

# 熱情量表之建構效度

李焯煌<sup>1</sup>、季力康<sup>2</sup>、彭涵妮<sup>2</sup>  
銘傳大學<sup>1</sup>、國立體育學院<sup>2</sup>

## 摘要

**目的：**驗證熱情量表之整體適配度、幅合效度、區別效度和信度。**方法：**研究對象為 221 名高中甲級校隊選手，平均年齡為 16.6 歲，皆自願填寫熱情量表。**結果：**經由驗證性因素分析，顯示熱情量表包含兩個穩定的潛在變項；亦即調和式熱情和強迫式熱情，其理論模式具有可接受的整體適配度 ( $\chi^2(76)=183.44, p < .05$ ; RMSEA = .08; CFI = .97; NNFI = .96; PNFI = .79)、信度 ( $R^2 = .22 \sim .67, p = .84 \sim .88$ )、幅合效度 ( $\lambda = .48 \sim .82, t = 6.96 \sim 14.31, p < .05$ )、以及區別效度 ( $\Delta \chi^2 = 180.28, p < .05$ ; 95%信賴區間  $r = .67 \sim .83$ )。**結論：**依據結果本研究認為熱情量表在模式內部上已具建構效度所需的證據來源。

**關鍵詞：**調和式熱情、強迫式熱情、驗證性因素分析



## 壹、緒論

踏入二十一世紀後，心理學重新對焦，正面心理學 (positive psychology) 因重視人們的正向發展，探索快樂、成功和有價值的生活之道，頗受學界的推崇 (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000)。在心理學界，Vallerand 等 (2003) 順勢呼應這項發展趨勢，提出熱情模式，成為當前最受注目的議題之一。

依據 Vallerand 等 (2003) 的理論，熱情係指個體對自己喜歡的、認為重要的、且投入時間和精力的活動展現強烈的心理傾向，但由於人們對熱情活動的「認同」(identity) 會受到不同內化歷程的影響，熱情還可再細分為調和式熱情和強迫式熱情。更確切地說，調和式熱情源自個人自主內化 (autonomous internalization) 特定熱情活動所形成的認同，它會促發個體主動樂意地參與特定活動；換言之，個人參與該項活動完全是隨自己的自由意志而行，不賦予熱情活動特定意義或其它附帶條件 (例如：自我接受感、自尊)。儘管這項富有熱情的活動明顯被內化入個人的認同裡，但這不表示他/她就非得履行該項活動，畢竟要不要參與熱情活動的主導權不在於活動本身，乃是決定於他/她個人的意願；因此，理論上是預期調和式熱情者不僅在活動中和活動後皆會展現正向的認知和情感，而且還能與其它生活領域的活動維持一種調和的關係，若是在高環境風險下，他/她就不會執意參與熱情活動。反觀強迫式熱情，它源自個人控制內化特定活動所形成的認同，同時也會賦予熱情活動特定的意涵 (例如：自尊、成就、能力感、興奮感)，進而形成人際 (interpersonal) 和個人內在 (intrapersonal) 的壓力，催促個體履行整個活動的進程；換言之，強迫式熱情者因偏執熱情活動的參與，以致他/她可能會在活動中和活動後展現負向的認知和情感，並且容易衝突其它生活領域的活動，即使在有受傷風險之環境下，他/她仍舊執意參與該熱情活動。

由於熱情的構念是最近這兩年才被發展而成，所以至今只有相當少數的實徵研究，但就我們所知，Vallerand 等 (2003) 所發表的研究是目前最完整的一篇文獻，他們藉由 254 名以上的參與者 (熱情活動包含運動項目與非運動領域的活動)，利用探索性因素分析，以斜交轉軸和主成份法，限定兩個因素，發現調和式熱情分量表和強迫式熱情分量表共可解釋 54.7% 的變異量。另一方面，Vallerand 等再利用另一組 235 名參與者 (熱情活動包含運動項目與非運動領域的活動) 所填答的資料，經由驗證性因素分析，發現熱情量表的測量模式呈現可接受的適配度，符合實徵資料。再者，調和式熱情與活動中的流暢、正面情緒和專注、活動後的正面情緒、下一季的正面情緒呈正向關聯，但它與活動中的羞愧卻呈負向關聯；相對地，強迫式熱情與衝突其它活動、活動中的羞愧、不能參與熱情活動時的負面認知和情緒、下一季的負面情緒及參與意圖、高環境風險下的

