

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

具相關誤差二階 CFA 組合信度之估計法 研究成果報告(精簡版)

計畫類別：個別型
計畫編號：NSC 97-2410-H-009-040-
執行期間：97年08月01日至98年07月31日
執行單位：國立交通大學經營管理研究所

計畫主持人：丁承

計畫參與人員：博士班研究生-兼任助理人員：鄭天德
博士班研究生-兼任助理人員：李孟哲

處理方式：本計畫可公開查詢

中華民國 98 年 10 月 12 日

行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告

具相關誤差二階 CFA 組合信度之估計法

Estimation of Composite Reliability in Second-Order CFA with Corrected Errors

計畫編號：NSC 97-2410-H-009-040

執行期限：97 年 8 月 1 日至 98 年 7 月 31 日

計畫主持人：丁 承 國立交通大學經營管理研究所

計畫兼任助理：鄭天德、李孟哲 國立交通大學經營管理研究所

一、中文摘要

本研究參考Lucke (2005)，將二階CFA信度估計法延伸至誤差具相關之一般模式，並利用多屬性多方法(MTMM)之設計，探討採用CU模式分析信度時因模型誤設所產生第一、二階因素負荷量以及第一、二階信度估計值之偏誤大小。模擬結果顯示，模式誤設時對第二階參數估計值影響較大；然而，若評量方法間相關以及方法因素負荷量皆低，則僅有些微之估計偏誤。我們建議，在二階驗證型因素分析中，誤差項之相關性質應依設計決定，而評量方法間之相關性宜低。

關鍵詞：組合信度、CTCM 模式、CU 模式、多屬性多方法、蒙地卡羅模擬、二階驗證型因素分析

Abstract

Estimation of composite reliability (CR) in the second-order CFA with correlated errors has been discussed by extending Lucke's (2005) results. Moreover, the bias in the first- and second-order estimates of trait factor loadings and reliability resulting from the misspecification of the second-order CFA model has been assessed based on a multitrait-multimethod (MTMM) design. The simulation results indicated that the influence of misspecification on the second-order estimates was greater. However, little bias occurred when both method factor correlations and method factor loadings were small. We suggest that how

errors in the second-order CFA model are correlated be determined by design, and the methods with low correlation be used.

Keywords: composite reliability, correlated trait-correlated method (CTCM) model, correlated uniqueness (CU) model, multitrait-multimethod (MTMM), Monte Carlo simulation, second-order confirmatory factor analysis (CFA).

二、緣由與目的

驗證型因素分析模式誤差項之相關性多來自於共同方法，進行信度評估時若忽略誤差項之相關將使因素負荷量高估，誤差變異低估，導致信度高估(Yuan, Marshall, & Bentler, 2003)。Cole, Ciesla, and Steiger (2007) 強調誤差間相關需有理論之依據，進而探討多屬性-多方法(MTMM)架構下之多種設計方式。針對 MTMM 資料，可利用 correlated trait-correlated method (CTCM) 模式 (Marsh, Byrne, & Craven, 1992) 進行分析，此時題項間之相關來自於屬性因素與共同方法因素效果以及屬性因素間與共同方法因素間之相關。另亦可利用 correlated trait-uncorrelated method (CTUM) 模式或 correlated uniqueness (CU) 模式 (Marsh, 1989; Marsh & Hocevar, 1989; Marsh, Byrne, & Craven, 1992) 進行分析。以上 CTCM 與 CU 二模式各有優缺點，依 Lance, Noble, and Scullen (2002) 之回顧與探討，CTCM 模式雖在理論上較完整，但常遭遇估計問題，CU 模式雖可克服估計問題，但其缺點在於假定共同方法因素間無關，若違背該假定，將導致模式參數估

計之偏誤，然而，依據 Conway, Lievens, Scullen, and Lance (2004) 之模擬結果，僅當方法因素負荷量與方法因素間相關均大時，才會產生較大之偏誤。

二階驗證型因素分析已見理論性質 (Lucke, 2005; Mulaik & Quartetti, 1997; Yung, Thissen, & McLeod, 1999)，考量誤差相關 (Gerbing & Anderson, 1984) 以及結合 MT-MM 之設計 (Marsh & Hocevar, 1989) 之探討。然而，前述在 MTMM 架構下誤差間相關誤設時所導致參數 (含信度) 估計值偏誤之相關研究仍未延伸至二階 CFA。本研究將針對二階 CFA，探討當 CTCM 模式誤設為 CU 模式時對第一階、第二階因素負荷量及信度估計之影響，並提出建議供實證研究參考。

三、結果與討論

二階 CFA-CTCM 結構可表示如下 (Bollen, 1989; Lance et al., 2002)：

$$\boldsymbol{\eta} = \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}, \quad (1)$$

