



國北教大體育第十六期

活力、卓越、創新

研究論文

- ◆ 青少年合球運動員調控適配對投籃表現之影響..... 1
-陳俊達、高禎佑、黃英哲
- ◆ 運動智能手錶監測國中小學生身體活動量之分析..... 14
-吳忠霖、林秀秀
- ◆ 探究大專桌球運動員樂觀、心理復原力對賽前狀態焦慮之
差異與關聯..... 29
-辛麗華、王素君、曾丸晏、柯莉蓁、邱奕銓
- ◆ 歐洲國家足球聯賽-新賽制的起源與發展..... 46
-鍾明衛
- ◆ 競技心理能量於運動員心理技能與競賽狀態焦慮的中介效果..... 56
-梁浩軒、林顯丞、黃英哲

「國北教大體育」投稿須知 79

青少年合球運動員調控適配對投籃表現之影響

陳俊達、高禎佑、黃英哲
國立臺北教育大學體育學系

摘要

目的：比較青少年合球運動員在調控適配與不適配時的投籃表現是否有所差異。**方法：**研究對象為某公開一級高中球隊球員 27 名（男 15 人、女 12 人），年齡 17.07 ± 0.95 歲。採受試者內設計，以平衡次序法讓受試者在促進和預防焦點情境都進行兩輪 4 公尺定點合球投籃測驗，以相依樣本 t 檢定進行資料處理。**結果：**全體促進焦點傾向者，在調控「適配」時的投籃表現(5.78)顯著優於「不適配」時的投籃表現(4.30)， $t(24) = 2.79$ ， $p = .005$ （單尾），效果值 Cohen' s $d = 0.92$ 。此外，男、女促進焦點傾向者也有「適配」時投籃表現顯著於優「不適配」時的結果 [男： $5.63 > 4.26$ ， $t(14) = 1.83$ ， $p = .044$ （單尾），效果值 Cohen' s $d = 0.47$ 。女： $6.00 > 4.35$ ， $t(9) = 2.17$ ， $p = .029$ （單尾），效果值 Cohen' s $d = 0.68$]。**結論：**對於促進焦點傾向者而言，本研究結果支持調控焦點理論所提出的調控適配假說。此外，本研究對未來研究在個人調控焦點傾向的界定上提出建議。

關鍵詞：訊息框、動機、運動表現

通訊作者：黃英哲

通訊地址：臺北市大安區和平東路二段 134 號體育學系

電話號碼：02-27321104#63508

電子郵件：english@mail.ntue.edu.tw

壹、緒論

Higgins (1997) 提出調控焦點理論(regulatory focus theory)，此理論說明每個人所擁有兩種不同的調控焦點。促進焦點傾向者會追求正向結果的出現，對於正向的需求更高，關心他們追求成功，並關注獲得/一無所獲的結果，例如：願意做出高風險的投資，關注獲得成功後的金錢或利潤；在目標策略上期待正向的結果，並做出趨近目標策略的行為並往對的方向進行，像是為了身體健康會加入運動的行為，增加健康蔬果的攝取；正確的命中任務目標後，在成功時會產生開心、愉快的反應，失敗則會產生沮喪、苦惱或失望的不同類型情緒 (Higgins, 1997, 2005)。反之，預防焦點傾向重點的人，關心成功時負向結果消失，重視安全感、保護相關的目標，更多的注意損失/不損失的結果，利用避免作為一種策略手段。例如：在投資的選擇上會以低風險，避免金錢和利益上的損失；在目標策略上對於負面的結果較敏感，所以在行為策略上會避免失誤的策略，為了身體健康會維持身體活動，避免不運動後產生的疾病，減少油炸食物和加工食品等的攝取；任務目標上是避免失誤確保沒有損失；在成功時會產生激動或是放鬆，失敗則會產生失落感、難過或不滿意的不同類型情緒 (Higgins, 1997, 2000, 2005)。兩種焦點傾向同樣都是追求對「好的結果」，當每個人所關注的焦點不同，所使用的策略也會有所不同，因此每個人追求對好的傾向依然是強烈的，但會因為動機和主觀在意的事情不同，進而影響自己做出決定的傾向。

