

# 網路問卷與傳統問卷之比較： 多樣本均等性方法學之應用

游森期<sup>1</sup> 余民寧<sup>2</sup>

## 摘要

本研究之目的在於探討網路問卷與傳統問卷所收集的資料，是否具有均等的心理計量特性。本研究以流行病學中心憂鬱量表為研究工具，臺灣地區中小學教師為研究對象，經由分層隨機抽樣，分別在高中（職）、國中、國小，共計抽取 2400 位教師為樣本，並隨機分派其中的 1200 人為紙筆組，以郵寄的方式施以傳統問卷調查；另外 1200 人為網路組，郵寄邀請函邀請其上網填答問卷。本研究藉由結構方程式之多樣本均等性方法學，探討網路問卷（網路組）與傳統問卷（紙筆組）所得到的資料是否具有均等的心理計量特性。

研究結果顯示，網路問卷與傳統問卷兩組樣本之因素結構均等性獲得支持；亦即，網路組與紙筆組在憂鬱量表上具有均等的因素負荷量、潛在因素共變數矩陣、測量誤差。在四個潛在因素（憂鬱情緒、正向情感、身體症狀、人際問題）的潛在平均數方面，兩組受試者在憂鬱情緒、正向情感、人際問題上無顯著差異，但在身體症狀上差異達顯著 ( $p < .01$ )，但是平均數的差異只有 0.19 分。因此本研究除了統計顯著性檢定之外，進一步以效果量來比較兩組差異的大小，研究結果指出身體症狀之 Cohen's  $d$  統計量為 .172，顯示兩組的平均數的效果量低。兩組在身體症狀的差異應該是由於樣本數龐大，而造成統計上顯著性的結果，在實務上未達實質意義的差距。

綜上所述，網路組與紙筆組因素結構均等性獲得支持，顯示出兩組在憂鬱量表中的各題，具有均等的因素架構與測量效果，並具有均等的信度與效度，可見此測量工具在不同樣本獲得交叉驗證的支持，再加上極為接近的潛在平均數，均提供網路問卷是傳統問卷可行替代方案的有力證據。因此，本研究認為網路問卷與傳統問卷所得到的資料具有相同的心理計量特性，網路問卷是傳統問卷的可行替代方案。

關鍵字：網路問卷、憂鬱、結構方程式模式、多樣本均等性

---

1. 游森期，私立華梵大學師資培育中心助理教授

電子郵件：rhine@cc.hfu.edu.tw

2. 余民寧，國立政治大學教育學系教授兼教育學院華文測驗與評鑑中心主任

電子郵件：mnyu@nccu.edu.tw

收件日期：2005.5.20；完成修改：2005.7.20；正式接受：2005.10.16

本研究作者要特別感謝國科會補助研究經費，補助專案編號為：NSC93-2413-H-004-008。

作者感謝審查教授之寶貴意見，此外，本研究曾發表於 2005 年 5 月 20 日政大教育系主辦「學習與創造·教育與創新」國際學術研討會。

# Comparison of Internet and Paper-and-pencil Questionnaires in Taiwan Using Multi-sample Invariance Approach

*Sen-Chi Yu*<sup>1</sup> *Min-Ning Yu*<sup>2</sup>

## Abstract

This study examines whether Internet questionnaires are as psychometrically invariant as traditional mailed questionnaires. A random sample of 2400 teachers in Taiwan was divided into experimental and control groups. The experimental group was asked to complete the electronic version of the CES-D (Center for Epidemiologic Studies Depression Scale) placed on the internet, whereas the control group was invited to complete the traditional paper-based CES-D.

The multi-sample invariance approach derived from structural equation modeling (SEM) was applied to analyze the collected data. The analytical results show that the two groups have equivalent factor structures. That is, the two groups exhibit equal factor loadings, covariance matrix for latent factors and measurement errors. The results also show that the items in CES-D function equivalently in the two groups. That is, the instrument exhibits equal validity and reliability when administered to the two groups. Moreover, the cross validation was also approved by the results. These findings demonstrate that the Internet questionnaires and traditional mailed questionnaires had equal factor structures.

Given that the factor structures were found to be equivalent, the equal latent mean test was then performed. The analytical results demonstrate that the four latent means in CES-D are not totally equal between two groups. Concerning the four latent factors in CES-D, the latent means of "depressed mood", "positive affect" and "interpersonal problems" are not significantly different between these two groups. However, the difference between the "somatic symptoms" latent means of these two groups is statistically significant at  $\alpha = .01$ . To investigate the effect size of such difference, Cohen *d* statistics was utilized. However, Cohen *d* statistics was only .172, indicating a small effect size. That is, the minor difference in somatic symptoms, 0.19 point, albeit statistically significant, does not apparently lead to meaningful clinical significances (effect size) in practice.

Analytical results indicate that Internet questionnaires and traditional mailed questionnaires have equal factor structures to. Both CES-D questionnaires exhibit equal reliability, validity and factor structure, and similar latent means. In conclusion, internet questionnaires represent a promising alternative to traditional paper-based questionnaires.

**Key words:** Internet questionnaire, depression, structural equation modeling, multi-sample invariance

---

1. Sen-Chi Yu, Assistance Professor, Center for Teacher Education, Huafan University

Email: rhine@cc.hfu.edu.tw

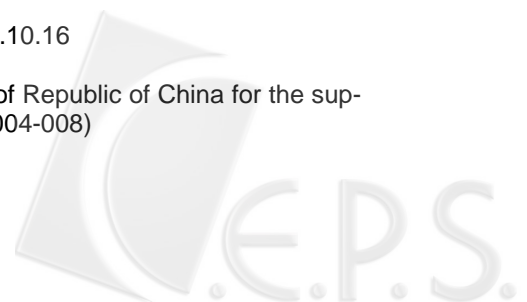
2. Min-Ning Yu, Professor, Department of Education, National Chengchi University

Email: mnyu@nccu.edu.tw

Received: 2005.5.20; Revised: 2005.7.20; Accepted: 2005.10.16

Acknowledgements:

The authors would like to thank National Science Council of Republic of China for the support given to this study. (Project Number: NSC93-2413-H-004-008)



## 壹、緒論

隨著網際網路的日漸普及，網路已經變成人類不可或缺的資訊、溝通、娛樂媒介，對人類的生活造成了深遠的影響。網際網路也對測驗界以及心理實驗資料蒐集的方法造成影響，拜無遠弗屆的網路之賜，蒐集大樣本資料以及特殊樣本的募集變得可能（Birnbaum, 2004）。

隨著網路使用者的日漸增加，學者們開始利用網際網路蒐集資料以及進行心理學研究。相關的方法與理論儼然演變成網路問卷（Web questionnaire, on-line questionnaire）、網路調查（Web survey）、網路實驗（web study, internet research, on-line research, web experiment）等（Birnbaum, 2004; Couper, 2000; Dillman, 2000; Schmidt, 1997）。網路問卷具有下列優點：首先，以樣本的觀點而言，網路問卷具備大樣本可接近性（large population access），使得網路問卷（在適當的抽樣控制之下）具備外在效度。除此之外，網路具備匿名性優點，使得可能涉及當事人隱私保密的特殊樣本的資料蒐集變得可能。其次，以經濟性的觀點而言，網路問卷同時具備金錢以及時間上的經濟性。電子化問卷使得研究者不需耗費大量的文件印刷以及郵寄費用，網路即時通訊的特性省去了曠日廢時等待郵寄，亦不需要再耗費人力將問卷輸入電腦，也同時避免了問卷輸入可能的錯誤（Birnbaum, 2004; Riva, Teruzzi, & Anolli, 2003）。

