

「高職學生學業動機調節量表」構念效度驗證之研究

林啟超

東海大學教育研究所助理教授

摘 要

研究旨在發展一份適合國內高職學生學業動機調節量表，以驗證性因素分析及測量恆等性來檢驗。研究對象為中部地區高職二年級學生共1273人。首先，以男生樣本606位評鑑測量模式是否與實徵資料相互適配，並且找出最佳的適配與簡效模式。結果顯示二階因素模式為最佳簡效模式且適配良好，進而檢定此一最佳簡效模式之信效度，包括個別項目信度、組成信度、收斂效度以及區別效度。最後，再以女生樣本667位進行測量恆等性檢驗，結果顯示對不同性別的高職學生而言，該量表通過恆等性之檢驗，顯示該量表具有跨樣本的有效性與穩定性。

關鍵詞：學業動機調節、驗證性因素分析、測量恆等性

Confirmatory Factor Analysis and Construct Validity of the Academic Motivational Regulation Scale for Taiwan Vocational High School Students

Chi-Chau Lin

Assistant Professor, Graduate Institute of Education, Tunghai University

Abstract

The purpose of this study was to examine the construct validity of Academic Motivational Regulation Scale by confirmatory factor analysis and to test the factor invariance of this scale. The subjects were 1,273 students, drawn from vocational high schools in central Taiwan, divided into two groups. The first group of 606 male students was used for the development of Academic Motivational Regulation Scale and to conduct confirmatory factor analysis. This study adopted the way of comparing the model fitness of the competitive models to choose the best model. Furthermore, this study tested the reliability and validity of the best model, including item reliability, composite reliability, convergent validity and discriminant validity. At last, the other group (667 female students) was used to measure invariance of the best model to assure the stability of the factorial structure construct validity. The factor structure was a good fit for the empirical data and invariant across gender levels.

Keywords: academic motivational regulation, confirmatory factor analysis, measurement invariance

壹、緒論

學習動機是教育上被關注的議題，如何讓學習者具有學習的意願，甚至是發自內心的學習動力，讓學生擁有自主的學習動機，是教育的過程中希望每一位學生可以培養且達到的教育目標。然而從相關的研究中發現，學生的年級愈大學習的意願卻呈現逐漸下降的現象（Eccles, et al., 1993; Lepper, Corpus, & Iyengar, 2005； Lepper & Henderlong, 2000），是教育上應該要積極探討瞭解的問題。學生之所以從事或不參與課業的學習工作，對學習者而言，背後應該會有不同的原因及理由。而探討瞭解這其中的原因、理由，進而嘗試將這些的因素分成類別、類型，以利教育相關人員的了解，是研究上所應扮演協助的角色。

Deci與Ryan（1985）提出自我決定理論（self-determination theory, SDT），將學習者的動機分成不同的類型，從無動機、外在動機至內在動機，此一動機理論包括了學習者在學習上可能的動機類型，並且也把學習者在學習歷程中，特別是內在運作的動機調節過程做了詳細說明及考量，因此，是描述、解釋學生的學習動機重要依據的理論觀點。所以本研究是基於自我決定理論建構，嘗試發展一份適合國內高職學生的學業動機調節量表，用來測量瞭解高職學生的學業動機。

此外，以自我決定理論為基礎所編製的量表大都是運用在運動領域上的探討（Mallett, Kawabata, Newcombe, Otero-Forero, & Jackson, 2007），在教育領域探討相對地較少。並且在運動領域之運動動機量表（Pelletier, et al., 1995）或教育領域之學業動機量表（academic motivation scale）（Vallerand, et al., 1992）多採5向度或7向度的因素結構，也就是無動機（amotivation）、外在調節（external regulation）、內攝調節（introjected regulation）、認同調節（identified regulation）、及內在動機（intrinsic motivation）的5向度因素結構，或者再把內在動機細分成三個子向度，即求知的內在動機（intrinsic motivation to know）、完成的內在動機（intrinsic motivation to accomplish）以及經驗刺激的內在動機（intrinsic motivation to experience stimulation）的7向度因素結構。

然而，上述之研究都未能把SDT之統合調節（integrated regulation）納入考量，以Deci 與 Ryan（1985）提出的自我決定理論之構念不一致。Mallett 與Hanrahan（2004）的研究就指出，在傑出的運動員中統合調節是一項很重要的動機類別。可見統合調節仍是SDT理論重要之構面，因此，本研究也把此一構面納入在學業動機調節量表中一起探討。此外，SDT強調學習者在所處的情境中，如何增加或維持對某一學習工作的意願，而不是著重探討內在動機的類別（Ryan & Deci, 2000a）。因此，本研究在學業動機量表的探討上，以六向度的觀點（無動機、外在調節、內攝調節、認同調節、統合調節及內在動機）來探討學業動機的因素結構。

另外，在研究對象的探討上，是基於私立高職學生在學習上呈現較低的學習動機（林啟超，2008；林啟超、謝智玲，2001），且高職生正值青少年自我統合發展階段，對於統合調節的瞭解更是值得關注。因此，瞭解、協助高職學生在學習任務歷程的想法、態度，從中調整、改進他們對學業功課的看法，藉此提高學習動機。

基於上述，本研究主要是探討高職學生學業動機調節測量的相關議題，一方面期望能發展出具信效度的學業動機調節量表，另一方面則希望能釐清學業動機調節的因素結構。同時，為了檢驗學業動機調節量表之因素結構恆等性，本研究採男、女分開的樣本方式，以結構方程模式進行跨樣本的分析，以便對動機調節量表的因素結構進行交互驗證。因此，主要的目的如下：

（一）發展出具有信、效度的學業動機調節量表。

（二）藉由驗證性因素分析與競爭模式的比較，驗證學業動機調節的主要因素結構。

（三）採用測量恆等性分析，檢驗學業動機調節的因素結構在男女樣本的適用性與推論性。

貳、文獻探討

本研究主要目的在發展出六向度的學業動機調節量表品質及釐清此些潛在因素之間的結構，根據相關文獻進行探討，做為量表發展及潛在因素理論建構之基礎。

一、自我決定理論

自我決定理論（Deci & Ryan, 1985）是一個有機統合理論（organismic integration theory）它包含以需求為基礎（need-based）和以多向度動機調節類型來探討瞭解學習者的情感、認知及行為的反應。也就是學習者所處的情境因素會透過學習者的自主性、勝任感及關係感等三種基本心理需求的滿足而影響學習者的動機，再影響其後相關學習行為的結果。

