

運動員認知型態量表的 驗證性因素分析

黃崇儒
台北市立體育學院

摘要

心理技能與運動成績表現及未來運動成就的預測有很大的相關，為了真正探索出運動員心理技能的基本模式，特殊量表的編製是不容忽視的。國內研究者廖主民（民 82）勾勒出適合國內運動員的認知型態，包括五個因素：專注力、自信心、焦慮抵抗力、動機、與心理準備。根據此模型發展出了運動員認知型態量表，顯示出良好的表面、內容、預測效度及內部一致性。本研究採用驗證性因素分析來確認運動員認知型態量表的建構效度，此方法在國外運動心理學的研究上已普遍的使用，並介紹驗證性因素分析的方法及適合度指標。本研究以 156 位國內大專體育科系運動員為受試對象，進行運動員認知型態量表的驗證，發現結果如下：

(一)從結構公式模式中得知：運動員認知型態的理論模式與實際觀察所得的資料之間 ($\chi^2(574)=1043.07, p<.01, \chi^2/df=1.82, GFI=.72, AGFI=.68, RMSEA=.07, TLI=.70$)，並含有十對誤差項相關，修正後的標準化 ϕ 相關介於 .15 至 .90，各題目的因素負荷量介於 .04 至 .81 之間，整體模式適合度不理想。

(二)各分量表的平均分數介於 17.80 至 43.67 之間，Cronbach's α 值介於 .52 至 .74。

從驗證性因素分析的結果發現，運動員認知型態量表的建構效度不太好，

日後在引用時應謹慎，有必要以此理論架構為基礎，重新建構適合國內運動員的心理技能量表。

關鍵詞：運動員認知型態量表、心理技能、驗證性因素分析

壹、緒論

很多的運動心理學研究指出，心理技能是很重要的，它與運動員的成績表現及未來成就的預測有很大的相關。有些研究者更明確的指出，壓力管理、注意力控制及心理準備等心理技能，與運動成績有很密切的關連 (Crocker, Alderman, & Smith, 1988; Greenspan & Feltz, 1989; Murphy & Jowdy, 1992)。為了真正探索出運動員心理技能的基本模式，以及編製出適合運動員的多向度心理技能量表，Mahoney (1988) 經過幾番修訂後，發展出了運動心理技能量表 (Psychological Skills Inventory for Sport; PSIS R-5)，共有六個分量表，包括焦慮控制、專注、自信心、心理準備、動機及團隊焦點等，並且成功的區分出優秀運動員與一般人、男女性運動員及不同項目運動員在心理技能上的差異 (Cox & Liu, 1993; Mahoney, 1989; White, 1993)，此時有關運動員心理技能的相關理論模型，已建立出一套雛型。

要讓運動心理學蓬勃發展，與運動相關的特殊量表編製是不容忽視的，國內研究者廖主民 (民 82) 根據 Mahoney (1988) 的運動心理技能模式，參酌 Orlick & Partington (1988) 及 Jackson & Robert (1992) 對優秀運動員認知型態的研究發現，勾勒了適合國內運動員認知型態的基本模式，包括五個因素：專注力，就是在比賽時能集中注意力在執行自己的動作，不會受到失誤或外界干擾的能力；自信心，就是無論在面對強手、弱者或失誤時，對自己的能力都充滿信心；焦慮抵抗力，在比賽前、中，控制情緒焦慮的能力；動機，對自己的目標持續努力的程度；心理準備，對比賽的流程及各種狀況的處置是否了然於胸。根據此模型發展出了運動員認知型態量表，共三十六題，並且顯示出良好的表面、內容、預測效度及內部一致性。

一般有關運動心理量表的編製，在建構效度的研究上，大多數是採用探索性的因素分析，然而探索性因素分析是在進入研究的初步階段所使用的統計方法，用來試探、描述、分類、和分析某些行為科學現象，研究者對其所編製的量表到底能夠測出那幾個因素仍然不是很清楚，更沒有提出「它們可以測出幾個共同因素」的研究假設。然而，研究不能一直停留在試探階段，當研究者或其他有共同興趣的研究者對同一個問題已做過深入廣泛的研究，且累積了許多豐富的知識和看法後，研究的方向應由試探階段進入確認甚至驗證階段。驗證性因素分析是研究者一開始要對其研究問題提出明確的理論模式，而且要在假設中明確敘述他的測驗或量表一共可以測幾個因素，那一個測驗或量表可以測量那一個因素，或因素分析中各種參數的性質如何，然後搜集資料來確認此一理