調控焦點有很多不同的表現形式，除了個人目標導向之外，也會出現在環境訊息中，Higgins (2000) 主張的調控適配(regulatory fit)，說明當個人本身的調控焦點傾向與環境中傳遞的調控焦點訊息越一致時，會使個體會產生所謂的「感覺對了」(feel right)的現象，此現象則稱為「適配」，當個人所處環境或是接收到的訊息適配時，即產生最大的效果，這也是調控焦點理論中最核心的運作機制，進而去改變其決策甚至是行為模式。

近 10 年來體育運動界也逐漸進行調控焦點的研究，Plessner, Unkelbach, Memmert, Baltes 與 Kolb (2009) 以德國海德堡當地男性足球員為參與者，探討個人的調控焦點傾向和情境的訊息框架(information frame)適配與否對 12 碼罰球表現的影響(安排守門員)。結果發現在足球員

技能水準(教練評估)的解釋力排除後，球員的個人焦點傾向(促進焦點 vs 預防焦點)與情境訊息框架(促進型指導語內容 vs 預防型指導語內容)對 12 碼罰球表現具有交互作用的效應。具體來說預防焦點者在接受預防訊息框架的情境下(也就是調控適配)進球率最佳，顯著高於分派在促進情境下預防焦點者(非調控適配)的進球率。然而，促進焦點者在調控適配情境與非調控適配情境下的進球率沒有差異。接著，Kutzner, Forderer 與 Plessner (2013) 以技術精熟的德國業餘高爾夫球員為研究對象(差點等於或小於 5 桿)，也同樣發現個人焦點傾向與情境訊息框架對果嶺 2 公尺推桿成績的影響具有交互作用(排除性別、年齡、差點的解釋力)，但是型態和上述足球 12 碼罰球研究發現有所不同。整體而言，促進焦點傾向的高爾夫球員在適配情況下推桿成績最佳，顯著高於分派在不適配情境下的促進焦點傾向球員。然而，調控適配與調控不適配的預防焦點傾向球員之間的推桿成績沒有差別。研究人員推論上述兩項研究結果之所以不同，可能是工作目標本質的差異所致。具體來說，在實際比賽情境中 12 碼罰踢是難得的得分機會，但不進球的後果是相對嚴重的，可能使球員即便在實驗情境下執行此項工作時，採取預防焦點並搭配安全、風險小的執行策略最能有安定感，進而促進表現(例如：以自己最能掌控的最大力道，用慣用腳將球踢往最有把握的球門內位置)。然而，高爾夫推桿過程沒有對手干擾，而距離洞口 2 公尺的位置對技術精熟的高爾夫球員而言，是難度相對低的挑戰且在實際比賽情境時沒有達成的後果是相對輕微或有較多後續機會可以彌補的，因此促進焦點適配似乎是提昇進洞率的較佳策略。

上述 Plessner 等 (2009) 的足球 12 碼罰球研究和 Kutzner 等 (2013) 的高爾夫推桿的研究顯示調控適配的效益不是同時發生在促進焦點傾向者和預防焦點傾向者身上，而似乎是視工作目標本身的性質而定，啟發了黃啟正 (2017) 的研究。他以國內大專公開一級前兩名合球隊員為參與者，以受試者內設計與平衡時序實驗法，採用 5 公尺合球定點投籃做為工作，目標分別為平均投 10 球「命中達 5 球以上」或是「不進少於 6 球」。相較於這批合球員技能水準，此項工作目標難度與目標達成與否的後果是介於足球 12 碼罰球和高爾夫 2 公尺推桿之間，黃啟正假設不論是短期促進焦點傾向者或是短期預防焦點傾向者，在調控適配情境下的投籃成績表現皆應該優於不適配情境時的成績，而此假設也獲得資料分析結果的支持。

黃啟正(2017)的研究發現具有良好的實用價值，表示若工作目標的性質是較為中性（例：不明顯偏向高風險或低風險；高難度或低難度），教練最好能預先瞭解訓練或比賽當下球員的調控焦點傾向，然後給予球員適配其焦點傾向的指導語，應可幫助選手展現較佳的表現。然而，黃啟正測量球員短期焦點傾向的時間點有待商榷，因為他是在兩種投籃測驗全部完成後提問球員比較喜歡哪一種測驗情境做為球員短期焦點傾向的界定，雖然研究者強調填答時不要考慮投籃成績的好壞，但不免讓人疑慮參與者的短期焦點傾向的測量效度受到投籃測驗結果所干擾。因此，本研究想要將短期焦點傾向的測量改為投籃測驗前實施，目的在於檢驗黃啟正的研究結果是否仍會發生在青少年合球運動員上。根據上述的文獻探討，本研究假設不論球員的短期焦點傾向為何，處於調控適配情況時的投籃表現優於不適配時的表現。此外，由於合球是男女混合的團隊球類運動，相較於其他運動，男女有相對平等的機會受到關注，進而可能縮小性別在運動想法、態度和表現上的差異。因此，本研究的第二個假設為調控適配時投籃表現較佳的現象，不因性別有所差異。

