda_W \Phi_W \Lambda_W^T + \Theta_W \quad (6)$$

$$\Sigma_B = \Lambda_B \Phi_B \Lambda_B^T + \Theta_B \quad (7)$$

多層次因素分析本身就是屬於一個多群體的比較，有很強的假設，特別是在組內或是個體層次，它是由許多的公司或組織內的員工所組成，但假設每個公司在個體層次測量模式是恆等的情況下。換言之，個體層次因素結構的假設如下：

$$\Sigma_{W_1} = \Sigma_{W_2} = \dots \Sigma_{W_G} = \Sigma_W \quad (8)$$

個體層次的測量誤變異數也是如此。此外，透過組平減的關係，在個體層次的測量模式沒有截距項，而在組織層次的測量模式則有各組織各測量題項聚合的組平均數，因此在多群體恆等性比較上，個體層次沒有截距項這一部份。

(二)多層次測量模式

除了 Muthen(1994)的多層次驗證性因素分析外，Raudenbush, Roman 與 Kang(1991) 也提出多層次測量模式，但他們是以古典測量理論為基礎所發展的真分數模式，如圖 2-2 所示。除了利用多層次研究的原始資料進行 CFA 會違反資料的獨立性外，以 Crobnach's alpha 來計算多層次資料結構的內部一致性信度係數也是不正確的做法，Kamata, Bauer 與 Miyazaki(2008)認為以整體樣本來進行 Crobnach's alpha 係數的計算會有高估的情況，必須將屬於組織層級的變異數與共變數去除，以屬於真正個體層級的變異數與共變數來計算。因此，在多層次下個體層級屬於受試者研究構念的信度，會較以整體單一層級樣本所計算的信度要低。因為個體層次受試者的結果變項基本上是由兩部份所組成：組織層次與個體層次，以階層線性模式的零模型或是以隨機效果的單因子變異數分析來說明：

$$y_{ij} = \mu + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

假設方程式(9) y_{ij} 為組織員工的自評結果變項，例如是組織公民行為的觀察變項，這個分數包含了三個組成，分別為所有受試者的總平均 μ 、各個組織內氛圍的系統性變異 α_j 以及受試者獨特的部分 ε_{ij} 。 ε_{ij} 稱為組內誤差、 α_j 稱為組間誤差，在變異數分析下 α_j 由 $\bar{y}_j - \bar{y}_{..}$ 來估計、 ε_{ij} 由 $y_{ij} - \bar{y}_j$ 來估計，所以以 y_{ij} 進行CFA將混淆了 α_j 與 ε_{ij} ，真實受試者的評價應該是組內誤差的部分，也就是各個結果變項須經組平均平減後的結果，方能代表多層次研究下，扣除了組織氛圍共同影響的效果後，真實反應個體層次受試者組織公民行為的獨特部分。基於這個原理，方程式(2)的部分即是組平均數平減的修正，以反應個體層次的組內變異數共變數矩陣。其研究架構圖如圖2-2所示：

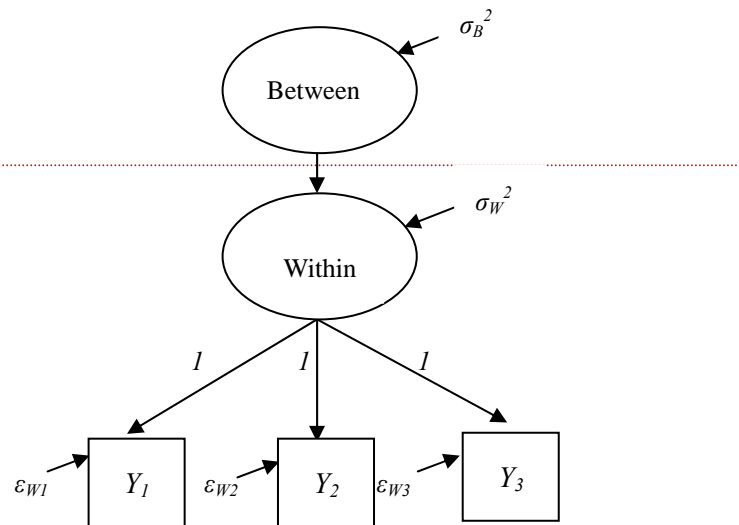


圖 2-2 階層線性模式下的多層次測量模式架構圖

同理，Raudenbush與Bryk(2002)以及Kamata, Bauer與Miyazaki(2008)利用HLM軟體，針對多層次階

層結構下的資料，估計其組間變異數、組內變異數與題項變異數的方式，進行傳統單一層次下Cronbach alpha內部一致性信度係數的校正，其HLM混合模式(mixed model)如下：

$$y_{ijk} = \gamma_0 + \gamma_2 D_{2ijk} + \gamma_3 D_{3ijk} + v_k + u_{jk} + r_{ijk} \tag{10}$$

方程式(10)是以三題結果變項為例的三層HLM分析，*i*代表題項、*j*代表受試者、*k*代表部門或組織，其中 *D*_{2ijk} 與 *D*_{3ijk} 代表第2題與第3題的虛擬變項，所以 γ_0 為第1題的總平均數、 γ_2 為第2題總平均數與第1題總平均數的差距、 γ_3 為第3題與第1題總平均數的差距(此為古典測量理論的 essentially tau-equivalence假設之一)。此外，*v*_{*k*} 與 *u*_{*jk*} 分別代表組間與組內的隨機效果，*r*_{*ijk*} 為題項的測量誤差，其組間、組內隨機效果與題項測量誤變異數分別為 σ_v^2 , σ_u^2 與 σ_r^2 ，根據Raudenbush與Bryk(2002)以及Kamata, Bauer與 Miyazaki(2008)的樣本平均數的信度(reliability of the sample mean,或是intraclass correlation coefficient(2)；ICC(2))定義為：

$$ICC(2) = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \frac{\sigma_r^2}{I}} \tag{11}$$

上式*I*為題項數，在沒有組織部門層次時，公式(11)即為一般的Cronbach alpha係數，當存在組織部門層次時，此即為調整組間變異數後的Cronbach alpha係數。由於方程式(10)是利用原始資料進行三階層的隨機效果估計(組織、組織成員與題項)，為了讓軟體減少組間組織部門變異數的估計，降為兩層一般受試者與題項間的關係，利用對原始資料進行各個變項組平均數平減，即去除了組間變異數的部分，方程式(10)與(11)即可變為兩層結構一般單層次分析的內部一致性係數。

(三)兩個方法的比較與評析

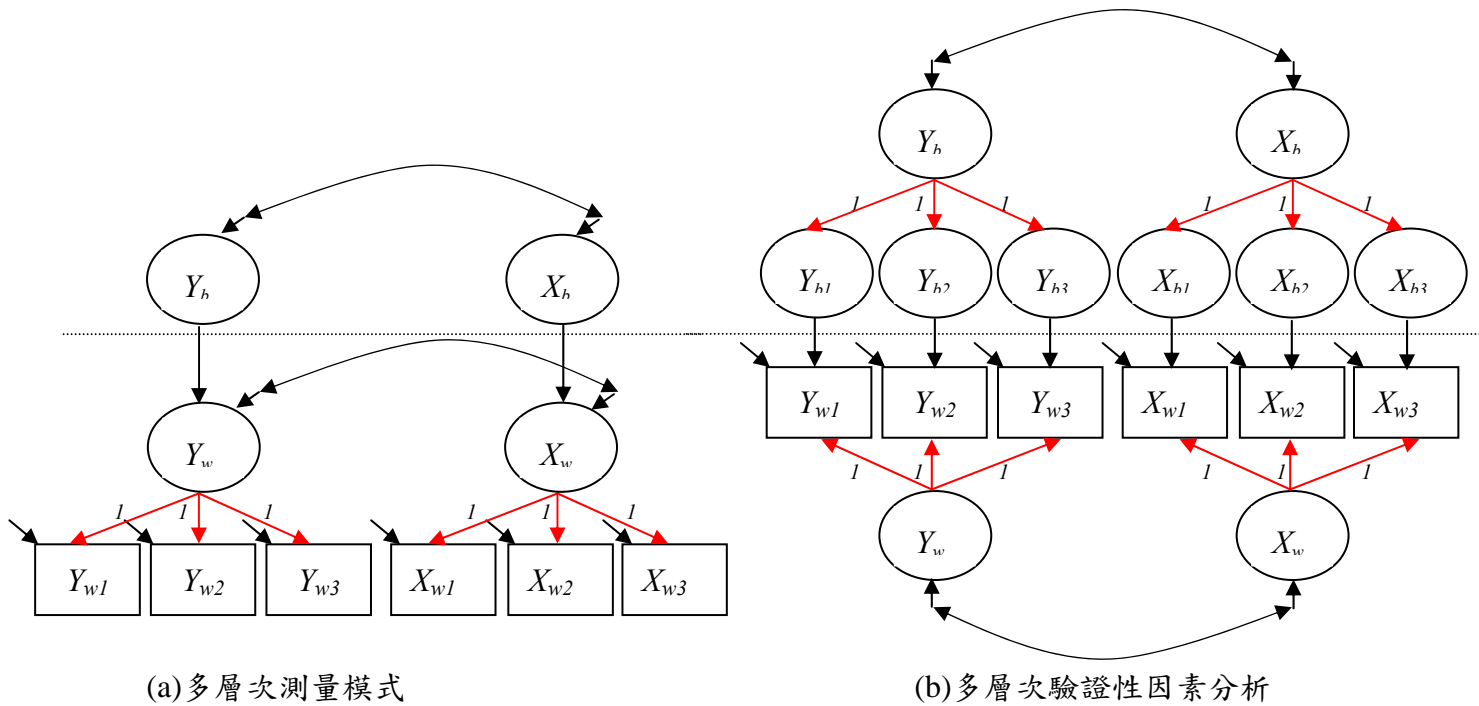


圖 2-3 MLM 與 Multilevel CFA 分析架構的比較

如果將 Raudenbush, Roman 與 Kang(1991)的方法與 Muthen(1994)的方法一起比較，我們可以將 Raudenbush, Roman 與 Kang 的圖 2-2 架構圖以圖 2-1 的方式來呈現，如圖 2-3 所示。圖 2-3 中的(a)是階層線性模式下的多層次測量，(b)是以多層次驗證性因素分析來呈現多層次測量模式，在兩個個體層次與組織層次的構念下，可以看出他們之間的差異。Raudenbush, Roman 與 Kang 的多層次測量模式是假設在古典測量理論下，因此每個題項的因素負荷量都相等的條件，例如是圖 2-3(a)與(b)的 1。此外，組

織層次的組間因素結構與組內因素結構相同，也就是上下因素結構恆等條件下的結果(此部份在下一節介紹)，而且不存在組織層次的測量誤。換言之，組織層次的構念的測量是在完美的情況下，或是組織構念信度為 1 的結果。

從圖 2-3 的(a)與(b)的比較，可以發現雖然兩組學者發展的多層次測量時間與觀點不同，但在圖示下可以看出 Cronbach's alpha 的內部一致性信度數如何在多層次模式下被修正，以及 Raudenbush, Roman 與 Kang 的多層次測量模式可以用 Muthen(1994)的方法來呈現與估計，也就是圖 2-2 是圖 2-1 下的一個特殊模式，因此本研究計畫的方向則是以多層次驗證性因素分析為研究主軸，探討多層次模式多群體分析的測量恆等性比較。

二、多群體分析測量恆等性比較

簡單來說，測量恆等性是指評估工具或是最後潛在變項的呈現在不同群體間具有相同的測量資訊(Selig, Card, & Little, 2008)。以下即整理相關的多群體分析或是恆等性比較相關與重要的文獻：

(一)、單一層次多群體分析恆等性

有關於測量恆等性的定義有不同學者提出，例如 Johnson(1998)認為這個測量恆性有兩種類型，一種為解釋性上的恆等(interpretative equivalence)，另一種為程序性上的恆等(procedural equivalence)。解釋性上的恆等是屬於概念性恆等的問題，也就是不同群體之中測量的構念是具有相同的意義，而程序性上的恆等是指測量題項與測量程序在不同群體之間是恆等的意思，主要是從理論構念在測量尺度上的恆等。另外，Van de Vijver 與 Leung(1997)針對程序上的恆等區分出三類具有先後順序或是層次上的恆等性比較，首先是潛在變項的恆等(construct equivalence)，所強調的是對不同的群體而言，測量工具是測量相同的潛在構念或特質；在往上一層的是測量單位的恆等(measurement unit equivalence)，也就是對不同群體來說，測量工具的單位是相同的；最高層次的恆等性是測量值的恆等(scalar equivalence)，或是稱為整個測量分數的可比較性(full score comparability)，當這個層次的測量恆等性通過，研究者可以直接對不同群體所獲得的分數進行比較。Hui 與 Triandis(1989)在跨文化的比較研究中，將恆等性區分為四種，依序為概念性或功能性的恆等(conceptual/functional equivalence)、構念操作性上的恆等(equivalence in construct operationalization)、項目上的恆等(item equivalence)、以及測量值的恆等(scalar equivalence)。

Bollen(1989)認為測量恆等性的比較牽涉到兩個面向，一個是模式型式的恆等性、另一個是模式參數的恆等性。Bollen 建議在進行多群體比較分析時，可以依據其研究者理論或是研究目的來決定，是要比較模式型式或者是測量模式上某些參數的不同。他提出了檢定模式型式與模式參數相等的一種可能檢定順序程序，這個檢定順序第一為模式型式的恆等，表示在兩個群體的因素結構、測量誤結構與潛在變項間變異數共變數結構具有相同的面向，以及相同型式的固定參數、自由估計參數與限制參數個數；第二為兩個群體有相同的因素結構，包含相同的因素負荷量參數；第三是兩個群體有相同的因素負荷量參數外，尚包含有相同的測量誤變異數參數；第四是兩個群體具有相同的因素負荷量參數、相同的測量誤變異數外，還具有相同的潛在變項間變異數與共變數參數。