參與行為呈正向關聯。整體而言，這些結果明顯符合熱情模式的主張 (Vallerand 等)；亦即個人平常所偏好的熱情與他／她在活動中、活動後以及特定情境下的認知、情感和參與行為產生獨特的關聯性。

有鑑於熱情具有完整的模式架構，再加上實徵研究也支持熱情並非單一而是多元的構念，不過，Vallerand 等 (2003) 指出調和式熱情與強迫式熱情呈中等程度的正相關，而非完全截然不同的獨立構面；換言之，調和式熱情與強迫式熱情因具有熱情之基本共同構念，所以它們之間才會存在正向關係，但卻因為熱情活動在認同上的個別差異（例如：自主認同或控制認同），所以熱情不是單一而是多元的理論構念，不僅決定熱情活動相關的認知、情感及參與行為，同時還可能直接影響成就水準的發展。由此觀之，人們對特定活動標的的熱情高低和熱情型態直接關係著後續的結果型式，在競技運動領域裡，專長運動明顯是選手的生活重心，所以他們對專長運動的熱情傾向有可能影響認知、情感和行為 (Vallerand 等)；有鑑於此，當務之急或許是建構一份具有信度和效度的熱情量表，除能提供國內教練們檢測選手在專長運動上的熱情水準和熱情型式，同時亦可提供未來對熱情相關議題有興趣的研究者在實徵經驗上的應用；因此，本研究的主要目的在透過驗證性因素分析，檢定熱情量表是否足以解釋或適用於國內運動選手的觀察資料。

## 貳、方 法

### 一、參與者

本研究的參與者是以 221 高中甲級校隊選手（男=155 名；女=66 名）為主，平均年齡為 16.6 歲 (SD=1.3 歲)，平均運動年齡為 5.31 年 (SD=2.58 年)，其專長項目包括棒球、田徑、手球、游泳、籃球、柔道、羽球、網球、曲棍球、足球、撞球、溜冰、跆拳道、劍道、高爾夫球和舉重等 16 種運動項目。

### 二、研究工具

熱情量表：本量表是由 Vallerand 等 (2003) 發展而成，包括調和式熱情（例如：對我而言，參與專長運動的熱情是我還能管制的）和強迫式熱情（例如：我的生活不能沒有這項專長運動）等兩種的熱情結構，共計 14 題。答案的選擇依照利克氏七點量尺的方式（1=一點也不同意至 7=完全同意）。經由英文專業人士進行適當的翻譯，並與國立體育學院教練研究所運動心理組的師生進行逐題討論後，略為修飾題目的內容，但原則上以不改變該題的原始意義為要。因此，中文版的熱情量表具有初步的表面效度。



### 三、研究調查的實施

本研究先用電話聯絡中正高中、三民家商、三信家商、仁武高中和文山高中之一、二或三年級體育班的導師們，在獲得他們的同意後，進而確定測驗時間，最後再以團體方式，在教室內填答熱情量表。

施測期間，本研究爲了降低社會期望對學生答題時的影響，除了量表的填寫說明外，特別強調這份問卷是採無記名的方式作答，答案無所謂對或錯，其所填寫的資料僅供研究之用，保證絕不會讓他／她的導師或教練看到其所填寫的任何資料，同時也會給予所有參與者充足的作答時間。大致上，施測時間約需 2 分鐘。

### 四、資料處理

這次研究完全由研究者親自到各高中體育班實施問卷調查，剔除無效問卷共 13 份後，得到有效問卷 221 份（回收率達 94.44%），利用 LISREL 8.51 版對熱情量表進行驗證性因素分析，考驗該量表的整體適配度、個別變項的信度、組合信度、幅合效度與區別效度。

## 參、結 果

### 一、基本資料檢視

由於變項的分配性質將會影響模式估計的精確性；因此，在進行驗證性因素分析前，本研究先評估熱情量表各題目的偏態和峰值，結果發現偏態（.20 至 -1.16）和峰值（.12 至 1.13）皆在  $\pm 2$  之間（詳如表 1），這表示該量表各題目的偏態和峰值是在可接受的範圍；有鑑於此，本研究以最大概率模式（maximum likelihood），估計熱情量表之模式參數。

### 二、熱情測量模式之整體適配評鑑

依據表 2 整體適配評鑑，本研究發現熱情量表之測量模式的  $\chi^2$  值爲 183.44（ $p < .05$ ），表示該量表的測量模式間的適配度不佳，但是這項適配度指標會受到樣本大小的影響，因而 Bentler (1988) 建議研究者採用其它適配度指標來評估測量模式的適配度。

