

兒童內化行爲問題測量工具的建立 及其信效度研究

游錦雲¹ 李思賢² 李 蘭³ 陳玉佩⁴

摘要

本研究旨於編製一份適用於評量兒童內化行爲問題的量表，並分析其信效度。兒童內化行爲問題包括：憂鬱、社交焦慮、社交孤寂等三個構念，共有 20 題，為三點量表。採用「兒童及青少年行爲之長期發展研究」第一年資料，分成國小一年級與四年級兩組對象進行信效度分析。

結果顯示，內化行爲問題分量表及總量表 α 值為 .66~.85。分析後發現，一年級與四年級在刪除「一個人會覺得寂寞」此題項後，模型在一年級有可接受的整體配適度；四年級則在估計「心情不好」與「覺得想哭」兩題項間之相關誤差後，呈現可接受的整體配適度。

結果亦發現，一年級與四年級兩模型具聚斂效度與區別效度，且有可接受的標準因素負荷值、指標信度與綜合信度估計值。結果支持兒童能自我評量其內化行爲問題，此量表有良好的信度與效度。

關鍵詞：內化問題行爲、兒童、信度、效度、測量工具、驗證性因素分析

1. 游錦雲，台北市立教育大學心理與諮商學系助理教授

2. 李思賢，國立台灣師範大學健康促進與衛生教育學系教授

3. 李 蘭，國立台灣大學衛生政策與管理研究所教授

4. 陳玉佩，國立台灣師範大學健康促進與衛生教育學系碩士

收件日期：2008.06.05；完成修改：2008.08.14；正式接受：2008.09.04

通訊作者：李思賢；E-mail：tonylee@ntnu.edu.tw

地址：台北市和平東路一段 162 號

國立台灣師範大學健康促進與衛生教育學系

The Development of Children Internalizing Problem Behavior Scale: A Reliability and Validity Study

*Ching-Yun Yu*¹ *Tony Szu-Hsien Lee*²
*Lee-Lan Yen*³ *Yu-Pei Chen*⁴

Abstract

The main goals of this study were: (1) to develop an internalizing problem behavior scale for children and (2) to evaluate the reliability and validity of this scale. Originally, there were 20 items (3-point Likert type) in this scale to measure three aspects of internalizing problem behaviors: depression, social loneliness, and social anxiety. Two cohorts of data (the first and the fourth graders) collected in 2001 from the "Child and Adolescent Behaviors in Long-Term Evolution (CABLE)" project were used to validate this scale.

For the first and the fourth graders, the internal consistency coefficients of the whole scale and three subscales ranged from .66 to .85. A series of confirmatory factor analyses (CFA) were performed to evaluate the fit of the 3 construct-driven factors and the validity/reliability of the items used to measure each factor. For both graders, the item "You feel lonely when you are alone" was found to have cross-loadings. After deleting this item, the 3-factor model with 19 items provided acceptable fit for the first graders. For the fourth graders, one correlated error needed to be estimated in the 3-factor, 19-item CFA model to obtain a good fit.

Generally speaking, the internalizing problem behavior scale exhibited acceptable values for indicator reliability, composite reliability, convergent validity and discriminant validity. The self-report inventory of internalizing behavior problems seems to be a useful and valid tool applied to children.

Keywords: children, confirmatory factor analysis, internalizing behavior problem, measurement tool, reliability, validity,

1. Ching-Yun Yu, Assistant Professor, Department of Psychology and Counseling, Taipei Municipal University of Education

2. Tony Szu-Hsien Lee, Professor, Department of Health Promotion and Health Education, National Taiwan Normal University

3. Lee-LanYen, Professor, Institute of Health Policy and Management, National Taiwan University

4. Yu-Pei Chen, Master's degree, Department of Health Promotion and Health Education, National Taiwan Normal University

Received: 2008.06.05; Revised: 2008.08.14; Accepted: 2008.09.04

Corresponding Author: Tony Szu-Hsien Lee; E-mail: tonylee@ntnu.edu.tw

Address: 162, Section 1, He-ping East Road, Taipei, Taiwan

Department of Health Promotion and Health Education, National Taiwan Normal University

壹、前言

兒童及青少年會有心情沮喪、社交孤獨及社交焦慮的時候，雖然成人憂鬱、社交孤寂與社交恐懼在過去十年來已經有許多的研究結果，但是關於兒童在這些心理困擾方面的研究卻仍舊寥寥可數（Luby et al., 2003）。心理學家在過去因為認為兒童尚未發展出完整的自我概念，兒童憂鬱、社交孤寂與社交焦慮一直被認為是不可能的精神／心理疾病。直到1960年代以後，才有專家正視兒童憂鬱、社交孤寂與社交焦慮的問題，並且有研究發現，如果不處理可能會導致其人生嚴重的後果（Asher, Hymel, & Renshaw, 1984; Luby, Todd, & Geller, 1996），這些研究結果指出了兒童憂鬱相關症狀早期發現和早期治療的重要性，也凸顯出對於測量兒童憂鬱、社交孤寂與社交焦慮的迫切需求。

近年來，有學者對於兒童及青少年的憂鬱和心理健康進行衡量及研究，然而目前並無廣為接受的理論派典（paradigm）來解釋研究的結果。關於兒童憂鬱、社交孤寂與社交焦慮，目前臨床取向分類法（DSM-IV）是普遍被使用的，其主要分類依據是採用臨床診斷上，經由臨床學者對病患出現特徵有一致認同後，所產生的分類法。然而，在兒童的心理病理分類上，由於其採取特定疾患歸類的方式，使得當兒童及青少年的出現特徵不只符合一種疾患時，就可能產生歸類的錯誤，或者忽略了許多疾患可能表現出相同的特徵型態，以及由於發展歷程使得相同疾患表現出不同特徵的可能性，例如：兒童暴力行為可能是憂鬱的表現，因此，以實證取向為分類法的學者，就採取多種行為特徵的出現有無，以統計方法中的因素分析或群聚分析的方式，以變項間的相關去擷取相類似的組群題項，了解哪些特徵是較常一同出現的，以作為分類兒童及青少年行為問題的方法，而此種方法的結果，是以概念指稱的方式來描述他們的心理困擾，而不是對某種心理疾患的指稱（Reynolds, 1992）。依據研究分析產出兩類在兒童身上，較常出現的行為特徵，研究上分別命名為：內化問題與外化問題（Achenbach & Edelbrock, 1978; Wicks-Nelson & Israel, 2000）；其中孩童問題行為的衝突若是在自我身上則謂之內化問題，包括：社會退縮、憂鬱與焦慮（Achenbach, 1991）；另一方面，若行為問題是由於和外環境或他人起衝突，並會影響到環境的則稱為外化問題，其問題行為的核心特徵是行為失去控制，包括：暴力、物質濫用和偏差行為。

目前研究兒童的心理問題分為兒童自陳報告與重要他人所提供的評估，

例如：父母親及老師。雖然過去的研究陸續發現，父母親、老師及兒童對於偏差行為的報告有達到顯著的相關（Achenbach, McConaughy, & Howell, 1987; Pelegrina, Garcia-Linares, & Casanova, 2003），文獻中三者不同報告間的相關係數幾乎都介於 .20 到 .40 之間，這樣的相關係數值並不是很好，但此代表親子和老師之間對於兒童的行為及其心理狀態，並不能夠呈獻兒童的主觀看法，也就是說，親子和老師之間的評量可能是不一致的。