Little(1997)則提出另外不同的兩種類型恆等性，第一種類型恆等性是用來處理測量尺度上的心理特質、能力或是潛在變項，包括了構形或形貌恆等(configural invariance)、尺度恆等(metric invariance)、測量誤恆等(measure error invariance)、以及數值恆等(scalar invariance)。第二種恆等類別則牽涉到潛在變項間的特徵，分別是兩個群體的潛在平均數、潛在變項的變異數與潛在變項的共變數的恆等。而 Millsap(2011)的多群體分析恆等性有三種，分別為構形恆等(configural invariance)、尺度(metric invariance)與數值恆等(scalar invariance)，構形恆等相當於在驗證性因素分析中有 0 因素負荷量的題項在多群體間都一樣，尺度恆等與數值恆等就是 Meredith(1993)的弱式因素恆等與強式因素恆等，尺度恆等方能進行因素變異數與結構方程模式結構係數的比較，數值恆等才可以進行因素平均數數與因素截距項在多群體間的比較。

Muthen 與 Asparouhov(2013)將 Millsap(2011)的三種恆等性以方程式來表示時，構形恆等是因素模式的截距項與因素負荷量在兩個群體間不同，也就是這兩個參數存在下標 j 代表不同的群體；尺度恆

等則是因素負荷量沒有下標 j ，而數值恆等則是截距項與因素負荷量都沒有下標，代表所有群體都有相同的截距項參數，即所謂的恆等性。在因素的平均數與變異數方面，構形恆等無法比較因素平均數與因素變異數，所以將所有群體的因素平均數設為 0 與變異數設為 1；尺度恆等因為有相同的因素負荷量，所以因素變異數可以在群體間比較；而數值恆等因為個群體間有相同的截距與因素負荷量，所以可以比較群體間的因素平均數與因素變異數。

Fontaine(2005)將測量恆等性區分為四個層級，分別為函數恆等(functional equivalence)指相關構念間的關聯相似、結構恆等(structuralequivalence)指測量工具的內部結構一樣、尺度恆等(metric equivalence)指構念分數是可以比較的，也就是潛在變項與題項關係是一樣、以及測量分數恆等(full scoreequivalence)指單一變項可以直接比較，測量分數的標準值，也就是分數的原點或是截距項。而對應不恆等的結果可以區分為不同的偏誤(bias)，依序為構念偏誤(construct bias)、構念無法呈現偏誤(construct underrepresentation)、方法偏誤(methods bias)與題項偏誤(item bias)。

表 2-1 各種不同測量恆等性的模式與意義

模式	恆等性假設	恆等名稱	恆等性假設的意義
1	$H_{form} : \Sigma^{(1)} = \Sigma^{(2)}$	形貌/構形恆等	兩個群體有相同個數的潛在變項，每個潛在變項有相同個數的測量觀察變項，測量模式的架構相同。
2	$H_{\Lambda} : \Lambda^{(1)} = \Lambda^{(2)}$	潛在變項層次 尺度恆等	整體上，觀察變項與潛在變項之間的斜率關係或是因素負荷量在兩群體間是相同，即是因素組型相同。
3	$H_{\lambda} : \lambda_{ij}^{(1)} = \lambda_{ij}^{(2)}$	觀察變項層次 尺度恆等	兩個群體潛在變項 j 對觀察變項 i 的斜率或因素負荷量是相同的。
5	$H_{\Lambda, \nu} : \tau_i^{(1)} = \tau_i^{(2)}, \forall i,$	截距恆等	兩個群體所有觀察變項在對應相同的因素負荷量下，所有觀察變項的平均數在兩個群體間是相同的。因為假設所有潛在變項的平均數為 0，因此截距項即為觀察變項的平均數。
4	$H_{\Lambda, \Theta_{\delta}} : \Theta_{\delta}^{(1)} = \Theta_{\delta}^{(2)}$	殘差變異數恆等	在測量尺度恆等下，兩個群體皆有相同的內部因素結構，所有潛在變項對觀察變項的影響相同，且測量誤的變異數也相同，反應兩個群體測量具有相同的測量品質(信度)。
6	$H_{\Lambda, \Phi} : \Phi_{jj}^{(1)} = \Phi_{jj}^{(2)}, \forall j$	潛在變項變異數恆等	兩個群體觀察變項在對應相同的因素負荷量下，其所有共同潛在變項的變異數相等。
7	$H_{\Lambda, \Phi} : \Phi_{jj'}^{(1)} = \Phi_{jj'}^{(2)}$	潛在變項共變異數恆等	兩個群體觀察變項在對應相同的因素負荷量下，其所有共同潛在變項的共變異數相等。
8	$H_{\Lambda, \nu, \kappa} : \kappa_j^{(1)} = \kappa_j^{(2)}, \forall j$	潛在變項平均數恆等	兩個群體觀察變項在對應相同的因素負荷量下，其所有共同潛在變項的平均數相等。這個潛在變項平均數的估計取決於觀察變項的截距項是否恆等。

註：本表以兩個群體為例，以上標加括弧表示， i 為題項、 j 為構念。修正自黃芳銘(2008)。

從以上的恆等性分析的文獻整理，整體而言過去的研究在檢定測量恆等性大都會牽涉八個測量恆

等性的比較，其中五個是屬於測量層次的恆等性比較，也就是測量題項與研究構念或潛在變項之間的關係，有三個是屬於潛在項層次的恆等性比較。根據 Cheung 與 Rensvold (2002)與黃芳銘(2008)的研究，將其測量恆等性的假設以表 1 呈現。表 2-1 中的模式 1 稱為構形或是形貌恆等，這是指測量模式潛在變項對觀察變項影響的架構圖形式對不同群體間是相同的建構模式，當測量模式的形貌恆等時，表示兩個群體對該測量模式所建構的潛在變項也相同，且每一個潛在變項對所連結影響的觀察變項在兩群體間也一致(Meredith,1993)。有時候有些因素或一些理由會造成形貌恆等不被支持，主要是來自群體間知覺的構念是有文化相依，若一個國家內若存在不同種族或不同文化族群，這種形貌不恆等的現象最容易發生(Tayeb,1994)。當形貌不恆等時，亦即觀察變項間的變異數共變數矩陣不是相等的情況，此時可以透過不斷的設限假設來找出不相等的部份或來源。當形貌恆等時，那麼代表觀察變項的變異數共變數矩陣是相等的情況，可以將其視為單一群體來分析(Byrne,1998)。但是，有些學者則認為這樣形貌恆等的全包式整體的檢定，認為不同群體間的變異數共變異數矩陣相等，並不表示內部結構的特殊測量的因素負荷量或結構參數會相等，反之當兩個群體之間的變異數共變數矩陣不等時，也未必表示內部結構的特殊測量的因素負荷量或結構參數是不相等(Byrne,1988;Joreskog,1971)。不過，一般在多群體分析測量恆等性的檢定過程，如果要能夠往更嚴格的恆等性走，形貌恆等性的假設是必須先成立。

模式 2 稱為潛在變項層次的尺度恆等，此是用來檢定潛在變項對所有連結的觀察變項的因素負荷量或迴歸係數完全相等。許多學者認為此一假設的檢定是多群體分析測量恆等性最基本的要求，Meredith(1993)、Widaman 與 Reise(1997)稱此種檢定為「弱因素恆等性(weak factorial invariance)」，若因素恆等性如果檢定被支持，就表示不同群體間所對應的所有因素負荷量都相等。如果模式 2 不被支持，即代表有些部份的因素負荷量在兩個群體間是不相等的，有些觀察題項的因素負荷量在兩個群體間是一樣的，則模式 3 進一步檢定其某一特定的觀察變項其因素負荷量在兩個群體間是否相等。換言之，模式 2 不成立時，利用模式 3 是對個別的因素負荷量進行恆等性的比較。模式 2 可以說是所有因素負荷量全包式的恆等性比較，模式 3 是個別因素負荷量的恆等性檢定。模式 3 的目的是想瞭解影響整個模式 2 非恆等的個別來源，可以作為部份恆等性的檢定。

模式 4 是在檢定兩群體間殘差變異數或是測量誤變異數是否相等，Meredith(1993)稱為模式 2 與模式 4 為「嚴格因素恆等性(strict factorial invariance)」。影響殘差變異數或測量誤變異數的原因包含某一群體要比另一群體更熟悉測量量尺或是計分的形式，或是兩個群體對量尺的反應不同(Mullen,1995)。而 Malpass(1977)則認為當兩個群體生活上所使用的詞彙、文法、片語等不同時，也會造成殘差變異數或是測量誤變異數不恆等的情形。模式 5 則是檢定觀察變項在測量模式下，對潛在變項迴歸後的截距項是否在兩個群體間相等。從迴歸分析的定義，觀察變項的截距項是指當潛在變項值為 0 時所獲得的觀察變項，如果將潛在變項的平均數設為 0 時，則觀察變項的截距項就變為觀察變項的平均數。Meredith(1993)將模式 2、模式 4 與模式 5 的恆等性稱為「強因素恆等性(strong factorial invariance)」，而 Mullen(1995)則稱為測量值恆等。當這個恆等性檢定成立時，就表示兩個群體間原始分數對潛在變項迴歸的斜率迴歸係數與截距項是相等的條件，這也是未來在比較潛在變項平均數的一個先決條件，因為這樣的恆等性意味著測量尺度在不同群體間具有相同的操作型定義，因此可以互相比較潛在變項的分數(Cheung & Rensvold,2002)。

模式 6、模式 7 與模式 8 則是在潛在變項的層次，前面 5 個模式則是屬於測量層次或是測量層次與潛在變項層次的關係。一旦前面 5 個恆等性模式都成立時，探討模式 6、7 與 8 才有意義，或是在前面 5 個模式部份恆等性假設成立，方可進一步探討潛在變項層次的恆等性。潛在變項的恆等性包含了潛在變項的變異數、共變數以及潛在變項的平均數，模式 6、7 與 8 即探討這三種潛在變項特徵的恆等性。Cheung 與 Rensvold(2002)認為當群體之間對代表某種構念的潛在變項具有不同看法時，則模式 6 的潛在變項變異數恆等性會被拒絕。當潛在變項的變異數恆等性成立後，不同群體間潛在變項間共變數的恆等性比較才有意義，模式 7 相當於檢定兩個群體潛在變項間相關係數的恆等性(Byrne,1994; Marsh,1993)。模式 8 是用來檢定潛在變項平均數在不同群體間是否恆等，但在檢定模式 8 時則必須先確定該潛在變項在觀察變項的迴歸係數與截距項要在兩個群體間先恆等。

表 2-1 中的部份模式，例如模式 6 潛在變項的變異數恆等性或是模式 4 殘差變異數恆等，有時候所對應的潛在變項並非變異數都恆等，或是所有觀察變項的殘差變異數都恆等。有時我們會進一步去

探究到底哪些潛在變項的變異數或是哪個觀察變項的殘差變異數不相等，可以透過類似模式 3 去對部份潛在變項或是部分觀察變項設限相等，一一去檢視其他變項的測量參數恆等性檢定，找出部份恆等的條件來。如圖 2-4 即表示表 1 各種模式的恆等性圖示，以男女生為例，比較男女生的不同模式恆等性，以各種不同顏色來呈現。首先是模式 1，圖 2-4 中男生有 6 個觀察變項(方框表示)、兩個潛在變項(圓圈表示)，其中潛在變項 Y 對應觀察變項 Y 、潛在變項 X 對應觀察變項 X ，同樣女生如同男生的測量模式架構，所以觀察變項的變異數共變數矩陣形貌恆等。模式 2 是潛在變項層次尺度恆等，亦即男生與女生的所有對應的因素負荷量相完全相等，圖 2-4 中的藍色射線即代表這個恆等性。模式 4 是測量題項的殘差變異數恆等，此部份反映在圖中的黑色射線。模式 5 是測量題項的截距恆等，圖中是以三角形內有 1 的符號來表示，其箭頭是從三角形射向測量題項的紅色。模式 6 是潛在變項的變異數恆等，在圖中是兩個射向圓圈的棕色箭頭來表示。模式 7 是潛在變項間的共變數恆等，是以圖中粉紅色的雙箭頭來呈現。模式 8 是潛在變項平均數的恆等，同樣是以三角形 1 射向兩個圓圈潛在變項的紫色射線來說明。