$(m \times 1) \quad (m \times n) \quad (n \times 1) \quad (m \times 1)$

$$\mathbf{y} = \boldsymbol{\Lambda}_{y\boldsymbol{\eta}} \boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Lambda}_{y\mathbf{M}} \mathbf{M} + \boldsymbol{\varepsilon}, \quad (2)$$

$(p \times 1) \quad (p \times m) \quad (m \times 1) \quad (p \times u) \quad (u \times 1) \quad (p \times 1)$

其中 $\boldsymbol{\xi}$ 為第二階含有 n 個因素所形成 $n \times 1$ 之向量， $\boldsymbol{\eta}$ 為第一階含有 m 個內生構念所形成 $m \times 1$ 之向量， $\boldsymbol{\Gamma}$ 是第一階 m 個構念與第二階 n 個因素 (γ_{iv} , $i = 1, \dots, m$; $v = 1, \dots, n$) 間之屬性因素負荷量所形成 $m \times n$ 之矩陣， $\boldsymbol{\zeta}$ 為第一階 m 個內生構念誤差 (ζ_i) 所形成 $m \times 1$ 之向量， \mathbf{y} 表示第一階內生構念全部共有 p 測量題項 (y_{ij}) 數所形成 $p \times 1$ 之向量， $p = \sum_{i=1}^m p_i$ ， p_i 為第一階第 i 個構念之題項數， $\boldsymbol{\Lambda}_{y\boldsymbol{\eta}}$ 為第一階內生構念 p 個題項對 m 個構念之屬性因素負荷量 ($\lambda_{y_{ij}\eta_i}$) 所形成 $p \times m$ 之矩陣， \mathbf{M} 為 u 個評量方法所形成 $u \times 1$ 之向量， $\boldsymbol{\Lambda}_{y\mathbf{M}}$ 是第一階內生構念 p 個題項對 u 個評量方法之方法因素負荷量

($\lambda_{y_{ij}M_k}$, $k = 1, \dots, u$) 所形成 $p \times u$ 之矩陣， $\boldsymbol{\varepsilon}$ 表示測量題項誤差所形成 $p \times 1$ 之向量。該模型之基本假設為 $E(\boldsymbol{\eta}) = 0$, $E(\boldsymbol{\xi}) = 0$, $E(\boldsymbol{\zeta}) = 0$, $E(\boldsymbol{\varepsilon}) = 0$, $\text{Cov}(\boldsymbol{\zeta}) = \boldsymbol{\Psi}$, $\text{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}) = \boldsymbol{\Theta}_\varepsilon$ (為一對角矩陣), $\text{Cov}(\boldsymbol{\xi}) = \boldsymbol{\Phi}_\xi$, $\text{Cov}(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\zeta}) = \mathbf{0}$, $\text{Cov}(\boldsymbol{\xi}, \boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{0}$, $\text{Cov}(\boldsymbol{\eta}, \boldsymbol{\zeta}) = \mathbf{0}$, $\text{Cov}(\boldsymbol{\eta}, \boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{0}$, $\text{Cov}(\boldsymbol{\zeta}, \boldsymbol{\varepsilon}) = 0$, $\text{Cov}(\mathbf{M}) = \boldsymbol{\Phi}_M$, $\text{Cov}(\mathbf{M}, \boldsymbol{\xi}) = 0$, $\text{Cov}(\mathbf{M}, \boldsymbol{\eta}) = \mathbf{0}$, $\text{Cov}(\mathbf{M}, \boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{0}$, $\text{Cov}(\mathbf{M}, \boldsymbol{\zeta}) = 0$ 。當 $n = 1$, $m = 3$, $u = 3$ 時之二階 CFA-CTCM 模式如圖 1 所示。圖中 $\rho_{M_k M_k}$ 即 $\boldsymbol{\Phi}_M$ 非對角矩陣元素，為不同方法之相關係數，當 $\rho_{M_k M_k} = 0$ ，表評量方法間無關，此時即為 CFA-CTUM 模式，為 CFA-CTCM 模式之特例，如圖 2 所示，而其所對應之 CFA-CU 模式示於圖 3。

針對二階 CFA 模式，Lucke (2005) 提出當誤差間無關時之信度估計式，該估計式可進一步延伸，進行誤差間相關時的信度評估。基於 CU 模式 (如圖 3)，並依據信度定義，構念 ξ_v 之組合信度 (composite reliability, CR) 為

$$CR_{\xi_v} = \frac{\sum_{i=1}^m (\sigma_{\zeta_i} \sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{ij})^2}{\sigma_Y^2} + \frac{[\sum_{i=1}^m \gamma_{iv} (\sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{ij})]^2}{\sigma_Y^2}. \quad (3)$$