論模式可否適當解釋所搜集到的資料(林清山, 民 77)。因此本研究採用驗證性因素分析來確認運動員認知型態量表的建構效度, 此方法在國外運動心理學的研究上已普遍使用, 在國內的運動心理學研究上採用驗證性因素分析來確認建構效度的仍不多見(季力康, 民 83), 因此本研究的目的是在於: (一)介紹驗證性因素分析的方法及適合度指標; (二)以驗證性因素分析來確認運動員認知型態量表的建構效度, 供測量運動員心理技能時的參考。

貳、研究方法

一、受試者

本研究之受試者為 156 位國內大專體育科系學生, 男性 108 位, 女性 48 位, 平均年齡 21.2 ± 1.8 歲, 專長項目為手球、羽球、舉重、籃球、排球、桌球、田徑、棒球、游泳、橄欖球、足球、射擊、體操, 專項運動年齡 3 至 15 年, 平均 8.3 ± 3.0 年。

二、研究工具

本研究的測量工具為運動員認知型態量表(廖主民, 民 82), 該量表共有三十六題, 其中包括專注力四個題目、自信心九個題目、焦慮抵抗力七個題目、動機八個題目、心理準備八個題目。受試者在填答時被要求去想像運動中的情境, 並根據他們對每個題目的敘述填寫 1 到 7 不同程度的同意(1 = 非常不同意, 7 = 非常同意)。

三、資料分析

有別於傳統探索性因素分析, 以資料為主, 理論為輔的分析方式, 驗證因素分析開啓了以理論為主的研究計量模式, 同時也提高了直接檢驗理論的能力。本研究採用 LISREL 中最大相似法(Maximum Likelihood)的分析方式, 從一個 36×36 的相關—共變矩陣中, 進行理論模式中的參數估計, 最後利用適合度指標來探討測驗量表是否與理論架構模式符合, 本研究利用到的適合度指標如下:

卡方(Chi-square, χ^2): 一般來說, 未達顯著水準的 χ^2 數值被認定是接受理論架構的適合性指標, χ^2 越大則表示適合度不佳, 但是 χ^2 值深受樣本數大小的影響, 樣本數輕微的增加, 也會造成 χ^2 值上升而達到顯著水準, 輕易的推翻理論模式, 需配合其他的適合度指標來評估模式適合度(Marsh, Balla, & McDonald, 1988)。

卡方值/自由度(χ^2/df): χ^2/df 的比值也是常被用來分析適合度的一種指標, 一般而言, 比值小於 2 時, 顯示出測量模式的適合度是可以接受的, 但是此比值還是深受樣本數目大小的影響(Byrne, 1989)。GFI 及 AGFI (適合度指標及調整後適合度指

標)：GFI 和 AGFI 是採用獨立於樣本大小的 χ^2 值，模式的適合度是以變項數目和其假設的變項關係為基準，GFI 和 AGFI 的值介於 0 至 1 之間，數值越高表示適合度越好，大於 .90 是公認較可以接受的標準 (Byrne, 1989)。

RMSEA (近似誤差均方根)：代表著樣本與假設矩陣數值之間的平均差異，數值的範圍從 0 至 1，越小代表越好的適合度，小於 .05 是比較可以接受的標準 (Steiger, 1990)。

TLI (Tucker-Lewis Index)：Marsh 等人 (1988) 認為當樣本數目小於 200 時，TLI 才是唯一能獨立於樣本數影響之外的指標，TLI 的數值可以大於 1，也可以是負的，大於 1 代表良好的適合度，小於 0 則是很差的適合度。