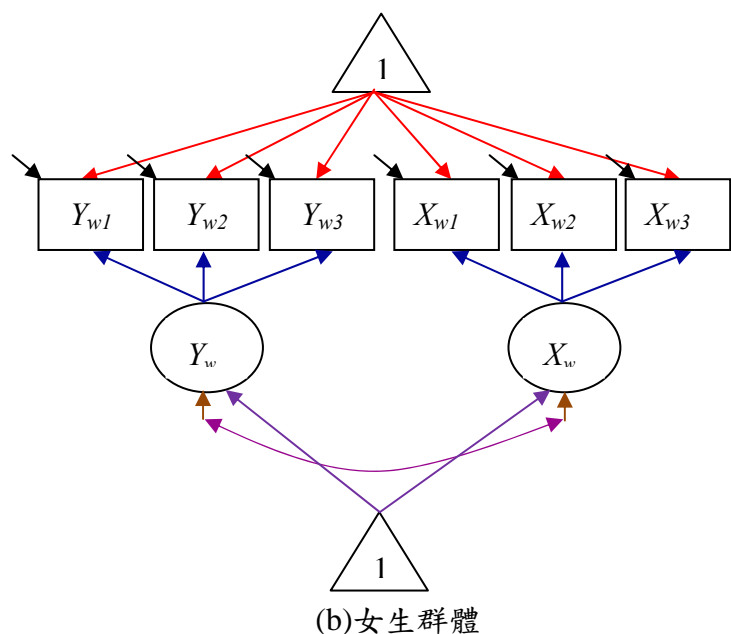
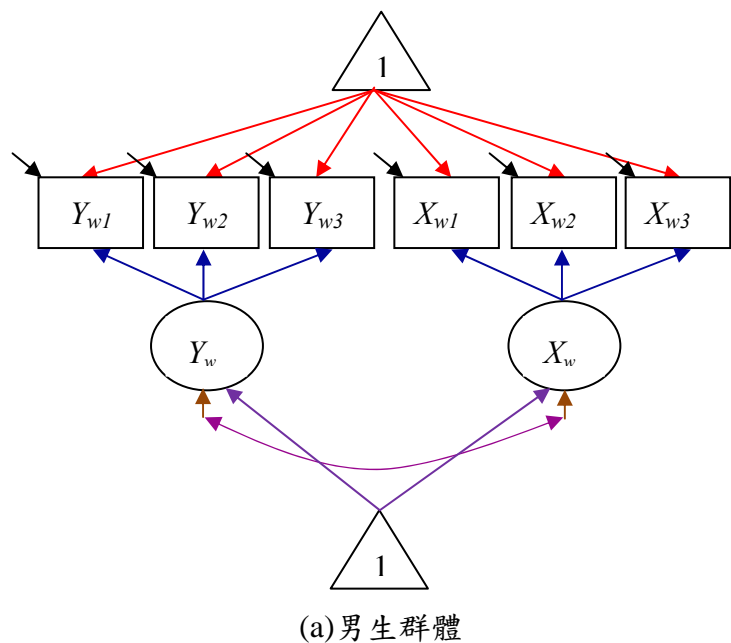


圖 2-4 多群體驗證性因素分析的各種恆等性模式圖示

參、研究設計

一、研究構念與研究架構

本研究的多層次問卷設計採組內與組間兩種不同類型的構念，組間構念為轉換型領導風格，分成四個次構念，分別為個別化關懷、智力啟發、願景提出與魅力領導。在組內或個人層次構念方面，分成組織公民行為、組織承諾、工作滿意與知覺主管支持四個，其中組織公民行為又分為3個次構面，分別為組織公益、人際利他、與角色內行為，而組織承諾也分成3個次構面，分別為留職承諾、價值承諾、與努力承諾。其各層次研究構念架構圖如圖 3-1 與圖 3-2 所示：

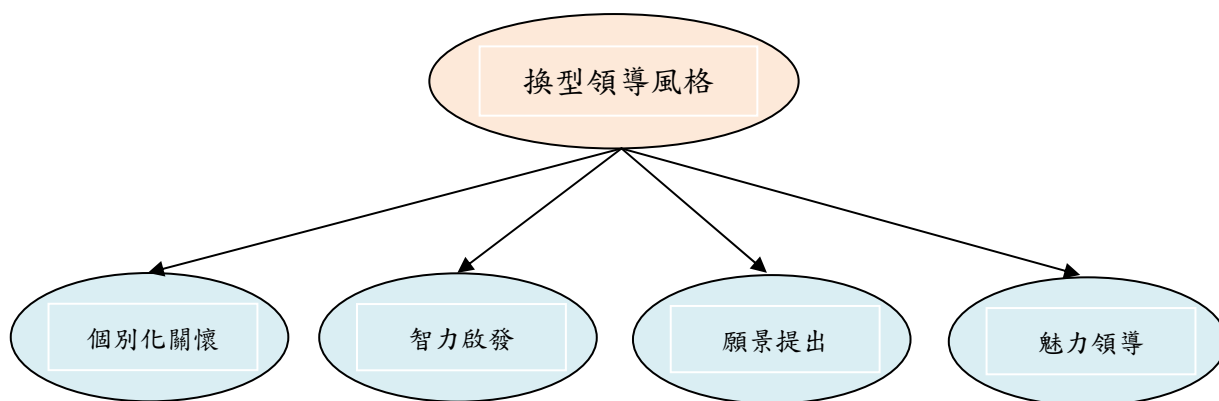


圖 3-1 組織層次研究構念架構圖

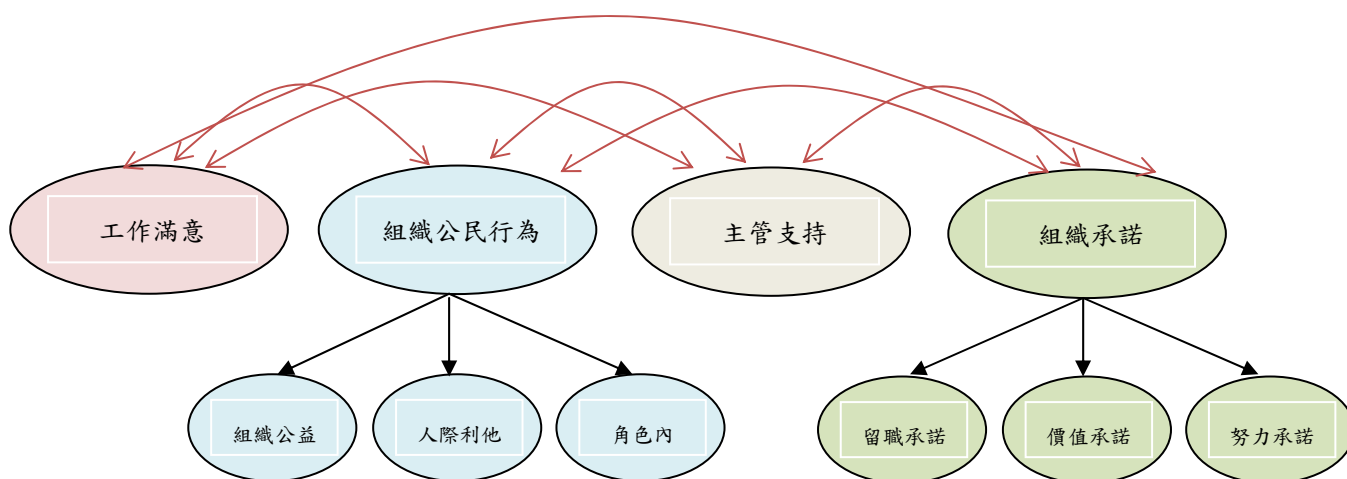


圖 3-2 個體層次研究構念架構圖

二、研究變項與問卷設計

1. 主管轉換型領導風格

Bass(1985)曾提出「魅力領導」、「個別化關懷」、「智力啟發」三個轉換型領導構面。Bennis與Nanus(1985)亦提出願景激發對組織的影響力，每位領導者都能設定令人佩服的目標與願景，並經由領導者強烈的意志力與全力以赴的個性，自然吸引部屬的注意，對部屬產生影響力、信心，並下定決心去行動。本研究採用Bass與Avolio(2000)所發展的MLQ量表，並參酌Bennis與Nanus(1985)、林維林(1996)之研究，將此變項分成「魅力領導」、「個別化關懷」、「智力啟發」及「願景提出」等四個構面題項。由於原始發展的各次構面題項太多，在編制量表時必須考慮刪題，太多題項可能會有些不好施測後果與CFA不適配的問題，適當題數的問卷方符合受試者作答意願，此部分將在預試時修訂至每個次構念有3至5題題項為原則。

2. 組織承諾

參酌Porter等學者(1974)之定義，將組織承諾視為組織成員對組織目標與價值觀之認同，並願意為組織付出額外努力，以協助組織達成目標的程度，可分為努力、留職、價值承諾等三個構面。其量表

參考Mowday等(1982)所編製之組織承諾問卷(Organization Commitment Questionnaire；OCQ)，此部分將在預試時修訂至每個次構念有3至5題題項為原則。

3.組織公民行為

組織公民行為是指員工基於自利動機所導引之行為，抑或發自內心無私對組織奉獻的利他行為，不論是以利己或利他為出發點，只要是有利於組織整體利益，都能為組織創造更大效益。本研究計畫引用Katz(1964)、McNeely與Meglino(1994)、Williams與Anderson(1991)及林鈺琴(2007)之三因子分類方法，分別為角色內行為、人際利他行為、組織公益行為等三構面，此部分將在預試時修訂至每個次構念有3至5題題項為原則。

4.工作滿意

Brian與Steven (2007)指出工作滿意度是一種態度，是個人在就業或留職時的重要參考因素。Robbins (2001)曾闡述員工的工作滿意度高，代表其對工作抱持正面態度，愈有利於組織績效之提昇。因為員工對工作持正面態度，熱愛他們的工作，則會對所屬的組織在態度上認同他們的公司及公司的目標。

5.知覺主管支持

Kottke & Sharkfinski(1988)提出的知覺主管支持構念來自先前Eisenberger等(1986)對於知覺組織支持的看法而延伸，知覺主管支持是指員工認為由直屬主管所獲得的支持，比由整個組織的支持所得到的多，員工感受到主管重視他們的貢獻，並且重視他們的福祉。本研究採用Kottke & Sharafinski(1988)所發展的知覺主管支持量表。

本研究的轉換型領導風格問卷，每個次構面由4個題項所組成，為了避免共同方法變異的影響，其中一個題項設計為反向題(彭台光，高月慈，林鈺琴，2006)。個人層次構念問卷方面，除了角色內行為與價值承諾這兩個次構念設計3個題項外，其他構念都有4個題項來衡量。此外，除了工作滿意與人際利他兩個構念沒有設計反向題外，其他構念與次構念都1題反向題。其各次構念問卷題項如表3-1與表3-2所示：

表 3-1 組織層次構念問卷題項

No	Item	Sub Construct	Wording
X1	我的主管讓我覺得只要我的工作成果符合要求，就有更好的發展機會	個別化關懷	
X2	我的主管了解我的需求，並且幫助我實現	個別化關懷	
X3	當我在工作上有好的表現時，我的主管不會給予任何讚美	個別化關懷	R
X4	對於那些較易被人忽視的部屬，我的主管會給予關切	個別化關懷	
X5	我的主管能使我知道什麼才是真正重要的事	智力啟發	
X6	我的主管能引導我重新思考一些我認為理所當然的想法	智力啟發	
X7	我的主管思想老舊，不易接受新事物	智力啟發	R
X8	我的主管具有敏銳的觀察力，能察覺真正值得思考的事物	智力啟發	
X9	我的主管使我對未來更加樂觀	願景提出	
X10	我的主管不太肯花太多時間，詳細說明本團隊的組織目標	願景提出	R
X11	我的主管讓我更有整體目標感	願景提出	
X12	我的主管帶領我們一起工作，達成令人振奮的遠景	願景提出	
X13	與我的主管共事，令我覺得驕傲	魅力領導	
X14	我相信我主管的能力與判斷力，足以克服任何困難	魅力領導	
X15	我的主管是一位能激勵、鼓舞部屬的人	魅力領導	
X16	我的主管通常會忽略同仁的建議，且不加以採納	魅力領導	R

註: Wording 為 R 者為該題項是反向題。

表 3-2 個人層次構念問卷題項

No	Item	Sub Construct	Wording
Y1	我覺得我的薪資能夠反映我在工作上的付出	工作滿意	
Y2	我滿意我服務單位所提供的福利	工作滿意	
Y3	我覺得我的工作是有意義的	工作滿意	
Y4	我對於單位的升遷機會感到滿意	工作滿意	
Y5	我覺得自己經常受到部門主管的激勵	主管支持	
Y6	公司主管會提供個人的進修機會	主管支持	
Y7	我的單位主管有擔當會負起最後的決策責任	主管支持	
Y8	我表現再好，公司也不會注意到我。	主管支持	R
Y9	我願意不拘形式提出建議，以利單位的改善	組織公益	
Y10	我會維護與捍衛本單位的形象	組織公益	
Y11	我對工作的投入與付出，超出單位所要求的標準	組織公益	
Y12	我會對工作上細微瑣碎的事情感到抱怨	組織公益	R
Y13	我願意將資訊與其他同仁一起分享	人際利他	
Y14	我對本單位內其他同仁，會給予高度的關懷	人際利他	
Y15	我願意幫忙本單位裡的新同仁，儘快適應環境並傳授經驗、解決問題	人際利他	
Y16	對那些忙不過來的同事，我願意主動幫忙	人際利他	
Y17	我會去達成工作所要求的績效水準	角色內行為	
Y18	我會忽略主管所重視的工作觀念與態度	角色內行為	R
Y19	我會依主管分派給我的工作項目，盡力達成任務	角色內行為	
Y20	為了要繼續留在本團隊服務，任何工作我都願意接受	留職承諾	
Y21	我認為目前服務的本團隊，是最好的單位	留職承諾	
Y22	決定繼續留在本團隊服務，顯然是錯誤的事	留職承諾	R
Y23	我很慶幸當年選擇進入本團隊服務	價值承諾	
Y24	我十分關心本團隊未來的發展	價值承諾	
Y25	我經常會將本團隊的利益，視為自己的利益而全力以赴	價值承諾	
Y26	繼續留在本團隊，不會有什麼好前途	價值承諾	R
Y27	在本團隊工作，使我能充分發揮自己的能力	努力承諾	
Y28	我願意多付出、多努力，以協助本團隊達到預期目標	努力承諾	
Y29	我對本團隊未來的發展，不抱有高度的期望	努力承諾	R
Y30	我常對我的朋友說，我所服務的單位是值得效勞的	努力承諾	

註: Wording 為 R 者為該題項是反向題。

三、多群體多層次構念分析策略

在 Mplus 軟體中，有關多群體多層次構念的多群體恆等性比較如圖 3-3 所示，圖 3-3 為假設組織層次與組內層次各有兩個研究構念，每個研究構念都由三個題項所組成，因此比傳統單一層次驗證性因素分析的多群體比較多出了組間層次的構念，但也少了組內層次截距項的恆等性檢定。這個多層次驗證性因素分析的組間與組內因素結構，都是從同一組的測量變項計算而得，經將單一層次的變異數共變異數矩陣拆解為組內與組間兩個變異數共變異數矩陣，再估計其參數而獲得。