雖然網路問卷具備上述的優點，有不少研究比較網路問卷與傳統問卷，發現兩者有相似的心理計量特性，並且主張網路問卷是蒐集資料的有效新途徑（張德勝，2005；Buchanan & Smith, 1999; Kaplowitz, Hadlock, & Levine, 2004; Riva et al., 2003）。但是，網路問卷的相關研究卻仍有方法學上需要注意的地方。

首先，網路問卷容易有較大的覆蓋誤差（coverage error）。覆蓋誤差是指目標群體與參照群體之間的差異（Couper, 2000）。目標群體是指研究者欲推論的母群體，參照群體是指研究者的可接近的群體。由於網路並非百分之百普及，所以藉由網路進行問卷調查，容易發生目標群體並非參照群體的問題。例如研究者界定的目標群體是「憂鬱症患者」，並且在入口網站上募集憂鬱症患者填答問卷，如此一來參照群體即是「使用網路的憂鬱症患者」。因為並非所有的憂鬱症患者都是網路使用者，造成了覆蓋誤差。覆蓋誤差的問題唯有仰賴網路的覆蓋率與網路使用者的增加，才能夠降低誤差。

其次，有些研究探討網路問卷與傳統問卷的差異研究，網路問卷（網路組）是在網路上募集自願性樣本，傳統問卷（紙筆組）則是由大學生填答完成（Buchanan & Smith, 1999; Riva et al., 2003）。但是，這種作法在方法上有許多的缺點。首先，網路樣本並不同於大學生樣本，除此之外，自願性樣本偏差問題，更會影響研究結果。Birnbaum（2004）指出，相較於大學生，網路自願性樣本學歷與年齡的平均數較高，變異數也較大。Couper（2000）的研究發現，相較於一般民眾，網路使用者傾向是較高學歷、高社經地位、年紀較輕。Flemming 與 Sonner 的研究比較隨機抽樣的網路樣本、網路上的自願性樣本、電話訪問三種不同的途徑所蒐集得來的資料，發現網路上的自願性樣本男性多於女性，大學生的比例偏高，並且較年輕（引自 Couper, 2000）。

在網路問卷與一般問卷比較的實徵研究方面，Buchanan 與 Smith（1999）的研究發現，兩種樣本填答自我監控量表（self-monitoring questionnaire）展現出相似的心理計量特性，但是該研究的網路樣本是在網路上的新聞群組募集而來，網路樣本的年齡分布從 11 歲到 67 歲，傳統樣本是由大學生募集而來，兩者樣本來源不一。Riva et al.,（2003）以電腦使用調查（包含網路濫用、人際衝突、內向外向性）以及網路態度調查為研究工具，發現兩組樣本在各量表有相似（但不完全相同）的因素結構，而且各量表總分無顯著差異。該研究的網路樣本也是從搜尋引擎、電子郵件收募集來的自願性樣本（平均年齡 23.8 歲，年齡分布從 16-41 歲，標準差 4.1），傳統問卷也是大學生填答完成（平均年齡 22.96 歲，年齡分布從 21-28 歲，標準差 1.57）。Riva et al.,（2003）在結論中也承認，必須在適當的抽樣控制下，才能夠宣稱網路問卷是傳統問卷可行的替代方案。上述兩個研究之中，兩組樣本並沒有隨機抽樣，也不能確保兩組樣本具有同質性，因此推論性頗受限制。

除此之外，相較於傳統問卷，網路問卷遭受較嚴重的不完整作答（dropouts）或不回覆（nonresponse rate）的問題（Birnbaum, 2004）。原因可能是，相較於傳統的郵寄問卷已有許多研究提出提高回收率的策略，但是少有研究探討如何提高網路問卷的回收率（Kaplowitz et al., 2004），有些藉由電子郵件寄發的問卷無法採用傳統的催收方法（Couper, 2000）；除此之外，過去研究面臨網路普及率較低、傳輸速度較慢、軟體較不容易使用，也會影響網路問卷的填答意願。

綜上所述，網路問卷雖然具備了眾多的優點，但仍需要進一步研究來探

討網路問卷所蒐集的資料是否與傳統問卷有相同的結果。尤其教育學門的研究有超過六成是採用調查法來進行研究，其中絕大多數是由問卷法來進行（Marsh, 1982）。如果能夠証實網路問卷是傳統問卷有效的替代方案，將可大幅節省研究的人力物力，並且在適當的抽樣控制下，蒐集較大量的樣本，獲致更可靠的資料。因此，本研究以台灣中小學教師為研究母體，進行網路問卷與傳統問卷的比較。首先，在施行網路問卷的可行性方面，台灣具備了進行網路問卷的硬體條件。根據資策會的研究報告（資策會，2005）指出，台灣地區網路普及率超過四成，家庭上網比率超過六成，其中有將近八成使用寬頻連線。在世界各國排名之中，民眾上網率排名第十二名，家庭寬頻連網率高居世界第三。再加上各級學校皆架構校園網路，使得台灣校園網路普及率高達百分之百，除此之外，近年來用戶數逐漸增加的手機上網，以及無線網路的日漸普及，使得台灣具備進行網路問卷的硬體條件更加成熟，也減少過去進行網路問卷所遭受覆蓋誤差或硬體問題而導致回收率偏低的影響。

在本研究的研究對象方面，中小學教師為適合進行網路問卷研究的對象。首先，中小學教師絕大多數具備基本的資訊素養，能夠使用網路與電腦，比較不會造成資訊能力不足而影響回覆率的問題。除此之外，以研究方法的角度而言，在抽樣調查的過程中，首重母群體大小的掌握，而中小學教師是較容易精確掌握的母群體。各級學校的名單，可從教育部的網站上下載，且各級學校亦多半有自屬的網站或網頁，因此，從這些網路上已公開的資訊取得全部教師母群體的資料並不困難。

在本研究的研究工具方面，本研究採用流行病學中心憂鬱量表（Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES-D）為研究工具。根據世界衛生組織的研究（World Health Organization, 2005），憂鬱、癌症、愛滋病已經成為二十一世紀人類健康的三大重要影響因子，憂鬱症的防治刻不容緩。目前國內中小學教師身處於教師角色轉變與教育改革的壓力之中，教師的憂鬱傾向是值得關注的焦點。CES-D 是目前最廣為採用的憂鬱量表之一（Kohurt, Beckman, Evans, & Cornoni-Huntly, 1993），有多種語言的翻譯版本，信效度在許多國家都獲得支持，在華文地區包括台灣、香港、大陸皆曾經被採用（游森期，2003；Cheung & Bagley, 1998）。CES-D 的題目設計並不完全依照 DSM-IV（Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders Fourth Edition, American Psychiatric Association, 1994），雖然不適合用於臨床性樣本，但是較適合一般樣本。在問卷的題數方面，CES-D 只有簡短的 20 題，適合網路問