為了探討學習者在教育情境中學習動機的調節情形，Deci 與 Ryan（1985, 1991）根據這三種需求的滿足程度，採多向度的動機調節的觀點，並將動機調節類型分為三個層面，也就是無動機（amotivation）、外在動機（extrinsic motivation）和內在動機（intrinsic motivation）。他們並提出這些層面是連續性（continuum）的自我決定觀點，也就是依據學習者在自我決定的不同程度來描述動機調節類型。從最低程度的自我決定到最高程度的自我決定，這些動機調節類型就是無動機、外在動機（外在調節、內攝調節、認同調節及統合調節）和內在動機（Deci & Ryan, 1985, 1991），而這些不同動機調節類型之間的關係呈現簡單、順序性（simplex-order）及連續性的特性（Ryan & Connell, 1989）。例如，在這多層面的連續性的自我決定中內在動機與統合調節之間的相關程度應比內在動機和無動機之間的相關還要高，因為內在動機與統合調節相鄰，而內在動機與無動機距離較遠。

二、動機調節類型

自我決定理論是一個探討人類動機歷程的理論，藉由個體不同的原因和目標來區分動機調節的不同型態。根據自我決定程度的不同，動機可

分為無動機（amotivation）、外在動機（extrinsic motivation）及內在動機（intrinsic motivation）（Deci & Ryan, 1985）。無動機指個體無法察覺行為與結果間的聯結，所以欠缺行為意願的驅使，在這種狀態下，個體從事行為時是沒有目的的。外在動機是指行為除了伴隨外在事件的影響外，還受到自我決定或透過自我調節的影響，故外在動機也有可能是自主性的（Ryan & Deci, 2002）。內在動機是指個體在沒有外在的刺激、限制或酬賞下，依據自己的意願所從事的活動，而使自己獲得滿足與快樂（Deci & Ryan, 1985）。

自我決定理論中提到個體針對外在動機，將會產生內化（internalization），內化是一個主動的歷程，在此情況下，個人試圖將外在控制所引發的活動轉變為與個人價值一致（Deci & Ryan, 1985）。當個體內化調節的程度愈完整，成為自我統合的部分也愈高，因此自我決定的成分也愈高。Ryan 與 Deci（2000b）依外在動機在自我決定的程度由低到高分為外在調節（extrinsic regulation）、內攝調節（introjected regulation）、認同調節（identified regulation）及統合調節（integrated regulation）四種型式，其內涵分述如下：

1. 外在調節：是指行為透過酬賞或限制而發生，不是自我決定或選擇的。例如學生到學校上課是因為家長期待、要求必須到學校上課學習。

2. 內攝調節：是指個體開始內化行為發生的原因，因此控制的來源是由個體內部發生的，但這不是完全自我決定的形式，它受到伴隨外在事件發生的情況，成為行動的驅力。例如學生到學校上課是因為認為如果不到學校上課會有罪惡感，會覺得對不起父母親的苦心與期望。

3. 認同調節：是指行為經由個體自己選擇，並且受到自我的評價和知覺而發生的。行為雖然是被規範的，但是以自我決定的方式來進行的，並非受到外部酬賞所誘發的。也就是個體認為從事這項行為對他是有幫助的，不是因為義務或壓力所造成的，所以選擇去做它，能夠了解自己的方向與目的。例如學生到學校上課是因為認為到學校上課學習雖然不見得有趣，但仍有益於個人視野的開拓。

4. 統合調節：是個體很樂意去從事某一行為，原本屬於外在的規範、價

值或要求已能完全地被統整調節成為自我內在的一部份，亦即行為和個體是互相協調且是整合的。例如學生到學校上課完全出於自願，且認為到學校上課學習與自己的意志相符合，即屬於統合調節。

由於過去研究在動機調節量表的測量上未考量統合調節，因此，本研究除了無動機、內在動機，也將外在動機的四種型式一起列入探討，成為六向度的學業動機調節量表，更符合 Ryan 與 Deci（2000b）所提出SDT動機類型之理論構面。

三、評估動機調節建構效度的重要性

研究上已區分外在動機與內在動機對學習者的不同作用，並且指出一旦學習者具有內在動機或高自我決定（自主動機），將呈現較佳的學習策略和較好的學習成就（Soenens & Vansteenkiste, 2005），並且有較佳的學習品質（Grolnick & Ryan 1987）。這些結果強調內在動機和高自我決定（認同調節、統合調節）在學習動機研究領域上的重要性。然而，研究需要對內在動機、外在動機此方面研究結果所依據的理論內涵及此些內涵定義的操作性測量加以檢驗（Fairchild, Host, Finneym, & Baron, 2005）。也就是，測驗工具本身的效度證據，即依據理論所編製的量表之效度研究必須在不同的研究領域及不同的樣本的研究中有相似的研究結果，才足以說明是一個有效的效度研究（Crocker & Algina, 1986; Gregory, 1992）。

Benson（1998）也提出發展建構效度所需要的三種基本的成分：第一是，主要的成分（a substantive component），包括理論的基礎和具體的定義該領域的內涵，因此，此一理論構面可能涵蓋的變項、觀察的變項是否都能被適當的測量出來。第二是建構的成分（a structural component），涉及測量題目或分量表間內部的關係性，使用統計分析的方式有探索性因素分析、驗證性因素分析及信度分析。最後是外部成分（an external component），是檢驗與量表構念有關的其他構念，此方式提供量表的聚斂效度（convergent validity）與區別效度（discriminant validity）。這三方面的考量對於建立一個量表的效度提供有力的支持（Benson, 1998; Benson & Hagtvvet, 1996）。

因此本研究採用 Benson（1998）所提出對量表建構效度應具有的觀

念，進一步來測量、檢驗Vallerand等人（1992b）所提出學業動機量表（Academic Motivation Scale）之建構效度，而此量表是根據Deci與Ryan（1985）的自我決定理論編製而成。但因Vallerand等人所提出的學業動機量表並未含蓋統合調節的部份，且又將內在動機加以分成求知的內在動機、完成的內在動機、經驗刺激的內在動機等三種成份，此些與Deci與Ryan所提出自我決定理論不太一致，因他們的理論並不強調引起內在動機的類別，而是更重視學習者在學習情境對學習工作內化的重要性（Ryan & Deci, 2000）。是故，本研究將重新檢驗學業動機量表的建構效度，也希望此一量表之建構，有助於國內持續在此量表方面的效度研究。

四、學業動機量表的相關研究

學業動機相關量表有Vallerand、Blais、Briere與Pelletier（1989）、Ryan與Connell（1989）、Vallerand與Bissonnette（1992a）、Vallerand等人（1992b）及陳秀惠（2010）等之研究，他們的研究對於學業動機的因素結構個數也都不一致。首先Vallerand等人（1989）所使用的因素結構個數是5個，分別是無動機、外在調節、內攝調節、認同調節以及內在動機；其次，Ryan與Connell（1989）所採用的是4個潛在因素，就是外在調節、內攝調節、認同調節與內在動機；再者，Vallerand與Bissonnette（1992a）所使用的是6個因素結構，就是無動機、外在調節、內攝調節、認同調節、統合調節與內在動機；Vallerand等人（1992b）所使用的因素結構個數是7個，就是無動機、外在調節、內攝調節、認同調節與三種內在動機（求知的內在動機、完成的內在動機及經驗刺激的內在動機）；最後，陳秀惠（2010）所使用的是5個潛在因素，即無動機、外在調節、內攝調節、認同調節與內在動機。