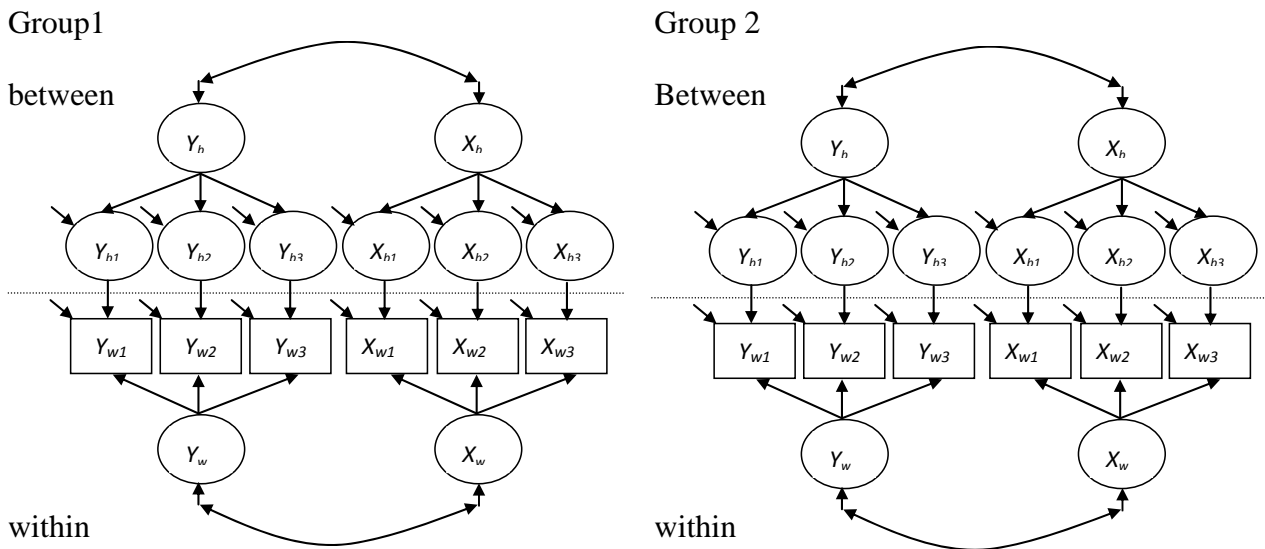


圖3-3 多群體多層次測量模式的恆等性比較架構圖

但在圖 3-3 的研究架構中，其多群體恆等性的估計目標函數如下所示：

$$F = G \left\{ \ln |\Sigma_w| + c \Sigma_B \right\} + \text{trace} \left[(\Sigma_w + c \Sigma_B)^{-1} S_B \right] - \ln |S_B| - t \Big\} + (N - G) \left\{ \ln |\Sigma_w| + \text{trace} [\Sigma_w^{-1} S_B] - \ln |S_{PW}| - t \right\}$$

上述適配函數 F 中包含兩個部分，分別為組間與組內的變異數共變異數矩陣，因此在估計參數時會受到兩個層次矩陣的研究架構設計所影響。換言之，在研究組內個人層次研究構念恆等性時，會受到組織層次研究構念的結構所影響，在研究組間層次研究構念恆等性時，會受到組內個人層次研究構念的結構所影響，也就是在適配函數 F 中視組間與組內互相影響。因此，本研究在組內個人層次驗證性因素分析時讓組間研究構念不估計，在組間層次時則讓兩個群體的組內研究構念結構自由估計，如下圖 3-4 所示：

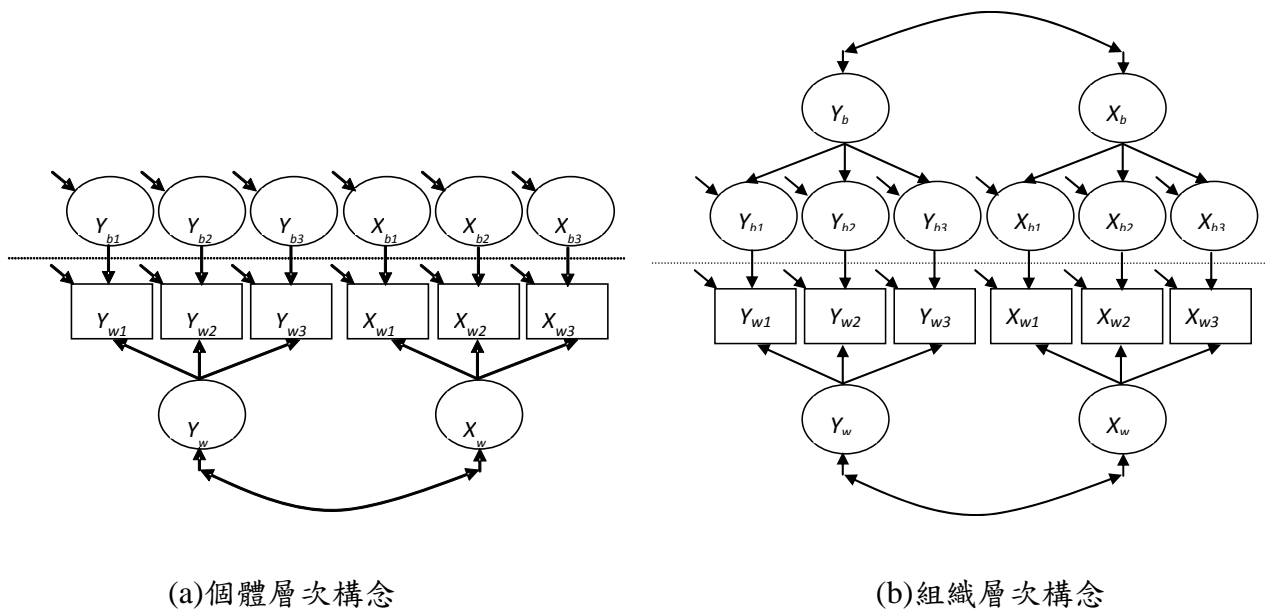


圖 3-4 本研究多群體比較分析架構圖

在多群體多層次驗證性因素分析的恆等性比較程序，搭配讀 3-4 以表 3-3 的模式程序來進行，以 Mplus 7.4 軟體作為多群體恆等性的分析工具，所採用的適配指標有卡方值、RMSEA、CFI、TLI、組內 SRMR 與組間 SRMR，並以兩個模式的卡方差異進行檢定，輔以 Cheung 與 Rensvold (2002) 的 ΔCFI 來

判斷比較。

表 3-3 組內與組間結構不同測量恆等性的模式比較

模式	恆等性假設	恆等名稱	組內驗證性因素分析	組間驗證性因素分析
1	$H_{form} : \Sigma^{(1)} = \Sigma^{(2)}$	形貌/構形恆等	V	V
2	$H_{\Lambda} : \Lambda^{(1)} = \Lambda^{(2)}$	潛在變項層次尺度恆等	V	V
3	$H_{\lambda} : \lambda_{ij}^{(1)} = \lambda_{ij}^{(2)}$	觀察變項層次尺度恆等	V	V
4	$H_{\Lambda, \nu} : \tau_i^{(1)} = \tau_i^{(2)}, \forall i,$	截距恆等		V
5	$H_{\Lambda, \Theta_{\delta}} : \Theta_{\delta}^{(1)} = \Theta_{\delta}^{(2)}$	殘差變異數恆等	V	V

註：本表以兩個群體為例，以上標加括弧表示， i 為題項、 j 為構念。組內 CFA 來自黃芳銘(2008)。

四、樣本蒐集

本研究計畫的問卷設計包含兩類層次的構念，分別為組織層次的轉換型領導風格題項，以及個體層次的組織公民行為、組織承諾、工作滿意與知覺的主管支持構念的測量題項，所有構念的測量題項皆採 6 點尺度量尺，選項分別為「非常不同意」、「不同意」、「有點不同意」、「有點同意」、「同意」與「非常同意」，在編碼時分別以 1 至 6 輸入其選項結果，同時反向題意反向編碼。問卷中的題項編製是採組織構念與組內構念題項分離的做法，此外所有構念的題項都打破在一起的呈現方式，將所有題項隨機打亂的方式。樣本施測的對象要在該公司年資至少一年以上，方能夠對主管的轉換型領導風格有所了解以回答問卷中的題項。本研究計畫所欲研究的多群體，以公部門與私部門來區分，因此公部門的調查對象為大台北地區、基隆市與桃園市的稅捐機關的公務人員，私部門為大台北地區的私人公司員工為調查對象。由於本研究計畫屬於社會科學研究中的問卷調查，該問卷調查的受試者受到法令的保護，本研究計畫執行期間共經過三次陽明大學人體研究暨倫理委員會的人體研究計畫審查通過，分別獲得 IRB 編號 YM103031W、YM104133E、YM104133E 變更三個證明書。

本研究調查期間為 2016 年 5 月至 2017 年 1 月，共蒐集公部門 80 個機構部門 1134 位公務員的問卷資料，以及私部門 104 家公司的 1358 位員工的問卷資料。將所有問卷資料根據部門代號、問卷代號，以及問卷調查結果一一建檔，同一個題項有兩個以上的圈選選項都設定為遺失值。如果問卷中的測量題項在前面連續 20 題、中間連續 20 題、最後連續 18 題有相同的選項、或是上述三個區間反向題編碼後有相同的選項都視為無效問卷，主要的考量為三個區間的連續題項有相同的選項，代表該受試者沒有認真作答，因為在這區間都有反向題設計，如果在不同語意的題項上有相同的選項，即是受試者未去區辨選項的語意；而反向題編碼後，如果有連續的題項都是相同的選項，代表受試者都是回答相同的選項，該三個區段所有題項都是相同的選項沒有區辨能力，因此將這問卷都設定為無效問卷，在後續的驗證性因素分析中剔除。最後，再扣除有任何測量題項有遺失值者後，公部門剩下 947 位、私部門剩下 1156 位受試資料。

在原始的 2492 位資料中，有 1553 位女性、46 位未填答，其餘為男性受試者；學歷方面以大專比例最多為 1849 人，其次是研究所有 396 人；年齡層以 31-40 歲最多有 967 人、其次是 21-30 歲有 633 人；年資方面，人數最多是 1-2.9 年有 749 位、其次是 11 年以上有 674 位。在私部門產業方面，以金融服務業最多有 34 家公司，其次是其他產業的公司有 30 家。

肆、分析結果

一、組內研究構念的恆等性分析

1.描述性統計量

有關多層次模式的組內個人研究構念方面，私部門的受試者共有 1215 位，分別來自 104 家公司，平均每家公司有 11.68 位；公部門受試者有 986 位，分別來自 80 個機關部門，平均每個機關部門有 12.33 位。在研究構念方面，圖 3-2 共有 4 個研究構念，分別為組織公民行為、組織承諾、工作滿意與主管支持，其中組織公民行為與組織承諾各有 3 個次構面，為了簡化模型的複雜性，在組織公民行為與組織承諾的測量題項上採用打包(parceling)的方法，分別將其次構面的測量題項計算平均數做為組織公民行為與組織承諾的觀察變項來進行分析，因此組織公民行為與組織承諾各有 3 題測量題項，而工作滿意與主管支持則各有 4 個測量題項。表 4-1 與 4-2 分別為私部門與公部門上述 4 個構念共 14 題測量題項的平均數、變異數與相關係數的描述性統計量。

表 4-1 的私部門研究變項中，平均數是以 B2 人際利他的 4.77 為最高，其次是 B3 的角色內行為的 4.68，以 Y4 的「我對於單位的升遷機會感到滿意」平均數為最低是 3.58，其次是 Y1 的「我覺得我的薪資能夠反映我在工作上的付出」平均數為 3.75。標準差方面，以 Y6 的「公司主管會提供個人的進修機會」1.92 為最大，B1 組織公益、B2 人際利他的 0.42 為最小。在相關係數方面，以 C2 價值承諾與 C3 努力承諾的相關最高為 0.84，以 Y4「我對於單位的升遷機會感到滿意」與 B3 角色內行為的相關係數 0.16 為最小。

而表 4-2 的公部門研究變項中，平均數同樣是以 B2 人際利他的 4.70 為最高，其次是 B3 的角色內行為的 4.65；同樣以 Y4 的「我對於單位的升遷機會感到滿意」平均數為最低是 3.67，其次是 Y1 的「我覺得我的薪資能夠反映我在工作上的付出」平均數為 3.71。標準差方面，以 Y1 的「我覺得我的薪資能夠反映我在工作上的付出」1.48 為最大，B2 人際利他的 0.40 為最小。在相關係數方面，同樣以 C2 價值承諾與 C3 努力承諾的相關最高為 0.85，同樣以 Y4「我對於單位的升遷機會感到滿意」與 B3 角色內行為的相關係數 0.23 為最小。

表 4-1 私部門各構念研究變項敘述統計量摘要表

題項	Mean	SD	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8	B1	B2	B3	C1	C2
Y1	3.75	1.44													
Y2	3.93	1.32	.51												
Y3	4.23	0.90	.31	.41											
Y4	3.58	1.53	.59	.54	.34										
Y5	3.87	1.25	.48	.51	.39	.54									
Y6	4.41	1.92	.30	.40	.30	.36	.50								
Y7	4.51	1.30	.28	.43	.35	.37	.54	.44							
Y8	3.85	1.40	.37	.39	.42	.49	.45	.34	.38						
B1	4.18	0.42	.27	.38	.52	.26	.41	.37	.34	.37					
B2	4.77	0.42	.22	.31	.48	.21	.32	.38	.35	.24	.57				
B3	4.68	0.47	.18	.27	.51	.16	.28	.31	.38	.41	.58	.67			
C1	4.07	0.86	.44	.57	.56	.46	.49	.43	.48	.47	.58	.45	.47		
C2	4.35	0.65	.41	.59	.64	.47	.53	.45	.51	.53	.65	.58	.61	.80	
C3	4.26	0.69	.43	.56	.69	.49	.54	.45	.50	.53	.67	.55	.59	.77	.84