卷的採用。

在統計分析方法方面，本研究採用結構方程式模式之多樣本均等性（multiple-group invariance）分析（余民寧 2006；邱皓政，2003；黃芳銘，2002；Bollen, 1989; Joreskog & Sorborm, 1993），來探討網路問卷與傳統問卷兩者是否有相同的心理計量特性。網路問卷與傳統問卷是一種跨樣本的比較，也就是針對「測量均等性」加以比較。測量均等性是指測驗工具或評量方法，施予不同的對象或不同的時間點，評量的結果應該具有均等性（邱皓政，2003; Bollen, 1989; Byrne, 1998）。Bollen（1989）指出測量均等性之目的在探討測量或潛在變項之參數是否相等；若測量均等性不成立，那我們對測量工具所做的決策可能犯嚴重的錯誤。例如，我們假設潛在的憂鬱狀況（ $\xi$ ）可以由可觀察變項（體重變化,  $x$ ）來加以測量，兩者的關係可以用下列的方程式來表示： $x = \xi + \varepsilon$ 。如果針對男性而言，此方式為： $x = 0.9\xi + \varepsilon$ ；相較於針對女性而言，此方式為： $x = 0.6\xi + \varepsilon$ 。因為測量工具的參數不同，導致即使兩者的潛在憂鬱狀況分數相同，也會使女性的觀察變項的平均數較低，造成偏差的估計結果。因此，如果測量的均等性獲得驗證，我們才能夠宣稱網路問卷是傳統問卷可行的替代方案。

本研究採用多樣本均等性方法的原因有下列幾點。首先，傳統上測量均等性的探討是採用探索性因素分析，比較不同樣本的因素結構。但是探索性因素分析有許多的缺點：(1)因素分析是一種樣本依賴的技術，不同的樣本可能會得到不同的因素架構。(2)因素分析的參數，包括：因素負荷量、因素之間的共變數、殘差等，在探索性因素分析無法針對個別參數的差異顯著性進行比較（邱皓政, 2003; Tabachnick, & Fidell, 2001）。相較之下，以驗證性因素分析為基礎的多樣本均等性分析，可以探討量表的因素結構是否在不同的樣本獲得資料模式適配度支持，並且分別檢測因素負荷量因素之間的共變數、殘差之間的均等性。因此，多樣本均等性分析可以同時解答下列的問題：(1)測量模式的均等性：各試題是否對不同的樣本有相同作用；(2)結構的均等性：在不同的樣本之中，該測量工具是否具有相同的因素結構；(3)結構模式之中的特定路徑係數是否均等；(4)量表的因素架構在不同的樣本中是否可以獲得交叉驗證（cross validation）（Byrne, 1998）。

其次，測量均等性的探討，除了探討因素結構均等性之外，更應該進一步比較不同樣本在同一份測量工具，是否具有相同的測量結果，也就是說，不同樣本在測量工具得分的平均數應無顯著差異。傳統的作法，是將不同樣

本在量表上的原始總分，逕自進行平均數差異檢定，但是這樣的做法是假定測量工具具有完全的信度，也就是假定無測量誤差存在，但此假定與事實不符。比較合理的做法，應該在共變數結構（covariance structure）獲得支持的前提下，進行平均數結構（mean structure）的比較；也就是說，在確立不同樣本的因素結構均等性之下，進行潛在平均數（latent mean）的比較（Bollen, 1989; Byrne, 1998）。而多樣本均等性分析，正可以滿足上述的需求。

在比較網路問卷與傳統問卷的研究方面，有些研究發現兩者在量表作答上有相似的信度、因素個數、資料模式適配度和量表總分平均數（張德勝, 2005; Buchanan & Smith, 1999; Riva et al., 2003）。但是以統計方法而言，相同因素個數，或是資料模式適配度指標的接近，並不能完全宣稱心理計量特性的相同，更精緻的作法，應該以多樣本結構方程式模式分析，來分析兩樣本是否具備多樣本均等性，才能夠宣稱兩者有完全相同的心理計量特性。

本研究分別由兩個子研究來探討網路問卷（網路組）是否等同於傳統問卷（紙筆組）。研究一是比較網路組與紙筆組兩組樣本是否有均等的因素結構。因素結構均等性是多樣本均等性之先決條件，因此，本研究之研究一比較兩樣本之因素負荷量、因素之共變數矩陣、測量誤差是否均等。具有均等因素結構，我們才能夠宣稱研究工具對於兩組樣本具有相同的結果，也就是相同的因素架構可以在不同樣本獲得交叉驗證。

研究二是在兩組樣本具有均等因素結構的前提之下，進行兩組樣本在研究工具之得分之潛在平均數的比較。潛在平均數的比較不同於共變異數結構分析，關注焦點在於平均數結構。研究二之目的，即在比較不同樣本在測量工具上是否可以獲得相同的結果，才可以進一步確定網路問卷是否為傳統問卷可行的替代方案。

## 貳、研究方法

### 一、研究樣本

本研究為比較網路問卷與傳統問卷的差異，特以台灣地區高中（職）、國中、國小教師為母群體進行隨機抽樣。母群體名冊以各縣市教育局公告的高中（職）、國中、國小名冊為準，以學校為單位，按各級學校校數比例隨機抽取高中 38 所、國中 57 所、國小 205 所，共計 300 所學校。在所抽取的

學校之中，再隨機抽取 8 位教師（共抽出 2400 位教師）並且隨機分派其中的 4 位為網路組（即施以網路問卷），另外 4 位為紙筆組（即施以傳統問卷）。

## 二、研究工具

本研究採用 Radloff (1977) 所編製的「流行病學研究中心憂鬱感量表」(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES-D) 來測量憂鬱傾向。

本量表共 20 題，採 Likert 四點量表計分，要求受試者回想在過去一個禮拜內，體驗到憂鬱感症狀的頻率。共分為「很少如此（每週少於 1 天）」、「偶爾如此（每週有 1-2 天）」、「經常如此（每週有 3-4 天）」、「總是如此（每週有 5 天以上）」。

根據出現憂鬱症狀的頻率，分別給予 0 分（很少如此）到 3 分（總是如此）。量表總分是 60 分，分數越高表示憂鬱傾向越高。若受試者漏答超過四題以上，則不予計分。得分 16 分以上，則被列為憂鬱症高危險群 (Radloff, 1977; Shaver & Brennan, 1991)。

由於本量表評量的是沮喪的心情，而非全部是有關憂鬱感的症狀 (depressogenic symptoms)，雖然較不適用於臨床性診斷 (Shaver & Brennan, 1991)，但是較適用於一般性樣本，因此，比較符合本研究之目的。

本量表在效標關聯效度方面，本量表和臨床醫師及護士評定的 Hamilton 量表及 Raskin 量表之聚斂效度為 0.44~0.56。本量表和貝克憂鬱量表之相關為 0.81，和自評憂鬱感量表之相關係數為 0.90 (Shaver & Brennan, 1991)。Radloff (1977) 曾指出本量表對於精神病患和普通人具有良好的區分能力，但對於精神病患中，嚴重憂鬱程度的區分能力則為中等。