上述對學業動機量表之相關研究，雖同是基於自我決定理論，但不同研究者所使用的因素結構卻有所不同，有的只採用部分的觀點（如未包含無動機或統合調節）、有的延伸出額外的觀點（如對內在動機的延伸分類），造成學業動機量表因素結構在研究上的不同，因此，有必要對此量表的潛在因素結構再加以釐清探討。再者，林清山（1988）、Sharma（1996）和

丁學勤（2009）提出，評估一個或多個假設模式的因素結構時，可以使用驗證性因素分析，藉以瞭解潛在因素與測量變項的共變情形，進而分析各測量變項的性質與潛在因素個數的穩定度。此外，Noar（2003）、黃芳銘（2007）、丁學勤（2009）提出，對於潛在因素與測量變項的結構分析時，應採用競爭模式來進行，也就是關於某一量表各種不同的潛在因素結構呈現出可比較的概念化程序。

MacCallum、Roznowski、Mar 與 Reith（1994）更進一步指出，當研究採用競爭模式時，須要對潛在因素結構進行交互驗證（cross-validation）或測量恆等性（measurement invariance）。因此，本研究先以男生樣本檢驗學業動機調節量表之因素結構性，再藉由相同母群體中抽取女生為另一樣本，以結構方模式進行多群體分析（multi-group analysis），藉以考驗模式跨樣本的穩定性。

參、研究方法

一、樣本及施測過程

本研究以高職學生為研究對象，收集台中縣（市）、彰化縣等地區之私立學校學生為樣本，採立意取樣，考量性別、學校科別，共抽取7所學校，18個班級。刪除少數作答不完整受試者之後，有效樣本1273人（回收率90.92%），其中男生606人，女生667人，受試學生年齡平均為17歲5個月。

在實際調查時，採用書面問卷的形式，把問卷郵寄至各校聯絡人，各校聯絡人依各校之性別、科別分配，取得各科別任教之教師和同學之同意後，由任教之教師依問卷之指導語進行施測，施測時間約15分鐘。在資料分析上以男生606人做為建立競爭模式、檢驗理論模式適配度及建立信效度，而以女生樣本群體用來檢驗及對照模式間是否具有測量恆等性之特徵。

二、研究工具

本研究所使用之「高職學生學業動機調節量表」題項係根據Ryan與Connel（1989）「學業自我調整量表（Academic Self-Regulation Questionnaire, SRQ-A）」的外在調節、內攝調節、認同調節與內在動機及Vallerand等人（1992b）的學業動機量表的無動機、Mallett等人（2007）六向度運動動機量表等修改編製而成。本研究並將指導語改為適用於高職專業科目課程，以符合本研究之需求，用以測量高職學生修習科上專業課程時的學業動機調節。此量表共有六個分量表，包括無動機、外在調節、內攝調節、認同調節、統合調節與內在動機，每個分量表各有5題，共計30題。

本研究量表皆採李克特式的六點量表（six-point Likert scales），受試學生就各題目中所陳述的題目，依照自身的經驗或感受填答。填答從「完全不符合」、「相當不符合」、「有點不符合」、「稍微符合」、「相當符合」到「完全符合」計為1、2、3、4、5、6分，各分量表分別計算總分以利進行資料分析。

本研究以男生（ $N = 606$ ）為第一組樣本，經探索性因素分析加以刪題後，全量表共保留28題（外在調節與內攝調節各刪1題，因此些題目經因素分析後，未在預設之構面）。以下說明其量表之項目分析、因素分析及信度分析結果。在項目分析（ $N = 606$ ）方面，各題與刪與刪除該題後分量表總分的相關係數介於.41~.81之間。在因素分析（以主成分抽取法抽取因素、以最小斜交法進行斜交轉軸）方面，該量表共抽取六個因素，分別為因素一的認同調節（第24-28題）、因素二的無動機（第19-23題）、因素三的內攝調節（第10-13題）、因素四的統合調節（第1-5題）、因素五的外在調節（第6-9題）及因素六的內在動機（第14-18題）。全量表28個題目在其所屬因素上斜交轉軸後之組型負荷量絕對值介於.40~.86之間，而六個因素共可解釋全量表28個題目總變異量的67.43%。在信度分析方面，認同調節、無動機、內攝調節、統合調節、外在調節與內在動機六個因素的內部一致性Cronbach α 係數依序為.90、.80、.82、.90、.69與.92。為利後續報表精簡呈現，茲將此量表28個題項重新命名如表1所示：

表1 學業動機調節量表題項、命名與因素構面

因素名稱	題目敘述
統合調節	1.現在所念的專業課程是生活中自己所想要的一部份。 2.現在在科上所學習的專業知識、技巧和自我想要的發展有很大的關係。 3.在科上所獲得的專業能力是我生活延伸的一部份。 4.科上專業所學習的知識或技巧和個人內在的想法與需求一致。
外在調節	5.在科上所學習的專業素養是個人未來生活想要發展的一部份。 6.我努力學習科上的專業是因父母/師長認為我應該用功讀書。 7.我努力學習科上的專業知識、技能是因為要能夠順利升學。 8.我努力念好專業上所需學習的內容是因為我感受到父母親/師長的壓力。 9.我努力學習科上所讀的知識、技能是因為別人認為念好專業上所讀的內容是很重要的。
內攝調節	10.如果沒有念好自己所就讀的專業，我會有罪惡感。 11.對我來說，如果沒有花時間讀科上所學的知識、技能，我會覺得自己不應該。 12.對我來說，如果沒有花時間讀科上所學的知識、技能，我會覺得對不起父母親、老師或同學。 13.學會科上所念的專業知識、技能是因為我覺得我必須要能做到，不然此事會困擾著我。
內在動機	14.念好自己所就讀的科別，因為我能從學習的知識、技能中感到自己在進步的感覺。 15.學會科上所學習的專業知識、技能，因為我能從學習過程中得到樂趣。 16.念好自己所就讀的科別，因為自己能從學會專業課程裡的某些新知、技巧而得到滿足。 17.參與科上專業課程時，我能體驗學會新知時所感到的滿足感。
無動機	18.念好專業課程所學的內容，因為我能從學習新的知識、技能中感到愉快。 19.我不認為自己所念的科別會有出人頭地的機會。 20.在修讀完自己所念的科別後，我不知道自己有什麼前途。 21.我覺得修讀自己所念的專業課程，對我來說，已經沒有什麼意義可言。 22.我常常地問自己：「我似乎無法學會自己在所就讀科別裡所應學會的專業知識、技巧。」 23.我認為自己在修讀的科別裡的成績、表現，已經沒辦法改變，而且不可能會再進步、成功。
認同調節	24.讀好自己所念的科別，因為我真的想要好好學習科上所教的專業知識、技能。 25.學會科上所教的專業知識、技能，對我來說很重要。 26.我願意花時間去理解科上所教的專業，因為這是相當值得的。 27.我願意學習科上所教的專業知識、技能，因為我可以運用在我的生活上。 28.學會科上所教的專業知識、技能，我覺得對自己是有助的。