註：題項中的 Y1、Y2；Y3、Y4、Y5、Y6、Y7 與 Y8 為表 3-2 的題項，B1 為組織公益、B2 為人際利他、B3 為角色內行為，C1 為留職承諾、C2 為價值承諾、C3 為努力承諾，以下各表皆同。

表 4-2 公部門各構念研究變項敘述統計量摘要表

題項	Mean	SD	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8	B1	B2	B3	C1	C2
Y1	3.71	1.48													
Y2	3.80	1.32	.50												
Y3	4.33	0.92	.32	.42											
Y4	3.67	1.29	.43	.51	.41										
Y5	3.92	1.13	.45	.52	.46	.56									
Y6	4.40	0.93	.32	.44	.41	.43	.60								
Y7	4.51	1.16	.25	.38	.39	.42	.60	.53							
Y8	3.83	1.18	.25	.40	.32	.45	.48	.44	.41						
B1	4.13	0.42	.31	.45	.53	.37	.51	.48	.43	.35					
B2	4.70	0.40	.23	.34	.49	.29	.40	.50	.46	.30	.62				
B3	4.65	0.42	.17	.28	.47	.23	.36	.44	.46	.39	.61	.71			
C1	4.03	0.86	.40	.54	.60	.50	.58	.54	.50	.45	.60	.48	.49		
C2	4.21	0.63	.41	.54	.67	.53	.59	.53	.52	.50	.68	.61	.62	.80	
C3	4.16	0.66	.42	.56	.71	.53	.63	.53	.53	.50	.69	.57	.60	.81	.85

由於本研究問卷設計為多層次問卷設計，上述表 4-1 與表 4-2 是以單一層次受試者角度的描述性資料統計，忽略了巢套設計下的組間與組內不同層次的架構，因此上述敘述統計量只能做為參考用，在多群體分析時必須考慮多層次的鑲嵌結構。

2.組內相關係數(ICC(1))

考慮到巢套鑲嵌的多層次結構，其公部門與私部門各研究變項的組內相關係數(ICC)與其組間、組內變異數估計值如表 4-3 所示。

表 4-3 私部門與公部門各研究變項組內相關係數表

研究變項	私部門			公部門		
	組內變異數	組間變異數	ICC(1)	組內變異數	組間變異數	ICC(1)
B1	0.381	0.039	0.094	0.372	0.047	0.113
B2	0.362	0.058	0.139	0.357	0.041	0.104
B3	0.400	0.069	0.147	0.379	0.046	0.108
C1	0.768	0.087	0.102	0.772	0.094	0.108
C2	0.546	0.103	0.159	0.558	0.072	0.114
C3	0.589	0.094	0.137	0.593	0.070	0.106
Y1	1.312	0.129	0.090	1.390	0.095	0.064
Y2	1.165	0.158	0.120	1.226	0.101	0.076
Y3	0.805	0.092	0.103	0.840	0.087	0.094
Y4	1.386	0.142	0.093	1.217	0.075	0.058
Y5	1.122	0.113	0.091	1.030	0.100	0.088
Y6	1.092	0.103	0.086	0.821	0.110	0.118
Y7	1.176	0.110	0.085	1.019	0.149	0.128
Y8	1.233	0.159	0.114	1.096	0.087	0.074

根據表 4-3 的 ICC 結果發現，其組內相關係數都大於或至少等於 0.058(公部門 Y4 為 0.058)，根據 Cohen(1988)的研究，組內相關係數高於 0.058 即代表中度相關存在，不可忽略其巢套的影響，而 ICC 大於 0.139 就代表有高度的組內相關，私部門的部分組織承諾與組織公民行為題項屬於高度組內相關，而公部門則沒有，此顯示這些來自於 104 家公司與 80 個機關部門受試者資料，是違反迴歸分析或是驗證性因素分析資料必須來自於獨立的假設，也說明可以使用多層次模式的適當性。

3.多群體恆等性比較

本研究根據表 3-3 的組內驗證性因素分析的恆等性比較順序，進行私部門與公部門在組內層次組織公民行為、組織承諾、工作滿意與主管支持四個構念共 14 個測量題項的恆等性比較，在組間層次則不設定任何因素結構，僅自由估計其組間各研究變項的變異數與截距項。

在表 4-4 中，因為組內研究構念共有 14 個研究題項，因此要估計的參數包含因素負荷量與殘差變異數共有 28 個，再加上組內研究構念的相關係數 6 個，組內部分共需估計 34 個參數。在組間部分因為沒有設定因素結構，讓其自由估計共需估計 14 個截距項與 14 個變異數，總計每個群體需估計 62 個參數。表中的 M0 公部門的適配指標相當理想，但 M0 私部門的 CFI 與 TLI 都未大於 0.90 的判斷標準，但其值都高於 0.88。在組內的 SRMR 方面，兩個群體都小於 0.08 但大於 0.05，在組間的 SRMR 方面，因為未設定因素結構，因此無法捕捉組間各研究變項間的相關，因此其值都相當大，約大於 0.60。

表 4-4 多層次結構組內測量模式恆等性估計與差異檢定表

模式	卡方值	私部門 卡方值	公部門 卡方值	參數數	RMSEA	CFI	TLI	SRMR(W)	SRMR(B)
M0 私部門	1212.724			62	0.073	0.894	0.880	0.067	0.595
M0 公部門	833.806			62	0.065	0.922	0.913	0.055	0.640
M1 完全異質模式	2046.699	1212.820	833.880	124	0.070	0.907	0.896	0.062	0.618
M2 負荷量完全恆等	2066.837	1222.775	844.061	114	0.069	0.906	0.898	0.062	0.618
M2-M1	20.138	p=0.028		10					
M21 負荷量部分恆等模式	2054.326	1216.602	837.724	115	0.069	0.907	0.898	0.062	0.618
M21-M1	7.627	p=0.57		9					
M3 殘差變異數完全恆等模式	2174.329	1265.254	909.075	101	0.069	0.901	0.897	0.064	0.618
M3-M1	127.630	p<0.01		23					
M31 殘差變異數部分恆等模式	2068.798	1222.550	846.248	108	0.068	0.907	0.900	0.062	0.618
M31-M1	22.099	p=0.14		16					

註：在兩個模式相減的估計中，第一個數字為兩個卡方值差異、第二個數字是卡方值在自由度下的顯著性，但三個數字是自由度。

在 M1 完全異質模式中，其卡方值為 2046.699，當設定兩個群體的因素負荷量完全恆等時，所估計的 M2 卡方值為 2066.837，與 M1 模式的卡方差異為 20.138，在自由度 10 下其顯著性為 0.028，達到.05 顯著水準，因此兩個群體測量題項的因素負荷量完全恆等的假設被拒絕。接下來考慮部分測量恆等的模式，經檢視兩個群體各個題項 M1 的因素負荷量，經過逐題的估計與比較，在 M1 完全恆等的條件下，將工作滿意構念的 Y3 題項釋放其因素負荷量恆等設限，讓其自由估計形成表 4-4 的 M21 模式，其卡方值為 2054.326，與 M1 的卡方差異為 7.627，在自由度 9 下其顯著性為 0.57，未達.05 顯著水準，此顯示在組織公民行為、組織承諾與主管支持，以及工作滿意除了 Y3「我覺得我的工作是有意義的」外的所有測量題項，在私部門與公部門具有弱式恆等性。

由於多層次中的組內結構，因為以組平均數中心化，因此是沒有截距項，所以下一步驟進行組內因素的各題項測量誤變異數的恆等性檢定。在表 4-4 的 M3 模式所估計的卡方值為 2174.329，與 M1 模式的卡方差異為 127.630，在自由度 14 下其顯著性小於.01，達到.05 顯著水準，因此兩個群體各測量題項測量誤的變異數完全恆等的假設被拒絕。接下來考慮部分題項測量誤變異數恆等的模式，經檢視 M1 兩個群體各個題項測量誤的變異數，經過逐題的估計與比較，將 M3 完全恆等的條件下，將部分題項的測量誤變異數恆等設限釋放，讓其自由估計形成表 4-4 的 M31 模式，其卡方值為 2068.798，與 M1 的卡方差異為 22.099，在自由 16 下其顯著性為 0.14，未達.05 顯著水準，此顯示在組織公民行為、組織承諾與主管支持，以及工作滿意除了因素負荷量部分恆等外，其各個題項測量誤的變異數也是部分恆等。表 4-4 中的 M31 模式，其適配度指標 RMSEA 為 0.068 小於 0.08、CFI 與 TLI 分別為 0.907 與 0.900，也大於等於一般可以接受的標準 0.90，而組內的 SRMR 為 0.062，大於一般判斷準則的 0.05。

表 4-5 與表 4-6 為表 4-4 中 M1 模式，也就是兩個群體多層次模式的組內因素結構與組間研究變項的估計結果。在組內構念的因素結構方面，除了選定 B3、C1、Y4 與 Y5 分別做為組織公民行為、組織承諾、工作滿意、與知覺主管支持構念的參考題項(marker)外，兩個群體其他題項的因素負荷量，除了工作滿意的 Y3 與知覺主管支持的 Y8 的因素負荷量外，其他題項兩個群體都相當接近，其差距都小於 0.1，因此這兩題最有可能是恆等的題項。表 4-4 的 M21 估計結果，是兩個群體的 Y3 題項不恆等，原先 M2 模式的因素負荷量估計值分別是 0.676 與 0.887。

在表 4-5 的測量誤變異數的恆等性比較上，兩個群體在工作滿意的 Y2、Y3 與 Y1、以及知覺主管支持的 Y5、Y6 與 Y7 的測量誤變異數外，其他題項的測量誤變異數差異都小於 0.10，這些有可能是測量誤變異數不恆等的可能題項。根據表 4-4 的 M31 估計發現，除了上述六題外，再加上組織承諾的努力承諾 C3，共七題的測量誤變異數是不恆等的結果。

根據表 4-5 兩個群體的完全異質模式的估計結果，私部門題項的完全標準化係數是介於 0.621 與 0.932 之間，而公部門則是介於 0.541 與 0.930 之間；私部門的組織公民行為、組織承諾、工作滿意與主管支持的組合信度分別為 0.826、0.927、0.777 與 0.770，而公部門分別為 0.851、0.932、0.757 與 0.731，兩個群體的組合信度都高於 0.7，其中組織公民行為與組織承諾都高 0.80，甚至組織承諾的組合信度高於 0.90。而在平均變異數萃取量方面，私部門的組織公民行為、組織承諾、工作滿意與主管支持分別為 0.612、0.810、0.488 與 0.471，而公部門分別為 0.655、0.820、0.487 與 0.576，兩個群體的組織公民行為與組織承諾都很超過 0.50，組織公民行為超過 0.60、組織承諾超過 0.80，但工作滿意兩個群體都不到 0.50，兩群體很接近在 0.487 附近，而主管支持則有些不同，私部門未高於 0.50、但公部門則超過 0.50。

表 4-6 為多層次組間部分的估計結果，在本研究中並未設定任何的組間因素結構，考量的因素是這些題項是用來量測組內層次的潛在變項，因此其組間的平均數與組間的變異數共變數矩陣的實質意義並不大，充其量代表是私部門 104 家公司與公部門 80 個機構部門的公司或部門平均結果，在本研究中是將其視為不重要(nuisance)的參數，避免其對組內因素結構估計的影響。

表 4-7 為兩群體完全異質模式下所估計的組內因素組織公民行為、組織承諾、工作滿意與主管支持四個潛在變項的變異數、共變數與相關係數估計值。在潛在變項的變異數方面，以工作滿意的變異數差異最大，兩個群體的差為 0.169，其他三個潛在變項變異數差都小於 0.05；在潛在變項兩兩共變數方面，除了工作滿意與主管支持的共變數相差達到 0.079 外，其他兩個群體的差異小於 0.050；至於潛在變項的相關係數方面，除了組織公民行為與工作滿意、主管支持的相關係數差異達 0.05 以上，其他都小於 0.05，其中在私部門是以工作滿意與主管支持的相關係數 0.905 為最高，組織公民行為與工作滿意 0.604 為最低，公部門則是組織承諾與工作滿意為最高是 0.918，組織公民行為與工作滿意 0.683 為最低。

在兩個模式 CFI 差異的 Δ CFI 方面，根據表 4-4 的 CFI 來看，M2 與 M1 的差異是 0.001，小於判斷的標準 0.01，可以視為兩個群體是具有因素負荷量完全恆等的結果。同樣地，在強式恆等設限下，其模式的 Δ CFI 差異超過判斷準則，而 M31 模式與 M1 的 CFI 差異則可以視為合乎標準，是屬於部分強式恆等模式。