一般而言，CFI 和 NNFI（相對適配指標）係數愈高，表示理論模式與觀察資料愈適配，若係數大於 .90 以上，方可視爲理想的適配度（邱皓政，2003；Bentler, 1990）。當 RMSEA 係數（絕對適配指標）小於或等於 .05，表示具有良好的適配，當係數在 .05 至 .08 之間，代表不錯的適配（Hu & Bentler, 1999），但如果係數大於 .10 以上，表示



該模式是不理想的 (Browne & Cudeck, 1993)。此外，PNFI（簡效適配指標）係數必須大於 .50 以上，其值愈高，代表模式愈適合用來解釋觀察資料（黃芳銘，2004）。在本研究中，NNFI= .96, CFI= .97, RMSEA = .08, PNFI = .79，這表示熱情量表的測量模式具有良好的相對適配度和簡效適配度以及不錯的絕對適配度，適合用來測量國內高中甲級選手對他們自己專長運動的熱情水準及熱情型態。

表 1 熱情測量模式觀察變項之平均數、標準差、偏態與峰值分配 (N=221)

變 項	平均數	標準差	偏態	峰值
專長運動能讓我過著各種經驗的生活 (X1)	5.86	1.02	- .94	.70
在專長運動中我所發現的新事物會讓我更欣賞這項運動 (X 2)	5.71	1.10	- .93	1.13
專長運動帶給我許多難忘的生活經驗 (X 3)	6.24	0.87	-1.16	1.21
專長運動能反應我自己的品味 (X 4)	5.29	1.21	- .35	- .65
專長運動與我生活中的其它活動相互協調 (X 5)	5.16	1.29	- .60	.12
對我而言，參與專長運動的熱情是我還能管制的 (X 6)	5.30	1.28	- .47	- .53
我能完全控制參與專長運動的熱情 (X 7)	4.28	1.85	- .26	- .94
我的生活不能沒有這項專長運動 (X 8)	4.69	1.48	- .27	- .31
參與專長運動的慾望是強烈的，我會忍不住要去參與 (X 9)	4.81	1.45	- .40	- .18
我不敢想像我的生活沒有這項專長運動 (X 10)	4.54	1.59	- .20	- .53
我的情緒會受到專長運動的影響 (X 11)	5.43	1.38	- .96	.87
如果硬要限制自己不去參與專長運動，我會在這段時間內感到不舒服 (X 12)	4.82	1.70	- .50	- .42
我對於專長運動幾乎有了迷戀的感覺 (X 13)	4.54	1.58	- .27	- .58
我的心情會隨著自己能不能參與專長運動而有所變化 (X 14)	4.97	1.46	- .47	- .20

表 2 熱情測量模式的整體適配評鑑 (N=221)

變項	$\chi^2$	RMSEA	CFI	NNFI	PNFI
假設模式	$\chi^2 (76) = 183.44 *$	.08	.97	.96	.79

\*  $p < .05$

### 三、熱情測量模式的內在適配評鑑

#### (一) 信度

如同表 3 所示，本研究發現十四個觀察變項的信度皆符合 Jöreskog 與 Sörborn (1989) 的建議值， $R^2$  必須要大於 .20 以上 ( $R^2 = .22 \sim .67$ )；此外，Bagozzi 與 Yi (1988) 建議個別潛在變項之組合信度宜大於 .60 以上，本研究發現調和式熱情和強迫式熱情之潛在變項的組合信度  $\rho = .84$  和 .88。因此，本研究認為熱情量表具有良好的信度。



表 3 熱情量表之信度 (N=221)

變 項	測量指標個別項目信度 $R^2$	潛在項目組成信度 $\rho$
調和式熱情 ( $\xi_1$ )		.84
熱情 (X1)	.43	
熱情 (X 2)	.58	
熱情 (X 3)	.39	
熱情 (X 4)	.53	
熱情 (X 5)	.39	
熱情 (X 6)	.42	
熱情 (X 7)	.23	
強迫式熱情 ( $\xi_2$ )		.88
熱情 (X 8)	.62	
熱情 (X 9)	.65	
熱情 (X 10)	.57	
熱情 (X 11)	.22	
熱情 (X 12)	.54	
熱情 (X 13)	.67	
熱情 (X 14)	.32	

