LISREL 結構參數分段估計之模擬分析及其在實證上之涵意

蔡 坤 宏

摘　要

本文主要目的在評估以分段替代整體估計方式對潛伏結構參數估計的影響。評估的分段估計方式主要包括迴歸權重法、加總法、加總法之變形及最小平方法四種。因解析比較上的困難，故本文以模擬的方式進行評估。

依據模擬的結果發現：不論四種分段估計方式中的那一種，所估得之結構參數值之精確度，皆不如整體估計的結果，而且偏向低估。尤其是加總法（含變形），其產生之估計值可能不包括眞正的參數值。儘管這些發現來自一特定模式的模擬，其效度需進一步確認。但至少說明分段方式在結構參數估計上可能產生的問題。

這些問題對實證研究有相當重要的涵意：以 LISREL 進行模式驗證時，應儘量避免以分段估計方式爲之。如果衡量指標眞的過多時，應先以精簡衡量指標，或重新參數化原設定的模式，再行 LISREL 分析。

壹、前　言

伴隨著一些軟體程式（如 LISREL Ⅷ，CALIS，EQS）的運用及模式設定上的彈性，線性結構關係模式 (Linear Structural Relations Model, LISREL) 近來儼然已成爲管理、教育、心理等社會科學領域中廣泛應用的分析工具。雖然其應用的頻率缺乏明確的統計數字，但在管理、教育、心理等相關期刊或博碩士論文中，只須稍爲注意，即可經常見到 LISREL

的實證應用。

然而，LISREL 的實證應用除了會遭遇一些理論上的問題，如常態性假設、模本數目大小等外，在實務上，則會碰到衡量指標數目過多的問題。這問題很容易使得估計的結果產生不適當的解。可惜的是：理論上並無法提供研究者衡量指標數目的上限，因爲 LISREL 的數學模式是允許指標數目至相對電腦的可運算空間。更甚者，在管理、教育或心理方面的實證研究上，經常利用問卷蒐集資料，其所賴以建構模式的衡量指標數目相當多。因此，如果將所有指標以 LISREL 進行整體估計，不適當解將非常可能產生。

爲了避開這個問題，過去實證文獻上研究者的做法是採用兩階段的估計方式，這種方式在第一階段先以衡量模式 (measurement model， 即因素模式）估算結構模式 (structural model) 的潛伏變項 (latent variable)，第二個階段再以前階段之估算結果進行結構參數估計。這個程序的優點主要在於縮減變數的數目，避免產生不適當的解。然而，其對參數估計有何影響則不清楚。事實上，要探討此一問題前必先釐清一個概念，這個概念是：研究者是在探索或在驗證潛伏構面間的結構關係。如果研究者是在進行結構關係的探索，則採分段估計結構參數是有其必要的，因爲事先並無法明確地決定潛伏構面。但是如果是驗證結構關係，僅是爲了避開衡量指標過多的問題而採用分段的估計方式，對參數估計及決策會有何影響，則有待進一步的研究。

是以，本文主要目的即欲探討 LISREL 在驗證潛伏構面之結構關係下，如果以兩階段方式進行，則對結構係數估計之精確性及決策之正確性有何影響？因其解析上的困難，故本文將以模擬的方式進行分析。至於有關 LISREL 應用上遭遇到的一些理論問題， Loehlin (1992, pp. 63-64) 、Bollen (1989, pp.266-268 & pp. 415-432) 對相關文獻皆做了回顧。因而，本文不再探討這方面的問題。

依此，全文除了於前言中說明動機、目的及探討範圍外，於第貳節將說明 LISREL 基本模式與結構參數在整體及兩階段上的估計方式；第參節進行研究設計；第肆節說明模擬結果並以實例印證模擬發現；最後一節爲結論與建議，旨在摘述研究發現及說明其對實證上的涵意，並提出本文在研究上的限制及一些未來可行的研究方向。

貳、有關文獻探討

本節主要在說明 LISREL 整體估計結構參數及實證文獻上一般運用的兩階段估計結構參數之方式。之前，先簡介 LISREL 之基本模式，以利於後面之說明。

一、LISREL 基本模式

基本上，LISREL 整體模式包括衡量模式 (Measurement Model) 與結構方程式模式 (Struc-tural Equation Model) 兩部分。其主要特點在同時描述衡量指標之潛伏構面萃取及潛伏構面間的因果關係。一般而言，模式可用符號寫成如下 (Long 1983, p. 57)：

1. 衡量模式

$\underline{y} = \Lambda_y \underline{\eta} + \underline{\varepsilon}$

$\underline{x} = \Lambda_x \underline{\xi} + \underline{\delta}$

2. 結構方程模式

$\underline{\eta} = B \underline{\eta} + \Gamma \underline{\xi} + \underline{\zeta}$