基於上述的文獻與研究結果發現，如果能夠設計一份由兒童自陳的內化行為量表，能有助於了解兒童內心世界的衝突。因此，本研究的主要目的有二：一是建立一份兒童對於內化行為問題的自我評量表；其次則是檢驗國小兒童的自我評量，是否能夠有效的呈現出量表所欲評量的心理潛在特質。

貳、研究方法

一、測量工具與研究步驟

（一）題項的產生與選取

本研究的內化行為問題問卷初步設立題項為蒐集過去之相關文獻，以及依據台灣地區兒童的閱讀能力所編製。題項先請在校老師、主任、校長，以及教授進行專家效度的審查，依據專家建議修改之後，再針對研究人員熟悉的台北縣安親班中幼稚園大班兒童 79 人與國小四年級兒童 37 人進行預試。預試時幼稚園大班每班有兩位訪員，一位主訪員，一位副訪員。主訪員依據每班兒童的能力，請他們逐題作答，並隨著班級填答速度調整團體施測速度；副訪員則幫助填答跟不上的兒童。在幼稚園大班，主訪員採取逐題講解的方式，問卷上並附有注音，在黑板上有示範例題的講解，而對國小四年級的兒童則特別針對幾題較複雜的題項做解釋後，請他們自己作答，有問題再舉手發問。

初步編製完成之內化行為問題量表包含：憂鬱 8 題、社交焦慮 7 題與社交孤寂 7 題，共計 22 題。在研擬題目時，考慮到國小一年級學生 9 月才剛開始進入校園與家庭外的他人相處，本研究在 10 月進行時，兒童與他人的退縮行為可能只是代表陌生，因此設計時採用較能代表內心感受與衝突的社交孤寂取代社交退縮行為。針對預試時兒童提出較多疑問的問題，研究人員每週

定期開會討論修改其問卷內容或用語，以及針對需要訪員注意的相關細節補充至訪員手冊，再正式施測。

(二) 預試資料的處理與正式施測題項的選取

依據設計架構，兒童內化問題主要可分為「憂鬱」、「社交焦慮」與「社交孤寂」等三個因素／構面，本量表設計測量此三個因素的題項分別有 8、7、7 題，使用 SAS (SAS Institute Inc., 1989) 裡的疊代式主因數法 (IPF) 進行最優法斜交轉軸 (promax rotation)，分析幼稚園大班 79 位與四年級學生 37 位學生的資料，結果顯示，社交焦慮與社交孤寂的相關為 .58，社交焦慮與憂鬱的相關為 .59，社交孤寂與憂鬱的相關為 .49。其中測量憂鬱構面的「覺得自己很快樂」以及測量社交孤寂的「喜歡跟其他的小朋友一起玩」為「正面語意」題項，其他題項則都是負面語意題項，分析結果顯示，此二題項之因素負荷量值小於 .30，明顯低於其他題項，有可能是反向題效應干擾了測量結果，降低了效度，因此決定將這兩題刪除。最後，社交焦慮的題項剩下 7 題，社交孤寂的題項剩下 6 題，憂鬱的題項剩下 6 題，共有 20 題。在分量表信度檢驗方面，社交焦慮、社交孤寂與憂鬱的 *Cronbach's α* 值分別為 .75、.70、.74，顯示三個分量表的內部一致性信度是可接受的。

在量尺的使用上，為了能進一步確認小學生能了解量尺的頻率差異，本研究也對幼稚園大班學生進行詢問，請幼稚園學生告訴我們「很多次」、「有過一兩次」與「都沒有」是甚麼意思。結果小朋友都能明確表示「很多次」是經常發生；「有過一兩次」是表示發生過，但是不是經常出現；「都沒有」則是沒有發生過。因此在內化問題的題項中，回答量尺皆是請受試對象針對量表題項所列狀況在「最近兩星期內」該狀況所發生的次數來回答，為三點次序量表（都沒有、有過一兩次、很多次），以下分別列出幾個在一年級及四年級量表中的題項：

1. 國小一年級兒童內化行為問題量表的憂鬱題項，例如：

最近兩星期內，你覺得沒有特別原因就想哭嗎？

(1) 都沒有 (2) 有過一兩次 (3) 很多次

2. 國小一年級兒童內化行為問題量表的社交焦慮題項，例如：

最近兩星期內，你有沒有怕其他小朋友不喜歡你？

(1) 都沒有 (2) 有過一兩次 (3) 很多次

3. 國小一年級兒童內化行為問題量表的社交孤寂題項，例如：
最近兩星期內，你覺得你都沒有朋友嗎？
 (1) 都沒有 (2) 有過一兩次 (3) 很多次
4. 國小四年級兒童內化行為問題量表的憂鬱題項，例如：
最近兩星期內，你有沒有覺得很難過、心情不好嗎？
 (1) 都沒有 (2) 有過一兩次 (3) 很多次
5. 國小四年級兒童內化行為問題量表的社交焦慮題項，例如：
最近兩星期內，你有沒有覺得別的小朋友在笑你？
 (1) 都沒有 (2) 有過一兩次 (3) 很多次
6. 國小四年級兒童內化行為問題量表的社交孤寂題項，例如：
最近兩星期內，你覺得都只有你自己一個人，沒有人陪你嗎？
 (1) 都沒有 (2) 有過一兩次 (3) 很多次

(三) 正式施測

1. 研究樣本

本研究採用「兒童及青少年行為之長期發展研究」(Child and Adolescent Behaviors in Long-term Evolution, 簡稱 CABLE) 第一年資料。CABLE 研究是根據生態模式 (ecological model) 選取兩個世代進行長期追蹤的縱貫型研究。研究母體為台北市與新竹縣兩地區之公立小學學童，利用分層隨機抽樣，將國小一、四年級在校學生總數超過 50 人的學校納入抽樣的母體，於兩地區分別抽出 9 所學校，共 18 所樣本學校。國小一年級為追蹤的第一世代，國小四年級為追蹤的第二世代。研究事先取得施測對象的家長或監護人簽署書面同意書後，透過班級團體填寫問卷的方式蒐集資料 (Yen, Chen, Lee, Hsiao, & Pan, 2002)。最後一年級同意參與學生數 2,255 人，回收問卷 2,218 人，完訪率為 98.4%；四年級同意參與學生數 2,118 人，回收問卷 2,075 人，完訪率為 98.0%。本文分別分析一年級及四年級資料並檢驗內化行為問題量表在此二樣本中的信度及效度。

2. 測量步驟

本研究在施測前進行訪員訓練，使訪員在施測對象提出問題時，能遵循一定的步驟進行標準化施測，避免訪員依照自己的觀點來回答其問題；訪員手冊中有註明對於施測對象可能會有的問題之用詞提供其可以替代的用詞，

並強調合宜的口氣及善用其手勢和肢體語言。訪員在施測過程中需要讓學童保持其注意力，以利問卷的填寫與完成，監督孩童不能偷看其他人作答，不要干擾其他施測對象的作答。訪員於施測前對於學童皆會先說明如何填寫其問卷，而針對一年級學童，訪員於施測前會領導全班進行練習題，確定一年級學童皆無疑問後，才讓他們練習勾選練習題項，之後才進行問卷內容的填答，填答問卷完成後會贈與學童一份小禮物。

由於在安親班預試施測狀況良好，因此在正式施測時，國小四年級的班級僅安排一位訪員；國小一年級的班級則各有二位訪員進行施測，同時一年級的題項文字旁皆附有注音符號，以幫助國小一年級的學童閱讀問卷。