## (二) 幅合效度

如圖 1 所示，所有觀察變項對其所對應的個別潛在因素之因素負荷量不僅皆達統計上的顯著水準 ( $t=6.96 \sim 14.31, p < .05$ )，而且  $\lambda$  值亦介於 .48 至 .82 之間，明顯達到 .45 以上的門檻，顯示熱情量表具有良好的幅合效度 (Jöreskog & Sörbom, 1989)。

## (三) 區別效度

依據 Anderson 與 Gerbing (1988) 評鑑測量模式區別效度的建議，本研究先設定兩個因素之間的相關為 1，接著再自由估計兩個因素的相關，最後比較這兩個模式的  $\chi^2$  差異量 ( $\Delta \chi^2$ )，倘若後一個模式  $\chi^2$  值明顯低於前一個模式時，表示這兩個因素代表不同的建構，具有明顯的區別效度。由於熱情模式只有兩個因素，所以本研究僅進行一次比較，結果顯示在自由度差異為 1 時 ( $\Delta df=1$ )，卡方值的差異量達到顯著水準 [ $\Delta \chi^2=363.72$  (限定兩因素相關值為 1)-183.44 (自由估計兩因素相關)=180.28,  $p < .05$ ]；因此，這兩個因素不可被視為對等性。再者，依據 Jöreskog 與 Sörbom (1993) 的檢定方法，利用標準誤形成真實相關的近似信賴區間，信賴水準為 95%，結果顯示這兩個因素之間的相關係數值的 95% 信賴區間未包含 1 ( $.75 \pm 1.96 \times .04 = .67 \sim .83$ )，這表示調和式熱情分量表和強迫式熱情分量表明顯是不同的結構，具有良好的區別效度。