衡量模式部份中，$\underline{y}$ 與 $\underline{x}$ 爲衡量指標向量；$\underline{\eta}$ 及 $\underline{\xi}$ 是衡量指標 $\underline{y}$ 與 $\underline{x}$ 之潛伏構面向量；Λ_y 與 Λ_x 是反映衡量指標 $\underline{y}$ 與 $\underline{x}$ 之因素向量矩陣；$\underline{\varepsilon}$ 與 $\underline{\delta}$ 則表示衡量誤差向量。結構方程模式部分中，B 及 Γ 爲結構參數矩陣，反映潛伏構面 $\underline{\eta}$ 本身間 $\underline{\eta}$ 與 $\underline{\xi}$ 間之因果關係；$\underline{\zeta}$ 則是結構誤差向量。如果模式中 $\underline{y}$ 與 $\underline{x}$ 各有 p 及 q 個衡量指標，且各包含 r 及 s 個潛伏構面，則 Λ_y、Λ_x、B 及 Γ 的維數分別爲 $(p \times r)$、$(q \times s)$、$(r \times r)$ 與 $(r \times s)$。

社會科學的實證研究上，常需以多重衡量指標描述一個構念 (construct)（如行銷上的「生活型態」、教育或心理上的「智商」等），而這些衡量指標本質上都可能未完全描述構念而存在誤差。甚者，研究者興趣於構念間因果關係的驗證，而其結構關係上亦包誤差。從上面的說明，明顯地，LISREL 模式滿足研究者的需求。然而，實務上在運用模式時，卻可能基於衡量指標過多產生估計上問題的考量，而採用分段的替代方式進行結構參數估計。以下將利用上述模式說明整體與分段估計方式。

二、LISREL之整體估計方式

LISREL一次整體估計結構參數與兩階段估計方式之最大差別，在於前者以衡量指標（$\underline{y}$與$\underline{x}$）爲賴以分解之共變矩陣，而後者則是以潛伏構面（$\underline{\eta}$與$\underline{\xi}$）之估算結果爲運算之共變矩陣。以衡量指標爲基礎之共變結構，在相對前述LISREL模式下，可以矩陣的分解形式寫爲（Long 1983, p. 59）：

$$\Sigma = \left[\begin{array}{c|c} \Lambda_y B^{-1}(\Gamma\Phi\Gamma' + \Psi)B^{-1'}\Lambda_y' + \Theta\varepsilon & \Lambda_y B^{-1}\Gamma\Phi\Lambda_x' \\ \hline \Lambda X\Phi\Gamma' B^{-1'}\Lambda_y' & \Lambda_x\Phi\Lambda_x' + \Theta_\delta \end{array}\right]$$

矩陣中，同前面說明，Λ_y、Λ_x分別是衡量指標$\underline{y}$與$\underline{x}$之因素負荷矩陣；Φ爲衡量指標$\underline{x}$之潛伏構面的共變矩陣；Θ_ε、Θ_δ是衡量指標$\underline{y}$與$\underline{x}$之誤差共變矩陣；B與Γ爲結構參數矩陣，B=I-B，爲（r × r）之單位矩陣；Ψ則是結構誤差之共變矩陣。同前面假設，如果$\underline{y}$與$\underline{x}$分別爲（p × 1）與（q × 1）之衡量指標向量，且各有r及s個潛伏構面，則Σ、Λ_y、Λ_x、Φ、Θ_ε、Θ_δ、B、Γ與Ψ的維數分別爲（p+q）×（p+q）、（p × r）、（q × s）、（s × s）、（p × p）、（q × q）、（r × r）、（r × s）及（r × r）。爲了簡化分析上的複雜性，令B=I，即表示被解釋之潛伏構面間沒有結構關係，則由Σ中$\underline{y}$與$\underline{x}$的共變關係可以導出Γ的估計式爲：

$$\Gamma = (\Lambda_y'\Lambda_y)^{-1}\Lambda_y'\Sigma_{yx}\Lambda_x(\Lambda_x'\Lambda_x)^{-1}\Phi \qquad \cdots(1)$$

這式子說明著：如果Λ_y、Λ_x及Φ可以由衡量模式估得，則結構參數（Γ）便可由(1)式得知。一般而言，Γ在LISREL一次整體的估計上需反覆進行。

三、兩階段之估計方式

前言中已提及所謂的「分段估計方式」是指：先估算潛伏構面，後進行LISREL分析。這兩階段估計進行的程序分別說明如后：

1. 第一階段：計算潛伏構面分數

此一階段先以因素分析法估算潛伏構面之分數 (score)，而實際上常見的估算方式不外乎迴歸權重法 (regression weighted method) 及加總法 (summating method) 兩種。前者由 Thurstone (1935) 提出，是目前軟體程式（如 SAS 或 SPSS-X ）上自動設定之計算方法，其計算公式爲：

$$\underline{f}_x^r = \Phi_x^r \Lambda_x^{r'} \Sigma_{xx}^{-1} \underline{X} \qquad \cdots(2)$$

式中，$\underline{f}_x^r$ 是一 (s × 1) 潛伏構面向量，Φ_x^r、Λ_x^r 分別表示由衡量指標 $\underline{x}$ 中萃取之 (s × s) 因素共變矩陣及 (q × s) 之因素負荷矩陣，Σ_{xx} 爲 (q × q) 之衡量指標 $\underline{x}$ 的共變矩陣，餘者符號意義同前。同理，衡量指標 $\underline{y}$ 的潛伏構面向量亦可如同(2)式估得。