二、分析方法

（一）軟體與採用的估計方法

由於此量表是基於文獻架構所建立的，有明確的因素架構，因此本文使用驗證性因素分析（confirmatory factor analysis, CFA），來檢驗此因素架構能否解釋本研究的資料。本問卷填答為三點量表，而廣為 CFA 所使用的最大概似（maximum likelihood, ML）估計法，卻有適用於連續變項及多變項常態分配的假設，其中峰度的偏差會比偏態的偏差造成的影響更大（黃芳銘，2007；Bollen, 1989; Browne, 1982, 1984），當多變項峰度之絕對值大於 25 時，會影響 ML 估計值之正確性（黃芳銘，2007）；因此本文先計算變項的多變項峰度值，結果多變項峰度值高達 119，顯示 ML 並不適合用來分析本研究的資料。Bentler 和 Chou（1987）也建議，當變項少於四個類別時，就不該使用一般假設變項是連續性的統計方法。本文因而選擇使用類別性資料分析（categorical data analysis）的方法，來進行信效度檢驗以及建立測量模型。

本文主要採用統計軟體 MPLUS 3.0 版（Muthén & Muthén, 1998-2004）進行 CFA，該軟體有分析類別性資料與潛在變項的功能，其對類別性變項的估計方法使用的主要是「調整平均值與變異數後的加權最小平方法」（weighted least square mean and variance adjusted, WLSMV）（Muthén, 1993）。在 CFA 的分析中，MPLUS 的預設方法是先估計出研究變項之共變數矩陣後，再依據此矩陣進行參數估計或配適性檢定，在遺漏值的處理上，本研究使用的是表列刪除法（listwise deletion）。

(二) 測量模型的檢定

本研究檢定測量模式的整體配適度所使用的指標有：(1) χ^2 值（或 χ^2/df ）；(2) *CFI*（Comparative Fit Index；比較適配指標）；(3) *TLI*（Tucker-Lewis index）；(4) *RMSEA*（Root Mean Square Error of Approximation）；(5) *SRMR*（Standardized Root-Mean-Square Residual）。由於 χ^2 檢定值非常容易受到樣本數的影響，在大樣本下容易獲致顯著性的結果，因此，一些研究者建議使用 χ^2/df 小於 2 或 5，及使用如 *TLI*、*CFI* 等配適指標來作為模式配適的標準（Bagozzi & Yi, 1988; Bollen, 1989; Kline, 2005）。有模擬研究（例如：Hu & Bentler, 1999; Yu, 2002）顯示，過去使用的門檻值，例如：以 *CFI* 高於 .95 或 *RMSEA* 低於 .05 等標準，在「非常態分布」的「大型」（ $N \geq 1000$ ）資料上常有無法拒絕錯誤模型的情況，因而建議在二分名義或非常態分配的變項上，使用 *RMSEA* $\leq .045$ 及 *CFI* $\geq .96$ 等準則來分辨出適切模型，又因 *CFI* 在類別性資料的模型取捨判別力優於 *TLI* 以及 *RMSEA*（Yu, 2002），因此本研究將以這些準則來判斷模型的適切與否，特別是 *CFI* 之分析結果。

在評估測量模型的內在結構（internal structure）部分，採用的標準有：

1. 觀察變項（即指標）的因素負荷量需達統計顯著水準。

2. 指標信度大於 .20：指標信度是由因素及其指標（即題項）間的相關係數加以平方而來，可以代表該項目能被因素／模型所解釋的變異量百分比（Hatcher, 1994; Long, 1983）；指標信度若大於 .50 為良好指標，然亦有研究建議使用較溫和的信度標準，認為其指標信度大於 .20 即可接受（黃芳銘，2004；Bentler & Wu, 1993; Jöreskog & Sörbom, 1989）。

3. 綜合信度（composite reliability）：在驗證性因素分析模型中，特定因素或構面的綜合信度也可由標準化因素負荷值計算得來，綜合信度定義為：

$$\text{Composite reliability } \rho = \frac{(\sum L_i)^2}{(\sum L_i)^2 + \sum \text{var}(E_i)} \quad (I)$$

其中 L_i 為與此特定因素相關連的標準因素負荷值， $\text{Var}(E_i)$ 為個別題項 i 的誤差變異數（Fornell & Larcker, 1981; Hatcher, 1994）。綜合信度反映出某特定構面內諸題項之間的內部一致性，可與 *Cronbach's* α 值共同用來評估構面及其題項間的信效度；Hatcher（1994）指出，良好的綜合信度應該在 .60 或 .70 以上。值得注意的是公式 I 中假設不同題項間的誤差是獨立、不相關的，若誤差間有相關，公式 I 的分母應再加上變項誤差間的共變異數：

$$\text{Composite reliability } \rho' = \frac{(\sum \lambda_i)^2}{(\sum \lambda_i)^2 + \sum \text{var}(E_i) + 2 \sum_{i < j} \text{COV}(E_i, E_j)} \quad (\text{II})$$

其中， $\text{COV}(E_i, E_j)$ 為題項 i 與 j 間的誤差共變異數（Bollen, 1980; Kano & Azuma, 2003）。

4. 平均變異數抽取量（average variance extracted）：平均變異數抽取量評估因素能解釋變異數的比例，此值若小於 .50，顯示因素能解釋的變異量小於測量誤差所造成的變異量，然有學者亦指出，使用 .50 作為門檻值需要謹慎，因為有些信度不錯的因素之平均數抽取量可能會小於 .50，平均變異數抽取量的定義請見 Fornell 和 Larcker（1981）與 Hatcher（1994）。

此外，本研究也會使用 Hatcher（1994）所建議的 χ^2 差異考驗（ χ^2 difference test）以及信賴區間考驗來檢驗量表的區別效度（discriminant validity）。

（三）測量模型的修正

本研究主要以與構面的符合度為主，再參考殘差值（residuals）、模型修正指標（modification index, MI）及 χ^2 差異考驗的結果來進行模型修正。殘差值為資料的共變異數矩陣與模型估計出的共變異數矩陣間的差異值，若有太大的殘差值，顯示模型有修正的必要。MI 呈現某一被固定的參數在自由估計後 χ^2 值減低的情況，為了避免產生過度契合（overfitting）的模型，MPLUS 預設值為 10，當某一參數的 MI 大於 10，則傾向於修改模型，讓此參數被自由估計。

參、研究結果

一、各題項的次數分配

各題項之描述統計彙整於表 1，由國小一與四年級兒童在內化行為問題量表各選項的百分比發現，兒童們在過去兩星期內大多數都沒有特定內在行為問題狀況，兒童中「有過一兩次」或「很多次」特定狀況則是相對少數。四年級的兒童在某些內化問題上選擇「有過一兩次」的百分比明顯增加，甚至超越選擇「都沒有」的兒童人數，這些題項包括：憂鬱構面中的「難過、心情不好」，「做事情時好辛苦」，「什麼事情都不想要做」；社交焦慮構