式 (3) 之第一項反映第一階屬性構念之直接信度，第二項則反映第二階屬性構念藉由第一階屬性構念中介之間接信度，兩者之和即二階構念 ξ_v 之組合信度。而一階構念個別信度則為

$$CR_{\eta_i} = \frac{(\sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{y_{ij}\eta_i})^2}{\sigma_{Y_i}^2} = \frac{(\sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{y_{ij}\eta_i})^2}{(\sum_{j=1}^{p_i} \lambda_{y_{ij}\eta_i})^2 + \sum_{j=1}^{p_i} \sigma_{\varepsilon_{ij}}^2 + \sum_{j \neq j'} \sum \sigma_{\varepsilon_{ij}\varepsilon_{ij'}}}. \quad (4)$$

上式中 σ_Y^2 為第一階所有構念題項和之變

異數，而 $\sigma_{Y_i}^2$ 為第 i 個構念所包括題項和之變異數， σ_Y^2 可展開為

$$\sigma_Y^2 = \sum_{i=1}^m [\sigma_{\zeta_i} (\sum_{j=1}^{P_i} \lambda_{y_{ij}\eta_i})]^2 + [\sum_{i=1}^m \gamma_i (\sum_{j=1}^{P_i} \lambda_{y_{ij}\eta_i})]^2 + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{P_i} \sigma_{\varepsilon_{ij}}^2 + \sum_{i=1}^m \sum_{j \neq j'}^{P_i} \sigma_{\varepsilon_{ij}\varepsilon_{ij'}} \quad (5)$$

當題項共用相同評量方法時， $\sigma_{\varepsilon_{ij}\varepsilon_{ij'}} > 0$ ，否則 $\sigma_{\varepsilon_{ij}\varepsilon_{ij'}} = 0$ 。

在 CFA-CTCM 模式中，若將式(2)之評量方法項併入誤差項，則新誤差項 $\delta = \Lambda_{yM} \mathbf{M} + \boldsymbol{\varepsilon}$ ，此時誤差間將因而導致相關，誤差共變來源可區分為不同構念不同方法(heterotrait-hetromethod, HTHM)、不同構念相同方法(heterotrait-monomethod, HTMM)、相同構念不同方法(monotrait-hetromethod, MTHM)以及相同構念相同方法(monotrait-monomethod, MTMM)四種，誤差共變異和 $\sum_{i=1}^m \sum_{j \neq j'}^{P_i} \sigma_{\delta_{ij}\delta_{ij'}}$ 可具體表達如下：

$$\begin{aligned} & \sum_{i=1}^m \sum_{j \neq j'}^{P_i} \sigma_{\delta_{ij}\delta_{ij'}} \\ &= \underbrace{\sum_{i=1}^m \sum_{k \neq k'}^u \sum_{j \neq j'}^{P_i} \lambda_{y_{ij}M_k} \lambda_{y_{ij}M_{k'}} \sigma_{M_k M_{k'}}}_{MTHM} + \\ & \quad \underbrace{\sum_{i \neq i'}^m \sum_{k \neq k'}^u \sum_{j \neq j'}^{P_i} \lambda_{y_{ij}M_k} \lambda_{y_{i'j}M_{k'}} \sigma_{M_k M_{k'}}}_{HTHM} + \\ & \quad \underbrace{\sum_{i=1}^m \sum_{k=1}^u \sum_{j \neq j'}^{P_i} \lambda_{y_{ij}M_k} \lambda_{y_{ij}M_k} \sigma_{M_k}^2}_{MTMM} + \\ & \quad \underbrace{\sum_{i \neq i'}^m \sum_{k=1}^u \sum_{j \neq j'}^{P_i} \lambda_{y_{ij}M_k} \lambda_{y_{i'j}M_k} \sigma_{M_k}^2}_{HTMM}. \quad (6) \end{aligned}$$

當方法間無關時，式(6)中之MTHM及HTHM項為0，此時與式(5)中CU模式之誤

差共變異和 $\sum_{i=1}^m \sum_{j \neq j'}^{P_i} \sigma_{\varepsilon_{ij}\varepsilon_{ij'}}$ 對等，只是以不同參數化的方式表達而已，換言之，基於CU模式之 $\sum_{i=1}^m \sum_{j \neq j'}^{P_i} \sigma_{\varepsilon_{ij}\varepsilon_{ij'}}$ 乃基於CTCM模式之 $\sum_{i=1}^m \sum_{j \neq j'}^{P_i} \sigma_{\delta_{ij}\delta_{ij'}}$ 的特例。由於CTCM模式常面臨估計問題，故通常改用較簡單之CU模式，但此舉已誤設模型！隨著評量方法之因素負荷量不同以及方法間相關係數水準值之差異，在各不同組合情況下模型誤設(以CU取代CTCM)對第一階、第二階屬性因素負荷量及第一階、第二階信度估計值所產生之潛在偏誤(potential bias)為何是接著要探究的焦點。