表 4-5 多群體組內因素結構 M1 模式估計結果表

變項	因素負荷量	私部門				公部門				
		標準化係數	題項信度	組合信度	平均變異數萃取量	因素負荷量	標準化係數	題項信度	組合信度	平均變異數萃取量
組織公民行為										
B3	1.000	0.790	0.624	0.826	0.612	1.000	0.819	0.671	0.851	0.655
B1	0.977	0.796	0.633			0.982	0.804	0.647		
B2	0.913	0.760	0.578			0.957	0.805	0.647		
組織承諾										
C1	1.000	0.855	0.730	0.927	0.810	1.000	0.864	0.746	0.932	0.820
C2	0.945	0.932	0.868			0.912	0.921	0.848		
C3	0.958	0.912	0.832			0.945	0.930	0.865		
工作滿意										
Y4	1.000	0.717	0.514	0.777	0.488	1.000	0.677	0.458	0.757	0.487
Y2	0.966	0.745	0.555			1.032	0.695	0.483		
Y3	0.676	0.629	0.396			0.887	0.721	0.521		
Y1	0.856	0.635	0.403			0.859	0.547	0.300		
主管支持										
Y5	1.000	0.766	0.586	0.770	0.471	1.000	0.822	0.676	0.731	0.576
Y6	0.791	0.621	0.385			0.798	0.735	0.540		
Y7	0.885	0.666	0.443			0.863	0.715	0.512		
Y8	0.874	0.644	0.414			0.757	0.614	0.377		
測量誤變異數										
B3	0.165	0.376				0.135	0.329			
B1	0.151	0.367				0.145	0.353			
B2	0.167	0.422				0.138	0.353			
C1	0.229	0.270				0.216	0.254			
C2	0.084	0.132				0.095	0.125			
C3	0.114	0.168				0.089	0.135			
Y4	0.713	0.486				0.691	0.542			
Y2	0.563	0.445				0.666	0.517			
Y3	0.526	0.604				0.424	0.479			
Y1	0.817	0.597				1.010	0.700			
Y5	0.498	0.414				0.361	0.324			
Y6	0.705	0.615				0.407	0.460			
Y7	0.690	0.557				0.534	0.488			
Y8	0.762	0.586				0.713	0.623			

表 4-6 多群體組間變項 M1 模式估計結果表

變項	私部門		公部門	
	平均數	變異數	平均數	變異數
B3	4.674	0.022	4.646	0.011
B1	4.185	0.010	4.128	0.003
B2	4.763	0.018	4.701	0.004
C1	4.077	0.016	4.028	0.005
C2	4.347	0.005	4.212	0.001
C3	4.258	0.000	4.159	0.002
Y4	3.581	0.077	3.676	0.013
Y2	3.930	0.043	3.804	0.037
Y3	4.420	0.019	4.318	0.040
Y1	3.751	0.080	3.706	0.038
Y5	3.883	0.030	3.923	0.011
Y6	4.411	0.046	4.401	0.029
Y7	4.523	0.036	4.510	0.051
Y8	3.837	0.081	3.828	0.034

表 4-7 多群體 M1 組內潛在變項間關係估計結果表

構念	私部門				公部門			
	OCB	OC	SAT	S	OCB	OC	SAT	S
組織公民行為 OCB	0.295	0.841	0.604	0.672	0.276	0.828	0.683	0.724
組織承諾 OC	0.346	0.619	0.871	0.827	0.347	0.636	0.918	0.819
工作滿意 SAT	0.274	0.595	0.754	0.905	0.274	0.560	0.585	0.876
知覺主管支持 S	0.295	0.547	0.660	0.705	0.330	0.566	0.581	0.751

註：各群體對角線與其下方為變異數共變數，對角線上方為相關係數。

表 4-8 為表 4-4 兩群體部分恆等模式 M31 的組內因素結構估計結果，在組織公民行為、組織承諾與知覺的主管支持三個組內構念的組合分數或是題項上，私部門與公部門是因素負荷量恆等的弱式恆等性，只有在工作滿意的一個題項是因素負荷量不恆等，其工作滿意的其他三個測量題項也符合斜率相同，其因素負荷量分別為 0.683 與 0.875。根據完全標準化解的因素負荷量，兩個群體的組織公民行為與組織承諾在題項信度、組合信度與平均變異數萃取量上相當接近，而工作滿意與主管支持則是少部分題項信度接近。

在測量誤異異數方面，組織公民行為的三個組合分數測量誤變異數的恆等性成立，而組織承諾中的努力承諾測量誤變異數則不符合恆等性，其變異數分別為 0.113 與 0.091；至於工作滿意測量題項方面只有一個測量誤變異數符合恆等性，而主管支持的測量題項，也同樣是一題的測量誤變異數達恆等的考驗。大部分符合測量誤變異數恆等的題項，其標準化的變異數也相當接近，未來可以進一步探討其潛在變項變異數在兩個群體中是否仍符合恆等性的估計。

表 4-8 多群體組內因素結構 M31 模式估計結果表

變項	私部門					公部門				
	因素負荷量	標準化係數	題項信度	組合信度	平均變異數萃取量	因素負荷量	標準化係數	題項信度	組合信度	平均變異數萃取量
組織公民行為										
B3	1.000	0.801	0.642	0.836	0.629	-	0.803	0.646	0.838	0.632
B1	0.981	0.799	0.639			-	0.801	0.642		
B2	0.934	0.779	0.607			-	0.781	0.610		
組織承諾										
C1	1.000	0.859	0.738	0.928	0.811	-	0.858	0.736	0.931	0.819
C2	0.930	0.927	0.859			-	0.926	0.858		
C3	0.952	0.914	0.835			-	0.928	0.862		
工作滿意										
Y4	1.000	0.715	0.512	0.777	0.491	-	0.679	0.461	0.756	0.483
Y2	0.991	0.751	0.564			-	0.684	0.468		
Y3	0.683	0.629	0.396			0.875	0.722	0.521		
Y1	0.858	0.632	0.399			-	0.552	0.305		
知覺主管支持										
Y5	1.000	0.773	0.597	0.771	0.480	-	0.817	0.668	0.730	0.570
Y6	0.797	0.631	0.398			-	0.729	0.532		
Y7	0.873	0.668	0.446			-	0.715	0.511		
Y8	0.815	0.628	0.395			-	0.629	0.396		
測量誤變異數										
B3	0.152	0.358				-	0.354			
B1	0.148	0.361				-	0.358			
B2	0.154	0.393				-	0.390			
C1	0.223	0.262				-	0.264			
C2	0.089	0.141				-	0.142			
C3	0.113	0.165				0.091	0.138			
Y4	0.704	0.488				-	0.539			
Y2	0.561	0.436				0.671	0.532			
Y3	0.526	0.604				0.424	0.479			
Y1	0.818	0.601				1.011	0.695			
Y5	0.492	0.403				0.364	0.332			
Y6	0.700	0.602				0.409	0.468			
Y7	0.692	0.554				0.534	0.489			
Y8	0.743	0.605				-	0.604			

註：公部門的 - 表示與私部門為恆等限制，其值等於私部門。

二、組間研究構念的恆等性分析

1.描述性統計量

有關多層次模式的組間組織研究構念方面，私部門的受試者共有 1212 位，分別來自 104 家公司，平均每家公司有 11.65 位；公部門受試者有 995 位，分別來自 80 個機關部門，平均每個機關部門有 12.44 位。在研究構念方面，圖 3-1 為組織層次的轉換型領導風格與其 4 個次研究構念，分別為個別化關懷、智力啟發、願景提出與魅力領導，這些研究構念是用來研究組織成員如何看待組織中的領導者，其所具備的領導風格，所以測量題項是透過組織成員來作答，在分析時透過聚合的方式，形成組織層次的研究構念。因此，組織層次的組間因素結構才是本節研究的重點，至於組內的因素結構不是組織層次的焦點，透過受試者的問卷回答，用以估計組織層次的因素結構。

組織層次的轉換型領導風格其受試者的問卷題項如表 3-1 所示，共有 16 個題項，透過單一層次的驗證性因素分析，或是多層次的兩層結構因素分析，不管是在個體層次與組織層次，都無法獲得四個次構念的因素結構，主要都發生在四個潛在變項之間有高度的相關，或是相關係數超過 1.0 的不合理的 Heydwoth 估計結果，此顯示這些題項過於相似，很可能無法萃取出四個潛在變項來。最後，透過題項打包的方式，在每個次構念的四個題項，隨機取兩個題項計算平均數，Z1 是個別化關懷的 Y1 與 Y2 的平均數、Z2 是個別化關懷的 Y3 與 Y4 的平均數、Z3 是智力啟發的 Y5 與 Y6 的平均數、Z4 是智力啟發的 Y7 與 Y8 的平均數、Z5 是願景提出的 Y9 與 Y10 的平均數、Z6 是願景提出的 Y11 與 Y12 的平均數、Z7 是魅力領導的 Y13 與 Y14 的平均數、Z8 是魅力領導的 Y15 與 Y16 的平均數，共獲得 8 個組合分數。其單一層次的驗證性因素分析，或是多層次的兩層結構驗證性因素分析，也無法獲得四個潛在變項。因此，本研究採取單一潛在變項的方式進行多群體的多層次驗證性因素分析的估計比較。

表 4-9 與 4-10 分別為私部門與公部門上述轉換型領導風格 8 個組合變項的敘述統計量摘要表，在私部門方面以 Z5 願景提出的平均數 4.51 為最高、Z6 願景提出的 3.99 為最低；標準差則以 Z5 願景提出的 0.72 為最小、Z3 智力啟發的 1.05 為最大；在相關係數方面，介於 0.52 與 0.79 之間。在公部門平均數方面，同樣以 Z5 願景提出的 4.55 為最大，Z6 願景提出的 4.08 為最小；在標準差方面，以 Z5 願景提出的 0.68 為最小，以 Z7 魅力領導的 0.98 為最大；在相關係數方面，則介於 0.58 與 0.80 之間。

由於轉換型領導風格是屬於組織層次的研究構念，其題項包含了個體層次與組織層次的成分，然而表 4-9 與表 4-10 的平均數、標準差與相關係數都是屬於單一層次的統計量，因此只能作為參考。正確的分析模式必須考慮中心化後的組織層次敘述統計量

表 4-9 私部門轉換型領導風格研究變項敘述統計量摘要表

組合分數	Mean	SD	Z1	Z2	Z3	Z4	Z5	Z6	Z7
Z1	4.28	0.96							
Z2	4.12	0.96	.61						
Z3	4.15	1.05	.68	.52					
Z4	4.23	0.92	.65	.60	.68				
Z5	4.51	0.72	.68	.56	.65	.62			
Z6	3.99	0.92	.71	.63	.65	.69	.66		
Z7	4.21	0.78	.76	.60	.79	.73	.72	.73	
Z8	4.22	0.68	.68	.58	.69	.75	.66	.72	.75

註：Z1=(X1+X2)/2, Z2=(X3+X4)/2,

Z3=(X5+X6)/2, Z4=(X7+X8)/2,

Z5=(X9+X10)/2, Z6=(X11+X12)/2,

Z7=((X13+X14)/2, Z8=(X15+X16)/2,

以下皆同。

表 4-10 公部門轉換型領導風格研究變項敘述統計量摘要表

組合分數	Mean	SD	Z1	Z2	Z3	Z4	Z5	Z6	Z7
Z1	4.49	0.84							
Z2	4.19	0.80	.67						
Z3	4.24	0.86	.71	.58					
Z4	4.33	0.74	.69	.65	.68				
Z5	4.55	0.68	.69	.57	.66	.64			
Z6	4.08	0.75	.71	.64	.63	.71	.62		
Z7	4.31	0.98	.80	.65	.81	.75	.73	.72	
Z8	4.31	0.80	.69	.62	.71	.78	.62	.69	.74

2.組內相關係數(ICC(1))

表 4-11 為私部門與公部門 8 個組合分數的組內變異數、組間變異數、以及其所計算的組內相關係數 ICC(1)的估計值。在私部門轉換型領導風格的這 8 個組合分數上，最小值的 ICC 也有 0.062，其所有組合分數 ICC 都在 0.058 以上。在公部門方面，轉換型領導風格的這 8 個組合分數上，最小值的 ICC 為 Z2 個別化關懷的 0.085，其餘的 7 個組合分數 ICC 都大於.10，且公部門的這 8 個轉換型領導風格組合變數的組內相關係數都大於私部門的對應變項。

在多層次模式中，由於測量題項是對個體層次的受試者進行施測，但其要捕捉的是組織之內組織成員所共享的組織構念，因此關注的重點不在於個體層次研究變項的變異數共變數結構，而是在於組織層次研究變項的變異數共變數結構，因此在多群體的測量恆等性比較方面，有關個體層次的因素結構採取與組間一樣，但不對其做恆等設限的估計。

表 4-11 私部門與公部門各研究變項組內相關係數表

組合分數	私部門			公部門		
	組內變異數	組間變異數	ICC(1)	組內變異數	組間變異數	ICC(1)
Z1	0.877	0.079	.083	0.751	0.093	.111
Z2	0.890	0.059	.062	0.731	0.067	.085
Z3	0.920	0.105	.103	0.746	0.126	.144
Z4	0.810	0.093	.103	0.625	0.114	.155
Z5	0.654	0.060	.084	0.591	0.090	.133
Z6	0.821	0.087	.096	0.672	0.084	.111
Z7	1.084	0.123	.102	0.853	0.139	.140
Z8	0.874	0.091	.094	0.700	0.110	.135

3.多群體恆等性比較

本研究根據表 3-3 的組間驗證性因素分析的恆等性比較順序，進行私部門與公部門在組間層次研究構念轉換型領導風格的 8 個組合分數恆等性比較。表 4-12 的 M01 私部門的多層次模式其卡方值為 217.450，估計的參數數為 39，RMSEA 為 0.060、CFI 與 TLI 分別為 0.976 與 0.968，組內的 SRMR 為 0.024、組間的 SRMR 為 0.032；M02 公部門的多層次模式卡方值為 264.858，估計的參數數為 39，RMSEA 為 0.074、CFI 與 TLI 分別為 0.965 與 0.953，組內的 SRMR 為 0.025、組間的 SRMR 為 0.051。兩個群體的待估計的參數皆為 39，根據其多層次模式研究架構圖 3-4(b)，組內因素結構方面，8 個組合分數扣除一題作為參考題項，共估計 7 個因素負荷量、8 個測量誤差變異數、1 個潛在變項變異數，合計 16 個參數，加上對應的組間因素結構共計 32 個待估參數，再加上組織層次要估計的 8 個組間截距項，

總共有 40 個要估計的參數。由於私部門的 Z1 組間測量誤變異數估計值為負，同樣地公部門的 Z7 組間測量誤變異數估計值也為負值，因此將此兩個參數在設限為 0 進行估計，最後兩個群體的各自估計的多層次模式參數數都為 39。