三、統計分析與資料處理

(一) 模式估計方法之選擇

結構方程模型之最大概似法 (maximum likelihood method, ML) 估計

方法受變項分配性質影響很大，如果變項分配的態勢絕對值大於3，即被視為極端偏態；峰度絕對值大於10則被視為是有問題的，若大於20則被視為極端的峰度（Kline, 1998）。從表2結果得知觀察變項在偏態值介於 -0.90到 0.50之間，峰度值則是介於 -0.69到1.06之間。這些結果顯示觀察變項在偏態與峰度的值並不大，因此，本研究採取「最大概似法」做為估計模式的估計方法。

表2 觀察變項平均數、標準差、偏態與峰度（N=606）

題號(精簡各題內容)	平均數	標準差	偏態	峰度
1.生活中想要的	4.14	1.19	-0.47	0.35
2.與發展有關係	4.28	1.21	-0.65	0.49
3.生活延伸部份	4.39	1.15	-0.81	0.88
4.內在想法需求	3.92	1.15	-0.54	0.38
5.想要發展部份	4.28	1.18	-0.61	0.35
6.應該用功讀書	3.91	1.29	-0.42	-0.08
7.能夠順利升學	4.48	1.27	-0.87	0.64
8.感受別人壓力	3.59	1.42	-0.24	-0.51
9.別人認為重要	4.09	1.16	-0.37	0.15
10.感覺有罪惡感	3.55	1.34	-0.25	-0.38
11.感覺不該如此	3.88	1.27	-0.46	0.05
12.重要人感抱歉	3.77	1.28	-0.35	-0.08
13.此事成為困擾	4.06	1.14	-0.38	0.33
14.感到自己進步	4.51	1.10	-0.60	0.49
15.從學習得樂趣	4.44	1.15	-0.52	0.21
16.學專業得滿足	4.44	1.13	-0.54	0.33
17.得新知之滿足	4.37	1.16	-0.56	0.37
18.得專業感愉快	4.32	1.17	-0.55	0.27
19.不會出人頭地	2.96	1.45	0.33	-0.67
20.不知未來前途	3.23	1.44	0.13	-0.63
21.沒有意義可言	2.68	1.35	0.47	-0.34
22.無法學會專業	3.21	1.39	-0.01	-0.69
23.不能進步成功	2.62	1.35	0.50	-0.48
24.想要學習專業	4.33	1.12	-0.47	0.37
25.得專業很重要	4.49	1.13	-0.71	0.72
26.花時間會有用	4.13	1.18	-0.44	0.20
27.學專業可運用	4.51	1.16	-0.69	0.53
28.獲新知有幫助	4.69	1.14	-0.90	1.06

（二）因素結構之驗證

本研究之統計分析是採結構方程模式分析方法，以AMOS 7.0處理之。整個統計分析主要分為兩個階段：首先，依據量表的因素建立一系列競爭模

式，使用男生樣本進行驗證性分析，除了解本研究假設模式是否能解釋實際觀測到的資料之外，更企圖從中找出最簡約的因素模式。其次，檢定此一因素模式的信、效度，包括組合信度（composite reliability）、聚斂效度（convergent validity）和區別效度（discriminate validity）等指標。

（三）測量恆等性檢驗

本研究採用結構方程模式中的多群組同時分析（simultaneous analysis of several groups）來檢驗測量恆等性。以男、女生樣本資料，進行結構方程模式的多群體分析，以檢驗男女因素結構之等同性。

肆、結果與討論

一、學業動機調節量表之驗證性分析

一般對量表進行驗證性分析，其觀察指標可以是各單一題目，也可採題目分群（item parceling）方式。蘇素美、吳裕益（2008）指出，以單一題目為觀察指標主要之問題是指標信度較低，且無法滿足觀察指標是連續的常態分配要求。以題目分群為觀察指標，可以提高指標的測量加權，且指標的量尺也較接近連續的常態分配。題目分群之合併方式，較常用的方式是將各層面一題目的奇、偶數題（或是隨機）組合成兩個或更多個觀察變項。本研究採奇、偶數題目分群的方式來分析觀察指標，12個觀察變項在偏態係數介於-.75到.29之間，峰度值則是介於-.36到1.02之間，Mardia係數70.10（小於168），符合多元常態性（Bollen, 1989）。

二、競爭模式之驗證

（一）競爭模式之界定

黃芳銘、楊金寶與許福生（2005）認為採用結構方程模式驗證量表的模式時，應考量競爭模式較為適宜。是故研究者根據理論，獲得因素結構，然後依據各因素組成的形式，提出各種不同但可以相互比較的競爭模式，從中選取最簡約的模式，以當作最後的模式。此些競爭模式包括虛無

模式（null model）、單因素模式（one-factor model）、多因素直交模式（unconnected factors model）、多因素斜交模式（connected factors model）和階層模式（hierarchical model）。茲將一系列的競爭模式界定說明如下：

1. 模式一：虛無模式

本研究的虛無模式是假設學業動機調節無任何共同潛在因素，及問卷的每一題均受不同因素之影響（如圖1），此模式的適配性往往是最差的，其目的主要在做為一系列模式比較的基準模式（baseline model）。

2. 模式二：單因素模式

單一層面是假設學業動機調節量表所有題項，只受一個共同因素的影響。因為內隱的因素只有一個，故稱為單一層面模式（如圖2）。

3. 模式三：多因素直交模式

此模式假定有多個內隱因素，且因素間的相關是0，故稱為多層面直交模式（如圖3）。

4. 模式四：多因素斜交模式

斜交模式與上述直交模式之唯一不同，是構念間的相關係數可自由估算（如圖4）。

5. 模式五：二階單因素模式

此一模式假設不同潛在因素，可以用一個更高階層的因素來涵蓋前一低階潛在因素，其中的一階潛在因素屬內在潛在構面，而二階潛在因素屬外在潛在構面，二階潛在因素本身沒有測量指標，必須藉由測量變項間接推測而來（如圖5）。