本研究採用蒙地卡羅模擬(Monte Carlo simulation)進行偏誤評估。模擬設計以圖1之CFA-CTCM模式為基礎，進行母體參數值設定，屬性因素負荷量 $\lambda_{y_{ij}\eta_j}$ 之設定以滿足信度高於0.7為原則，為利於情境操控，我們採用標準化的資料，故方法因素負荷量 $\lambda_{y_{ij}M_k}$ 以及題項誤差變異數 $\sigma_{\varepsilon_{ij}}^2$ 的設定須滿足 $Var(y_{ij}) = \lambda_{y_{ij}\eta_j}^2 + \lambda_{y_{ij}M_k}^2 + \sigma_{\varepsilon_{ij}}^2 = 1$ 之條件，另設 $\sigma_{M_k}^2 = 1$ ，而第一階構念誤差變異數 $\sigma_{\zeta_i}^2$ 的設定則須滿足 $\sigma_{\eta_i}^2 = \sigma_{\zeta_i}^2 + \gamma_i^2 = 1$ 之條件。我們參考Conway et al. (2004)，方法因素負荷量設為0.50, 0.35, 0.25, 0.0四種水準值，方法間相關係則設為0.5, 0.3, 0.1, 0.0四種水準值，而其他母體參數設定值彙示於表1。

由式(1)、(2)可得到參數化共變異矩陣如下：

$$\Sigma_{yy}(\boldsymbol{\theta}) = \Lambda_{y\eta} \boldsymbol{\Gamma} \boldsymbol{\Phi} \boldsymbol{\Gamma}^T \Lambda_{y\eta}^T + \Lambda_{y\eta} \boldsymbol{\Psi} \Lambda_{y\eta}^T + \Lambda_{yM} \boldsymbol{\Phi}_M \Lambda_{yM}^T + \boldsymbol{\Theta}_\varepsilon \quad (7)$$

我們依 Fan et al. (2002, section 4.3 & 7.2) 所示程序，以式(7)為基礎產生多變量常態資料，並模擬評估偏誤大小，模擬步驟概述如下：

步驟1: 依表1設定之母體參數值求算式(7)

之共變異矩陣 $\Sigma(\theta)$ 。

步驟 2：將共變異矩陣 $\Sigma(\theta)$ 轉換成相關係數矩陣 $R(\theta) = S^{-1}\Sigma(\theta)S^{-1}$ ，其中 S 表示由標準差所形成之對角矩陣。

步驟 3：產生 $N(=300)$ 個來自於相關係數矩陣 $R(\theta)$ 之多變量常態觀察值。

步驟 4：利用二階 CFA-CU 模式計算第一階、第二階屬性因素負荷量及第一階、第二階信度估計值，為利觀察，我們將第一階構念因素負荷量估計值加總，即求算 $(\sum_{j=1}^p \hat{\lambda}_{y_j \eta_i})$ 、 $\hat{\gamma}_{i1}$ 以及 CR_{η_i} 和 CR_{ξ_i} 四者。另亦記錄 $P_r > \chi^2$ 、 $RMSEA$ 及 $AGFI$ 三項模式配適度指標值。

步驟 5：重複執行步驟 3 和步驟 4 計 200 次即可評估因素負荷量及信度估計值之偏誤並瞭解模式平均配適情況。所使用之偏誤評估指標為相對估計誤差百分比(%)
= (估計值之模擬平均-母體參數值)/母體參數值 $\times 100$ 。

我們以二階 CFA-CTCM 模式為基礎依所設定之母體參數值產生模擬資料，但採用 CFA-CU 模式對模擬資料進行參數估計，所獲第一階、第二階屬性因素負荷量及信度估計結果分別示於表 2 和表 3，表 2 為第一階因素負荷量總和及第二階因素負荷量估計值偏誤結果之比較表，表 3 為第一階和第二階信度估計值偏誤結果之比較表。為利呈現偏誤大小差異對比，我們進一步將相對估計誤差百分比 (%) 大小區分為 “---” (<5%), A (5% ~ <10%), B (10% ~ <15%), C (15% ~ <20%) 及 D (>20%) 五個等級，再據以將表 2 和表 3 彙整成表 4。我們發現，模式誤設時對第二階參數(包括屬性因素負荷量和信度)估計值影響較大。在模式配適度方面，在各不同組合下之差異不大， $P_r > \chi^2$ 、 $RMSEA$ 及 $AGFI$ 均一致地顯示配適良好(分別遠大於顯著水準、遠小於 0.05 及遠大於 0.9)，縱使誤設偏誤已然不小，但配適度指標仍不克反映

配適缺失，因此，實證上藉配適度判定模式適足性之作法宜慎。由表 4 可發現，當方法間相關以及方法因素負荷量皆低時，僅有些微之估計偏誤。我們建議，在二階驗證型因素分析模式中，誤差項之相關性質應依設計決定，而評量方法間之相關性宜低。

本研究係假定題項滿足單一構面性(unidimensionality) (Gerbing & Anderson, 1988)。針對二階 CFA 模式誤設所造成之參數估計偏誤分析仍待後續更進一步之模擬設計與檢測。