至於加總法的估計方式，則是設定一加權矩陣 W，反映衡量指標在潛伏構面上之歸屬。申言之，如果 $\underline{x}$ 中某一衡量指標 X_i 應包括在潛伏構面 f_j 中，且其關係爲正向的，則其加權係數 $W_{ij}=1$ ；反之，若 X_i 不包括在 f_j 中，則 $W_{ij}=0$ 。而歸屬關係的認定，則來自研究者專業上先驗訊息 (prior information)。其計算公式如下 (Gorsuch 1983, p. 85)：

$$\underline{f}_x^s = W_x \underline{x} \qquad \cdots(3)$$

式中，W_x 爲一 (q × s) 加權矩陣，其組成之元素的絕對值非 1 即 0 。餘者符號意義同前。同理，衡量指標 y 之潛伏構面分數亦可如同(3)式估得。事實上，加總法除了 1 與 0 的加權方式外，亦可用結構負荷量 (structural loading) 取代 W 中值爲 1 的元素，而成爲新的權重矩陣 W* 。此時，(3)式可改寫成：

$$f_x^{s*} = W_x^{s*} \underline{x} \qquad \cdots(4)$$

式中，$\underline{f}_x^{s*}$ 是衡量指標 X 以新加權矩陣 W_x^{s*} 估得之 (s × 1) 潛伏構面向量，W_x^{s} 爲以結構負荷量反映衡量指標 $\underline{x}$ 之潛伏構面的加權矩陣，維數同於 W_x 。同理，衡量指標 $\underline{y}$ 之潛伏構面向量亦

可如同(4)式估得。

2. 第二階段：以潛伏構面分數進行LISREL分析

這個階段即如同一次整體估計一樣地估計結構參數，其間主要的差別僅在於前者是在潛伏構面之共變關係上進行，其維數由 (p+q) 減至 (r+s) 而已。因此，以(2)式爲基礎而估得之結構參數 Γ ，可如同(1)式地寫成：

$$\Gamma_r = \Phi_y \Lambda_y^{r'} \Sigma_{yy}^{-1} \Sigma_{yx} \Sigma_{xx}^{-1} \Lambda_x^{r} \qquad \cdots(5)$$

式中，Σ_{yy} 、Σ_{yx} 與 Σ_{xx} 分別是衡量指標 $\underline{y}$ 、$\underline{y}$ 與 $\underline{x}$ 、$\underline{x}$ 之 $(p \times p)$ 、$(p \times q)$ 、及 $(q \times q)$ 、的共變矩陣，Φ_y 是由衡量指標 $\underline{y}$ 中萃取之潛伏構面的共變矩陣。比較(1)與(5)式似乎說明著：當 $\Lambda_y^{'} \Sigma_{yy}^{-1} \Lambda_y = \Phi_y^{-1}$ 且 $\Lambda_x^{'} \Sigma_{xx}^{-1} \Lambda_y = \Phi_x^{-1}$ 時，所估得之結構參數相等。事實上，這幾乎是無法保證的。如果以(3)式爲依據而估得之結構參數 Γ ，亦如同(1)式可表示爲：

$$\Gamma_s = W_y^{'} \Sigma_{yx} W_x \Phi_x^{s\ -1} \qquad \cdots(6)$$

式中，除 Φ_x^{s} 表示由衡量指標 $\underline{x}$ 中以加權方式萃取之潛伏構面的共變矩陣，其餘符號的意義皆如前述。而如果(6)式是以(4)式爲估算的來源，則(6)式中之 W_y 與 W_x 需分別以 W_y^{*} 及 W_x^{*} 取代而改寫成：

$$\Gamma_{s*} = W_y^{*'} \Sigma_{yx} W_x^{*} \Phi_x^{s*-1} \qquad \cdots(7)$$

式中，W_y^{*} 爲以因素負荷量反映衡量指標 $\underline{y}$ 之潛伏構面的加權矩陣 Φ_x^{s*} 則是衡量指標 $\underline{x}$ 中以負荷量加權方式萃取因素共矩陣，餘符號同前面說明。以上(5)、(6)式是過去實證研究常運用估算結構參數的公式，(7)式則是依據文獻上估計潛伏構面分數之算法 (Gorsuch 1983, p. 85) ，所導出之 Γ 估算公式，可視爲(6)式的變形。此外，因 Lastovicka & Thamodaran (1991) 探討估計潛伏構面方式對多元線迴歸模式係數估計值的影響結果發現，迴歸權重法與加總法產生的分數在估計偏誤上較大，而以 Horst (1965) 提出之最小平方法 (Least Square

Method ，以下稱 LS) 產生的平均估計偏誤較小。但要注意的是：這研究結果的迴歸模式中僅因變數爲潛伏構面，而本文所探討的模式變數則皆是潛伏變項。本文以之爲操弄因子的水準之一，目的亦在對照前述方式的估算結果。其導出之計算公式如下：

$$\Gamma_1 = (\Lambda_y^{r'} \ \Lambda_y^{r})^{-1} \Lambda_y^{r'} \Sigma_{yx} \Lambda_x^{r} \ (\Lambda_x^{r'} \Lambda_x^{r}) \ \Phi_x^{r-1} \qquad \cdots(8)$$