內部一致性：因本量表是用 Likert 量尺，因此利用 Cronbach's α 來探討其內部一致性。

參、結果與討論

一、驗證因素分析

本研究以驗證性因素分析利用運動員認知型態量表的相關——共變數矩陣進行基底模式 (base model) 的抽取，從基底模式所得的驗證指標為： $\chi^2 (584)=1283.77$, $p<.01$, $\chi^2/df=2.20$, GFI (適合度指標) =.67, AGFI (調整後適合度指標) =.62, RMSEA (近似誤差均方根) =.09, TLI=.56，基本上 χ^2/df 要小於 2.00，GFI 和 AGFI 必須大於 .90 以上，RMSEA 要小於 .05，TLI 要大於 1，才是公認可以接受的的指標 (Byrne, 1989)。因此運動員認知型態量表的基底模式還存在著一些問題，必須做細部的修正，細部的修正架構從 GFI=.67 的基底模式開始進行，允許誤差項間有同因素及跨因素的相關，藉由誤差項相關配對來修正模式，達到一個比較理想的模式。在修正的過程中發現，從 LISREL 的修正指標中，找尋比較具有高相關的十對誤差項加以修正後， χ^2 由 1283.77 下降至 1043.07 ($p<.01$)， χ^2/df 由 2.20 下降至 1.82，GFI 由 .67 上升至 .72，AGFI 由 .62 上升至 .68，TLI 由 .56 上升至 .70，RMSEA 由 .09 下降至 .07 (如表一)。此外很明顯的，量表所包含的五個向度是彼此相關而非完全獨立的，修正後的標準化 ϕ 相關介於 .15 至 .90 之間 (如表二)，因為開放測量誤差估計的原因，所以測得的相關比各分量表原始資料的相關還要高，其中心理準備與動機相關為 .81，專注與焦慮為 .90，皆超過 .80，這兩組潛在建構之間可能存在著多元共線的問題。

從修正後的建構模式中發現，各題目的因素負荷介於 .04 至 .81 之間，複平方相關係數 (square of multicorrelation; SMC) 介於 .00 至 .66 之間 (如表三)，其中有三個題目在原有因素的因素負荷量上並未達到顯著水準 ($p>.01$)，包括題目 6「生涯茫茫不知目

表一 運動員認知型態量表理論架構與其模式修正概要表

模式界定	χ^2	$\chi^2/d.f$	GFI	AGFI	TLI	RMSEA	決策說明
基底模式	1283.77**	2.20	.67	.62	.56	.09**	模式不佳
修正模式	1043.07**	1.82	.72	.68	.70	.07**	模式不佳

**p<.01

表二 運動員認知型態量表修正後各潛在建構的相關 (ψ 相關)

潛在建構	各潛在建構間之相關係數				
	焦慮	專注	自信心	心理準備	動機
焦慮	1				
專注	.90	1			
自信心	.63	.68	1		
心理準備	.23	.24	.69	1	
動機	.29	.15	.64	.81	1

表三 運動員認知型態量表之驗證性因素分析修正後模式建構表

測量題目	複相關平方係數	因素負荷量					測量誤差變異	誤差項相關係數
		焦慮	專注	自信心	心理準備	動機		
1. 焦慮不安	.40	.63				.60		
2. 完美表現	.11			.33		.89	$\theta(2,3)=.55$	
3. 技術有信心	.42			.65		.58		
4. 慌張不安	.23	.48				.77		
5. 想像比賽情境	.25				.50	.75		
6. 生涯目標	.00					.04	$\theta(6,10)=.55$	
7. 注意力集中	.04				.20	.96	$\theta(7,22)=.62$	
8. 表現水準穩定	.31					.56	.69	
9. 自我對話	.23				.48	.77	$\theta(9,36)=.62$	
10. 懷疑自己能力	.17		.41			.83		
11. 表現影響注意	.12		.34			.88		
12. 賽前自我鎮定	.34	.58				.66		
13. 能維持自信心	.31			.56		.69		
14. 賽前意象	.32				.57	.68		
15. 有自信心	.66			.81		.34	$\theta(21,24)=.51$	
16. 賽中能自我提醒	.47				.68	.53		
17. 緊張而表現不佳	.15	.39				.85		
18. 自信能表現的好	.56			.75		.44		
19. 緊張度	.18	.43				.82		
20. 遇到實力相當對手	.15					.38	.85	
21. 不順利時之信心	.01			.09		.99		
22. 注意力難穩定	.09		.30			.91		

表三 運動員認知型態量表之驗證性因素分析修正後模式建構表 (續上頁表)

測量題目	複相關平方係數	因素負荷量					測量誤差變異	誤差項相關係數
		焦慮	專注	自信心	心理準備	動機		
23.能控制自我緊張	.29	.54					.71	
24.表現不佳信心下降	.17			.41			.83	
25.自訂目標努力完成	.33					.58	.67	
26.失誤而無法專心	.21		.45				.79	$\theta (26,33)=-.60$
27.賽前準備有計劃	.33				.57		.67	$\theta (27,30)=-.50$
28.自信心易動搖	.17			.41			.83	$\theta (28,35)=-.62$
29.實力懸殊也盡力	.37					.61	.63	
30.每天訓練有目標	.29					.54	.71	
31.意象清晰	.43				.66		.57	
32.在專項出人頭地	.21					.45	.79	$\theta (32,34)=-.65$
33.失誤就會緊張	.36	.60					.64	$\theta (25,33)=-.45$
34.專項是生活的全部	.10					.32	.90	
35.自信心起伏不定	.19			.43			.81	
36.用言語激勵自己	.17				.42		.83	