在因素效度方面，根據 Radloff (1977) 以美國樣本進行因素分析，CES-D 展現出四因素結構：憂鬱情緒 (depressive mood)、正向情感 (positive affect)、身體症狀 (somatic symptoms)、人際問題 (interpersonal problems)。Cheung 與 Bagley (1998) 以香港地區 138 對夫妻為研究對象的結果指出，香港地區華人的 CES-D 展現出雙因素結構：憂鬱症狀 (depressive symptoms) 及人際問題 (interpersonal problems)。本研究則分別以這兩種因素結構，進行驗證性因素分析，結果發現，以台灣地區的教師樣本而言，四因素結構的資料模式適配度 ( $\chi^2 = 736.94$ , CFI = .98, GFI = .92, RMSEA = .055) 優於雙因素結構 ( $\chi^2 = 1501.21$ , CFI = .96, GFI = .89, RMSEA = .082)。詳細的驗證性因素



分析過程列於研究結果。

### 三、研究程序

為了避免覆蓋率的問題，本研究以傳統的郵寄問卷方法，通知受試者。寄發紙筆組的則是傳統的印刷問卷，並且附上回郵，請受試者填答後寄回。網路組樣本所收到的郵件之中，則只有邀請函，邀請受試者上網填答。網路問卷則是建置在政大教育測驗與評量網站 (<http://edutest.nccu.edu.tw>)，受試者依據邀請函所載明的網址以及代碼，上網填答。

本研究為了避免網路問卷可能的重複填答問題 (multiple submissions)，每個網路組的邀請函中給予一組身分代碼，必須輸入正確的代碼，才能夠進行填答，而且只能填寫一次。

在問卷的催收方面，本研究仍然依傳統郵寄的方式，寄到受試者任教學校，進行催收。本研究採傳統催收方式，主要的原因有下列幾點：首先，為了避免覆蓋率的限制，郵寄催收函較能確保通知受試者。其次，本研究曾經考慮以受試者學校的教職員電子郵件信箱進行通知與催收，但考量到目前垃圾郵件氾濫，受試者可能會將本研究的問卷當作垃圾郵件直接刪除。此外，有些學校為了個人隱私保護，並不願意提供教職員電子信箱，並且，受試者不一定有使用學校所提供電子郵件信箱的習慣。因此，本研究仍然採用傳統郵寄問卷的方式來通知受試者與進行催收。

本研究在二〇〇四年十二月十三日第一次寄出問卷給網路組與紙筆組各 1,200 份，並且在兩週之後進行第一次催收，四周之後進行第二次催收。兩組樣本的回收狀況如表 1 所示：

表 1 問卷回收摘要表

回收次數	問卷回收數量			累積次數
	第一次	第二次	第三次	
網路組	311	195	35	541
紙筆組	401	173	56	630

以回收率的部份而言，本研究在網路調查的部份，回收率是低於 50% (45.08%)，就調查的樣本回收理論 (Alreck, 1995) 而言，回收率不佳，此為本研究之研究限制。

## 四、資料分析

### (一) 因素結構均等性檢定

結構方程式模式中變項間的關係，可以使用下列方程式來表示（Joreskog & Sorborm, 1993）：

$$\eta = B\eta + \Gamma\zeta + \zeta \quad (1)$$

$$y = \Lambda_y\eta + \varepsilon \quad (2)$$

$$x = \Lambda_x\zeta + \delta \quad (3)$$

其中 $\eta$ ,  $\zeta$ 為潛在變項， $x$ ,  $y$ 為觀察變項， $\Lambda_x$ ,  $\Lambda_y$ 為因素負荷量， $\varepsilon$ ,  $\delta$ 為誤差項， $B$ ,  $\Gamma$ 為結構參數。

結構方程式模式可以使用下列八個矩陣加以描述： $\Lambda_x$ ,  $\Lambda_y$ ,  $\Theta_\delta$ ,  $\Theta_\varepsilon$ ,  $B$ ,  $\Gamma$ ,  $\Psi$ ,  $\Phi$ （其中 $\Psi$ ,  $\Phi$ 為變異數／共變數矩陣）。以全體樣本當作單一樣本分析時，是假定的八個矩陣皆相同。反之，在多樣本分析中，允許各樣本的八個矩陣可以不同。以測量模式而言，欲探討各組是否具有相同測量性質（measurement properties），是假定各組（假設有  $G$  組）的 $\Lambda_x$ ,  $\Lambda_y$ ,  $\Theta_\delta$ ,  $\Theta_\varepsilon$  相等，也就是說：

$$\Lambda_x^1 = \Lambda_x^2 = \dots = \Lambda_x^G \quad (4)$$

$$\Lambda_y^1 = \Lambda_y^2 = \dots = \Lambda_y^G \quad (5)$$

$$\Theta_\delta^1 = \Theta_\delta^2 = \dots = \Theta_\delta^G \quad (6)$$

$$\Theta_\varepsilon^1 = \Theta_\varepsilon^2 = \dots = \Theta_\varepsilon^G \quad (7)$$

### (二) 潛在平均數的檢定

潛在平均數的檢定是以「平均數結構」（mean structure）來進行；而結構方程式模式進行驗證性因素分析或者是結構模式分析時，是採用「共變數結構」（covariance structure）來進行分析。在共變數結構之中，分析的焦點在於回歸係數、變異數與共變數的相關參數；所有觀察變項的測量都是以觀察變項的離均差（deviations）來進行的，因此，在探討共變數結構的回歸方程式中，截距項並不是關注的重點。我們可以用簡單的回歸方程式來表示共

變數結構 (Bollen, 1989; Byrne, 1998) 如下：

$$Y = \beta x + \varepsilon \quad (8)$$

相反的，當截距項是平均數結構關注的焦點時，上述的方程式則可以修改為：

$$Y = \alpha + \beta x + \varepsilon \quad (9)$$

故，在平均數結構之下，公式(1)-(3)可以修改為：

$$\eta = \alpha + B\eta + \Gamma\xi + \zeta \quad (10)$$

$$y = \alpha\tau_y + \Lambda_y\eta + \varepsilon \quad (11)$$

$$x = \tau_x + \Lambda_x\xi + \delta \quad (12)$$

其中， $\alpha$ 、 $\tau_y$ 、 $\tau_x$  為截距項向量，也就是方程式中的常數項。

潛在自變項( $\xi$ )與與潛在依變項( $\eta$ )的期望值可以用下列方程式來代表：

$$E(\xi) = \kappa \quad (13)$$

$$E(\eta) = (1 - B)^{-1}(\alpha + \Gamma\kappa) \quad (14)$$

## 參、資料研究結果

茲將本研究所蒐集的資料，利用 LISREL 8.5 版程式來進行分析。茲將分析結果分成兩小節呈現於下。

### 一、研究一：網路問卷與傳統問卷因素結構均等性之比較

#### (一) 全體樣本驗證性因素分析

進行多樣本均等性檢定之前，本研究以全體樣本，進行 CES-D 的驗證性因素分析。在一階驗證性因素分析因素 (first-order confirmatory factor analysis) 方面，本研究以全體 1371 個樣本，根據 Radloff (1977) 的四因素結構：憂鬱情緒 (depressive mood)、正向情感 (positive affect)、身體症狀 (so-

matic symptoms)、人際問題 (interpersonal problems) 進行驗證性因素分析。分析結果如表 2 所示。在模式適配度的評鑑方面，本研究分別從基本適配指標、模式的整體適配度 (overall model fit) 以及模式的內在結構適配度 (fit of internal structure) 三大方面來評鑑模式的資料模式適配度 (游森期, 2003; 程炳林, 1995; Bollen, 1989; Byrne, 1998; Joreskog & Sorborm, 1993)，以下就此三大評鑑標準分別敘述之：