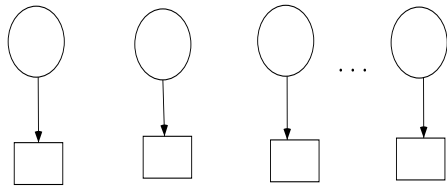


圖1 虛無模式

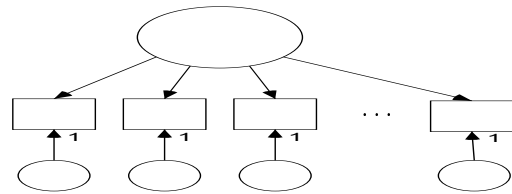


圖2 單因素模式

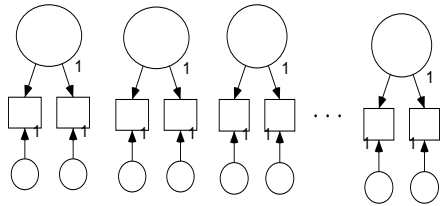


圖3 多因素直交模式

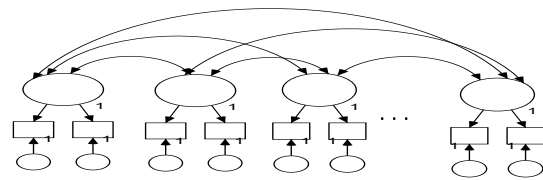


圖4 多因素斜交模式

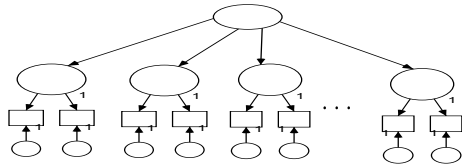


圖5 二階單因素模式

(二) 競爭模式之檢定

以男生樣本用來驗證所界定的一系列模式。這些競爭模式的整體適配指標呈現於表3。當與虛無模式做比較時，一階單因素模式和一階多因素直交模式在適配指標的改進上並不是很理想。就單因素模式而言，六個絕對適配指標皆未達接受模式的標準；五個增值適配度指標也未達接受模式的標準；簡約適配指標中PGFI 與 CN值未通過門檻值，因此單因素模式適配不理想。另對多因素直交模式而言，六個絕對適配指標同樣未達接受模式的標準；五個增值適配度指標也未達接受模式的標準；簡約適配指標中PGFI 與 CN值也未通過門檻值。就單因素模式與多因素直交模式而言，大部份指標皆未達通過標準，所以這兩種模式不適合。

由表3可知，對一階多因素斜交模式而言，其模式適配度的改進相當大，只有 χ^2 值達顯著、 χ^2 比率大於3，PGFI略小於.50，以及CN值小於200，其他所有指標皆顯示模式是合乎標準的要求。而對二階層單因素模式而言，其模式適配度也不錯，只有 χ^2 值達顯著、 χ^2 比率大於3，以及CN值

略小於200，其餘指標皆顯示模式是可以被接受的。由於 χ^2 值會隨著樣本人數而變動，如果樣本數較大，則卡方值很容易達到顯著水準，因此，卡方檢定的結果可以做為參考。由於多因素斜交模式與二階層因素在絕對適配度及增值配配度指標相當，接著研究者比較兩者的模式精簡性，二階單因素模式在PNFI及PGFI皆高於多因素斜交模式。另外，同時依據Marsh與Hocevar（1985）的觀點，當量表發展者在比較一階模式與二階模式何者對資料的適配度較佳時，可以計算其目標係數（target coefficient），當係數值愈接近1，則隱含二階模式可以統御一階模式，且表示模式更為精簡。本研究計算多因素斜交模式和二階單因素模式之目標係數（目標係數 = 一階模式的 χ^2 / 二階模式的 χ^2 ），其值結果為.84，此值接近於1。因此，本研究的學業動機調節量表的因素結構，如果以二階單因素模式來表示，能統御多因素斜交模式而使模式更為精簡。

因此，本研究選定二階單因素模式為最簡效的適配模式，其路徑圖與標準化參素估計呈現於圖6，接著便進行潛在因素與測量變項的信效度檢驗。

表3 競爭模式整體適配評鑑表

	虛無模式	一階單一 因素模式	一階多因素 直交模式	一階多因素 斜交模式	二階單因 素模式
絕對適配度					
χ^2 (p > .05)	4961.04	1644.78	1743.09	171.54	203.01
	p<.05	p<.05		p<.05	p<.05
df	66	54	60	39	48
χ^2 比率<3	75.17	30.46	29.05	4.40	4.22
RMSEA<.08	.35	.22	.20	.07	.07
SRMR <.05	.42		.37	.04	.05
GFI >.90	.30	.71	.60	.95	.95
AGFI>.90	.17	.58	.48	.91	.91
增值適配度					
NFI>.90		.67	.65	.97	.96
RFI>.90		.60	.61	.94	.94
IFI>.90		.68	.66	.97	.97
TLI>.90		.60	.62	.95	.96
CFI>.90		.68	.66	.97	.97
簡約適配度					
PNFI>.50		.55	.59	.57	.70
PGFI>.50	.25	.49	.46	.48	.58
CN值>200	11	27	28	193	195