表 4-12 為轉換型領導風格的多層次模式在組間因素結構的恆等性比較表，根據兩個群體各自一題組間測量誤變異數設為 0、組內因素結構為一個潛在變項且令其自由估計、組間因素結構根據完全異質、弱式、強式與嚴格恆等的程序，進行兩個群體的比較。在 M1 完全異質的模式，獲得的卡方值為 482.422，RMSEA 為 0.067，CFI 與 TLI 分別為 0.971 與 0.960，組內與組間 SRMR 分別為 0.025 與 0.043，待估計參數為 79，為上述 M01 與 M02 的兩個 39 相加，再加上公部門群體的潛在變項轉換型領導風格的平均數，共計 79 個。M2 模式為兩個群體因素負荷量完全相同的弱式恆等估計，所得到的卡方值為 485.113，與 M1 的卡方差異為 2.691，在自由度 9 下，其 M2-M1 的顯著性為 0.91，此結果顯示 M2 模式未必比 M1 模式差，亦即 M2 的弱式恆等模式未被拒絕。

表中 M3 模式是 M2 模式再加上 8 個組合分數在兩個群體組織層次的組間截距項相等的估計，其強式恆等模式的估計結果如 M3 適配度指標所示，其卡方值為 488.058，與 M1 模式卡方的差異為 M3-M1 的 5.636，在自由度 15 下的顯著性為 0.99，此結果顯示私部門與公部門的兩個群體在多層次模式中的組間因素結構，是符合強式恆等性的假設。在 M3 模式下，再設限兩個群體的組間測量誤變異數，除了 Z1 與 Z7 外都恆等的設限估計下，其卡方估計值如表中 M4 模式的 491.662，在與 M1 模式的卡方差異為 92.4，在自由度 21 下其顯著性為 0.99，此結果顯示兩群體組間構念轉換型領導風格的 8 個組合分數，除了 Z1 與 Z7 的測量誤變異數外，其組間因素結構符合嚴格恆等性的假設。如果將兩個群體的組間誤差項變異數 Z1 與 Z4 都設為 0 的完全嚴格恆等條件下，其卡方估計值如 M5 的 503.306，與 M1 完全異質模式的卡方差異為表 4-12 中的 M5-M1，其值為 20.884，在自由度 23 條件下，其顯著性為 0.059，換言之此結果顯示兩個群體的組間因素結構可以是為完全嚴格恆等的模式。

在表 4-12 的 M5 模式中，需估計的參數數為 56，RMSEA 為 0.059、CFI 與 TLI 分別為 0.971 與 0.969，組內與組間的 SRMR 分別為 0.025 與 0.049，整體的適配度指標均達到可以接受恆等的標準。M5 模式在組內的因素結構同樣構型恆等的設定，同樣是一個組內潛在變項的設定，但在因素負荷量與測量誤變異數上是令其兩個群體自由估計。根據△CFI 的判斷準則，表 4-12 中任何模式與 M1 模式的 CFI 差異都小於 0.01，可以將模式是為完全嚴格恆等的結果。

表 4-12 多層次結構組間測量模式恆等性估計與差異檢定表

模式	卡方值	私部門	公部門	參數數	RMSEA	CFI	TLI	SRMR(W)	SRMR(B)
M01 私部門	217.450			39	0.060	0.976	0.968	0.024	0.032
M02 公部門	264.858			39	0.074	0.965	0.953	0.025	0.051
M1 完全異質	482.422	217.516	264.906	79	0.067	0.971	0.960	0.025	0.043
M2 負荷量完全恆等	485.113	218.876	266.236	72	0.064	0.972	0.964	0.025	0.043
M2-M1	2.691			9	p=0.91				
M3 截距完全恆等	488.058	219.952	268.106	64	0.061	0.972	0.967	0.025	0.042
M3-M1	5.636			15	p=0.99				
M4 測量誤變異數恆等	491.662	222.100	269.561	58	0.059	0.972	0.969	0.025	0.045
M4-M1	9.24			21	p=0.99				
M5 測量誤變異數完全恆等	503.306	230.835	272.470	56	0.059	0.971	0.969	0.025	0.049
M5-M1	20.884			23	p=0.059				

表 4-13 為 M1 模式兩個群體完全異質的假設，兩個群體在多層次模式中的所有參數都是自由估計，其在組內因素結構的估計結果。此組內因素結構並非本節所關心的部分，原因這是個組內受試者層次的轉換型領導風格的部分，但在理論上我們關心的是組織層次的轉換型領導風格。但在進行多層次模式的估計時，目標函數是兩個群體在組內與組間兩個因素結構所估計的變異數與共變數矩陣的組合，因此組內因素結構同時也被估計，其 M1 所估計的組內因素結構如表 4-13 所示，兩個群體在因素負荷量方面，在 Z1 與 Z2 的個別化關懷的組合分數因素負荷量，兩群體差異在 0.05 以上，其他 5 的組合分數的斜率差異都不大；在標準化係數方面，私部門是介於 0.675 與 0.896 之間，公部門則是介於 0.723 與 0.898 之間，兩個群體的標準化係數都相差不大。如果這個組內因素結構有意義的話，其所估計的組合信度，在私部門是 0.936、在公部門是 0.944，在平均變異數萃取量方面，私部門是 0.649、在公部門是 0.688，兩個群體差異不大。

在測量誤變異數方面，私部門是介於 0.213 與 0.485 之間，而公部門則介於 0.165 與 0.355 之間，兩個群體的差異最大是 Z2 的 0.130、其次是 Z4 的 0.091，另一個差異大於 0.05 的是 Z1 的 0.076。

表 4-13 組織構念的多層次組內測量模式參數估計表

組合分數	私部門					公部門				
	因素負荷量	標準化係數	題項信度	組合信度	平均變異數萃取量	因素負荷量	標準化係數	題項信度	組合信度	平均變異數萃取量
Z1	0.824	0.819	0.671			0.885	0.847	0.717		
Z2	0.683	0.675	0.456			0.749	0.723	0.523		
Z3	0.832	0.808	0.653			0.857	0.823	0.678		
Z4	0.777	0.806	0.650			0.794	0.833	0.694		
Z5	0.678	0.781	0.611			0.699	0.754	0.568		
Z6	0.789	0.812	0.659			0.776	0.783	0.614		
Z7	1.000	0.896	0.803			1.000	0.898	0.807		
Z8	0.832	0.831	0.690			0.823	0.817	0.900		
測量誤變異數										
Z1	0.289	0.329				0.213	0.283			
Z2	0.485	0.544				0.355	0.477			
Z3	0.320	0.347				0.240	0.322			
Z4	0.283	0.350				0.192	0.306			
Z5	0.255	0.389				0.256	0.432			
Z6	0.280	0.341				0.262	0.386			
Z7	0.213	0.197				0.165	0.193			
Z8	0.270	0.310				0.233	0.333			

表 4-14 是兩個群體的多層次模式在組間轉換型領導風格因素結構 M1 的估計結果，在因素負荷量方面，除 Z5 與 Z6 的願景提出組合分數差異較大外，其餘兩群體的差異小於 0.05，這兩題的因素負荷量分別為 0.636 與 0.760、0.845 與 0.770。在標準化係數方面，私部門介於 0.871 與 0.999 之間、在公部門是介於 0.895 與 1.000 之間。計算其組合信度結果，私部門為 0.983、公部門為 0.989，在平均變異數萃取量方面，私部門是 0.881、公部門是 0.917。此結果顯示這兩個群體在這 8 個組合分數的因素負荷量差異不大，且在估計值都相當高，在表 4-12 的 M2-M1 模式的差異表比較中，兩個群體的因素負荷量是完全恆等的結果。

在組間的截距項估計值方面，私部門是介於願景提出 Z6 的 3.986 與 Z5 的 4.504 之間，在公部門同樣是介於願景提出 Z6 的 4.051 與 Z5 的 4.520 之間，其中有 4 個組合分數的截距項差異大於 0.05 以上。在表 4-12 的 M3 模式估計與 M3-M1 的卡方差異檢定，顯示私部門與公部門的兩個群體在組間 8 個組合分數的截距項是恆等的結果。

在組間的 8 個組合分數的測量誤變異數方面，兩個群體的估計值都很小，在私部門最大為 Z4 的 0.015、在公部門最大同樣是 Z4 的 0.023，有些部分題項組合分數的測量誤變異數估計值相當接近 0。兩個群體在變異數估計值的差異皆小於 0.02，在表 4-12 的 M4 模式估計與 M4-M1 的卡方差異檢定，顯示私部門與公部門的兩個群體在組間 6 個組合分數的測量誤變異數是恆等的結果。

表 4-14 組織構念的多層次組間測量模式參數估計表

組合分數	私部門					公部門				
	因素負荷量	標準化係數	題項信度	組合信度	平均變異數萃取量	因素負荷量	標準化係數	題項信度	組合信度	平均變異數萃取量
Z1	0.834	0.999	0.999	0.983	0.881	0.794	0.969	0.939	0.989	0.917
Z2	0.668	0.928	0.861			0.626	0.948	0.898		
Z3	0.898	0.940	0.883			0.898	0.942	0.888		
Z4	0.842	0.916	0.840			0.817	0.895	0.800		
Z5	0.636	0.871	0.759			0.760	0.950	0.903		
Z6	0.845	0.955	0.913			0.770	0.997	0.994		
Z7	1.000	0.944	0.890			1.000	1.000	0.999		
Z8	0.867	0.949	0.900			0.865	0.957	0.915		
測量誤變異數										
Z1	0.000	0.001				0.006	0.061			
Z2	0.008	0.139				0.006	0.102			
Z3	0.012	0.117				0.014	0.112			
Z4	0.015	0.160				0.023	0.200			
Z5	0.014	0.241				0.009	0.097			
Z6	0.008	0.087				0.000	0.006			
Z7	0.014	0.110				0.000	0.001			
Z8	0.009	0.100				0.010	0.085			
截距										
Z1	4.426					4.458				
Z2	4.123					4.163				
Z3	4.154					4.206				
Z4	4.212					4.292				
Z5	4.504					4.520				
Z6	3.986					4.051				
Z7	4.211					4.272				
Z8	4.212					4.275				

註：表中兩個陰影的 0.000，因負變異數而設限為 0 的設定值。

伍、結論與討論

本研究計畫主要探討兩個群體多層次模式的恆等性研究，選擇私部門與公部門兩個產業為例，並以組內潛在變項組織公民行為、組織承諾、工作滿意與主管支持的因素結構，以及組織層次轉換型領導風格潛在變項進行研究，探討兩個產業的員工在多層次模式下，其組內構念與組間構念的測量恆等性比較。本研究實證分析結果顯示以下幾點結論：

在多層次模式的組內因素結構方面：

第一、在測量恆等性的弱式恆等上，私部門與公部門在組織公民行為、組織承諾、與主管支持的測量題項均達到因素負荷量的恆等條件，而在工作滿意構念是部分恆等的結果，只有一個題項的多群體比較沒有通過，但整體的結果顯示這四個組內潛在變項確實在私部門與公部門之間是可以比較，它們的因素結構可以視為相等的結果，換言之這些題項可以用來測量私部門與公部門的組織公民行為、組織承諾、主管支持與工作滿意的構念。

第二、在測量恆等性的強式恆等上，由於多層次模式在組內因素結構的估計，是對測量變項採組平均數的平減操作，所以在組內測量變項的截距項都被設定為 0，因此在多層次模式的組內因素結構上，其強式恆等自然成立。

第三、在測量恆等性的嚴格恆等上，在組織公民行為的三個組合分數測量誤變異數是私部門與公部門恆等結果，在組織承諾只有兩個組合分數的測量誤變異數是恆等，有一個組合分數的測量誤變異數是不恆等，而在工作滿意與主管支持構念上，都只有一個測量變項的測量誤變異數是恆等，而其他三個測量變項的測量誤變異數是不恆等。在測量誤變異數恆等的測量題項或組合分數，可以進一步再進行兩個群體潛在變項變異數的恆等性比較，如果兩個群體的這四個潛在變項因素的變異數也恆等的話，則代表這些題項或組合分數在這兩個群體間的題項或組合分數信度也恆等(Vandenberg & Lance,2000)。

在多層次模式的組間因素結構方面，由於測量題項的因素結構轉換型領導風格包含四個次構念，分別為個別化關懷、智力啟發、願景提出與魅力領導，每個次構念都有四個測量題項，可能這些測量題項太過於相關，導致在因素結構上不管是組內與組間，所獲得的次構念相間關係數不是大於 1 就是很接近 1 的情況，顯示出這些測量題項都指向一個因素結構。因此，在組織層次構念的轉換型領導風格上，將次構念取消，改以打包方式將 16 題測量題項打包成 8 個組合分數，進行一個的潛在變項的多層次驗證性因素分析的多群體恆等性比較。所得到的組間因素結構結論如下：

第一、在測量恆等性的弱式恆等上，私部門與公部門在轉換型領導風格組織構念，其在個別化關懷、智力啟發、願景提出與魅力領導的組合分數上是呈現因素負荷量的弱式恆等，這些個別化關懷、智力啟發、願景提出與魅力領導的組合分數在這兩個群體，都是受到組織構念轉換型領導風格的影響，因此這八個組合分數可以用來衡量主管的轉換型領導風格，並可以進一步比較這兩個群體轉換型領導風格的平均數。

第二、在測量恆等性的強式恆等上，兩個群體在這八個組合分數上的組間截距項，估計檢定結果顯示兩個群體在這八個組合分數上的因素負荷量與截距項是完全恆等的條件，因此可以估計這兩個群體的轉換型領導風格的平均數，用以比較這兩個群體在這個潛在變項分數上的差異。