貳、方法

一、研究對象

本研究以 106 學年度全國中正盃及協會盃合球錦標賽某公開一級高中球隊(全國前兩名水準)之球員男生 15 名、女生 12 名，平均年齡 17.07 ± 0.95 歲共 27 名做為研究對象。

二、實驗設計

本研究採受試者內實驗設計，以平衡次序法讓受試者在促進和預防焦點情境都進行兩輪 4 公尺定點合球投籃測驗(每輪投 10 球)，球員於投籃測驗結束後確認投籃成績和獎金。

三、名詞操作型定義

(一)調控焦點傾向

本研究界定的調控焦點傾向是偏狀態式(state-like)、短期的焦點傾向(Higgins, Cesario, Hagiwara, Spiegel, & Pittman, 2010.)，以調控焦點偏好調查表界定之，如果參與者填答寫比較喜歡短距離投籃情境 1(如圖 1)就歸類為促進焦點傾向者，反之，若填寫比較喜歡短距離投籃情境 2(如圖 2)就歸類為預防焦點傾向者。

(二)調控焦點情境

本研究的調控焦點情境有促進及預防焦點情境兩種：

1. 促進焦點情境目標為至少進四球，並提供獲取一百元獎金的機會，獎金從 0 元開始，你有十球機會，每進一球都會增加獎金，尤其是在第四個進球時獎金會一次增加最多，且在每一次投籃後，研究者會以口頭和獎金對照表告知球員，現在的進球數、累積的金額以及下一球投進會增加多少獎金(如圖 1)。

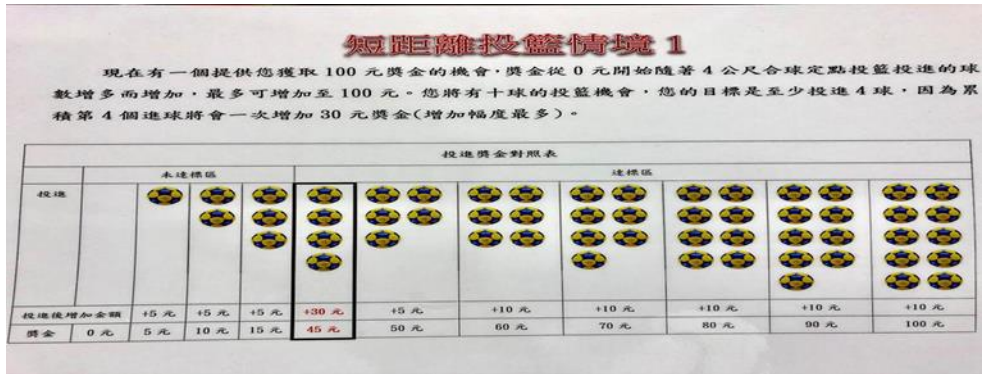


圖 1 促進焦點情境投籃獎金對照圖

2. 預防焦點情境目標為最多只能不進六球，並提供保有獎金的機會，獎金從 100 元開始，你有十球投籃機會，每不進一球都會扣除獎金，尤其是在第七球不進的那一球獎金會一次扣除最多，且在每一球投籃後，研究者會以口頭和獎金對照表告知球員，現在的進球數及累積的金額和下一球不進會扣除多少獎金，如圖 2。