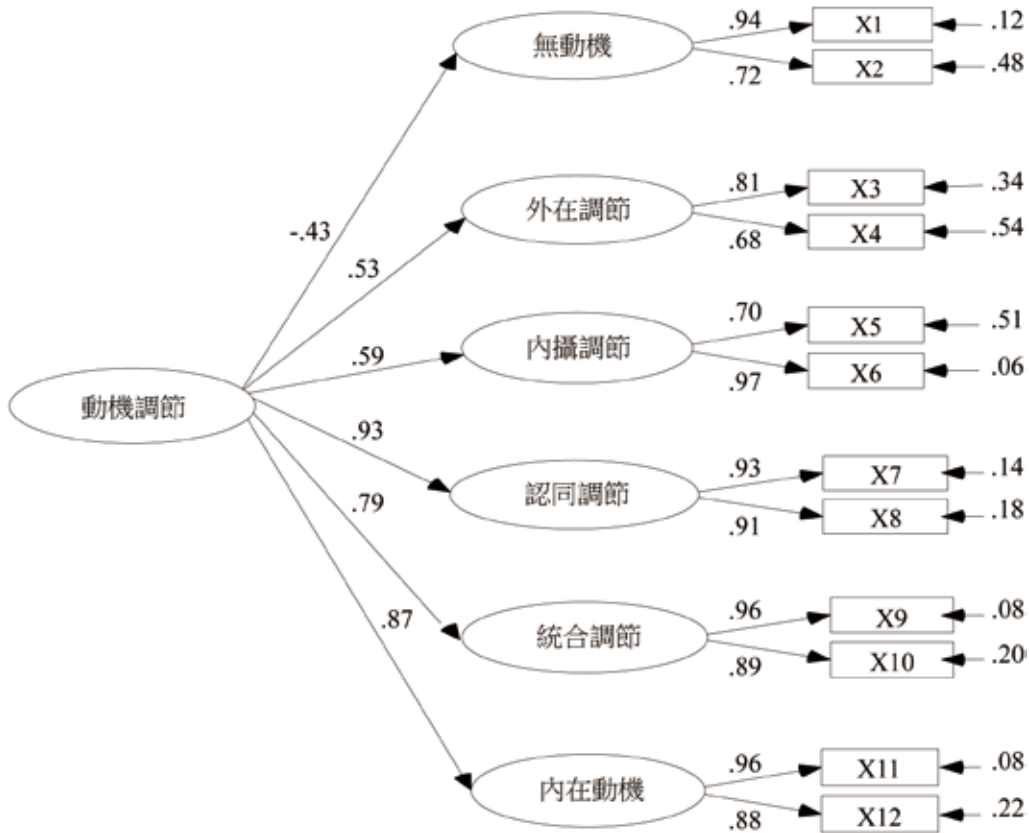


圖6 學業動機調節量表二階單因素模式圖與標準化參數估計結果

三、信度之驗證

首先，就個別項目信度而言，由表4顯示，所有個別項目信度介於 .46~.94 之間，皆高於 .45 的標準（Hair et al., 1998），顯示本研究的測量變項具有一定程度的個別信度。其次，就潛在因素的組成信度而言，六個潛在因素的組成信度介於 .72~.92 之間，皆高於 .6 的標準（吳明隆，2007；黃芳銘，2007；Bagozzi & Yi, 1988），顯示潛在因素具有不錯的組成信度。最後，就平均變異抽取量而言，六個潛在因素的平均變異抽取量介於 .56 ~ .86 之間，皆高於 .5 的標準（陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵，2003），顯示潛在因素能反映出測量變項被該潛在因素的解釋量，也代表衡量的內部一致性良好。

表4 測量模式的參數估計結果

因素名稱	非標準化估計值	標準誤	t 值	標準化參數估計值	觀察變項的信度係數	潛在變項的組合信度	平均變異抽取量
無動機						.82	.70
λ_{11}	1.00	---		.94	.88		
λ_{21}	0.83	0.09	9.71***	.72	.52		
外在調節						.72	.56
λ_{32}	1.00	---		.81	.66		
λ_{42}	0.79	0.08	9.58***	.68	.46		
內攝調節						.83	.72
λ_{53}	1.00	---		.70	.49		
λ_{63}	1.26	0.07	12.98***	.97	.94		
認同調節						.92	.85
λ_{74}	1.00	---		.93	.86		
λ_{84}	1.02	0.03	33.80***	.91	.82		
統合調節						.92	.86
λ_{95}	1.00	---		.96	.92		
λ_{105}	0.98	0.03	31.49***	.89	.80		
內在動機						.92	.85
λ_{116}	1.00	---		.96	.92		
λ_{126}	0.98	0.03	32.75***	.88	.78		

註：未列標準誤為參照性指標。*** $p < .001$

四、效度之驗證

在效度驗證方面，本研究主要從聚斂效度與區別效度來進行效度分析，前者強調在整體模式下，驗證模式中各測量變項是否能正確測量其潛在因素，而後者則著重測量變項是否有雙重負荷造成潛在因素之間的相關過高，以致潛在因素無法區辨。此二種效度驗證分析如下。

（一）聚斂效度

從表4中顯示所有測量變項對其個別潛在因素的因素負荷量（ λ ）值介於.68 ~ .97 之間，皆高於 Joreskog 與 Sorbom（1999）所提出的門檻

值 .45，顯示本研究所有測量變項皆足以反映其所建構的潛在因素。其次，六個潛因素的變異抽取量之值介於 .56 ~ .86之間，皆高於設定的標準值 .5（Fornell & Larcker, 1981），此結果說明測量變項對6個潛在因素的貢獻量，高於誤差所造成的貢獻量。因此，本研究量表在潛在因素的測量上有不錯的聚斂效度。

（二）區別效度

學業動機調節6個潛在因素之間共可組成15組配對，由表5得知，未受限制和受限制模式的卡方差異值（ $\Delta \chi^2$ 值）介於 22.07 ~ 450.12之間，皆高於 3.84的標準（吳明隆，2007），達到 .05 的顯著水準。此結果顯示，自由估計潛在因素間相關的未受限制模式顯著優於兩兩潛在因素間設定相關為 1.00 的受限模式。因此，這15組配對因素間是能夠區別的，亦即區別效度獲得支持。

表5 學業動機調節六個潛在因素間之區別效度檢定

	成對因素	未受限制模式		受限制模式		$\Delta \chi^2$ 值
		χ^2	自由度	χ^2	自由度	
無動機	外在調節	2.84	1	271.32	2	268.48*
	內攝調節	2.75	1	224.31	2	221.56*
	認同調節	.81	1	442.61	2	441.80*
	統合調節	.20	1	444.74	2	444.54*
	內在動機	15.03	1	465.15	2	450.12*
外在調節	內攝調節	3.06	1	63.62	2	60.55*
	認同調節	0.28	1	84.11	2	83.83*
	統合調節	0.16	1	94.07	2	93.91*
	內在動機	0.18	1	94.55	2	94.37*
內攝調節	認同調節	2.17	1	76.50	2	74.33*
	統合調節	.66	1	94.12	2	93.46*
	內在動機	.10	1	84.83	2	83.73*
認同調節	統合調節	2.52	1	34.93	2	32.42*
	內在動機	.90	1	22.97	2	22.07*
統合調節	內在動機	4.89	1	40.16	2	35.27*

註：*表示受限模式與未受限模式的卡方差異大於3.84，達、.05顯著水準

五、測量恆等性檢定

為檢定學業動機調節的因素恆等性，研究者以高職女生667樣本作為效度樣本，以線性結構模式的多群體分析（multiple-group analysis），將與之前的高職男生606位樣本進行檢定。本研究以未含平均數及截距之驗證性分析，藉以瞭解相同的參數在兩個不同樣本上的估計情形，主要由下列四項假設模式的分析與比較來進行（1）未限制模式：未做任何的組間參數限制，以作為往後限制的參照模式；（2）因素負荷量限制模式：將測量模式中的因素負荷量限制為相等；（3）結構共變限制模式：將因素負荷量及因素之變異限制為相等；（4）測量殘差限制模式：除了上述各參數限制相等之外，還加上測量殘差的變異數設為相等。

表6 為階層模式比較，是從「未限制模式」是正確的假設下，來評鑑逐一加上「因素負荷量」、「結構共變」及「測量殘差」是正確的假設下，來評鑑逐一加上「因素負荷量」、「結構共變」及「測量殘差」之限制條件的3個模式之適合度，然後再依此類推，在假設因素負荷量模式為真的前提下，來評鑑逐一加上「結構共變」、「測量殘差」之限制的模式之適合度，最後則進行假設「結構共變」為真的前提下，來評鑑加上「測量殘差」之限制條件的模式適合度。