式中，符號意義皆同於前面的說明。比較(1)與(8)兩式，如果 $\Lambda_y^r = \Lambda_y$ ， $\Lambda_x^r = \Lambda_x$ ， $\Phi_x^r = \Phi$ ，則(8)式與(1)式相同。亦如同(5)、(6)、(7)式與(1)的比較一樣，似乎在某些情況下，這些式子的估算結果皆會同(1)式，但這幾乎是不可能的。主要理由是：兩階段估計方式簡化了衡量指標 $\underset{\sim}{y}$ 、 $\underset{\sim}{x}$ 的共變結構關係。其簡化的程序必然對結構參數的估計結果產生影響。而這影響程度很難以解析的方式從(1)、(5)、(6)、(7)與(8)式得知。故本文擬以模擬分析的方式進行探討。

參、研究設計

模擬資料的產需建立在設定的模式上，而產生的過程或目的有賴於因子的操弄，分析的結果則必須有評估準則以爲比較之依據。故本節擬分成模式設定、因子水準及評估準則等三部分加以說明。

一、模式之設定

依據研究目的，並基於簡化且不失其一般性的考量，假設研究的共變結構中， $\underset{\sim}{y}$ 有 8 個衡量指標且同屬一個潛伏構面， $\underset{\sim}{x}$ 有 4 個衡量標分屬兩個獨立的潛伏因素，即相對前節(1)式之 Σ 爲 (12×12) 之共變矩陣，p= 4 ，q= 8 ，r= 1 ，s= 2 及 Φ =I（二階單位矩陣）。分解的各矩陣元素值，即模式眞實之參數值（註一），列於附表中。

對於所述之模式設定，可以將之想成問卷中有兩部分的題項，第一部分之題項數目有 4 個，主要在測量某一潛伏構面，第二部分有 8 個題項數目，包含兩個獨立之潛伏因素。而上

註 一：因模式中爲依變數之潛伏構面只有一個，故相對基本模式中之B=0。

列之矩陣數值是這些衡量標與潛伏構面間、潛伏構面間的眞正關係。當然，如果衡量標數目只有 12 個，研究者大多不會採兩階段的估計方式。這裡的假設僅是簡化而已。然而，要強調的是：這種簡化並不影響研究目的。因爲，本文目的僅在觀察估計程序的改變對模式結構參數的影響。此外，亦需加以說明的是：本文在潛伏構面設定 4 個衡量指標，主要是考量 Gerbing & Anderson (1984)、Boomsma (1985) 潛伏構面內之衡量指標的數目最好大於兩個之研究建議。至於結構係數一大一小的設定，則在反映係數大小之估計偏誤及是否異於 0 的可能性。

二、因子水準之設定

模式設定後，進一步假設研究者基於衡量指標目的考慮，而採用兩階段的式估計結構參數。因此，欲操弄的因子即是替代整體估計的方式，而迴歸權重法、加總法（含變形）與最小平方法則是因子的水準，共有 4 個。以下分別以 RW、SM、SM* 及 LS 分別表示這四個水準。

需進一步說明的是：R W及 LS 中，潛伏構面之負荷矩陣（即 Λ_x^r、Λ_y^r）乃因素分析以主成份法 (Principal Component M ethod) 萃取並經最大變異法 (varimax) 轉軸而得。而這所以採取這個程序估算 Λ_x^r 與 Λ_y^r，主要理由是：這個程序是最常見於實證上者。以之爲準，更能突顯過去應用分析的精確性程度是否足夠的問題。

三、評估準則

依據設定模式之共變結構，本文將隨機且常態地產生 20 組資料且每組 300 個樣本，再依操弄因子水準估計結構參數。而之所以設定樣本數爲 300 且爲常態分佈，主要是滿足 LISREL 參數估計上的理論要求及依據 Boomsma (1983, p. 119) 樣本數應大於 100 的建議。本文將以參數估計之精確性及決策之正確性等兩個準則評估模擬分析結果，其準則之評估公式分別說明如下：

1. 參數估計精確性之評估

所謂參數估計之精確性指參數估計結果之精確性。而估計值之精確性指估計值與實際值之差異程度。事實上，這差異程度並未能完全描述精確性的概念，因爲它含有隨機的意思。因此，本文在評估差異程度時，亦同時考量偏向的問題（註二）。換言之，有可能結果是差異小但卻傾向高估或低估。其評估公式如下：

・ $\text{BIAS}=\frac{\sum_{i=1} | D_i |}{n}$，$D_i=\hat{\theta}_i-\theta_i$，n 爲模擬次數，