四、計畫成果自評

本研究參考 Lucke (2005)，將二階 CFA 信度評估延伸至誤差具相關之一般模式，並利用 MT-MM 之設計，探討模型誤設時對第一、二階因素負荷量以及第一、二階信度估計值之偏誤影響，研究結果在實證研究上具參考價值。本文預定投稿學術期刊如 *Applied Psychological Measurement*。另在研究過程中衍生之研究成果 “The Influence of Misspecification of Error Covariances on the Reliability and Path Estimation in SEM” 已於 2009 年 8 月 11 日在美國芝加哥舉行之 AOM 年會發表，且經修訂後已投稿至學術期刊 *Structural Equation Modeling*，刻正審查中。

五、參考文獻

- Bollen, K. A. 1989. *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley
- Cole, D.A., Ciesla, J.A., & Steiger, J.H. 2007. The insidious effects of failing to include design-driven correlated residuals in latent covariance structure analysis. *Psychological Methods*, 12: 381-398.
- Conway, J. M., Lievens, F., Scullen, S. E., & lance, C. E. (2004). Bias in the correlated uniqueness model for MTMM data. *Structural Equation Modeling*, 11: 535-559.

- Fan, X., Felsovalyi, A., Sivo, S. A., & Keenan, S. C. 2002. *SAS for Monte Carlo studies: A guide for quantitative researchers*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Gerbing, D. W., & Anderson, J. C. 1984. On the meaning of within-factor correlated measurement errors. *Journal of Consumer Research*, 11: 572–580.
- Girbing, D. W., & Anderson, J. C. 1988. An updated paradigm for scale development incorporating unidimensionality and its assessment. *Journal of Marketing Research*, 25, 186–192.
- Lance, C.E., Noble, C. L., & Scullen, S. E. 2002. A critique of the correlated trait–correlated method and correlated uniqueness models for multitrait–multimethod data. *Psychological Methods*, 7: 228–244.
- Lucke, J. F. 2005. The α and the ω of congeneric test theory: An extension of reliability and internal consistency to heterogeneous tests. *Applied Psychological Measurement*, 29: 65–81.
- Marsh, H. W. 1989. Confirmatory factor analysis of multitrate-multimethod data: Many problems and a few solutions. *Applied Psychological Measurement*, 13: 335–361.
- Marsh, H. W., Byrne, B. M., & Craven, R. 1992. Overcoming problems in confirmatory factor analysis of MTMM data: The correlated uniqueness model and factorial invariance. *Multivariate Behavioral Research*, 27: 489–507.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. 1983. Confirmatory factor analysis of multitrate-multimethod matrices. *Journal of Educational Measurement*, 20: 231–248.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. 1988. A new, more powerful approach to multitrait-multimethod Analyses: application of second-order confirmatory factor analysis. *Journal of Applied Psychology*, 73: 107–117.
- Mulaik, S. A. & Quartetti, D. A. 1997. First order or higher order general factor. *Structural Equation Modeling*, 4: 193–211.
- Yuan, K., Marshall, L. L., & Bentler, P. M. 2003. Assessing the effect of model misspecification on parameter estimates in structural equation models. In R. M. Stolzenberg (Ed.), *Sociological methodology* (Vol. 33, pp. 241–265). Malden, MA: Blackwell.
- Yung, Y. F., Thissen, D., & McLeod, L. D. 1999. On the relationship between the higher-order factor model and the hierarchical factor model. *Psychometrika*, 64: 113–128.

表 1. 圖 1 中二階 CFA-CTCM 模式之母體參數值(供模擬使用)

$$\Lambda_{y\eta} = \begin{bmatrix} \lambda_{y_{11}\eta_1} & 0 & 0 \\ \lambda_{y_{12}\eta_1} & 0 & 0 \\ \lambda_{y_{13}\eta_1} & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{y_{21}\eta_2} & 0 \\ 0 & \lambda_{y_{22}\eta_2} & 0 \\ 0 & \lambda_{y_{23}\eta_2} & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{y_{31}\eta_2} \\ 0 & 0 & \lambda_{y_{32}\eta_2} \\ 0 & 0 & \lambda_{y_{33}\eta_2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.80 & 0.00 & 0.00 \\ 0.80 & 0.00 & 0.00 \\ 0.75 & 0.00 & 0.00 \\ 0.00 & 0.85 & 0.00 \\ 0.00 & 0.75 & 0.00 \\ 0.00 & 0.80 & 0.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.85 \\ 0.00 & 0.00 & 0.80 \\ 0.00 & 0.00 & 0.70 \end{bmatrix} \quad \Lambda_{yM} = \begin{bmatrix} \lambda_{y_{11}M_1} & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{y_{12}M_2} & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{y_{13}M_3} \\ \lambda_{y_{21}M_1} & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{y_{22}M_2} & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{y_{23}M_3} \\ \lambda_{y_{31}M_1} & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_{y_{32}M_2} & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{y_{33}M_3} \end{bmatrix}$$