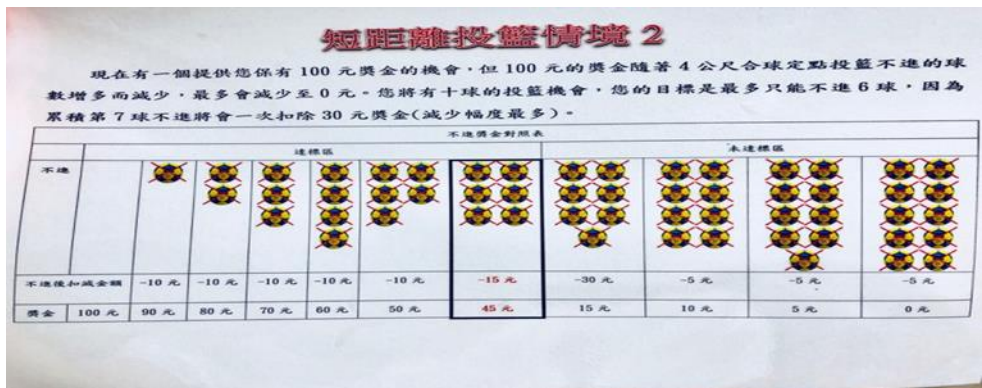


圖 2 預防焦點情境獎金對照圖

(三) 調控適配

本研究以平衡次序法讓參與者在上述的兩種情境都進行 4 公尺定點合球投籃測驗，當促進焦點傾向者在促進焦點情境下執行定點投籃測驗時，或預防焦點傾向者在預防焦點情境下執行定點投籃測驗時，稱之為調控適配，相對地，促進焦點傾向者在預防焦點情境下執行定點投籃測驗時，或是預防焦點傾向者在促進焦點情境下執行定點投籃測驗時，則稱為調控不適配。

四、實驗程序

(一)本研究在實驗前先聯絡教練及球員徵求參與實驗意願並填寫實驗同意書，且告知可依其意願與身體狀況隨時退出實驗，家長部分透過教練轉達取得家長同意，確認同意後才進行實驗。

(二)投籃測驗前研究者將參與者帶至安靜教室休息並觀看兩種情境焦點海報，且由研究者說明目標及內容。

(三)研究者確認參與者都了解兩種情境目標及獎勵辦法後，請參與者填寫調控焦點偏好調查表，確認參與者在投籃測驗前的短期調控焦點偏好，並將其分為促進和預防焦點兩組，並在教室等待研究人員進一步指示。

(四)研究人員將參與者從教室引導至球場，以平衡次序法讓參與者讓在促進和預防焦點情境都進行兩輪 4 公尺定點合球投籃測驗(每輪 10 球)。

(五)投籃測驗結束後，研究者請參與者確認自己進球與不進球數和獎金，確認無誤由研究人員帶到領獎區領獎。

五、資料處理

本研究經實驗及問卷施測所得各項資料採用 SPSS 18.0 Windows 版軟體進行統計分析，探討調控適配對合球投籃表現的影響。除了描述性統計資料外，主要採用相依樣本 t 檢定進行資料分析，考驗各個研究假設，顯著水準 $\alpha = .05$ 。

參、結果

本研究發現全體參與者 27 位中只有 2 位是預防焦點傾向者，因預防焦點傾向樣本大小太小無法做分析，所以僅以 25 位促進焦點傾向球員資料做分析。

一、全體促進焦點傾向者調控適配與不適配時投籃表現之差異

本研究首先想了解全體促進焦點傾向者在調控適配時是否比不適配有較佳的投籃表現，以相依樣本 t 檢定進行分析，結果如表 1。

表 1 全體促進焦點調控適配與不適配投籃表現差異比較摘要表(n=25)

自變項	平均數	標準差	最大值	最小值	t 值	p 值 (單尾)	Cohen's d
調控適配	5.78	1.38	8.50	2.50	2.79	.005	0.92
調控不適配	4.30	1.78	8.00	1.50			

註：上述平均數至最小值為平均投籃 10 球的描述統計量。

根據表 1，調控適配時的平均進球數會優於調控不適配時(5.78 > 4.30， $t(24) = 2.79, p = .005$)，對於全體促進焦點傾向者而言，研究假設一獲得實徵資料的支持。效果值 Cohen's $d = 0.92$ ，結果表示兩種情境投籃命中平均數的差距是合併標準差的 0.92 倍，屬於大效果。Cohen's d 值 = 0.2 代表小效果、0.5 代表中效果、= 0.8 代表大效果(Cohen, 1988)。

二、男生內、女生內促進焦點傾向者調控適配與不適配時的投籃表現之差異。

本研究第二個問題是想瞭解調控適配與不適配之間投籃表現的差異顯著性是否因性別而有所不同？，為了回答此問題，本研究將全體促進焦點傾向者分為男生和女生兩組，以相依樣本 *t* 檢定，比較組內參與者在調控適配時與調控不適配時投籃表現的差異，結果如表 2。