表 1 內化行為量表各題項之描述統計

量表題項之簡短內容	一年級					四年級						
	都沒有 (%)	一兩次 (%)	很多次 (%)	平均值	標準差	遺漏值	都沒有 (%)	一兩次 (%)	很多次 (%)	平均值	標準差	遺漏值
憂鬱												
不想吃東西	67.6	24.2	8.2	.41	.64	5	56.2	37.8	6.0	1.50	.61	2
難過、心情不好	61.0	27.0	12.0	.51	.70	7	27.5	59.6	13.0	1.86	.62	3
覺得想哭	73.8	19.8	6.5	.33	.59	7	52.8	39.2	8.0	1.55	.64	6
做事時好辛苦	60.8	21.9	17.3	.56	.77	6	37.6	48.4	14.0	1.76	.68	5
覺得很害怕	65.7	19.4	14.9	.49	.74	12	60.8	33.1	6.1	1.45	.61	7
睡覺睡不好	63.0	24.6	12.3	.49	.71	13	48.0	41.4	10.6	1.63	.67	7
什麼事情都不想要做	69.4	19.1	11.5	.42	.69	9	42.7	46.6	10.7	1.68	.66	3
社交焦慮												
怕去認識新朋友	70.5	15.6	13.9	.43	.72	16	66.3	25.1	8.6	1.42	.65	3
怕自己被別人笑	71.5	17.2	11.3	.40	.68	20	47.0	42.5	10.5	1.64	.67	6
不敢和不認識的人一起玩	62.9	17.0	20.2	.57	.81	16	56.9	28.9	14.2	1.57	.73	6
覺得別人在笑你	76.7	15.5	7.8	.31	.61	23	60.9	30.5	8.6	1.48	.65	5
害怕別人說你壞話	71.0	16.7	12.3	.41	.70	25	57.2	32.8	10.0	1.53	.67	6
怕別人不喜歡你	73.7	15.8	10.5	.37	.67	19	58.5	32.1	9.4	1.51	.66	5
不敢在很多人前表演或答題	59.1	18.7	22.2	.63	.82	16	39.0	40.6	20.5	1.82	.75	4
社交孤寂												
不知道可以跟誰說話	65.9	19.6	14.5	.49	.74	15	49.8	34.7	15.4	1.66	.73	3
覺得只有自己一個人	68.7	15.1	16.2	.47	.76	20	56.3	32.3	11.4	1.55	.69	10
其他人都不找你玩	70.1	14.6	15.3	.45	.75	18	52.6	35.3	12.1	1.59	.70	8
覺得都沒有朋友	78.9	9.7	11.4	.33	.67	17	74.6	17.0	8.4	1.34	.63	5
和許多人一起玩也不快樂	77.1	11.5	11.4	.34	.67	18	60.8	30.2	9.0	1.48	.66	3
一個人的時候會覺得寂寞	63.5	16.6	19.9	.56	.80	20	30.9	45.2	22.0	1.89	.73	3

面中的「不敢在很多人前表演或答題」以及社交孤寂構面中的「一個人的時候會覺得寂寞」。一年級內化行為問題各題項平均值介於 .31~.63 之間，而四年級各題項平均介於 1.34~1.89 之間。

二、量表內在一致性信度

在內化行為問題量表中，三個分量表與總量表的 *Cronbach's α* 值彙總於表 2。由項目一分量表相關值來看，除了在一年級的資料上「不知道可以跟

表 2 內化行為量表及其三個分量表的內部一致性 α 值

量表題項之簡短內容	一年級				四年級			
	項目— 分量表 相關值	去掉項 目後之 相關值	分量表 值 ^a	總量表 值 ^b	項目— 分量表 相關值	去掉項 目後之 相關值	分量表 值 ^a	總量表 值 ^b
憂鬱			.67	.80			.74	.85
不想吃東西	.31	.66			.33	.73		
難過、心情不好	.47	.61			.54	.69		
覺得想哭	.43	.63			.50	.70		
做事情時好辛苦	.33	.65			.44	.71		
覺得很害怕	.41	.63			.48	.70		
睡覺睡不好	.39	.64			.38	.72		
什麼事情都不想要做	.34	.65			.49	.70		
社交焦慮			.73				.75	
怕去認識新朋友	.37	.71			.33	.75		
怕自己被別人笑	.53	.67			.60	.70		
不敢和不認識的人一起玩	.30	.73			.35	.75		
覺得別人在笑你	.48	.69			.56	.70		
害怕別人說你壞話	.51	.68			.58	.70		
怕別人不喜歡你	.53	.68			.59	.70		
不敢在很多人前表演或答題	.36	.72			.31	.76		
社交孤寂			.66				.70	
不知道可以跟誰說話	.21	.67			.31	.70		
覺得只有自己一個人	.43	.59			.51	.64		
其他人都不找你玩	.47	.58			.50	.64		
覺得都沒有朋友	.47	.58			.51	.64		
和許多人一起玩也不快樂	.43	.60			.45	.66		
一個人的時候會覺得寂寞	.30	.64			.33	.69		

註：^a分量表 α 值為刪除題項後的標準化 *Cronbach's α* 係數。

^b總量表為憂鬱、社交焦慮、社交孤寂等三個分量表的總和。

誰說話」之題項與社交孤寂構面之相關較低外 ($r = .21$)，其餘題項與其構面間的相關係數都大於 .30；如將此題項刪除的話，可以使社交孤寂分量表的信度提高到 .67。但是此題項在文獻及國外研究中是測量社交孤寂面向的重要指標之一 (Asher & Wheeler, 1985)，而且將此題項刪除後所增加的信度值很小，在四年級資料項目一分量表相關值亦為可接受，所以決定保留此題項；我們推測由於本問卷於剛開學不久時測量，一年級新生尚未與同學熟悉，所以「不知道可以跟誰說話」可能是自然且普遍的現象，因而導致一年級之項目一分量表相關不佳。

由一年級的分析結果看來，各分量表的 α 值介於 .66 與 .73 之間，總量表 α 值為 .80，在可接受的範圍內。四年級的分量表 α 值都超過 .70，總量表的 α 值達 .85，呈現不錯的量表信度。總體而言，表 2 的結果顯示，內化問題量表在四年級學生資料中有較高的因素負荷值、分量表 α 值及總量表 α 值。

三、整體配適度與模型修正

(一) 一年級資料的測量模型

本文使用 WLSMV 方法估計參數，首先檢驗的是與構面符合的 CFA 模型 (M0)：20 題指標依據架構分別測量其構面，沒有任何交叉負荷值 (cross-loadings) 或指標誤差間的相關，構面間則允許其相互關聯。一年級學童的回收樣本共 2,218 人，使用表列刪除法刪除在 20 題指標中有遺漏值的樣本後，餘下之有效樣本數為 2,140 人，使用有效樣本分析模型 M0 所獲得的 $\chi^2 = 457.67$ ，自由度為 122 ($p < .001$)， $CFI = .95$ ， $TLI = .97$ ， $RMSEA = .036$ ， $SRMR = .044$ 。由 χ^2/df 值及整體配適度看來，憂鬱、社交焦慮及社交孤寂的三因素模型大致上是與資料符合的。 $TLI = .97$ 高於 .95， $RMSEA = .036$ 低於 .045， $SRMR = .044$ 等都低於一般建議的門檻值，但 $CFI = .95$ 卻略低於 .96 的門檻值，顯示此模型還有再進步的空間。除了 CFI 值外，此模型也發現有幾個殘差值偏高，這些殘差值都與「一個人的時候會覺得寂寞」之題項有關，顯示此題項與其他變項之關聯程度可能未被正確估計。MI 值的結果也顯示有幾個參數應該被自由估計，尤其是社交焦慮與「一個人的時候會覺得寂寞」之題項間原本設定為 0 的參數，MI 值高達 127.85，這些指標都顯示模型有修正的空間，且應針對「一個人的時候會覺得寂寞」之題項進行修正。