$$\Psi = \text{Diag}(\sigma_{\zeta_1}^2, \sigma_{\zeta_2}^2, \sigma_{\zeta_3}^2) = \text{Diag}(0.64, 0.75, 0.84)$$

$$\Phi_{\xi} = [\sigma_{\xi}^2] = [1.0] \quad \Gamma = [\gamma_{11} \ \gamma_{21} \ \gamma_{31}]' = [0.6 \ 0.5 \ 0.4]'$$

$$\Phi_M = \begin{bmatrix} \sigma_{M_1}^2 & & \\ \sigma_{M_1M_2} & \sigma_{M_2}^2 & \\ \sigma_{M_1M_3} & \sigma_{M_2M_3} & \sigma_{M_3}^2 \end{bmatrix}$$

$$\Theta_{\varepsilon} = \text{Diag}(\sigma_{\varepsilon_{11}}^2, \sigma_{\varepsilon_{12}}^2, \sigma_{\varepsilon_{13}}^2, \sigma_{\varepsilon_{21}}^2, \sigma_{\varepsilon_{22}}^2, \sigma_{\varepsilon_{23}}^2, \sigma_{\varepsilon_{31}}^2, \sigma_{\varepsilon_{32}}^2, \sigma_{\varepsilon_{33}}^2)$$

備註： $\lambda_{y_{ij}M_k} = \lambda_{y_{ij}M_{k'}} = \lambda_{y_{ij}M_{k'}} = \lambda_{y_{ij}M_k} = \lambda_{M_k}$, $\sigma_{M_kM_{k'}} = \sigma_{M_kM_k}$, $\sigma_{\varepsilon_{ij}}^2 = 1 - \lambda_{y_{ij}\eta_i}^2 - \lambda_{y_{ij}M_k}^2$,
 $\sigma_{M_k}^2 = 1$, $\sigma_{\eta_i}^2 = \sigma_{\zeta_i}^2 + \gamma_{i1}^2 = 1$.

表 2. 模型誤設對第一階因素負荷量總和及第二階因素負荷量估計值造成偏誤結果比較表

方法因 素負荷	方法相 關係數	$P_r > \chi^2$	RMSEA	AGFI	$\sum \hat{\lambda}_{\gamma_1/\eta_1}$	$\sum \hat{\lambda}_{\gamma_2/\eta_2}$	$\sum \hat{\lambda}_{\gamma_3/\eta_3}$	$\hat{\gamma}_{11}$	$\hat{\gamma}_{21}$	$\hat{\gamma}_{31}$
母體參數值					2.35	2.40	2.35	0.60	0.50	0.40
0.50	0.50	(0.498, 0.303)	(0.014, 0.019)	(0.967, 0.013)	(2.577, 9.64)	(2.623, 9.27)	(2.576, 9.60)	(0.687, 14.45)	(0.610, 21.96)	(0.536, 34.01)
	0.30	(0.514, 0.294)	(0.013, 0.018)	(0.968, 0.012)	(2.488, 5.85)	(2.538, 5.75)	(2.487, 5.83)	(0.655, 9.24)	(0.575, 15.03)	(0.497, 24.14)
	0.10	(0.502, 0.286)	(0.013, 0.018)	(0.967, 0.013)	(2.390, 1.71)	(2.446, 1.94)	(2.401, 2.16)	(0.622, 3.73)	(0.524, 4.78)	(0.428, 6.94)
	0.00	(0.511, 0.281)	(0.012, 0.018)	(0.968, 0.011)	(2.354, 0.19)	(2.403, 0.11)	(2.347, -0.14)	(0.611, 1.80)	(0.503, 0.53)	(0.398, -0.61)
0.35	0.50	(0.538, 0.285)	(0.011, 0.017)	(0.969, 0.011)	(2.463, 4.81)	(2.511, 4.61)	(2.465, 4.89)	(0.643, 7.20)	(0.569, 13.70)	(0.490, 22.41)
	0.30	(0.561, 0.285)	(0.010, 0.016)	(0.970, 0.011)	(2.419, 2.93)	(2.464, 2.67)	(2.417, 2.83)	(0.629, 4.86)	(0.541, 8.18)	(0.458, 14.59)
	0.10	(0.512, 0.271)	(0.012, 0.016)	(0.968, 0.010)	(2.372, 0.93)	(2.418, 0.73)	(2.372, 0.94)	(0.608, 1.29)	(0.508, 1.59)	(0.433, 8.21)
	0.00	(0.537, 0.272)	(0.010, 0.016)	(0.969, 0.011)	(2.345, -0.21)	(2.399, -0.05)	(2.350, 0.02)	(0.629, 4.91)	(0.504, 0.81)	(0.392, -1.90)
0.25	0.50	(0.518, 0.291)	(0.012, 0.017)	(0.968, 0.011)	(2.406, 2.38)	(2.455, 2.30)	(2.407, 2.42)	(0.629, 4.82)	(0.529, 5.85)	(0.443, 10.81)
	0.30	(0.558, 0.272)	(0.010, 0.015)	(0.970, 0.010)	(2.385, 1.48)	(2.436, 1.48)	(2.390, 1.70)	(0.625, 4.13)	(0.515, 2.93)	(0.424, 6.04)
	0.10	(0.475, 0.310)	(0.016, 0.020)	(0.966, 0.013)	(2.332, -0.77)	(2.410, 0.44)	(2.356, 0.27)	(0.615, 2.49)	(0.513, 2.55)	(0.401, 0.36)
	0.00	(0.523, 0.292)	(0.012, 0.017)	(0.968, 0.011)	(2.324, -1.12)	(2.399, -0.03)	(2.347, -0.12)	(0.618, 2.95)	(0.509, 1.81)	(0.399, -0.30)