・ $I(D_i)=\begin{cases}0 & ，當 D_i>0\\ 1 & ，當 D_i<0\end{cases}$

式中，BIAS 表示參數估計值與實際值的平均絕對差異程度（註三），$\hat{\theta}_i$ 爲第 i 次模擬之估計值，θ_i 則是實際值。I（・）爲指標函數 (index function)，D_i 負時，令 I=1，反之爲 0，用以衡量 $\hat{\theta}_i$ 的偏向。其結果可用符號檢定法則 (Randle & Wolfe 1979, pp. 33-37) 檢定各因子水準估計值差異之偏向。進一步，因每次 4 個因子水準估計用的樣本相同，不需參數估計值之任何分佈假設下，可用 Friedman 檢定法 (Randle & Wolfe 1979, pp. 401-403）經由估計結果之排序，整體檢定各種估計方式在估計偏誤程度上的差異。

2. 決策正確性之評估

此處所謂決策正確性有兩層意思，一指參數估計值之信賴區間 (confidence interval) 是否包含眞實值。二指是否能反映出原來是否異於 0 的設定。就前者而言，如果參數估計值包含眞正值，則表示產生正確之決策，反之，則產生錯誤決策。其評估公式爲：

$$I(\hat{\theta}_i)=\begin{cases}1 & ，當 | \hat{\theta}_i-\theta_i | > t_{(19,\ 1-\frac{\alpha}{2})}\cdot S(\hat{\theta}_i)，\\ 0 & ，其他\end{cases}$$

式中，I（・）爲指標函數，$S(\hat{\theta}_i)$ 爲參數 $\hat{\theta}_i$ 之估計標準誤，$t_{0.025}(19)=2.093$。當 $\theta_i>\hat{\theta}_i+2.093\ S(\hat{\theta}_i)$ 或 $\theta_i<\hat{\theta}_i-2.093\ S(\hat{\theta}_i)$ 時，I=1，表示決策錯誤發生；反之，I=0，決策錯誤未發生。其結果亦以符號法檢定各估計方式之估計結果是否傾向無法包含眞正參數值。事實上，實證

註 二：本文所謂的「偏向」指參數估計值是否傾向比實際值大或小。

註 三：評估參數估計值的偏誤程度可用平均絕對誤差 (Mean of Absolute Error, MAE) 或均方誤差 (Mean of Square Error, MSE) 來衡量。因本文同時考量偏向的問題，故以前者指標爲之。

研究中並無法知道眞正的參數值，而且研究者更關心的往往是：如果結構關係存，係數估計檢定的結果是否顯著地異於0。以前面設定的模式爲例，模式中之結構參數值爲0.8 及0.3 ，兩者皆異於0，研究者實證時常常想觀察的不是估計是否可能等於0.8 及0.3 ，而是估計值是否可能異於0。因此，本文在決策正確性的評估上，除了考估計値是否包含眞正參數值外，亦衡量估計結果是否正確地反映出眞正參數值是否不爲0 。其評估的準則爲t 值是否大於5% 顯著水準下的臨界值 (critical value) 。

肆、模擬結果分析及實例說明

依據研究設計，本節將首先分別說明結構參數在各種估計方式下估計之精確性及決策之正確性的模擬結果。其次，則以實例印證一些模擬發現。

一、模擬結果

1. 參數估計之精確性

各種兩階段估計方式下，模式結構參數估計之模擬結果如表 1 所示。從表中可以看出：各種估計方式所估得結構參數值之平均絕對偏誤差異不大，第一個參數估計值平均約偏0.06 ，第二個參數值約偏0.05 ，其中，以最小平方法產生之比例較小（約0.045 ） 。整體而言，第二個參數值之平均估計偏誤與第一個參數值之平均估計偏誤相同。顯示參數估計之偏誤沒有愈後面參數愈大的傾向，而且其變異程度也大致相同，但皆比整體估計產生之平均絕對偏誤高，從估計結果之偏向來看，經符號檢定法檢定結果顯示，除整體估計外，四種分段估計方法產生的估計值傾向低估。將這些結果與整體估計比較，可以發現：以兩階段估計替代整體估計所產生的精確性有較低的可能。

進一步，以Friedman 檢定結果 χ^2 值爲2.61 ，自由度3 ，5% 的顯著水準下，不拒絕虛無假設（假設下 $\chi^2_{0.05}(3)=7.81$ ），顯示各種估計方式上所產生 γ_1 之估計偏誤大小可能相同。同理，γ_2 之估計偏誤大小以Friedman 檢定結果 χ^2 值爲4.54 ，自由度3 ， 5% 的顯著水準下，亦得到與 γ_1 相同的結論。

表 1　結構參數整體估之平均絕對偏誤與偏向程度　　n=20

結構參數 / 估計方式	γ_1	γ_2
RW	0.055 (0.027) (20)*	0.046 (0.025) (18)*
SM	0.057 (0.030) (20)*	0.051 (0.022) (18)*
SM*	0.057 (0.030) (20)*	0.051 (0.022) (18)*
LS	0.055 (0.027) (20)*	0.045 (0.026) (18)*
LISREL	0.031 (0.021) (11)	0.033 (0.019) (11)