若將社交焦慮與「一個人的時候會覺得寂寞」之題項間的因素負荷值自由估計，估計值為 .348 ($t = 9.78, p < .001$)，「一個人的時候會覺得寂寞」之題項與社交孤寂構面的因素負荷值則減低為 .296 (原本為 .632)，比在社交焦慮構面上的因素負荷值還要低。整體配適度 $\chi^2 = 332.01$ ，自由度為 122 ($p < .001$)，有效樣本數為 2,140， $CFI = .97$ ， $TLI = .98$ ， $RMSEA = .028$ ， $SRMR = .038$ 。此模型無論是在 χ^2/df 值，或是在其他整體配適指標數值上都較M0模型提高，殘差值與MI值的估計結果也都較理想，但此交叉負荷值的存在卻顯示，「一個人的時候會覺得寂寞」之題項可能並非為單向度的題項，產生建構效度上的問題 (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006)；此分析結果顯示，「一個人的時候會覺得寂寞」之題項所測量的面向可能與測量社交孤寂的其他題項不同，其所測量的面向反而與社交焦慮構面較接近。過去也有些研究發現，孤寂並非單面向的構面 (Cramer & Barry, 1999; DiTommaso & Spinner, 1993; Scalise, Ginter, & Gerstein, 1984)，「一個人的時候會覺得寂寞」之題項可能並非單純測量社交孤寂，而是衡量孤寂其他面向，如情緒孤寂等，因此在接下來測量模型的信效度分析中，將此題屏除在外。

將「一個人的時候會覺得寂寞」之題項刪除後 (模型 M1) 所獲得的整體配適度 $\chi^2 = 310.92$ ，自由度為 110 ($p < .001$)，有效樣本數 (表列刪除 19 題指標中有遺漏值的問卷所餘下之樣本數) 為 2,142， $CFI = .97$ ， $TLI = .99$ ， $RMSEA = .029$ ， $SRMR = .039$ ，顯示可接受的整體配適度、殘差值與MI值的估計結果都較模型 M0 理想。在此模型 (M1) 中，所有的因素負荷值除了「不知道可以跟誰說話」之題項在社交孤寂上為 .38 以外，其餘的題項之因素負荷值都在 .45 以上，全部因素負荷值皆達統計顯著性 (如表 3 所示)。在因素的相關部分，社交焦慮與社交孤寂構面的標準化相關係數值為 .53，社交焦慮與憂鬱構面間之相關係數為 .60，社交孤寂與憂鬱構面間之相關係數則為 .46，三構面間皆有顯著關聯。

(二) 四年級資料的測量模型

四年級學童之回收樣本共有 2,075 人，使用表列刪除法剔除遺漏值後，餘下的有效樣本數為 2,005，根據此有效人數分析模型 M0 所得到的 $\chi^2 = 642.38$ ，自由度為 121 ($p < .001$)， $CFI = .94$ ， $TLI = .98$ ， $RMSEA = .046$ ， $SRMR = .042$ ，由 χ^2/df 值及 CFI 、 $RMSEA$ 來看，此模型還有修正的空間。MI

表 3 一年級與四年級之測量模型 M1 信效度分析結果摘要表

量表題項之簡短內容	一年級			四年級		
	因素負荷值	信度	變異數抽取量	因素負荷值	信度	變異數抽取量
憂鬱		.78 ^a	.35		.82	.40
不想吃東西	.47	.22 ^b		.47	.22	
難過、心情不好	.67	.45		.73	.53	
覺得想哭	.72	.52		.74	.54	
做事情時好辛苦	.48	.23		.61	.38	
覺得很害怕	.66	.43		.70	.49	
睡覺睡不好	.55	.30		.49	.24	
什麼事情都不想要做	.53	.28		.64	.41	
社交焦慮		.84	.43		.84	.44
怕去認識新朋友	.55	.30		.50	.25	
怕自己被別人笑	.78	.60		.79	.63	
不敢和不認識的人一起玩	.45	.20		.45	.20	
覺得別人在笑你	.73	.53		.80	.64	
害怕別人說你壞話	.76	.57		.77	.60	
怕其他人不喜歡你	.77	.59		.77	.59	
不敢在很多人前表演或答題	.50	.25		.41	.16	
社交孤寂		.80	.45		.80	.45
不知道可以跟誰說話	.38	.15		.53	.29	
覺得只有自己一個人	.69	.48		.72	.51	
其他人都不找你玩	.75	.56		.69	.47	
覺得都沒有朋友	.74	.55		.75	.57	
和許多人一起玩也不快樂	.72	.51		.65	.43	

註：^a 該構面之綜合信度。

^b 該題項之指標信度。

的估計結果顯示，應該自由估計「一個人的時候會覺得寂寞」之題項與社交焦慮間的因素負荷值。與一年級的分析結果相似，此交叉負荷值顯示「一個人的時候會覺得寂寞」之題項可能並非單向度的指標。

由於本研究傾向選擇單向度的指標，遂將「一個人的時候會覺得寂寞」之題項刪除，進行模型 M1 的分析。所獲得的整體配適度 $\chi^2 = 552.306$ ，自由度為 109 ($p < .001$)，有效樣本數為 2,006， $CFI = .95$ ， $TLI = .98$ ， $RMSEA = .045$ ， $SRMR = .041$ ，整體配適度較 M0 好，但以較嚴格的 $CFI \geq .96$ 標準、殘差及

MI 估計值來看，此模型仍有改善的空間。以 MI 值來看，若自由估計「難過、心情不好」與「覺得想哭」之題項間的相關誤差，將減低 χ^2 值 80.66，觀察殘差矩陣也發現，此二變項的殘差約 .114，未被 M1 準確估計，此相關誤差的出現可能是因為這兩題項含意接近，問卷中位置又在一起，使得此兩變項的關聯特別高，無法僅用憂鬱構面來解釋。由於此相關誤差是合理的，因此，接下來在模型 M2 中估計相關誤差，重新分析的結果獲得整體配適度 $\chi^2 = 473.584$ ，自由度為 109 ($p < .001$)，有效樣本數為 2,006， $CFI = .96$ ， $TLI = .98$ ， $RMSEA = .041$ ， $SRMR = .038$ 。在 M2 模型中，因素負荷值皆高於 .41，達到統計顯著。社交焦慮與社交孤寂構面間之相關係數為 .68，社交焦慮與憂鬱構面間之相關係數為 .68，而社交孤寂與憂鬱構面間之相關係數為 .65，三構面之相關都達統計顯著。與一年級相較，構面間之相關程度在四年級有提高的情形。

四、信效度分析

(一) 一年級與四年級的模型 M1 比較

一年級與四年級於模型 M1 的因素負荷值並列於表 3，表 3 也彙整了量表的指標信度、綜合信度及平均變異數抽取量。以因素負荷值來看，除了「不知道可以跟誰說話」之題項與社交孤寂構面在一年級資料上的因素負荷值 (.38)，以及「不敢在很多人前表演或答題」之題項與社交焦慮在四年級資料上之負荷值 (.41) 較低外，其他題項與其所欲測量之構面間的因素負荷值都大於 .45，而且所有的因素負荷值皆達統計顯著，顯示這些指標具有聚斂效度。

在指標信度方面，其中「不知道可以跟誰說話」之題項解釋社交孤寂的變異量 15%，「不敢在很多人前表演或答題」之題項解釋社交焦慮之變異量 16%，並未達到 20% 的標準，指標信度較不理想；不過其他指標信度皆在 .20 以上，其中尤以社交焦慮的幾個指標「怕自己被別人笑」，「覺得別人在笑你」，「害怕別人說你壞話」，「怕其他人不喜歡你」等題項，在兩個年級資料上之指標信度皆在 .50 以上；在測量憂鬱面向的 7 個題項中，「覺得想哭」之題項無論是在一年級或四年級資料中都是最高的，也解釋超過 50% 變異量；在測量社交孤寂的 5 個題項中，「覺得都沒有朋友」之題項的指標信