備註：模型配適度指標 $P_r > \chi^2$ 、RMSEA 及 AGFI 欄中括號內數值表(模擬平均值，標準誤)，而第一階因素負荷量總和及第二階因素負荷量估計值欄中括號內數值表(模擬平均值，相對估計誤差百分比)。

表 3. 模型誤設對第一階和第二階信度估計值造成偏誤結果比較表

方法因 素負荷	方法相 關係數	母體				估計值			
		CR_{η_1}	CR_{η_2}	CR_{η_3}	CR_{ζ}	$\hat{C}R_{\eta_1}$	$\hat{C}R_{\eta_2}$	$\hat{C}R_{\eta_3}$	$\hat{C}R_{\zeta}$
0.50	0.50	0.743	0.759	0.744	0.632	(0.894, 20.30)	(0.907, 19.47)	(0.895, 20.25)	(0.885, 40.15)
	0.30	0.775	0.791	0.776	0.678	(0.869, 12.15)	(0.884, 11.76)	(0.870, 12.12)	(0.841, 24.10)
	0.10	0.809	0.825	0.810	0.731	(0.839, 3.80)	(0.857, 3.90)	(0.844, 4.18)	(0.788, 7.79)
	0.00	0.827	0.843	0.828	0.761	(0.828, 0.16)	(0.843, 0.09)	(0.827, -0.13)	(0.761, -0.02)
0.35	0.50	0.784	0.800	0.785	0.738	(0.861, 9.93)	(0.876, 9.52)	(0.863, 9.97)	(0.884, 19.78)
	0.30	0.800	0.816	0.801	0.768	(0.848, 5.97)	(0.862, 5.60)	(0.849, 5.88)	(0.858, 11.73)
	0.10	0.818	0.834	0.819	0.801	(0.834, 1.95)	(0.848, 1.73)	(0.835, 1.94)	(0.830, 3.72)
	0.00	0.827	0.843	0.828	0.818	(0.825, -0.18)	(0.842, -0.05)	(0.828, 0.01)	(0.818, -0.04)
0.25	0.50	0.804	0.820	0.805	0.802	(0.844, 4.97)	(0.859, 4.78)	(0.846, 5.01)	(0.881, 9.79)
	0.30	0.813	0.829	0.814	0.820	(0.838, 3.03)	(0.854, 2.96)	(0.840, 3.22)	(0.870, 0.07)
	0.10	0.822	0.838	0.823	0.838	(0.829, 0.82)	(0.846, 0.96)	(0.830, 0.81)	(0.853, 1.84)
	0.00	0.827	0.843	0.828	0.848	(0.826, -0.10)	(0.842, -0.03)	(0.827, -0.10)	(0.848, -0.02)

備註：括號內數值為(模擬平均值，相對估計誤差百分比)。

表 4. 模型誤設對第一階和第二階屬性因素負荷量以及信度估計值影響彙總表

方法因素 負荷量 Λ_{yM}	方法相關 係數 $\rho_{M_k M_k}$	原來 模式	是否 誤設	導致屬性因素負荷 量估計偏誤等級		導致信度估計偏誤 等級	
				第一階	第二階	第一階	第二階
高(0.50)	高 (0.50)	CTCM	是	A	D	C	D
	中 (0.30)	CTCM	是	A	D	B	D
	低 (0.10)	CTCM	是	---	C	A	A
	無 (0.00)	CTUM	否	---	A	---	---
中(0.35)	高 (0.50)	CTCM	是	---	C	A	C
	中 (0.30)	CTCM	是	----	B	A	B
	低 (0.10)	CTCM	是	---	A	---	---
	無 (0.00)	CTUM	否	---	---	---	---
低(0.25)	高 (0.50)	CTCM	是	---	B	A	B
	中 (0.30)	CTCM	是	---	A	---	A
	低 (0.10)	CTCM	是	---	---	---	---
	無 (0.00)	CTUM	否	---	---	---	---