註一：γ_1、γ_2 表示模式結構參數矩陣中（Γ）中之係數，其眞正值分別爲 0.8 與 0.3。

註二：平均絕對偏誤旁括號中是偏誤之標準差。

註三：RW= 迴歸權重法，SM= 加總法，SM*= 加總法變形，LS = 最小平方法，LISREL= 整體估計法　　。

註四：平均絕對偏誤值下面括號中的數字表示參數估計值小於實際值的次數。

註五：* 表示在 5% 之顯著水準下，以符號檢定結果顯著者，表示參數估計結果很可能比實際值小。

綜言之，四種估計方式產生的估計精確程度大致相同，但皆有偏向低估且不如整體估計結果來得精確的可能。儘管如此，其偏誤程度並不大。

2. 決策之正確性

參數估計值是否包含眞正參數值及反映眞正參數值異於 0 之模擬結果如表 2 所示。由表中可以得知，四種估計方式均有可能產生不包括眞正參數值之估計值（整體估計值

表2　　參數估計值反映之決策正確性之程度　　n=20

估計方式＼結構參數	γ_1	γ_2
RW	3 (20)	2 (20)
SM	5* (20)	3 (20)
SM*	5* (20)	3 (20)
LS	3 (20)	2 (20)
LISREL	0 (20)	0 (20)

註一：γ_1、γ_2 的意義同表 1 註中之說明。

註二：所列數字表示估計值未包含眞正參數值之次數。

註三：括號中數字表示參數估計值之 t 值拒絕虛無假設之次數。

註四： * 表示5% 顯著水準 % 下，拒絕參數估計值包含眞實值之假設者。

則無此現象），尤其是加總類型的估計方式，經符號檢定法，在5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設（即次數大於 3 次），顯示加總類型的估計方式較可能產生不包眞正參數值之估計值。僅管如此，四種估計方式所產生之估計值的檢定結果均可能反映出參數值不爲 0 的的模式設定。

綜合上述結果可以得知，以兩階段估計方式取代整體估計方式進行結構參數之估計結較不精確，且多偏向低估。更甚者，如果以加總方式 (SM 或 SM*) 進行估計，其估計值很可能不包眞正參數值。然而，雖是如此，四種估計方式皆尚可能反映出眞正參數值異於 0的設定。

二、實例說明

實例說明之資料取 Wiess & Heide (1993) 的實證研究。該研究目的是以電腦工作站

computer workstation) 之產品市場爲例，探討高科技市場中組織（此處指使用電腦工作站之廠商）對產品資訊搜尋行爲 (search behavior) 的本質。Wiess & Heide 在文中一共驗證了七個構面間的結構關係。本文因目的僅在印證模擬發現，故僅取其中四個主要構面。這些構面包括「相容性」(comaptibility，與目前系統之相容程度，含三個衡量指標 x_1、x_2、x_3）、「轉換成本」(switching cost，指與新經銷商建立新關係的成本，含三個指標 x_4、x_5、x_6)、「先前經驗」(prior experience，含三個衡量指標 x_7、x_8、x_9) 及「搜尋努力」(search effort，含二個衡量指標 y_1、y_2）。其間的關係是：當「相容性」低時，廠商對電腦工作站的「搜尋努力」程度增加：同理，沒有或較少「先前經驗」時亦將增強廠商對訊息蒐集之涉入程度。而當改換經銷商的成本高時，廠商將會降低廠商「搜尋努力」的程度。各衡量指標間之相關矩陣如表 3 所示。

表 3　衡量指標間之相關矩陣　n=219

衡量指標	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	y1	y2
x1	1.00										
x2	0.48	1.00									
x3	0.55	0.43	1.00								
x4	-0.17	-0.08	-0.16	1.00							
x5	-0.16	-0.04	-0.07	0.83	1.00						
x6	-0.05	-0.10	-0.10	0.42	0.36	1.00					
x7	0.30	0.16	0.18	-0.17	-0.20	-0.01	1.00				
x8	0.20	0.07	0.09	-0.08	-0.04	-0.03	0.59	1.00			
x9	0.23	0.21	0.13	-0.08	-0.08	-0.07	0.64	0.58	1.00		
y1	0.24	0.14	0.23	-0.17	-0.08	-0.13	0.23	0.26	0.10	1.00	
y2	0.23	0.15	0.14	-0.21	-0.19	-0.04	0.20	0.15	0.12	0.45	1.00

資料來源：由 Weiss & Heide (1993) 實證中之共變矩陣轉換而得。

根據表 3 資料，經由 LISREL 之整體估計及分段估計之結果如表 4 所示。

從表中可以清楚地看出，僅管各種估計方式皆產生相同的結論，但無論是那一種分段估計方式所估得之結構參數值並不如整體之估計結果，皆相同地傾向低估，尤其是加總法及其變形估計法，這個實例明顯地反映出分段估計的模擬結果。

表4 「資訊搜尋努力」上之解釋構面在各估計方式下之參數估計值

n=219

結構參數 / 估計方式	相容性 γ_1	轉換成本 γ_2	先前經驗 γ_3
RW	0.157**	-0.104*	0.124*
SM	0.145*	-0.096*	0.115*
SM*	0.153**	-0.099*	0.113*
LS	0.185**	-0.104*	0.133*
LISREL	0.256**	-0.130*	0.173*