首先，在基本適配指標方面，必須檢驗模式中的估計參數是否和理論有所矛盾 (例如正負號相反)、變異數不得為負值、且誤差變異須達到顯著水準。

以上述標準看來，CES-D 之基本適配指標方面，除了第四題 (我覺得我與其他人一樣優秀) 之外，其餘符合要求。

其次，模式整體適配度是評鑑理論模式與觀察資料的適配程度。本研究以下列幾項指標 ( $\chi^2$ , GFI, CFI, RMSEA) 進行模式整體適配度檢定。

在資料模式適配度方面， $\chi^2 = 736.94$  ( $p < .01$ )，顯示本模式經由卡方檢定的結果，資料模式的適配度不佳。但是，卡方檢定在使用上有許多的限制，較適合當作樣本共變數矩陣與模式隱含 (model-implied) 共變數矩陣兩者之間的適配度衡量，比較不適合當作檢定統計量 (Joreskog & Sorborm, 1993)。

首先，卡方檢定是衡量未限制 (unrestricted) 的母體共變數矩陣是否等同於模式隱含共變數矩陣。也就是說，卡方檢定的虛無假設是  $H_0: \Sigma = \Sigma(\theta)$ ，等同於檢定殘差矩陣之中的元素為零。卡方檢定必須符合許多的假定，例如樣本數必須夠大、變項分配的峰度係數為零、資料符合特定的分配 (例如最大概似估計法要求資料服從多變量常態分配)，如此一來，在虛無假設成立之下，適配函數乘上 (樣本數-1) 才會近似卡方分配，樣本共變數矩陣才可以寫成模式隱含參數的特定組合 (Bollen, 1989; Mueller, 1996)。

上述諸多的限制顯露出卡方檢定的缺點。在資料的分配方面，卡方分配對於資料的分配有較嚴格的要求，實務上，資料的分配並不容易達到多變量常態分配。除此之外，卡方檢定極易受到樣本數與自由度的影響，估計參數較多時，以及樣本數越大，模式容易被拒絕。有鑑於上述諸多限制，卡方檢定不適合當作資料模式適配度的絕對標準，因此比較適合在巢狀模式 (nested models) 中模式的互相比較。由於本研究的樣本數高達 1371，因此，研究者擬參考其他的適配指標來評估資料模式的適配度。在以卡方分配為基礎的模型契合度指標方面，GFI (Goodness of Fit Index) = .94，大於 .90 的基本

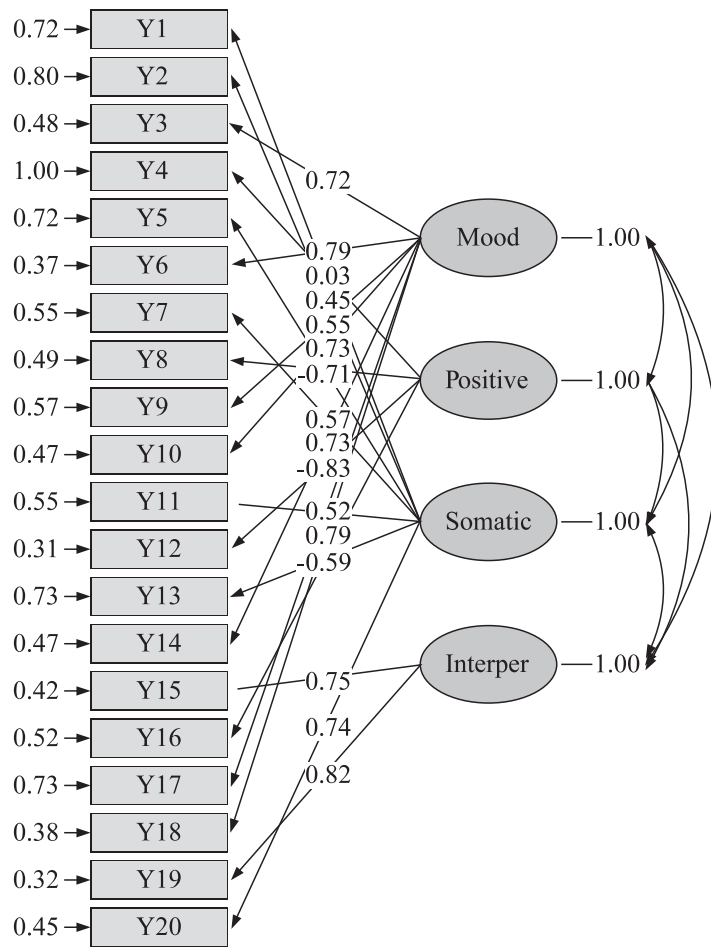
要求標準。在不以卡方分配為計算基準的替代指標方面，RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) 是衡量樣本與最佳化模式兩者間共變數矩陣的差異程度，其差異程度是以自由度為計算基準，因此 RMSEA 對於模式的複雜度較為敏感，但是不受到樣本數波動的影響 (Browne & Cudeck, 1993)。在理想狀況時， $RMSEA = 0$ ，RMSEA 越大，適配度越差。關於 RMSEA 的評判標準，Browne 與 Cudeck (1993) 認為  $RMSEA < .08$  是可接受的， $RMSEA < .05$  是適配度良好。Hu 與 Bentler (1999) 認為 .10 以上適配度不佳，.06 以下則是適配度良好。本模式  $RMSEA = .055$ ，尚符合要求。本模式的 CFI (Comparative Fit Index) = .98，符合要求。整體而言，本模式在完全不依照修正指標修改的狀況之下，顯示出資料與模式間的適配度獲得支持。在內在結構方面，除了第四題之外，各題目的因素負荷量均達顯著水準。

最後，考量模式內在結構適配度而言，模式的內在結構適配度是檢定觀察變項於潛在變項間的信度以及估計參數的顯著水準，相當於模式的內在品質。因此，模式中個別項的因素負荷量應在 0.5 以上，且估計參數都達顯著水準。以上述標準看來，CES-D 之基本適配指標方面，除了第四題（我覺得我與其他人一樣優秀）之外，其餘大致符合要求。

綜上所述，以 CES-D 整體模式適配度（基本適配指標、模式的整體適配度、內在結構適配度），除了第四題之外，其餘大致符合要求。研究者認為，此題適配度不佳的原因是「反向題效應」(negative word effect) (邱皓政, 2003) 造成。反向題效應指出，心理測驗中的題目若以反向題敘述，可能會引起反向題效應而干擾測量。以古典測驗理論而言，此效應導致因素效度不佳；以試題反應理論而言，此效應造成單向度假定的違反。