標』，原屬於動機；題目 7『比賽不能集中注意力』，原屬於心理準備；題目 21『練習不順會影響信心』，原屬於自信心，在修正指標中也未發現受到任何其他因素的影響。一般按照常理 SMC 小於 .20 的話，因素對測量题目的影響力就非常小，此题目的變異大部份來自於測量誤差。從表三中可以發現到，運動員認知型態量表的修正模式中，有十五題的 SMC 小於 .20，會負面的影響到模式的適合度。在修正指標中也發現到有七個題目橫跨到兩個因素的情形，題目 2『想像自己有完美表現』屬於自信心，橫跨焦慮；題目 8『不管對手強弱表現一致』屬於動機，橫跨專注；題目 15『對自己有信心』屬於自信心，橫跨焦慮；題目 16『提醒自己如何表現』屬於心理準備，橫跨自信心；題目 23『能控制自己緊張的情緒』屬於焦慮，橫跨心理準備；題目 24『表現不好信心跌落谷底』屬於自信心，橫跨專注；題目 35『自信心起伏不定』屬於自信心，橫跨焦慮。這些題目在建構概念上並不是單單屬於一個建構，其概念上有些模糊不清，尤其是在自信心這個因素上有很多的題目橫跨焦慮因素。

二、內部一致性

運動員認知型態量表的各分量表的平均分數介於 17.80 至 43.67 之間，標準差則為 4.14 到 8.44，Cronbach's α 值介於 .52 至 .74 之間 (如表四)。除專注分量表為 .52 外，其餘分量表之 Cronbach's α 值都在可以接受的範圍內，專注分量表的題數只有 4 題，在內部一致性上本來就比較不利，在廖主民 (民 82) 的研究中，專注分量表的 Cronbach's α 值是 .78，可以看出兩者的變異相當大，此分量表之內部一致性是比較不

表四 運動員認知型態量表之內部一致性

分量表	題數	平均分數	標準差	Cronbach's α
焦慮	7	30.92	6.89	.72
專注	4	17.80	4.14	.52
自信心	9	42.03	8.44	.75
心理準備	8	43.67	6.63	.74
動機	8	39.38	7.19	.66

佳的。但是對量表的完整性而言，因素（建構）效度以及較高的因素負荷量是比較有意義的 (Pedhazur & Schmelkin, 1991)。

三、綜合討論

從上述的研究結果中發現，整個運動員認知型態量表的模式並不適合國內的運動員。在測量誤差的相關中，發現到有十對的因素內及跨因素的相關，這些配對的測量題目間有某些程度的牽連關係，其中在自信心、動機及心理準備等三個因素，有因素內的誤差項相關，代表著這些因素內的測量題目在語句敘述上有相依性及某些測量的系統誤差存在。另外在潛在建構的相關上，心理準備與動機相關為 .81，專注與焦慮為 .90，這兩組潛在建構之間可能存在著多元共線的問題。配合著誤差項相關來看，這兩組建構之間有跨因素的誤差項相關，也就是在概念上有某些程度的重疊性，但並不是意味著相關高概念就趨向完全相同。從因素負荷量來看，有三個題目在原有所屬的因素上的負荷量共並未達顯著水準，此測量題目也未被其他因素所影響，代表著這幾個題目存在的適切性值得懷疑。在所有的三十六個測量題目中，有十五題的 SMC 小於 .20，這些題目所屬的因素，對其測量題目之影響力明顯偏低，會造成整個模式適合度的傷害。從測量所得的資料中發現，有七個題目有跨因素的情形，這些題目並不單單屬於原有的因素，也橫跨到其他因素，這是心理計量上一直嘗試去解決的問題，一個好的測量工具應該要測量出比較高程度的原有概念，盡量減少測量到其他不是預期中的概念，因此跨因素的情形越多的話，代表著測驗的內在效度是有問題的。基本上，廖主民（民 82）所發展的運動員認知型態量表是以項目分析為基礎，再加上鑑別及叢集分析來檢驗，以目前發展多向度量表的趨勢而言，探索性因素分析的過程是不可缺少的，唯有經過如此的過程，再加上項目分析，才能確保整個量表設計的建構效度。而運動員認知型態量表缺少這樣的過程，可能是造成建構效度不佳的主要原因。整體而言，運動員認知型態量表提供了研究國內運動員心理技能的出發點，可以再利用一些更嚴謹的方法來發展出適合國內運動員，且具有信效度的測量工具。