註一：γ_1、γ_2及γ_3分別表示「相容性」、「轉換成本」、「先前經驗」三個潛伏構面之結構係數。

註二："LISREL" 表示整體估計；"**"、"*" 則分別表示 1% 及 5% 顯著水準下顯著。

伍、結論與建議

本節將摘述模擬之研究發現並說明其涵意，此外，亦說明本文之研究限制及提出一些未來可行之研究方向。

一、研究發現及其涵意

本文主要目的是想要瞭解，如果研究者因衡量指標過多的考量，而以分段的方式估計結構參數時，可能產生的影響。根據所設定模式下之模擬結果發現：不論是以迴歸權重法 (RW) 、加總法 (SM) 含變形 (SM*) 或最小平方法 (LS) ，其所估得參數值之精確程度大致相同，但皆不如整體估計結果來得精確，而且皆偏向低估。尤其是加總類型的估計方式，其產生的估計值很可能不包括眞正的參數值。但四者皆可能反映出參數異於 0 的參數設定。

這些發現對實證研究有兩項相當重要的涵意：

1. 如果以分段方式替代整體方式進行潛伏因素構面間結構關係的探討時，研究者應注意眞正的參數值可能大於估計值。而且最好不要以加總方式分段估計結構參數，因爲其估計值可能不包括眞正參數值。但實證上往往不知眞正結構參數值，只要估得其值是否異於 0 即可，

以此觀點，分段估計方式應是可行的替代方法。但儘管如此，研究者在運用 LISREL 驗證模式時，仍應儘量避免以分段估計的方式爲之。最好是以 Anderson & Gergbing (1988) 建議之兩段式方法 (two-step approach) 先精簡衡量指標（註四），再進行 LISREL 分析。

2. 這些結果是可推到多層潛伏構面模式的情形，因爲這些模式僅是本文探討模式之重新參數化的模式而已。也正因多層潛伏構面模式可用重新參數化方式直接進行 LISREL 分析（參數化說明見附註），無需以分段估計的方式以致產生如同本文模擬的結果。

二、研究限制

從研究設計中可以看出，上述研究發現是基於衡量指標 $\underline{x}$ 之兩個潛伏因素相互獨立的假設，且迴歸權重法及最小平方法之潛伏構面估算皆以最大變異法進行而得知。如果改變潛伏因素間彼此獨立的假設，但仍以最大變異法估計潛伏構面，結果可以明顯得知的是，迴歸權重法及最小平方法無法估出潛伏構面之共變關係，但對結構係數的影響並不知道。此外，除了文中四種估計方式外，尚有一些其估計方式並未加以考慮。因此，本文的研究發現亦無法推至所有的分段估計方法。

再者，需特別加以說明的是，如同一般模擬研究，本文設定的模式也是一種特定情形而已。因此，研究結果是否可以概括到其他情形（即研究發現的外在效度 (external validity)），本文並沒有提出相關訊息（註五）。

三、未來可行之研究方向

從研究限制之說明中可以得知，本文研究的範圍有限，僅包括一些文獻中常用的分段估計方法而已，而且亦未探討潛伏構面與估算方式不一致時，即假設直交但以斜交轉軸計算負荷矩陣（Λ_y 或 Λ_x），或假設斜交但以直交轉軸估算 Λ_y 或 Λ_x，對估計結果的影響。因而，拓展

註　四：Anderson & Gerbing (1988) 建議，當以 LISREL 進行之整體估計時，研究者應先以多群分析法 (Multiple-Groups Analysis)（同於本文所謂的加總法）計算負荷量 (loading) ，確認潛伏構面與衡量指標間的組合關係，以利整體估計的進行。

註　五：本文雖然沒有提出研究發現可概括性的訊息，但本文曾固定模式結構係數以外的參數值，並改變結構係數值大小進行模擬，結果亦如同本文發現（見附表）。

其他分段估算方式及假設轉軸錯誤搭配下對估計結構參數的影響，是未來可行的研究方向。此外，亦正如研究限制所言，本文設定的模擬模式是一特定模式，因此，如何改變模式設定使得結論能更具一般化，亦應值得繼續研究。

附　註

實證上有時設定的潛伏變項並非僅有一層，即是最終潛伏變項與衡量指標的連結間尚有潛伏變項，本文稱此模式為多階潛伏構面模式。假設多階的連結情形存在衡量指標 x 上，則其基本模式可用符號寫成：

$$\begin{aligned} \underline{x} &= \Lambda_x^{(1)} \underline{\xi}^{(1)} + \underline{\delta} \\ \underline{\xi}^{(1)} &= \Lambda_x^{(2)} \underline{\xi}^{(2)} \\ \underline{y} &= \Lambda_y \underline{\eta} + \underline{\varepsilon} \\ \underline{\eta} &= B \underline{\eta} + \Gamma \underline{\xi}^{(2)} + \underline{\zeta} \end{aligned} \qquad \cdots\cdots\cdots\cdots (*)$$