有鑑於 CES-D 是目前世界上最廣泛採用的憂鬱量表之一 (游森期, 2005)，本研究為了保持原始量表的結構與計分以便於跨國比較，因此不依據 LISREL 所建議的修正指標 (modification index) 加以修改，完全保留 CES-D 之原始結構。

在圖 1 一階驗證性因素分析獲得支持之後，本研究進行二階驗證性因素分析 (如圖 2 所示)。由表 2 適配指標可以看出，CES-D 的二階驗證性因素分析獲得支持 ( $CFI = .98$ ,  $GFI = .94$ ,  $RMSEA = .056$ )，顯示這四個潛在因素共同測量憂鬱這個潛在構念。由上述分析可知，尚未依照修正指標修改的情況下，CES-D 的原始因素結構 (Radloff, 1977) 大致獲得本研究資料的支持。

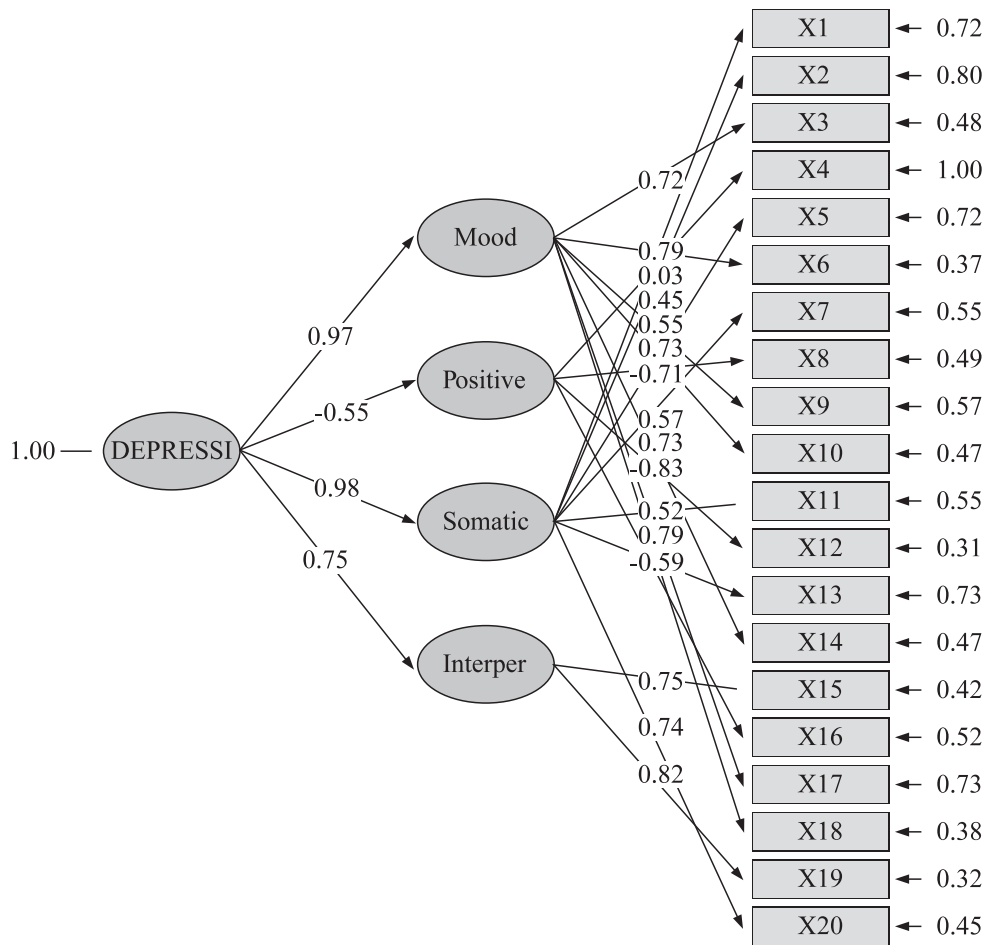


Chi-Square=736.94, df=164, P-value=0.00000, RMSEA=0.055

圖 1 CES-D 一階驗證性因素分析

## (二) 多樣本因素結構均等性檢定

多樣本因素結構均等性檢定的步驟，首先必須確定不同樣本具有相同的結構模式之後，再進行確定參數值的均等。本研究建構基準模式 (Baseline Model)， $H_{form}$ ，當作多樣本因素結構之比較基礎。基準模式是限制最少的模式 (the least restricted model)，其目的在確定不同樣本具有相同的結構，但不限定  $\Lambda_x$ 、 $\Theta_\delta$  和  $\Phi$  矩陣的參數相等。如果基準模式的適配度良好，才可以進行限制使更多的模式 (Bollen, 1989)。由表 2 可知，基準模式的適配度可以接受 ( $\chi^2 = 940.00$ , CFI = .98, GFI = .92, RMSEA = .056)。



Chi-Square=777.11, df=166, P-value=0.00000, RMSEA=0.056

圖 2 CES-D 二階驗證性因素分析

接下來，本研究建構模式二，目的即在檢定兩組樣本的因素負荷量均等。因素結構均等性檢定是連續性的步驟，但是模型的結構參數均等（equality of scaling）的重要性優於測量誤差的均等性（Bollen, 1989）。由表 2 可知，模式二的適配度獲得支持，而且 $\Delta\chi^2 = 9.56 < \chi^2_{0.01} (df=20) = 37.57$ ，顯示出兩組樣本具有均等個因素結構。

再接下來，本研究檢定兩組樣本因素負荷量及共變數矩陣均等性。由表 2 可知，模式三的適配度獲得支持，而且 $\Delta\chi^2 = 13.63 < \chi^2_{0.01} (df=5) = 15.09$ ，顯示兩組樣本具有均等的因素結構以及共變數矩陣。

表 2 適配度指標摘要表

Model	$\chi^2$	d.f.	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ d.f.	RMSEA	CFI	GFI
全體樣本驗證性因素分析 (CFA)							
First-order CFA	736.94	164			.055	.98	.94
Second-order CFA	777.11	166			.056	.98	.94
多樣本因素結構均等性							
模式一： $H_{form}$ (Baseline Model)	940.00	328			.056	.98	.92
模式二： $H_{\lambda}$	949.56	348	9.56	20	.054	.98	.92
模式三： $H_{\lambda,\Phi}$	965.68	353	13.63	5	.055	.98	.92
模式四： $H_{\lambda,\Phi,\theta}$	982.02	374	17.98	20	.053	.98	.92
多樣本潛在平均數檢定							
模式四： $H_{\lambda,\Phi,\theta}$	982.02	374			.053	.98	.92
模式五： $H_{\lambda,\Phi,\theta,\kappa}$	1023.31	389			.053	.98	.92

延續下來，本研究接著檢定兩組樣本的所有參數相等，也就是說兩組樣本有均等的因素負荷量、共變數矩陣及測量誤差。由表 2 可知，模式四的適配度獲得支持， $\Delta\chi^2 = 17.98 < \chi^2_{01} (df = 20) = 37.57$  顯示出兩組樣本的所有參數均相等。

由上述統計分析可知，網路組與紙筆組受試者皆在憂鬱量表上具有完全均等的因素結構，兩者在量表的因素負荷量、因素共變數矩陣、測量誤差上並無顯著差異。因此，本研究認為，網路組與紙筆組在憂鬱量表上具有均等的心理計量特性。