度相對來說是較高的，分別解釋一年級及四年級資料的 55% 及 57% 變異量；「其他人都不找你玩」之題項則在一年級資料中能解釋社交孤寂的變異量（56%）較在四年級資料中高（47%）。綜合因素負荷值與指標信度的分析結果，可發現無論是一或四年級，憂鬱構面內的重要題項為「很難過、心情不好」、「覺得想哭」、「覺得很害怕」；社交焦慮構面內的主要題項有「怕自己被別人笑」、「覺得別人在笑你」、「害怕別人說你壞話」及「怕別人不喜歡你」；社交孤寂構面則有「覺得只有自己一個人」，「其他人都不找你玩」、「覺得都沒有朋友」及「和許多人一起玩也不快樂」。

依據嚴謹研究標準，綜合信度應該要大於 .60 或 .70；本文在一年級或四年級的資料上，憂鬱、社交焦慮及社交孤寂三個構面的綜合信度皆大於 .78，顯示構面內題項有相當好的內在一致性。一年級與四年級在社交焦慮與社交孤寂構面的綜合信度相同，分別皆為 .84 與 .80，四年級在憂鬱構面上的綜合信度則較一年級資料高。在平均變異數抽取量的估計上，三個構面在一年級與四年級的資料中所能解釋的變異量在 .35 至 .45 間，能解釋的變異量低於 50%，顯示因素能解釋的變異量小於測量誤差所造成的變異量，但如文獻指出，有些信度不錯的因素變異數抽取量也可能會小於 50%。

（二）四年級模型 M2 的綜合信度分析

由於四年級模型 M2 中「難過、心情不好」與「覺得想哭」兩題項之誤差有相關，因此憂鬱構面的綜合信度宜使用公式 II 來計算，「社交焦慮」與「社交孤寂」的綜合信度估計值則不受影響，與模型 M1 相同。圖 1 呈現的是四年級的模型 M2 及其參數估計值。

利用 M2 的參數估計值代入公式 II 算出憂鬱面向的綜合信度 ρ' 為 .80，仍具不錯的信度，測量憂鬱面向的指標之標準因素負荷值皆大於 .47，指標信度至少為 .22，且所有因素負荷值皆達顯著水準，顯示在納入此誤差相關後，不僅提升模型的整體配適度，這些指標仍具不錯的信度及聚斂效度。因此，以下在四年級資料的區別效度討論上，將以模型 M2 為主，而一年級資料的討論則著重在 M1 模型。

（三）一年級 M1 模型及四年級 M2 模型的區別效度分析

本文使用卡方差異考驗與信賴區間考驗來檢驗區別效度（如表 4 及表

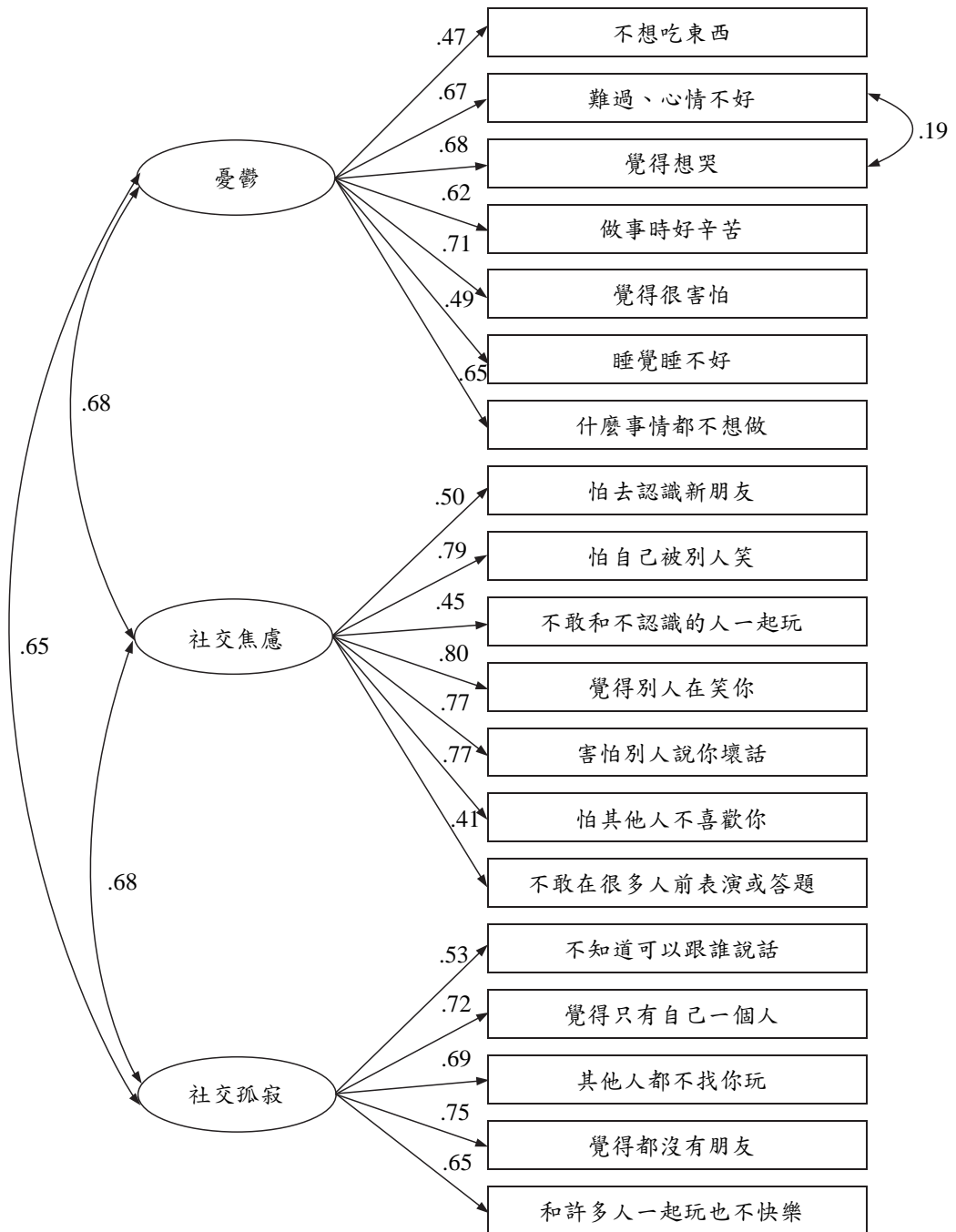


圖 1 四年級 M2 模型的路徑圖及參數估計值

表 4 內化行為量表各構面間之卡方差異檢定

模型	一年級						四年級									
	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δdf	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δdf	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
原始	310.92	110			.97	.98	.03	.04	473.58	109			.96	.98	.04	.04
模型一	1666.78	104	532.01***	3	.74	.85	.08	.09	1600.41	105	502.54***	3	.81	.92	.08	.07
模型二	1030.30	107	253.71***	1	.85	.92	.06	.07	1025.51	108	240.60***	1	.89	.95	.07	.06
模型三	951.86	108	228.70***	1	.86	.92	.06	.07	1155.68	108	267.11***	1	.87	.95	.07	.07
模型四	1109.33	109	284.96***	1	.84	.91	.07	.07	1013.30	107	212.28***	1	.89	.95	.07	.07

註：1.一年級的原始模型為 M1；四年級的原始模型為 M2。

2.模型一為社交焦慮、社交孤寂、憂鬱之間的相關係數為 1；模型二為社交焦慮、社交孤寂的相關係數為 1；模型三為社交焦慮、憂鬱的相關係數為 1；模型四為憂鬱與社交孤寂之間的相關係數為 1。