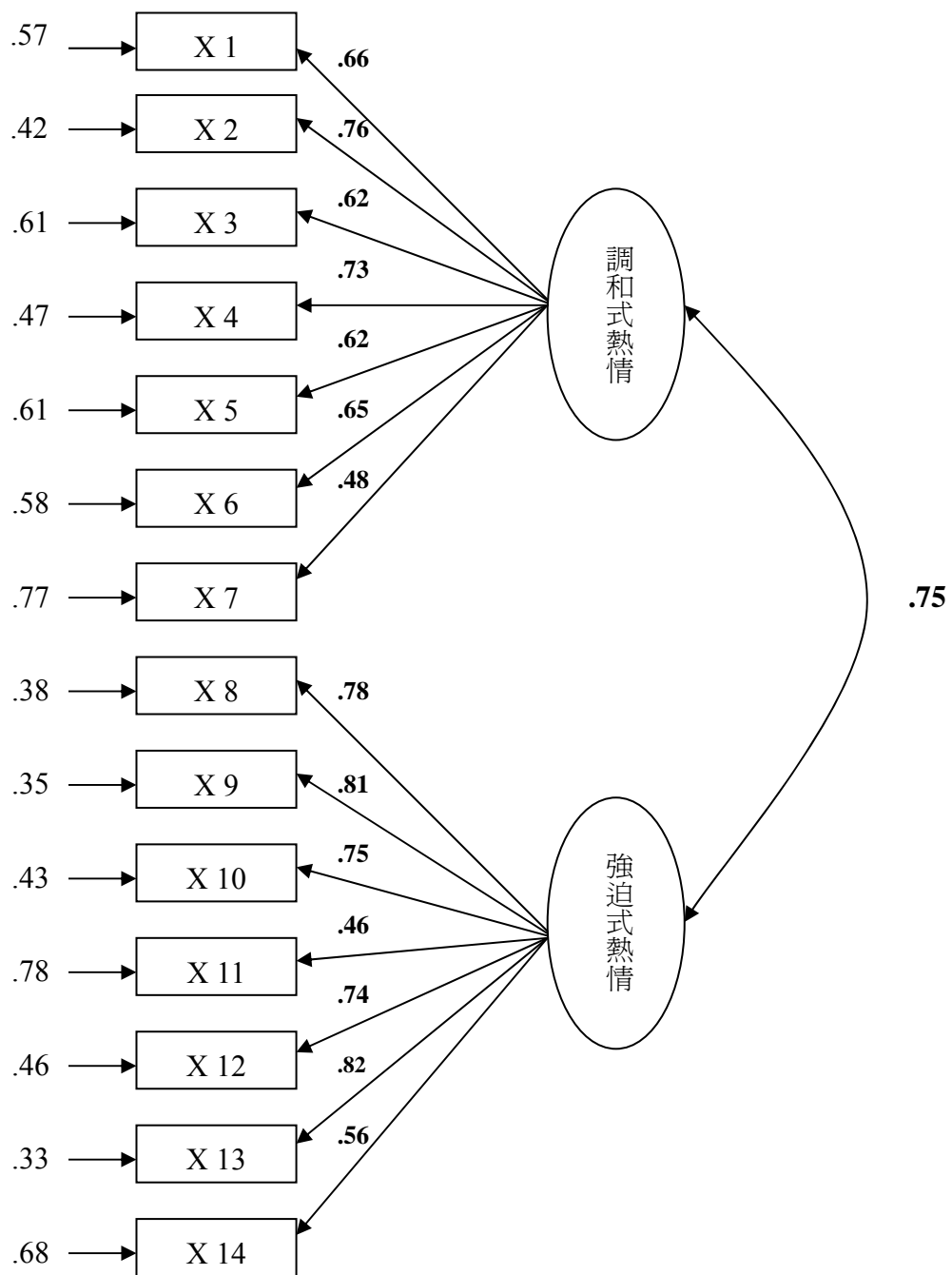


圖 1 熱情量表之標準化因素負荷量



## 肆、討 論

近年來，正面心理學愈來愈受到學界的推崇 (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000)，為呼應這項發展趨勢，Vallerand 等 (2003) 率先提出熱情模式，強調熱情並非單一構念，而是多元的結構，人們可以透過自主內化的歷程（主動的觀點）建構出調和式熱情，亦可透過控制內化的歷程（被動的觀點）發展出強迫式的熱情，在他們的實徵研究中，發現熱情量表在 NNFI、CFI 和 RMSEA 等適配度指標上的係數分別是 .912、.926、.073，皆達到可接受的評鑑門檻，支持熱情量表穩定存在調和式熱情和強迫式熱情。有鑑於此，本研究嚐試引進 Vallerand 等的熱情構念，檢定熱情量表是否也適合用來解釋國內青少年運動選手的觀察資料。

依據驗證性因素分析的各项結果，可看出相對適配度指標（CFI 和 NNFI 係數）皆高於 .90 以上，簡效適配指標（PNFI 係數）高於 .50 以上，絕對適配指標（RMSEA 係數）在 .05 至 .08 之間，潛在變項的組合信度（ $\rho$  值）皆大於 .60 以上，個別觀察變項的信度（ $R^2$  值）和因素負荷量（ $\lambda$  值）分別高於 .20 和 .45 以上，不同潛在變項相關設定之卡方值具有明顯的差異，以及 95% 信賴區間未包含 1，這些皆達到評鑑門檻的結果清楚地指出熱情量表在模式內部上已具有建構效度所需的證據來源；也就是說，熱情量表是一份具有測量效度的量表，適合用來評估國內高中甲級選手對專長運動的調和式熱情和強迫式熱情，因為它不僅穩定地包含兩種的因素結構，而且還具有良好的整體模式適配、幅合效度、區別效度以及信度。這項結果支持 Vallerand 等 (2003) 所強調多元熱情的概念，同時也支持他們在驗證熱情量表因素效度上的實徵研究。

另一方面，本研究也發現高中甲級選手不論是在調和式熱情 ( $M=5.40$ ) 或在強迫式熱情 ( $M=4.83$ ) 等題項反應上皆高於七點量尺的中位數（4 分），呈現出略高水準的調和式熱情和強迫式熱情，並且這兩種熱情型式的因素相關值為 .75，這項結果似乎說明了調和式熱情與強迫式熱情並不是完全獨立的理論構念，彼此存在一定程度的正向關係，但仍然可以互為區辨。事實上，這項結果還算符合 Vallerand 等 (2003) 在熱情模式上的基本主張，因為調和式熱情和強迫式熱情基本上都有一種共同的構念—**熱情**；亦即個體對自己喜歡的、認為重要的且投入時間和精力的活動展現強烈的心理傾向，只是在活動標的上的熱情認同出現不同方向的发展，這可能就是為何本研究 and Vallerand 等研究相繼發現調和式熱情和強迫式熱情皆有中等或中高的正向關聯。除此之外，這項結果似乎也間接呼應在基本統計所發現運動成就情境下，高中甲級選手有較高水準的調和式熱情和強迫式熱情；這可能是因為青少年競技選手其實本身就喜歡和愛好自己的專長運動，在參與專長運動的過程中，不斷體驗到專長運動本身所具有的樂趣、興奮和刺激，