## 二、研究二：網路問卷與傳統問卷總分之比較

本研究進行兩樣本之潛在因素平均數檢定，在進行潛在平均數比較之前，必須先確定多樣本之間具有均等的因素結構，才能夠進行潛在平均數的比較；也就是說，在比較截距項之前，必須先確定迴歸方程式的斜率相等，這樣的比較才有意義。

在程序上，本研究已經針對兩樣本的均等性因素結構加以檢定過，並且獲得支持（即模式四： $H_{\lambda,\Phi,\theta}$ ）。接下來本研究在網路組樣本的模式中進行 CFA，並且估計潛在自變項的截距項（ $\kappa$ ），在 LISREL 語法上指定 KA=FR；而在紙筆組樣本，指定 CFA 結構不變，並且將  $\kappa$  設定為 0，藉此把紙筆組當



作基準點，以比較網路組與紙筆組在潛在因素平均數的差異。由表 3 可知，網路組與紙筆組在四個潛在因素平均數的截距項（憂鬱情緒、正向情感、身體症狀、人際問題）之中，憂鬱情緒、正向情感、人際問題平均數並無顯著差異（ $t\text{-value} < 2.575$ ,  $\alpha = .01$ ），而身體症狀的差異則達到顯著水準（ $t\text{-value} > 2.575$ ,  $\alpha = .01$ ）。有鑑於量表總分介於 0-60 分之間，但是兩組的潛在平均數差異卻只有 0.19 分，本研究除了統計顯著性檢定之外，進一步以效果量來比較兩組差異的大小。統計顯著性探討的是實驗結果的差異是否是隨機因素造成的；效果量則探討實驗結果的差異的關係強度（magnitude）是否夠大（Cohen, 1992），相較於「統計顯著性」（statistical significance），效果量具有「臨床顯著性」（clinical significance）的意涵。也就是說，統計顯著性探討的是此實驗結果是否在機率上可信賴；效果量則是以臨床或實務上的觀點，來比較不同實驗之下差異的強度。針對不同的參數提供情境之下，學者提出了多種效果量的計算公式，考量 LISREL 報表所提供有關潛在平均數的相關數據，本研究採用當樣本變異數未知之下的 Cohen's d 統計量來計算兩組平均數差異的效果量，Cohen's d 統計量可以表示為（Thalheimer & Cook, 2002）：

$$d = \sqrt{\frac{(n_t) + (n_c) (n_t + n_c)}{(n_t n_c) (n_t + n_c - 2)}} \quad (15)$$

其中 d 為 Cohen's d 效果量，t 為 t-value， $n_t$  為實驗組樣本數， $n_c$  為控制組樣本數。本研究身體症狀分量表  $n_t = 541$ ， $n_c = 630$ ， $t = -2.93$ ，代入得到效果量為 .172。根據 Cohen（1992）的建議， $d = .20$  可視為低效果量， $d = .50$  為中效果量， $d = .80$  為高效果量。因此，兩組樣本身體症狀的差異雖然達到統計上的顯著水準，但是效果量低，兩者的差異應該是由於樣本數龐大，所

表 3 潛在平均數檢定結果

	$\kappa$			
	憂鬱情緒	正向情感	身體症狀	人際問題
兩組平均數之差	-0.09	0.09	-0.19	-0.15
標準差	0.06	0.07	0.07	0.07
t-value	-1.38	1.35	-2.93	-2.17
Decision ( $\alpha = .01$ )	Accepted	Accepted	Rejected	Accepted

造成統計上的顯著性，但是實際數據差異甚小，缺乏實務上或臨床的意義。

## 肆、結論與意涵

網際網路已經變成人類不可或缺的資訊來源與溝通媒介，也影響了心理實驗、問卷調查等蒐集資料的方法。網際網路對於資料的蒐集有如雙面刃，雖然大樣本資料以及特殊樣本的募集變得可能，但網路問卷所蒐集得來的結果是否等同於傳統紙本問卷，仍然是網路問卷方法學所關注的焦點。

本研究之目的在於探討網路問卷與傳統問卷所蒐集的資料，是否具有均等的心理計量特性。在實行網路問卷的硬體環境方面，台灣地區具備了良好的網路普及率。在研究對象方面，本研究以母群體名冊容易確定的中小學教師為研究對象，經由隨機抽樣、隨機分派的實驗程序來增加推論的可靠性。在研究工具方面，本研究採用發行多年，並且具有多種語言版本跨文化驗證，信度效度均已獲得支持並且具有明確因素結構的流行病學中心憂鬱量表為研究工具。在資料分析方面，藉由結構方程式之多樣本均等性方法學，探討網路問卷（網路組）與傳統問卷（紙筆組）所得到的資料是否具有均等的心理計量特性。

本研究結果發現，網路問卷與傳統問卷兩種方式蒐集得來的資料，兩組樣本之因素結構均等性獲得支持，也就是說，網路組與紙筆組在憂鬱量表有均等的因素負荷量、潛在因素共變數矩陣、測量誤差。觀察變項和潛在變項之間的因素負荷量可視為潛在變項對觀察變項的效度測量（Bollen, 1989）；兩組樣本具有均等的因素負荷量，可以視為本研究探討之潛在構念（憂鬱），對於憂鬱量表的各題目具有相同的效度。此外，潛在因素共變數矩陣的均等，即顯示兩組樣本在憂鬱量表的四個潛在因素（憂鬱情緒、正向情感、身體症狀、人際問題）具有均等的共變數矩陣。除此之外，觀察變項被潛在變項解釋的變異百分比，可視為信度的估計（Bollen, 1989）。兩組樣本具有均等的測量誤差，顯示出本研究之憂鬱量表對於網路組與紙筆組具有相同的信度。綜合上述，因素結構均等性獲得支持，顯示出本研究採用之憂鬱量表中的個別題目，對於網路組與紙筆組具有均等的因素架構與測量效果，並且具有相同的信度與效度，由此可見本測量工具可在不同樣本上獲得交叉驗證的支持。此結果即為支持網路問卷是傳統問卷可行替代方案的有力證據。

在因素結構均等性獲得支持之後，本研究進一步探討網路組與紙筆組在憂鬱量表四個潛在因素上得分之潛在平均數是否無顯著差異。研究結果顯示，在四個潛在因素（憂鬱情緒、正向情感、身體症狀、人際問題）的潛在平均數方面，網路組與紙筆組在四個潛在因素平均數的截距項之中，憂鬱情緒、正向情感、人際問題的平均數之間並無顯著差異；而在身體症狀的差異則達到顯著水準（ $\alpha < .01$ ），但是進一步的比較則發現，兩者的差異雖然達到統計上的顯著，但是效果量甚小，兩者統計檢定上的顯著性應該是大樣本所造成的結果。

綜合上述的研究結果，本研究認為網路問卷與傳統問卷的施測結果，得到均等的因素架構以及極為接近的潛在平均數，顯示網路問卷與傳統問卷所得到的資料都具有相同的心理計量特性。著眼於網路問卷的優點與優勢，網路問卷應該可以成為傳統問卷可行的替代方案。