3.* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

5 所示)，由於 WLSMV 法應用的是調整平均值與變異數後的 χ^2 統計值，自由度也是調整過後的估計值，因此所得來的 WLSMV χ^2 並不能直接進行差異性考驗，自由度也無法簡單地由參數的增減計算而來。本文使用 MPLUS 所提供的 WLSMV χ^2 差異性考驗方法 (Muthén & Muthén, 1998-2004)，表 4 所列的 $\Delta\chi^2$ 為計算得來的 WLSMV χ^2 差異值，而 Δdf 所列的則是正確的自由度差異。顯著的 $\Delta\chi^2$ 值表示新增的參數能增進模型與資料的符合度，在統計上偏向選擇參數較多的模型。

在一年級的 M1 模型中，將憂鬱、社交焦慮與社交孤寂構面間之相關係數限制為 1 (即假設這三個因素為同一個因素)，此為表 4 中的模型一，與 M1 模型相較，兩模式間 $\Delta\chi^2$ 為 532.01 ($\Delta df=3$)，達統計上之顯著差異，且模型一的 CFI、TLI、RMSEA、SRMR 等估計值也都較模型 M1 差，顯示不應將此三因素視為同一個因素，亦即研究結果支持憂鬱、社交焦慮、社交孤寂構面間之區別效度。另外，將 M1 模型的社交焦慮與社交孤寂構面之相關係數設為 1 (見表 4 之模型二)，此模型與 M1 間的 $\Delta\chi^2$ 值為 253.71 ($\Delta df=1$)，達統計上之顯著差異，模型二整體配適較 M1 差，顯示社交焦慮與社交孤寂間具區別效度；同樣地，表 4 中的模型三將 M1 模型的憂鬱與社交焦慮構面間之相關設為 1，獲得 $\Delta\chi^2$ 為 228.70 ($\Delta df=1$)，達統計上之顯著差異，顯示社交焦慮與憂鬱構面間具有區別效度；模型四則將 M1 模型的憂鬱與社交焦慮間之相關係數設為 1，與 M1 兩模型間的 $\Delta\chi^2$ 為 284.96 ($\Delta df=1$)，顯示社交孤寂與憂鬱兩構面間亦具區別效度。

在四年級資料中，表 4 中的模型一將 M2 模型的憂鬱、社交焦慮與社交孤寂構面間之相關係數同時限制為 1，與 M2 模型比較所獲得的 $\Delta\chi^2$ 值為 502.54 ($\Delta df=3$)，達統計上之顯著差異，顯示憂鬱、社交焦慮與社交孤寂三構面間具區別效度。此外，表 4 中的模型二至模型四分別將 M2 模型中社交焦慮與社交孤寂、社交焦慮與憂鬱、社交孤寂與憂鬱構面間之相關係數設為 1，發現 $\Delta\chi^2$ 考驗的結果皆達顯著，顯示這些構面兩兩之間皆具有區別效度。

本文也使用信賴區間估計方法來確認構面間的區別效度，這些信賴區間的估計值列於表 5。在一年級的資料中，社交焦慮與社交孤寂間相關係數之 95 % 信賴區間為 .47 至 .59，顯示社交焦慮與社交孤寂間在母群的真實相關係數不太可能為 1，社交焦慮與社交孤寂具有區別效度；同樣地，社交焦慮與憂鬱，社交孤寂與憂鬱間相關係數之 95 % 信賴區間皆不包含 1 在內，顯示這些構面在母群的真實相關係數不太可能為 1，這些構面間皆具有區別效度。

表 5 內化行為量表各構面之信賴區間檢定

	一年級			四年級		
	相關參數 估計值	標準誤	95%的 信賴區間	相關參數 估計值	標準誤	95%的 信賴區間
社交焦慮與社交孤寂	.53	.03	.47~.59	.68	.02	.64~.72
社交焦慮與憂鬱	.60	.03	.55~.65	.68	.02	.64~.72
社交孤寂與憂鬱	.46	.03	.41~.52	.65	.02	.60~.70

相同地，在四年級的資料中，這三個構面兩兩間相關係數之 95 % 信賴區間皆未包含 1，顯示這些構面間具有區別效度。

肆、結論與進一步研究建議

一、結論

本研究採用 CABLE 研究中第一年蒐集的兩個年級——一年級與四年級的資料，來進行兒童內化問題量表信效度的檢驗。此內化行為量表共衡量三個構面：憂鬱、社交焦慮與社交孤寂，各構面使用約 5 到 7 個指標加以測量。研究分別就一年級與四年級的資料進行測量模型的建立及信效度的檢驗，結果發現此二研究年級的測量模型相當接近，表示在對內化行為問題之認知理解上，一年級與四年級學生有相類似的理解。

「一個人的時候會覺得寂寞」雖是社交孤寂構面的題項，但在一年級與四年級的資料中，都呈現有同時測量社交焦慮構面的傾向（交叉負荷值），顯示其非單面向的指標，遂將此指標屏除在最後的測量模型及信效度分析之外。餘下的 19 題內在行為問題題項，依其理論所建構的 CFA 模型在一年級的資料中呈現不錯的整體配適度，所有的因素負荷值皆達顯著，模型亦顯示有聚斂效度；其中指標信度超過 .50 的在社交焦慮構面內有「怕自己被別人笑」、「怕其他人不喜歡你」、「害怕別人說你壞話」及「覺得別人在笑你」等四題；在社交孤寂構面中則有「其他人都不找你玩」、「覺得都沒有朋友」及「和許多人一起玩也不快樂」等三題；在憂鬱構面部分則有「覺得想哭」一題。另外，除了社交孤寂構面中「不知道可以跟誰說話」一題外，其他題項之指標信度皆高於 .20。各構面的綜合信度皆在 .78 以上，以社交焦慮構面的綜合信度 .84 為最高。各構面間的相關介於 .46 至 .60 間，由這些相

關係數建構的 95%信賴區間中皆不包含 1，顯示這些構面間具有區別效度，也就是這些構面應是分別存在，不應被視為同一構面。此外， χ^2 差異考驗也同樣被用來檢驗這三個構面間的區別效度，結果也支持構面間具有區別效度。

在四年級的資料中，依據理論所設定的 CFA 模型（與前述一年級相同的模型——M1）所獲得的整體配適度、殘差及 MI 值並不理想，主要原因是在憂鬱分量表中的「難過、心情不好」及「覺得想哭」兩題項誤差間有相關，納入此相關誤差後的修正模型有可接受的整體模型配適度。此模型所有的因素負荷值皆顯著，顯示有聚斂效度，指標信度超過 .50 的在社交焦慮構面內有「怕自己被別人笑」、「怕其他人不喜歡你」、「害怕別人說你壞話」及「覺得別人在笑你」等四題，這四題在一年級資料中的指標信度也都超過 .50；在社交孤寂構面中則有「覺得只有自己一個人」和「覺得都沒有朋友」等二題，較一年級模型中少，但值得注意的是「其他人都不找你玩」及「和許多人一起玩也不快樂」兩題項的指標信度也相當接近 .50；在憂鬱構面部分則有「難過、心情不好」及「覺得想哭」等兩題，「覺得很害怕」的信度為 .49，相當接近 .50。除了社交焦慮構面中的「不敢在許多人前表演或答題」的指標信度外，其他指標信度皆高於 .20。在構面的綜合信度方面，還是以社交焦慮的綜合信度 .84 為最高，在憂鬱構面及社交孤寂構面的綜合信度部分則也高達 .80。四年級測量模型中三構面間之相關係數介於 .65~.68 間，在信賴區間及 χ^2 差異的考驗中都顯示構面間具有區別效度。