肆、結 論

從上述驗證性因素分析發現中發現，運動員認知型態量表的建構效度不太理想，有許多潛在變項對所屬题目的影響力不夠，另外也有某些程度的多元共線問題，日後在引用時應小心謹慎，應該以此為基本架構，進一步發展出適合國內運動員的心理技能測量工具。

參考文獻

- 林清山 (民 77)。驗證性因素分析的理論與應用——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。
- 廖主民 (民 82)。探索台灣優秀運動員的認知型態——「運動員認知型態量表」的編製。體育學報，16，437-450。
- 季力康 (民 83)。運動目標取向量表的建構效度——驗證性因素分析的應用。體育學報，18，299-310。
- Byrne, B.M. (1989). A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models. New York: Springer-Verlag.
- Crocker, P.R.E., Alderman, R.B., & Smith, M.R. (1988). Cognitive-affective stress management training with high performance youth volleyball players: Effects on affect, cognition and performance. Journal of Exercise Psychology, 10, 448-460.
- Cox, H.R., Liu, Z. (1993). Psychological skills: A cross-cultural investigation. International Journal of Sport Psychology, 24, 326-340.
- Greenspan, M.J., & Feltz, D.M. (1989). Psychological interventions with athletes in competitive situations: A review. The Sport Psychologist, 3, 219-236.
- Jackson, S.A., & Roberts, G.C. (1992). Postive performance states of athletes: Toward a conceptual understanding peak performance. The Sport Psychologist, 6, 156-171.
- Mahoney, M.J. (1988). The Psychological Skills Inventory for Sport (R-5) (5th Rev.). Golta, CA: Health Science Systems.
- Mahoney, M.J. (1989). Psychological Predictors of elite and nonelite performance in Olympic weightlifting. International Journal of Sport Psychology, 20, 1-12.
- Marsh, H.W., Balla, J.R., & McDonald, R.P. (1988). Goodness of fit indexes in

- confirmatory factor analysis: The effect of sample size. Psychological Bulletin, 103 (3), 391-410.
- Murphy, S.M., & Jowdy, D.P. (1992). Imagery and mental practice. In T.S. Horn (Eds.), Advances in sport psychology (pp. 217-248). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Orlick, T., & Partington, J. (1988). Mental links to excellence. The Sport Psychologist, 2, 105-130.
- Pedhazur, E. J., & Schmelkin, L. P. (1991). Measurement, design, and analysis : An integrated approach. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Steiger, J.H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. Multivariate Behavioral Research, 25, 173-180.
- White, S.A. (1993). The relationship between psychological skills, experience, and practice commitment among male and female skiers. The Sport Psychologist, 7, 49-57.

投稿日期：88年9月
審稿日期：89年2月
接受日期：89年3月



The Confirmatory Factor Analysis of the Athletic Cognitive Pattern Scale

Chung-Ju Huang
Taipei Physical Education College

Abstract

Confirmatory factor analysis method was employed to verify the construct validity of the measurement model assumed to underlie the Athletic Cognitive Pattern Scale (ACPS, Liaw, 1993). The ACPS was designed to measure the psychological skills of elite athletes in Taiwan. One hundreds and fifty-six college athletes were used in this structural equation model with LISREL 8.30. The results of the analysis were shown as follows:

1. The last model has been approached by Maximum Likelihood method ($\chi^2(574)=1043.07$, $p<.01$, GFI=.72, AGFI=.68, RMSEA=.07, TLI=.70) with ten error terms correlated within and across two different factors. Lambda coefficients ranged from .04 to .81. The correlations between the ACPS subscales ranged from .15 to .90, indicating low to high correlations as well as some multicollinearity problems.
2. The Cronbach α coefficient (an index of internal consistency) was moderately acceptable with value from .52 to .74.

In conclusion, the measures of overall fit for the hypothesized five-factor structure of the ACPS were not acceptable. The ACPS didn't meet the construct validity standards required of a multidimensional instrument that was to be used for research.

Keywords: ACPS, psychological skills, confirmatory factor analysis