## 參考文獻

### 中文部分

- 余民寧（2006）。**潛在變項模式：SIMPLIS 的應用**。台北市：高等教育。
- 邱皓政（2003）。**結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用**。台北市：雙葉。
- 張德勝（2005）。「學生評鑑教師教學」信效度之探討：紙筆和網路調查之比較。**中華心理學刊**，47（2），113-125。
- 游森期（2003）。台灣地區大學生人格特質、網路成癮、憂鬱與焦慮之結構方程式模式檢定。**教育與心理研究**，26（3），501-525。
- 游森期（2005）。**Fuzzy Partial Credit Scaling: Applying Fuzzy Set Theory to Scoring Rating Scales**. Unpublished doctoral dissertation, University of National Chengchi, Taipei, Taiwan.
- 黃芳銘（2002）。**結構方程模式理論與應用**。台北市：五南。
- 程炳林（1995）。**自我調整學習的模式驗證及其教學效果之研究**。國立台灣師範大學教育心理輔導研究所博士論文，未出版，台北市。
- 資策會（2005）。**高速寬頻已為我國寬頻主流**。經濟部技術處創新資訊應用研究計畫。台北市：資策會。

### 英文部分

- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (Fourth Edition). Washington D.C: American Psychiatric Association.
- Alreck, P. L. (1995). *The survey research handbook* (2nd ed.). Chicago : Irwin.
- Birnbaum, M. H. (2004). Human research and data collection via the internet. *Annual Review of Psychology*, 55, 803-822.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.



- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternatives ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp.136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Buchanan, T., & Smith, J. L. (1999). Using the Internet for psychological research: Personality testing on the World Wide Web. *British Journal of Psychology*, *90*, 125-144.
- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cheung C. K., & Bagley, C. (1998). Validating an American scale in Hong Kong: The Center of Epidemiological Study Depression Scale. *The Journal of Psychology*, *132*(2), 169-186.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, *112*, 155-159.
- Couper, M. P. (2000). Web survey: A review of issue and approaches. *Public Opinion Quarterly*, *64*(4), 464-495.
- Dillman, D. (2000). *Mail and Internet survey: The total design method* (2nd ed.). New York: Wiley.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance. *Structural Equation Modeling*, *6*(1), 1-55.
- Joreskog, K. G., & Sorborm, D. (1993). *LISERAL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Mooresville, IN: Scientific Software Inc.
- Kaplowitz, M. D., Hadlock, T. D., & Levine, R. (2004). A comparison of web and mail survey response rates. *Public Opinion Quarterly*, *68*(1), 94-101.
- Kohurt, F. J., Beckman, L. F., Evans, D.A., & Coroni-Huntley, J. (1993). Two short forms of the CES-D depression symptoms index. *Journal of Aging and Health*, *5*, 179-193.
- Marsh, D. (1982). *The survey method*. London: George Allen.
- Mueller, R. O. (1996). *Basic principles of structural equation modeling: An introduction to LISREL and EQS*. New York: Springer Verlag.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, *1*, 385-401.
- Riva, G., Teruzzi, T., & Anolli, L. (2003). The use of the internet in psychological re-

search: Comparison of online and offline questionnaires. *Cyberpsychology and Behavior*, 6(1), 73-80.

Schmidt, W. (1997). World-Wide Web survey research: Benefits, potential problems and solutions. *Behavior Research Methods, Instruments, and Computers*, 29, 274-279.

Shaver, P. R., & Brennan, K. A. (1991). Measure of depression and loneliness. In J. P. Robinson, P. R. Shaver & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measurement of personality and social psychological attitudes* (pp. 195-290). New York: Academic Press.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. (2001). *Using Multivariate statistics* (4th Ed.). Boston: Allyn & Bacon.

Thalheimer, W., & Cook, S. (2002). *How to calculate effect sizes from published research articles: A simplified methodology*. Retrieved November 31, 2005 from [http://work-learning.com/effect\\_sizes.htm](http://work-learning.com/effect_sizes.htm).

World Health Organization. (2005). *What is depression?* [On line]. Available: [http://www.who.int/mental\\_health/management/depression/definition/en/print.html](http://www.who.int/mental_health/management/depression/definition/en/print.html)

## 附錄：研究工具

親愛的老師，您好，您辛苦了：

本中心接受國科會委託，為了解教師平日教學與輔導學生忙碌之餘所承受種種生活壓力情形，特設計發展此生活經驗調查表，進行學術調查研究之用。您是被抽樣邀請來填寫此份調查表的教師代表之一，首先感謝您在百忙之中，能夠抽空填寫這份調查表。

這份調查表僅有 20 題，填寫時間不超過 5 分鐘。請您針對每題所述生活狀況，勾選一項最能夠反應您生活近況的選項即可。本調查目的僅在全面了解教師生活狀況，以作為規劃教師生涯發展參考之用。您所填寫的一切資料，本中心皆會予以保密，未經您書面同意之前，本中心不會公開任何個人資料或做為其他用途，敬請您放心填寫。填寫完畢，請利用所附回郵信封寄回即可。

再次感謝您的協助！敬祝 身體健康！順心如意！

國立政治大學 教育學院

華文測驗與評鑑研究中心

余民寧 教授 敬上

中華民國 93 年 12 月 1 日

### 一、填答者基本資料：

1. 性別：男 女
2. 學歷：專科 大學 研究所（含以上）
3. 年齡：25 歲以下 26-35 歲 36-45 歲 46-55 歲 56 歲以上
4. 請問你接觸電腦多久了？  
未滿 1 年  
1 至 5 年  
6 至 10 年  
11 至 15 年  
16 年以上
5. 請問您每週使用網路的頻率是？  
從來不上網  
很少上網（每週 1 天以下）  
偶爾上網（每週 2-3 天）



- 經常上網（每週 4-5 天）
- 幾乎天天上網（每週超過 5 天）

## 二、正式調查題項：

下列每一題項中，如果你每週約有 5 天以上出現所述情況，請選擇「總是如此」。

如果你每週約有 3 - 4 天出現所述情況，請選擇「經常如此」。

如果你每週約有 1 - 2 天出現所述情況，請選擇「偶爾如此」。

如果您每週不到 1 天出現所述情況，請選擇「很少如此」。

1. 我被一些平常不會困擾我的事情所煩擾。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
2. 我的食慾很差，不想吃東西。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
3. 即使有親人或朋友的協助，我仍然沒辦法擺脫鬱悶。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
4. 我覺得我和他人沒什麼兩樣。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
5. 我沒辦法專注我手邊正在做的事。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
6. 我感覺到沮喪。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
7. 我覺得我所做的每一件事都很費力。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
8. 我感覺對未來充滿希望。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
9. 我覺得我的人生一敗塗地。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
10. 我覺得害怕。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
11. 我睡得很不安穩。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
12. 我很快樂。  
總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此



- 總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
13. 我比平常少講話。
- 總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
14. 我覺得孤單。
- 總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
15. 他人對我不太友善。
- 總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
16. 我很享受生活。
- 總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
17. 我常哭泣。
- 總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
18. 我覺得悲傷。
- 總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
19. 我覺得他人不喜歡我。
- 總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此
20. 我提不起勁做事。
- 總是如此    經常如此    偶爾如此    很少如此