本研究結果顯示，孩童確實能自我評量其內化行為問題，能有效呈現該量表欲評量的心理潛在特質，達到本研究之目的，編製了一份信效度皆可接受的兒童自陳內化行為問題量表。而本研究所建立的孩童自我陳述內化行為問題量表，可避免重要他人（父母親、老師等）無法呈現孩童內隱的主觀看法，以及這些重要他人評量孩童內化行為問題之結果可能不一致的測量問題。

本研究更進一步建議針對一般孩童的心理困擾，可以多利用內化行為問題量表進行評估。由於此量表是使用概念指稱來描述孩童心理困擾，不是對某種心理疾患的指稱，因此可避免臨床取向在評估孩童心理困擾時，對孩童產生污名、標籤化效應或歸類錯誤的問題。

二、進一步研究建議

由一年級與四年級的模型與分析結果可發現，一年級與四年級的測量模

型及參數估計值有許多相似的地方，因此，建議能進一步檢視此內化行為量表在不同年級的測量恆等性（measurement invariance），確定此量表是否適用於跨年級的學生。可探討的研究問題包括有：一年級樣本的主要構面架構是否與四年級相似？構面與其諸題項之關係（因素負荷值）是否有跨年級的相同之處？四年級的憂鬱、社交焦慮與社交孤寂之平均數與變異數是否高於一年級樣本？構面間的關係是否是跨年級的？

此外，在本研究的模式修正中，發現「一個人的時候會覺得寂寞」之題項為多面向的指標，憂鬱構面中的指標誤差間有相關的現象，顯示需有更多研究分析這些指標的意義及其所測量的面向。在此研究中，我們也發現某些題項是測量某些構面相當好的指標，日後在相關領域的研究上，若在量表的題數上有所限制，對測量一構面僅能選擇 3 或 4 題的指標，由本研究的因素負荷值及指標信度的分析結果，建議可以將指標信度在一年級、四年級超過 .50 的社交焦慮四題（「怕自己被別人笑」、「怕其他人不喜歡你」、「害怕別人說你壞話」及「覺得別人在笑你」）以及在社交孤寂四題（「其他人都都不找你玩」、「覺得都沒有朋友」及「和許多人一起玩也不快樂」、「覺得只有自己一個人」）與測量憂鬱構面的兩題「難過、心情不好」及「覺得想哭」進一步編製成更簡短的量表。當然，無論是本研究的修改量表或簡短量表，都有待另外蒐集資料，使用其它獨立樣本來進行交叉驗證。

最後，兒童對於本研究中內化問題行為量表的題項文字敘述理解與答題反應，究竟是否真正反應出其內心困擾，抑或只是不完理解下的產物，是未來研究需要進一步探討的議題。

謝誌

本文使用之資料來自「兒童及青少年行為之長期發展研究計畫」（Child and Adolescent Behaviors in Long-term Evolution，簡稱 CABLE）研究，此研究承國家衛生研究院之經費補助及國立台灣大學衛生政策與管理研究所執行 CABLE 研究。

參考文獻

中文部分

- 黃芳銘 (2004)。社會科學統計方法學——結構方程模式。台北市：五南。
黃芳銘 (2007)。結構方程模式——理論與應用。台北市：五南。

英文部分

- Achenbach, T. M. (1991). *Manual for Child Behavior Checklist/ 4-18 and 1991 Profile*. Burlington, VT: University of Vermont, Department of Psychiatry.
- Achenbach, T. M., & Edelbrock, C. S. (1978). The classification of child psychopathology: A review and analysis of empirical efforts. *Psychological Bulletin*, 85, 1275-1301.
- Achenbach, T. M., McConaughy, S. H., & Howell, C. T. (1987). Child/adolescent behavioral and emotional problems: Implications of cross-informant correlations for situational specificity. *Psychological Bulletin*, 101, 213-232.
- Asher, S. R., Hymel, S., & Renshaw, P. D. (1984). Loneliness in children. *Child Development*, 55, 1456-1464.
- Asher, S. R., & Wheeler, V. A. (1985). Children's loneliness: A comparison of rejected and neglected peer status. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 53, 500-505.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Academy of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16, 78-117.
- Bentler, P. M., & Wu, E. J. C. (1993). *EQS/Windows user's guide*. Los Angeles, CA: BMDP Statistical Software.
- Bollen, K. A. (1980). Issues in the comparative measurement of political democracy. *American Sociological Review*, 45, 370-390.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.
- Browne, M. W. (1982). Covariance structures. In D. M. Hawkins (Ed.), *Topics in applied multivariate analysis* (pp. 72-141). Cambridge, UK: Cambridge University Press.

- Browne, M. W. (1984). Asymptotic distribution free methods in analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 62-83.
- Cramer, K. M., & Barry, J. (1999). Conceptualizations and measures of loneliness: A comparison of subscales. *Personality and Individual Differences*, 27, 491-502.
- DiTommaso, E., & Spinner, B. (1993). Social and emotional loneliness: An examination of Weiss' typology of loneliness. *Personality and Individual Differences*, 22, 417-427.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Hatcher, L. (1994). *A step-by-step approach to using the SAS system for factor analysis and structural equation modeling*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criterion for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A Guide to the Program and Applications*. Chicago, IL: SPSS Inc.
- Kano, Y., & Azuma, Y. (2003). Use of SEM programs to precisely measure scale reliability. In H. Yanai et al. (Eds.), *New developments in psychometrics* (pp. 141-148). Tokyo: Springer Verlag.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York: The Guilford Press.
- Long, J. S. (1983). *Confirmatory factor analysis: A preface to LISREL*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Luby, J. L., Mrakotsky, C., Heffelfinger, A., Brown, K., Hessler, M., & Spitznagel, E. (2003). Modification of DSM-IV criteria for depressed preschool children. *American Journal of Psychiatry*, 160, 1169-1172.
- Luby, J., Todd, R. D., & Geller, B. (1996). Outcome of depressive syndromes: Infancy to adolescence. In K. I. Shulman, M. Tohen & S. P. Kutcher (Eds.), *Mood disorders across the life span* (pp. 83-100). New York: John Wiley & Sons.
- Muthén, B. O. (1993). Goodness of fit with categorical and other non-normal variables. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 1-33). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998-2004). *Mplus user's guide*. Los Angeles, CA: The Author.

- Pelegrina, S., Garcia-Linares, M. C., & Casanova, P. F. (2003). Adolescents and their parents' perceptions about parenting characteristics. Who can better predict the adolescent's academic competence? *Journal of Adolescence*, *26*, 651-665.
- Reynolds, W. M. (1992). The study of internalizing disorders in children and adolescents. In W. M. Reynolds (Ed.), *Internalizing disorders in children and adolescents* (pp. 1-18). New York : John Wiley & Sons.
- SAS Institute Inc. (1989). *SAS/ETS user's guide*. Cary, NC: The Author.
- Scalise, J. J., Ginter, E. J., & Gerstein, L. H. (1984). A multidimensional loneliness measure: The Loneliness Rating Scale (LRS). *Journal of Personality Assessment*, *48*, 525-530.
- Wicks-Nelson, R., & Israel, A. C. (2000). *Behavior disorders of childhood*. NJ: Prentice-Hall.
- Yen, L.-L., Chen, L., Lee, S.-H., Hsiao, C., & Pan, L.-Y. (2002). Child and adolescent behaviour in long-term evolution (CABLE): A school-based health lifestyle study. *Promotion & Education, suppl 1*, 33-40.
- Yu, C.-Y. (2002). *Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes*. Doctoral Dissertation, University of California, Los Angeles, CA.