第三、在測量恆等性的嚴格恆等上，在轉換型領導風格的六個組合分數測量誤變異數是私部門與公部門恆等的結果，另兩個組合分數因估計的測量誤變異數為負，而將其設定為 0。在這個前提之下，可以進一步再進行兩個群體潛在變項轉換型領導風格變異數的恆等性比較，如果兩個群體的這個潛在變項的變異數也恆等的話，則代表這些六個組合分數在這兩個群體間的組合分數信度也恆等(Vandenberg & Lance,2000)。

多層次驗證性分析的多群體恆等性比較，雖然在本研究計畫的實證分析應用上，雖然獲得上述結論，然在分析的過程當中碰到方法論與估計上的問題，將整理成以下的討論與說明：

第一、多層次驗證性因素分析在實證資料分析的應用上，是將所蒐集的巢套資料進行組平均數的平減，然夠去估計組內與組間測量題項的變異數與共變異數矩陣，再去配適組內與組間的因素結構。然組內與組間的因素結構在組織管理研究中，可能是方法論上的問題。在多層次模式中，分別有個體層次與組織層次的研究變項，不同層次的研究變項用來估計不同的研究構念，因此是否可能存在一組研究變項，同時既可以用來測量組內研究構念，亦可以用來估計組間潛在變項，這個議題值得深入探討，雖然多層次軟體可以同時估計組內與組間的因素結構，但這組內與組間的因素是否同時具有理論與實務的意義，可能是有些爭論。

第二、在軟體的多層次驗證性因素分析估計上，是同時進行組內與組間因素結構的配適估計，除了 SRMR 同時有組內與組間的統計量外，在 RMSEA、CFI 與 TLI 上都只有一個適配指標。換言之，這些指標同時受到組內與組間配適估計結果的影響，如果第一點同一組測量題項不可能同時存在有意義組內與組間因素結構時，則這些適配度指標就有被扭曲之可能。以本研究計畫為例，在探討組內因素結構時，是估計組織公民行為、組織承諾、工作滿意與主管支持和測量題項間的關係，在組織層次的組間因素結構卻是不予估計，因此多群體恆等性估計的結果，在 RMSEA、CFI 與 TLI 都可以達到可以接受的程度，但在 SRMR 方面，卻是組間異常的大，這是因為未去配適組間因素結構的結果。同樣地，在組織構念的轉換型領導風格的多層次驗證性因素分析中，除了配適組間因素結構外，也同時估計組內層次的因素結構，此時所估計的 RMSEA、CFI 與 TLI，以及組內與組間的 SRMR 也都符合可以接受的水準。

第三、延伸第二點的討論，RMSEA、CFI 與 TLI 指標的計算都是透過估計卡方值而來，而卡方值的估計是同時考慮到組內與組間因素結構的估計值與觀察值矩陣而來，同時亦考慮不同層次的樣本數作為加權係數。一般而言，個體層次的樣本數較多、組織層次的樣本數較少。以本研究計畫轉換型領導風格為例，受試者有 1212 位，部門或機構共有 184，因此估計結果很容易受到組內層次因素結構設定的影響。

第四、雖然本研究計畫的組織層次樣本數分別為 104 與 80，總共為 184 個組織，但在估計組織層次轉換型領導風格的次構念個別化關懷、智力啟發、願景提出與魅力領導時，卻無法獲得有效的次構念的因素結構。從本研究計畫的多層次驗證性因素分析的組內與組間估計結果可以發現，在組內層次方面雖然樣本數高達 1212 人，但四個次構念的因素結構仍然無法成立，同時以單一層次的驗證性因素分析估計時，同樣也無法獲得可以分離的四個次構念，皆來自高度相關接近或等於 1 的相關係數，由此可見這些構念的測量題項高度相似，是符合組織層次構念的理想，但不排除可能在語句上讓受試者無法區辨。同時，在組織層次的因素結構亦無法形成四個次構念，除問卷用詞可能可以在精進外，組織樣本數可能太少也是個原因。

第五、本研究計畫另外發現，在個體層次因素結構方面，以組合分數作為觀察變項的組織公民行為與組織承諾構念，其題項的組合信度與平均變異數萃取量相對於工作滿意與主管支持的題項要高出許多，可能原因是利用打包方式計算成組合分數相對有較高的信效度，另外有可能是這兩構念的題項在問卷測量上相當成熟，而工作滿意與主管支持題項相對較欠缺實證的檢驗。

在未來多層次驗證性因素分析在多群體恆等性比較上的應用，可能最重要的地方是方法論上的突破，如何建構合乎多層次理論的測量模式，或是編製不同層次構念的測量題項是當務之急。此外，在組織層次因素結構的估計上，可以有效且可以不受到組內層次因素結構影響的估計方法也是未來研究的重點。

參考文獻

- 王正慧,嚴佳代,黃同圳,2011。記者任務互賴、衝突與績效—合作性衝突之再議,**管理學報**,第二十八卷第四期,427-446。
- 余民寧,2009。**試題反應理論IRT及其應用**,台北心理出版社。
- 李仁豪,余民寧,2008。二層次結構方程式模型的應用:以教育心理學為例,**師大學報**,第五十三卷第三期,95-123。
- 林鈺琴,2007。跨層次觀點下印象管理動機與主管導向之組織公民行為關係:社會互動與組織政治氣候的調節角色,**管理學報**,第二十四卷第一期,93-111。
- 林鈺琴,彭台光,2006。多層次管理研究:分析層次的概念、理論和方法,**管理學報**,第二十三卷第六期,649-675。
- 林維林,1996。**轉換型、交易型領導行為與領導效能關係之研究-以臺灣省政府建設廳為個案分析**,東海大學公共行政學系研究所未出版碩士論文。
- 邱皓政,2008。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實證應用,**中華心理學刊**,第四十九卷第四期,383-405。
- 邱皓政,溫福星,2007。脈絡效果的階層線性模型分析:以學校組織創新氣氛與教師創意表現為例,**教育與心理研究**,第三十卷第一期,1-35。
- 陳嵩,陳光偉,李佩芬,2011。以修正科技接受模式探討銷售人員銷售力自動化系統之使用,**輔仁管理評論**,第十八卷第二期,23-55。
- 彭台光,林鈺琴,2008。組織現象和層次議題:非獨立性資料的概念與實徵,**組織與管理**,第一卷第一期,95-121。
- 彭台光,高月慈,林鈺琴,2006。管理研究中的共同方法變異:問題本質、影響、測試和補救,**管理學報**,第二十三卷第一期,77-98。
- 黃芳銘,2008。社會科學統計方法學-結構方程模式,五南。
- 黃芳銘,溫福星,2007。學習型學校量表之發展:多層次驗證性因素分析取向,**測驗學刊**,第五十四卷第一期,197-222。
- 溫金豐,林裘緒,錢書華,2011。轉換型領導與組織認同:領導者組織典範性知覺的調節效果,**臺大管理論叢**,第二十一卷第二期,265-285。
- 溫福星,2008。潛在多層次模式與相關議題,**αβγ量化研究學刊**,第二卷第一期,37-68。
- 溫福星,2012。多變量分析方法與操作:SPSS之應用,台北市:鼎茂出版社。
- 溫福星,邱皓政,2009。多層次模型方法論:階層線性模式的關鍵議題與試解,**台大管理論叢**,第十九卷第二期,263-294。
- 廖國鋒,周怡嘉,2013。品牌社群凝聚力對消費者購買意願影響之跨層次分析,**管理學報**,30(2),pp127-145。
- 蔡維奇,紀乃文,2008。團隊情感氛圍形成的前因、情境調節及個人層次後果變項之研究,**組織與管理**,第一卷第一期,1-37。
- 蔡維奇,陳建丞,陳皓怡,宋立國,2009。應徵者印象管理戰術與面試官評價:面試官作筆記行為的干擾效果,**管理學報**,第二十六卷第五期,577-597。
- 鄭伯璜,林姿葶,鄭弘岳,周麗芳,任金剛,樊景立,2010。家長式領導與部屬效能:多層次分析觀點,**中華心理學刊**,第五十二卷第一期,1-23。
- 蕭婉鎔,黃同圳,2012。跨層次探討影響團隊成員知識分享行為之研究,**管理與系統**,第十九卷第三期,433-461。
- 鍾瑞國,張婉玲,2012。業務團隊成員知識分享行為之跨層次研究—社會互動與團隊競爭之干擾效果,**管理與系統**,第十九卷第二期,231-254。
- 韓志翔,江旭新,楊敦程,2009。高承諾人力資源管理、知覺組織支持、信任與知識分享之關係探討:跨層次的分析,**管理評論**,第二十八卷第一期,25-44。
- Bass, B. M. (1985). *Leadership and performance beyond expectations*, N.Y.: Free Press.
- Bass, B. M. & Avolio, B. J. (2000). *MLQ Multifactor Leadership Questionnaire*. Redwood City: Mind Garden.
- Bennis, W., & Nanus, B. (1985). *Leaders: The strategies for taking charge*, N. Y.: Harper & Row.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.
- Byrne, B. M. (1988). Measuring adolescent self-concept factorial validity and equivalency of the SDQ-III across gender. *Multivariate Behavioral Research*, 23.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.), Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Fontaine, J. R. J. (2005). Equivalence. In K. Kempf-Leonard (Ed.) *Encyclopedia of Social Measurement*. Academic Press.
- Goldstein, H. & McDonald, R. P. (1988). A General Model for the Analysis of Multilevel Data, *Psychometrika*, 53(4): 455-467.
- Huang, P.-H., & Weng, L.-J. (2012). Estimating the reliability of aggregated and within-person centered scores in ecological momentary assessment. *Multivariate Behavioral Research*, 47, 421-441.
- Hui, C. H., & Triandis, H. C. (1989). Effects of culture and response format on extreme response style. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 20, 296-309.
- Johnson, T.P. (1998). Approaches to equivalence in cross-cultural and cross-nation survey research. *ZUMA Marchrichten Spezial, Cross-Cultural Survey Equivalence*, 3, 183-202.
- Joreskog, K. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations; *Psychometrika*, 36, 409-426.
- Kamata, A., Bauer, D. J., & Miyazaki, Y. (2008). Multilevel Measurement Modeling. In A. A. O'Connell, & D. B. McCoach (Eds.), *Multilevel Modeling of Educational Data* (pp.345-388), Charlotte, NC: Information Age Publishing.
- Katz, D., (1964). The motivational basis of organizational behavior. *Behavior Science*, 9, 131-146.
- Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures (MACS) analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues.

- Longford, N. T. & Muthén, B. (1992). Factor Analysis for Clustered Observations. *Psychometrika*, 57(4), 581-597.
- Malpass, R.S. (1977). Theory and method in cross-cultural psychology. *American Psychologist*, 32, 1069-1079.
- McDonald, R. P. & Goldstein, H. (1989). Balanced versus Unbalanced Designs for Linear Structural Relations in Two-level Data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 42(2), 215-232.
- McNeely, B. L., & Meglino, B. M., (1994). The role of dispositional and situational antecedents in pro-social behavior: an examination of the intended beneficiaries of pro-social behavior. *Journal of Applied Psychology*, 79, 836-844.
- Meredith, W. (1993). MI, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-43.
- Millsap, R.E. (2011). Statistical approaches to measurement invariance. New York: Taylor and Francis Group.
- Mowday, R. T., Porter, L.W., & Steers, R. M., 1982, *Employee-organization linkages: The Psychology of Commitment Absenteeism, and Turnover*. C.A.: Academic Press.
- Mullen, M. R. (1995). Diagnosing Measurement Equivalence in Cross-National Research, *Journal of International Business Studies*, 26, 573-596.
- Muthén, B. (1987). LISCOMP. Analysis of Linear Structural Equations with a Comprehensive Measurement Model. Users' Guide. Scientific Software, Inc. Mooresville, Ind.
- Muthén, B. (1989). Latent Variable Modeling in Heterogeneous Populations. *Psychometrika*, 54(4), 557-585.
- Muthén, B. (1990). *Mean and Covariance Structure Analysis of Hierarchical Data*, UCLA Statistics Series, Number 62.
- Muthén, B. (1994). Multilevel Covariance Structure Analysis. *Sociological Methods & Research*, 22(3), 376-398.
- Muthén, B. & Asparouhov, T. (2013). New Methods for the Study of Measurement Invariance with Many Groups. Technical report.
- Porter, L. W., Steers, R. M., Mowday, R. T., & Boullion, P. V. (1974). Organizational commitment, job satisfaction, and turnover among psychiatric technicians. *Journal of Applied Psychology*, 59(5), 603-609.
- Raudenbush, S. & Bryk, A. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (2nd ed.), Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.
- Raudenbush, S.W., Rowan, B., & Kang, S. J. (1991). A multilevel, multivariate model for studying school climate with estimation via the EM algorithm and application to U.S. high school data. *Journal of Educational Statistics*, 16 (Winter), 295-330.
- Selig, P. J., Card, A. N., & Little, T. D. (2008). Latent variable structural equation modeling in cross-cultural research: Multigroup and multilevel approaches. *Multilevel analysis of individuals and cultures*, 1(3), 93-119.
- Shumacker & Lomax, (2010). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* 3th ed. Taylor & Francis Group.
- Snijders T.A.B. & Bosker, R.J. (1999). *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. Sage Publications, London.
- Tayeb, M.H. (1994) 'Organizations and National Culture: Methodology Considered', *Organization Studies* 15: 429-46.
- Van de Vijver, F. J. R. & Leung, K. (1997). *Methods and data analysis for cross-cultural research*. Newbury Park, CA: Sage.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2002). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 2, 4-69.
- Waldman, Carter, & Hom. (2012). A Multilevel Investigation of Leadership and Turnover Behavior. *Journal of Management*, DOI: 10.1177/0149206312460679
- Widaman, K. F., & Reise, S. P. (1997). Exploring the measurement invariance of psychological instruments: Applications in the substance use domain. In K. J. Bryant, M. Windle, & S. G. West (Eds.), *The science of prevention: Methodological advances from alcohol and substance abuse research* (pp. 281-324). Washington, DC: American Psychological Association.