備註：1. 高、中、低之水準係參考 Conway *et al.* (2004)。

2. 相對估計誤差百分比(%) = (估計值-母體參數值)/母體參數值，分為“---”(<5%)、A (5%~<10%)、B (10%~<15%)、C (15%~<20%) 及 D (>20%)五個等級。

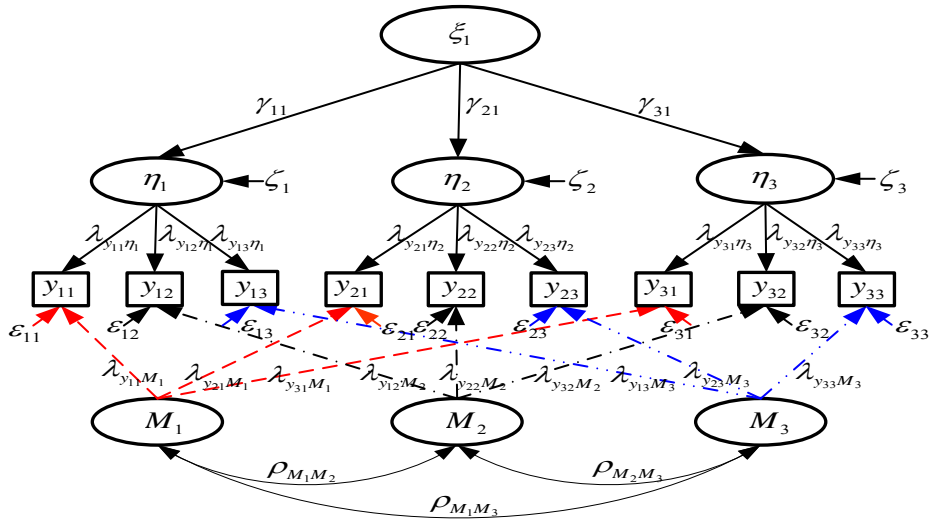


圖1. 二階CFA-CTCM模式

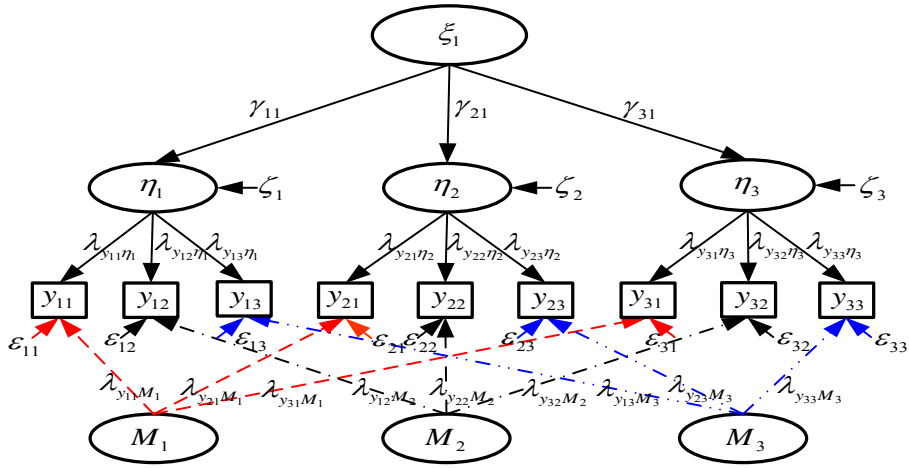


圖2. 二階CFA-CTUM 模式

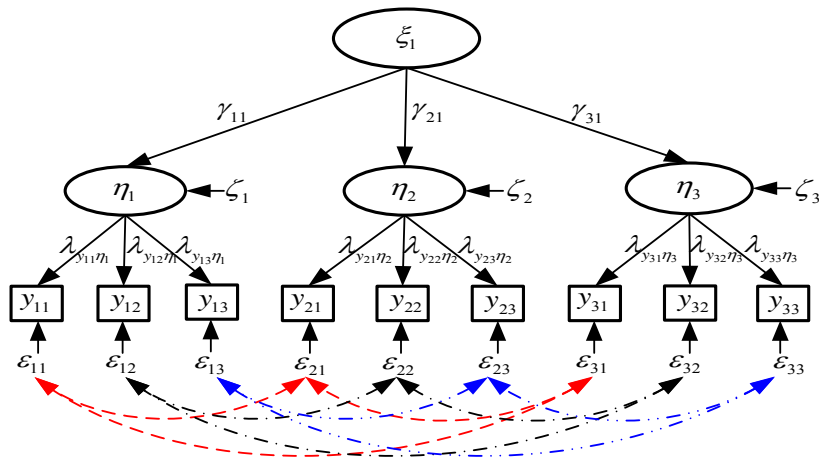


圖3. 二階CFA-CU 模式