式中各符號之意義皆同正文中的說明。從 (*) 式可以清楚地看出，(*) 與一般 LISREL 模式最大的差異在 $\underline{\xi}^{(1)} = \Lambda_x \underline{\xi}^{(2)}$ 的設定上。實證上遇到此種情形，研究者往往認為無法直接使用 LISREL，而採用分段估計方式縮減階層。但本文建議將 $\underline{\xi}^{(1)} = \Lambda_x^{(2)} \underline{\xi}^{(2)}$ 代入 $\underline{x}$ 與 $\underline{\xi}$ 的關係式中，再令 $\Lambda_x^* = \Lambda_x^{(1)} \Lambda_x^{(2)}$ ，則 (*) 便可用 LISREL 進行分析。研究者或許會產生另一個問題：如何估得階層間的連接係數？在適當的參數設定下，這不是難事，無需再進一步說明。再者，就實證研究而言，這往往亦不是研究者關心的重點。

附 表

1. 模式設定之參數值

$\Lambda_y' = [0.9 \quad 0.9 \quad 0.9 \quad 0.9]$

$$\Lambda_x' = \begin{bmatrix} 0.8 & 0.8 & 0.8 & 0.8 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.7 & 0.7 & 0.7 & 0.7 \end{bmatrix}$$

$\Theta_\varepsilon = \text{DIAG}\ (0.25 \quad 0.25 \quad 0.25 \quad 0.25)$

$\Theta_\delta = \text{DIAG}\ (0.36 \quad 0.36 \quad 0.36 \quad 0.36 \quad 0.51 \quad 0.51 \quad 0.51 \quad 0.51)$

$\Gamma = [0.8 \quad 0.3]$

$\Psi = [0.2]$

2. 結構參數整體及分段估計之平均絕對偏誤與偏向程度

估計方式＼結構參數	γ_1	γ_2
RW	0.066 (0.031) (20)*	0.061 (0.024) (17)*
SM	0.072 (0.035) (20)*	0.066 (0.027) (19)*
SM*	0.072 (0.035) (20)*	0.066 (0.027) (19)*
LS	0.066 (0.029) (20)*	0.061 (0.024) (18)*
LISREL	0.034 (0.018) (12)	0.029 (0.020) (11)

註 1：γ_1、γ_2 是參數；實際值分別為 1.0、0.5。

註 2：平均絕對偏誤值旁括號中為該值之標準差。

註 3：RW＝迴歸權重法；SM＝加總法；SM*＝加總法變形；LS＝最小平方法；LISREL＝整體估計法。

註 4：平均絕對偏誤值下，括號中數字表示參數估計值小於實際值。

註 5：＊表示 5% 顯著水準下，經符號檢定結果，顯示參數估計值可能小於實際值。

估計方式 \ 結構參數	γ_1	γ_2
RW	0.059 (0.029) (20)*	0.071 (0.029) (17)*
SM	0.062 (0.026) (20)*	0.076 (0.027) (19)*
SM*	0.062 (0.026) (20)*	0.077 (0.027) (20)*
LS	0.058 (0.030) (20)*	0.071 (0.028) (17)*
LISREL	0.024 (0.020) (09)	0.019 (0.021) (11)

註：γ_1、γ_2是參數；實際值分別爲 1.3 、 0.7 。餘同上表註之說明。

參 考 文 獻

1. Anderson, J. C. & D. W. Gerbing (1988). "Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach." *Psychological Bulletin,* Vol. 103: 411-423.
2. Bollen,K. A. (1989). *Structural Equations with Latent Variables.* New York: John Wiely & Sons.
3. Boomsma, A. (1985). "Noncovergence, Improper Solutions, and Values in LISREL Maximum Likelihood Estimation." *Psychometrika,* 50: 229-242.
4. Boomsma, A. (1983). *On the Robustness of LISREL against Samll Sample Size and Nonnormality.* Amsterdam: Sociometric Research Foundation.
5. Gerbing D. W. & J. C. Anderson (1984). "The Effect of Sampling Error on Convergence, Improper Solutions, and Goodness-of-Fit Indices for Maximum Li kelihood Confirmatory Factor Analysis." *Psychometrika,* 49: 155-173.
6. Gorsuch, R. L. (1983). *Factor Analysis.* 2nd ed. New Jersey: Lawrence Erlbanm Associates.
7. Horst, Paul (1965). *Factor Analysis of Data Matrices.* New York: Holt, Reinhart and Winston.
8. Loehlin, J. C. (1992). *Latent Variable Models — An Introduction to Factor Path and Structural Analysis.* 2nd ed. New Jersey: Lawrence Erlbanm Associates.

9. Long, J. Scott (1983). *Covariance Structural Models — An Introduction to LISREL.* Beverly Hills and London: Sage Publications.
10. Lostovicka, J. L. & Thamodaran K. (1991). "Common Fact or Score Estimates in Multiple Regression Problems." *Journal of Marketing Research,* Vol. 28: 105-112.
11. Randle, R. H. & D. A. Wolfe (1979). *Introduction to the Theory of Nonparameteric Statistics.* New York: John Wiely & Sons.
12. Thurstone, L. L. (1935). *Vectors of the Mind.* Chicago: Univ. Of Chicago.
13. Weiss, A. M. & J. B. Heide (1993). "The Nature of Organizational Search in High Technology Markets." *Journal of Marketing Research,* Vol. 30:220-233.