儘管競技運動的確相當強調出席紀律，但畢竟當初參與專長運動的抉擇大多是出自於選手個人的自我決定，同時出席專長運動的相關活動（訓練和比賽）也是因為自己本來就想要參與的意願，不抵觸校隊所強調出席紀律的外在限制，所以選手有可能發展出較高水準的調和式熱情，然而，不可否認地，專長運動的確還能額外提供青少年選手們體驗能力、成就或自尊，經由長期經驗的助長（例如：本研究參與者的平均運動年齡有 5.31 年），久而久之或許就將這些特定心理意涵（例如：能力、成就、自尊）聯結於專長運動之中，進而展現出較高水準的強迫式熱情；換言之，從這兩種熱情型態所呈現中高強度的正相關，似乎透露出運動成就情境下，有些青少年選手會同時發展這兩種熱情型式，但值得注意的是，這兩種熱情型態的發展仍然保有一定程度的變異。

雖然本研究結果符合 Vallerand 等 (2003) 的理論模式，但不代表這項模式亦可在不同樣本中，仍具有穩定的效度和信度，因為這畢竟只是初步的因素驗證，如同許多心理計量學者的觀點，效度是一種不斷進行與擴張的過程，必須要有相當的研究成果累積才能真正宣稱這是一份有效的測量工具（黃芳銘，2004；Cronbach, 1971）；有鑑於此，本研究建議未來研究或可考驗熱情量表之因素恆等性及其外在效度。

儘管如此，依據結果，本研究還是認為熱情量表是一份可被用來測量高中甲級選手對專長運動的熱情傾向，亦或更進一步地探索不同熱情型式的高中甲級選手在認知、情感和行為上的潛在差異。

## 致 謝

本文感謝行政院國家科學委員會補助專題研究計畫，計畫編號：NSC 95-2413-H-130-002-

## 引用文獻

- 邱皓政 (2003)。結構方程模式 LISREL 的理論與應用。臺北市：雙葉。
- 黃芳銘 (2004)。結構方程模式在教育資料應用之研究。臺北市：五南。
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Academic of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Bentler, P. M. (1988). *Theory and implementation of EQS: A structural equations program*. Newbery Park, CA: Sage.



- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Cronbach, L. J. (1971). Test validation. In R. L. Thorndike (Ed.), *Educational measurement* (2nd ed.) (pp. 443-507). Washington, DC: American Council on Education.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications*. Chicago: Scientific Software International.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55, 5-14.
- Vallerand, R. J., Blanchard, C. M., Mageau, G. A., Koestner, R., Ratelle, C., Léonard, M., et al. (2003). Les passions de l'âme: On obsessive and harmonious passion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 756-767.

投稿日期：95 年 09 月

接受日期：96 年 05 月



## Construct validity of Passion Scale

*Chiung-Huang Li<sup>1</sup>, Likang Chi<sup>2</sup>, and Han-Ni Peng<sup>2</sup>*  
*Ming Chuan University<sup>1</sup>,*  
*National College of Physical Education and Sports<sup>2</sup>*

### Abstract

**Purpose:** This research was to confirm the overall fit, reliability, convergent validity, and discriminate validity of the Passion Scale. **Methods:** Two hundred and twenty one senior high school elite athletes were voluntarily participated in the study. Their average age was 16.58 years. All the participants were asked to complete the Passion Scale. **Results:** The results of confirmatory factor analysis showed a two-factor oblique model of Passion Scale, named harmonious passion and obsessive passion. This theoretical model was found to be good overall fit ( $\chi^2(76) = 183.44, p < .05$ ; RMSEA = .08; CFI = .97; NNFI = .96; PNFI = .79), reliability ( $R^2 = .22 \sim .67$ ;  $\rho = .84 \sim .88$ ), convergent validity ( $\lambda = .48 \sim .82, t = 6.96 \sim 14.31, p < .05$ ), and discriminate validity ( $\Delta\chi^2 = 180.28, p < .05; r = .67 \sim .83$  for 90% Confidence Interval). **Conclusion:** It is suggested that the internal measurement model in Passion Scale has demonstrated all needed evidence of construct validity.

**Key words:** harmonious passion, obsessive passion, confirmatory factor analysis