表 2 男、女生促進焦點傾向者調控適配與不適配之間投籃表現差異比較摘要表

性別	自變項	平均數	標準差	最大值	最小值	<i>t</i> 值	<i>p</i> 值 (單尾)	Cohen's <i>d</i>
男生 (<i>n</i> =15)	調控適配	5.63	1.57	8.50	2.50	1.83	.044	0.47
	調控不適配	4.26	1.86	7.50	1.50			
女生 (<i>n</i> =10)	調控適配	6.00	1.08	8.00	4.00	2.17	.029	0.68
	調控不適配	4.35	1.73	8.00	2.00			

註：上述平均數至最小值為平均投籃 10 球的描述統計量。

根據表 2 男生促進焦點傾向者在調控適配時的平均進球數優於調控不適配時(5.63 > 4.26, $t(14) = 1.83, p = .044$)，效果值 Cohen's $d = 0.47$ ，表示兩種情境投籃命中平均數的差距是合併標準差的 0.47 倍，屬於中效果。女生促進焦點傾向者在調控適配時的平均進球數也優於不適配時(6.00 > 4.35, $t(9) = 2.17, p = .029$)，效果值 Cohen's $d = 0.68$ ，表示兩種情境投籃命中平均數的差距是合併標準差的 0.68 倍，屬於中效果。依據上述結果，對於促進焦點傾向者而言，研究假設二獲得實徵資料的支持。

肆、結論

Higgins (2000)調控焦點理論主張當個人本身的調控焦點傾向與環境中傳遞的焦點訊息越一致時(調控適配)，個人會產生所謂的「感覺對了」的現象，進而產生較正面的認知、情感與行為。本研究以公開一級高中合球隊球員為研究對象，探討青少年合球運動員在調控適配時與不適配時的投籃表現是否有所差異。結果發現，本研究的促進焦點傾向者在調控適配時的投籃表現優於不適配時，此結果似乎符合調控焦點理論，而國外 Plessner 等 (2009) 的研究中發現在 12 碼罰踢的工作難度情況下預防焦點傾向者適配時會有較佳的表現和 Kutzner 等 (2013) 的研究中則發現在果嶺 2m 推杆，促進焦點者在適配時相對於預防焦點者適配時會有較好的表現，雖然調控適配會有較佳的表現皆有發生，但類型卻不太一樣，從上述可推斷工作目標難度似乎會影響個人選擇的焦點策略，如在較困難的工作目標且風險較高時採取較偏向預防焦點策略和在較簡單的工作目標而風險較低時採取偏向促進的焦點策略似乎會有較佳的表現。

在黃啟正(2017)的研究中，以大專公開一級合球選手為研究對象，發現在中性的工作目標難度中(不明顯偏向高風險或低風險；高難度或低難度)適配時的投籃表現會優於不適配，表示在中性工作難度下，參與者會選擇自己當下所偏好的焦點策略進行投籃測驗，此結果似乎也呼應了工作難度會影響個人當下所採取焦點策略的發現，然而黃啟正研究中調查個人短期調控焦點偏好是在投籃測驗結束後才施測難免會有因投籃成績好壞而影響的疑慮，因此本研究有意檢驗以上結果是否也會發生於青少年合球運動員上，所以也採中性工作目標難度並在投籃測驗前施測個人短期調控焦點偏好調查，用以避免因投籃成績好壞而影響的疑慮，結果發現本研究的促進焦點傾向者在適配時的投籃表現優於不適配時，符合本研究第一個假設。而以性別來看不管男生或女生，促進焦點傾向者也皆有以上現象發生。

研究者推論合球項目是有別於其他單性別項目的運動，合球為男女生共同參與的，所以不管是男生或女生皆會獲得相等的關注，也因為合球項目不能單打獨鬥，必須透過團隊合作來獲得比賽勝利的特殊性，所以調控適配的效益皆發生在男、女生促進焦點者上且不會因性別而在適配時的投籃表

現有所差異，以上結果符合第二個假設。此外，本研究結果也證實了在中性工作目標難度下，促進焦點傾向者在調控適配時比不適配時有較佳的投籃表現。換言之，在不明顯偏向高或低風險；高或低難度的情況，參與者會選擇自身當下最合適的焦點策略來達到調控適配讓自身有所謂的感覺對了，進而有較佳的投籃表現，綜合上述本研究結果也驗證了調控焦點理論的假說。