表6 學業動機調節量表四種假設模式之測量恆等檢定結果

模式	說明	χ^2 (df)	$\Delta\chi^2$ (Δdf)	NFI	ΔNFI	RFI	ΔRFI	IFI	ΔIFI	TLI	ΔTLI
模式一	假設模式未限制	226.87 (79)	---	.979	---	.964	---	.986	---	.976	---
	因素負荷量		7.24 (6)		-.001		.001		-.001		.001
	結構共變		92.99** (26)		-.009		-.002		-.009		-.002
	測量殘差		265.07* (38)		-.025		-.017		-.025		-.017

註：* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

表6 學業動機調節量表四種假設模式之測量恆等檢定結果 (續)

模式	說明	χ^2 (df)	$\Delta\chi^2$ (Δdf)	NFI	ΔNFI	RFI	ΔRFI	IFI	ΔIFI	TLI	ΔTLI
模式二	假設因素負荷	234.11 (85)		.978		.966		.986		.978	
	結構共變		85.75** (20)		-.008		-.004		-.008		-.004
	測量殘差		257.83*** (32)		-.024		-.018		-.024		-.018
模式三	假設結構共變	319.86 (105)		.970		.962		.980		.974	
	測量殘差		172.08*** (12)		-.016		-.014		-.016		-.015

註：* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

從表6統計檢定結果得知，6個卡方值的差異量 ($\Delta\chi^2$)，有5個達到顯著水準，故造成虛無假設被拒絕，但因卡方值差異和卡方值一樣，很容易受到樣本數大小而波動，使得兩個原本沒有差異量的模式變的有顯著差異存在。因此，Little (1997) 建議除了參考卡方值差異量之顯著性 (p值) 小於 .05的指標外，還可參酌NFI、RFI、IFI及TLI值等四種較不受模式複雜影響之指標。當上述這些指標在模式彼此間的差異 (ΔNFI 、 ΔRFI 、 ΔIFI 及 ΔTLI) 之絕對值若小於 .05時，則可接受模式間無差異之虛無假設 (Little, 1997)。分析結果顯示 ΔNFI 、 ΔRFI 、 ΔIFI 及 ΔTLI 指標的絕對值皆小於 .05，表示不同性別之高職學生在此一量表得分具有測量恆等性之特徵。換言之，本研究的二階層因素模式是可以適用於以中部地區私立高職學生男、女生樣本。

伍、結論與建議

一、結論

本研究參考相關之學業動機量表文獻來編製高學生學生動機量表，以較嚴謹的統計分析程序加以驗證及修訂，企圖發展出具信、效度的量表工具。最後以結構方程模式的測量恆等性檢驗，以確保此一模式具有穩定性與預測性。茲將本研究的分析結果分述如下：

（一）高職學生的學業動機調節屬多向度的模式概念

依據競爭模式的比較結果，顯示本量表係由六個潛在因素所構成，分別為無動機、外在調節、內攝調節、認同調節、統合調節及內在動機等因素，六因素彼此間有相關，形成一階六因素斜交模式。此一結果支持Deci與Ryan（1985）所認為自我決定是多向度、連續性的概念，包含從無動機、外在動機至內在動機。也就是，高職學生的學業動機，可分成從低度自我決定（無動機、外在調節）到高度的自我決定（統合調節、內在動機）的學業動機。

（二）假設模式適配度良好且具有跨樣本測量恆等性

首先，就模式首先，就模式的適配度而言，除了因大樣本研究使得與 χ^2 有關的適配度指標未達理想標準，其餘適配指標大致良好。再者，就量表的信效度來說，無論是觀察變項的信度係數、組合信度、平均變異抽取量、聚斂效度以及區別效度等指標均符合理想標準，顯示此量表具有良好的構念效度。

另外，有關量表因素結構的穩定性方面，黃芳銘（2007）認為，當研究者發展一系列的競爭模式時，研究者應選擇一個模式，證實對未來的樣本具有預測效果。MacCallum等人（1994）也認為，當研究進行模式發展或採用競爭模式時，是需要檢定交互驗證的程度。於是，本研究進一步執行二組樣本的的測量恆等性檢定，在巢套關係模式下，進行卡方差異檢定，結果除 $\Delta\chi^2$ 指標易受到大樣本影響而達顯著外，而其中的 ΔNFI 、 ΔRFI 、 ΔIFI 及 ΔTLI 指標的絕對值皆小於.05，這些結果表示對不同性別的高職學生而言，

此一階六因素斜交模式具有測量的恆等性，也就是說，此模式可適用於男、女生樣本。

二、建議

本研究所發展的量表雖經過嚴謹的發展過程和通過信效度的檢核，但仍有一些限制，以下針對學業動機調節量表的應用，以及未來的研究提出建議。

（一）對高職學生的學習輔導

本研究之學業動機調節量表，可以作為測量學生在課業學習上的動機類型，直接反應出學生個人在課業上的學習動機知覺，課室裡的教師藉此瞭解學生的學習情形，進而採取適當的輔導策略，協助學生調節自我的學習目的，建立起適切性的學習目標與學習態度，進而培養自主學習的習慣，提升自我的學習能力與未來的競爭力。

（二）擴大施測的抽樣範圍

本研究所使用的樣本，只以中部地區私立高職學生為對象，使得量表僅能適用於中部地區私立高職的學習環境，降低了該測量工具類化（generalization）至其他樣本的可能性。為了使量表可以推衍至其他的母群體，未來的研究可以嘗試擴大抽樣的地理範圍及不同的階段的學校層級（如高中、大學、社區大學），探討不同的群體在本研究所提出的結構模式是否具有相同的結果。

（三）調查長期縱貫性資料，進行跨年度比較

在複核效度方面，本研究僅以相同母群體下之另一組樣本進行測量恆等性檢驗，也就是分成男、女生樣本，但再相同母群體下之校正樣本與效度樣本可以再採取隨機的方式來選取，以避免樣本選取的偏誤。此外，本研究未能涵蓋不同時期相同母群體的穩定度進行探討，如同丁學勤（2009）和 Nunnally（1978）指出，一個測量工具要能真正測得特質（trait），它必須能夠在一段時間內保持測量結果的穩定性。因此，一段之後，再評估學業動機調節量表因素結構的長期穩定性，是否此量表具有長期縱貫性的特質。此

外，後續的研究也可嘗試比較不同年度不同年級的高職學生的變化趨勢，提升整個模式的理論價值與應用層面。

參考文獻

- 丁學勤（2009）。學校服務品質量表的發展與因素結構之研究。*教育學刊*，**33**，115-158。
- 吳明隆（2007）。結構方程模式AMOS的操作與應用。台北市：五南。
- 林清山（1988）。驗證性因素分析的理論及應用：修訂魏氏兒童智力量表之驗證性因素分析。*測驗年刊*，**35**，117-136。
- 林啟超（2008）。父母親成就教養取向、課室目標結構對高職學生之成就目標與學習行為之關係。*測驗統計年刊*，**16**，59-84。
- 林啟超、謝智玲（2001）。高職學生之目標取向對學習策略與學習成就之關係研究。*測驗統計年刊*，**9**，131-168。
- 陳秀惠（2010）。國中生自我決定動機之發展模式及其相關因素探討。國立成功大學教育研究所碩士論文，未出版，台南市。
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵（2003）。多變量分析分法-統計軟體應用。台北市：五南。
- 黃芳銘（2007）。結構方程模式理論與應用（第五版）。台北市：五南。
- 黃芳銘、楊金寶、許福生（2005）。在學青少年生活痛苦指標發展之研究。*師大學報：教育類*，**50**（2），97-119。
- 蘇素美、吳裕益（2008）。害羞量表之修訂及其效度研究。*教育與心理研究*，**31**（4），53-82。
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academic of Marketing Science* 16, 74-79.
- Benson, J. (1998). Developing a strong program of construct validation: A test anxiety example. *Educational measurement: Issues and practice*, 17, 10-17.
- Benson, J., & Hagtvvet, K. A. (1996). The interplay among design, data analysis, and theory in the measurement of coping. In M. Zeidner & N. S. Endler (Eds.), *Handbook of coping* (pp. 83-106), New York, NY: Wiley.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York, NY: Wiley.
- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basics*

- concepts, applications and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Association.
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Philadelphia, PA: Harcourt Brace Jovanovich College Publishers.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York, NY: Plenum Press.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1991). A motivational approach to self: Integration in personality. In R. A. Dienstbier (Ed.), *Nebraska symposium on motivation: Perspectives on motivation* (pp. 237-288). Lincoln, NE. University of Nebraska.
- Eccles, J. S., Midgley, C., Wigfield, A., Buchanan, C. M., Reuman, D., Flanagan, C., & Maclver, D. (1993). Development during adolescence: The impact of stage-environment fit on young adolescents' experiences in school and in families. *American Psychologist, 48*, 90-101.
- Fairchild, A. J., Horst, S. J., Finney, S. J., & Barron, K. E. (2005). Evaluating existing new validity evidence for the Academic Motivation Scale. *Contemporary Educational Psychology, 30*, 331-358.
- Fornell C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable and measurement errors. *Journal of Marketing Research 18*(1), 39-50.
- Gregory, R. J. (1992). *Psychological testing: History, principles and applications*. Boston, MA : Allyn and Bacon.
- Grolnick, W. S., & Ryan, R. M. (1987). Autonomy in children' s learning: An experimental and individual difference investigation. *Journal of Personality and Social Psychology, 52*, 890-898.
- Hambleton, R. K. (1994). Guidelines for adapting educational and psychological tests: A progress report. *European Journal of Psychological Assessment, 10*, 229-224.
- Hair, J. F, Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multiple data analysis (5th ed.)*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1999). *LISREL8: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Lepper, M. R., Corpus, J. H., & Iyengar, S. S. (2005). Intrinsic and extrinsic motivational orientations in the classroom: Age differences and academic correlates. *Journal of Educational Psychology, 97*, 184-196.
- Lepper, M., & Henderlong, J. (2000). Turning “play” into “work” and “work” into “play” : 25 years of research on intrinsic versus extrinsic motivation. In C. Sansone & J. Harackiewicz (Eds.), *Intrinsic and extrinsic motivation: The search for optimal motivation and performance* (pp. 257-307). San Diego, CA: Academic Press.
- Li, F., & Harmer, P. (1996). Testing the simplex assumption underlying the sport motivation scale: A structure equation modeling analysis. *Research Quarterly for Exercise and Sport, 67*, 396-405.
- Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures (MACS) analysis of cross-cultural data:

- Practice and theoretical issue. *Multivariate Behavioral Research*, 32, 53-76.
- MacCallum, R. C., Roznowski, M., Mar, C. M., & Reith, J. V. (1994). Alternative strategies for cross-validation of covariance structure models. *Multivariate Behavioral Research*, 29(1), 1-32.
- Mallett, C. J., & Hanrahan, S. J. (2004). Elite athletes: Why does the “fire” burn so brightly? *Psychology of Sport and Exercise*, 5, 183-200.
- Mallett, C., Kawabata, M., Newcombe, P., Otero-Forero, A., & Jackson, S. (2007). Sport motivation scale-6 (SMS-6): A revised six-factor sport motivation scale. *Psychology of Sport and Exercise*, 8, 600-614.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562-582.
- Noar, S. M. (2003). The role of structural equation modeling in scale development. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 10(4), 622-647.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Pelletier, L. G., Fortier, M. S., Vallerand, R. J., Tuson, K. M., Briere, N. M., & Blais, M. R. (1995). Toward a new measure of intrinsic motivation, extrinsic motivation, and amotivation in sports: The sport motivation scale (SMS). *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 17, 35-53.
- Ryan, R. M., & Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89(2), 329-341.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000a). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55, 68-78.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000b). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 54-67.
- Ryan, R. M., & Deci E. L. (2002). An overview of self-determination theory: An organismic-dialectical perspective. In E. L. Deci & R. M. Ryan (Eds.) *Handbook of self-determination research* (pp. 3-33). Rochester, NY: University of Rochester Press.
- Sharma, S. (1996). *Applied multivariate technique*. New York, NY: John Wiley and Sons.
- Soenens, B. & Vansteenkiste, M. (2005). Antecedents and outcomes of self-determination in three life domains: The role of parents' and teachers' autonomy support. *Journal of Youth and Adolescence* 34, 589-604.
- Vallerand, R. J., Blais, M. R., Briere, N. M., & Pelletier, L. G. (1989). Construction et validation de l' Echelle de Motivation en education (EME) [Construction and validation of the Echelle de Motivation en Education (EME)]. *Canadian Journal of Behavioral Sciences*, 21, 323-349.
- Vallerand, R. J., & Bissonnette, R. (1992a). Intrinsic, extrinsic, and amotivational styles as predictors of behavior: A prospective study. *Journal of Personality*, 60, 599-620.

Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Briere, N. M., Senecal C., & Vallieres, E. F. (1992b).
The academic motivation scale: A measure of intrinsic, extrinsic and amotivation in education.
Educational and Psychological Measurement, 52,1003-1019.

誌謝：作者對於匿名審查委員提供的寶貴建議，使本文更臻完整，深表謝忱。