然而，本研究的個人焦點傾向是依據參與者自由選擇的結果來界定，這種絕對觀點的做法(楊鎮瑋、高三福，2017)雖然貼近球員實際的短期調控焦點偏好，但卻也因此導致預防焦點傾向者人數太少而無法進行資料分析，無法證實調控適配的效益是否也會發生在預防焦點傾向者身上，是本研究的限制所在。未來研究，若要均衡兩種焦點傾向的人數或是處理數，可考慮採用情境操弄方式誘發參與者的焦點所在(Keller & Bless, 2006)。

此外，也可使用運動調控焦點量表為工具，採取相對的觀點(Kutzner 等, 2013; Plessner 等, 2009)，將每個人的促進焦點分量表平均分數減去預防焦點分量表平均分數的差值代表個人的「相對長期焦點」(relative chronic focus)，再以全體參與者差值的中位數做為臨界值，將全體參與者區分為人數均衡的促進焦點傾向者和預防焦點傾向者，進行資料的蒐集與分析。

參考文獻

- 黃啟正 (2017)。優秀合球運動員調控焦點適配對投籃表現之影響 (未出版之碩士論文)。國立臺北教育大學，臺北市。
- 楊鎮瑋、高三福 (2017)。教練家長式領導八種類型與信任教練、團隊價值觀的關係。臺灣運動心理學報。17，23 - 37. doi: 10.6497/BSEPT2017.1701.02
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioural sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Higgins, E. T. (1997). Beyond pleasure and pain. *American Psychologist*, 52, 1280 - 1300.
- Higgins, E. T. (2005). Value from regulatory fit. *Current Directions in Psychological Science*, 14, 209-213.
- Higgins, E. T. (2000). Making a good decision: Value from fit. *American Psychologist*, 55, 1217 - 1230. doi: 10.1037//0003-066X.55.11.1230
- Higgins, E. T., Cesario, J., Hagiwara, N., Spiegel, S., & Pittman, T. (2010). Increasing or decreasing interest in activities: The role of regulatory fit. *Journal of Personality and Social Psychology*, 98, 559-572. doi: 10.1037/a0018833
- Keller, J., & Bless, H. (2006). Regulatory fit and cognitive performance: The interactive effect of chronic and situationally induced self-regulatory mechanisms on test performance. *European Journal of Social Psychology*, 36, 393 - 405. doi: 10.1002/ejsp.307
- Kutzner, F. L. W., Forderer, S., & Plessner, H. (2013). Regulatory fit improves putting in top golfers. *Sport, Exercise, and Performance Psychology*, 2, 130 - 137. doi: 10.1037/a0030733

Plessner, H., Unkelbach, C., Memmert, D., Baltes, A., & Kolb, A. (2009).

Regulatory fit as a determinant of sport performance: How to succeed in a soccer penalty-shooting. *Psychology of Sport and Exercise*, 10, 108 - 115.
doi:10.1016/j.psychsport.2008.02.001

運動智能手錶監測國中小學生身體活動量之分析

吳忠霖¹、林秀秀²

新北市正義國小¹、佛光大學應用經濟學系²

摘要

目的：本研究監測新北市國中小學生身體活動水平現況，期能提高親師生對動態運動生活方式的重視。**方法：**選取新北市二國小高年級學生 83 名（男生 42 人、女生 41 名）、某國中七年級 82 名（男生 41 人、女生 41 名）為受試者，佩戴運動智能手錶（三軸加速規 CXL50LP3）紀錄三週身體活動，評估每天平均步數、活動強度和 MVPA 時間的身體活動水平。統計方法包括描述性統計、獨立樣本 t 檢定、單因子變異數分析等，統計考驗以 $\alpha = .05$ 為統計顯著水準。**結果：**1. 國小學生每天步數及 MVPA 時間平均數高於國中學生。2. 國小男生的身體活動量明顯高於國小女生。3. 國中男生的身體活動量明顯高於國中女生。4. 在平均每日步數、活動強度與 MVPA 時間方面，均是週間有體育課高於週間無體育課和週末、週間無體育課大於週末。**結論：**1. 國小學生身體活動多於國中學生。2. 不論國小或國中，男生身體活動量皆比女生活躍。3. 國中女生身體活動量相對較低。4. 體育課對學生在校期間的身體活動量有重要貢獻，體育課日學生身體活動量明顯增加。**建議：**學校可在每學期初規劃提高學童身體活動量目標計劃以及監管措施；增加體育課程內容的深度和廣度，可提高學生對動態運動及健康生活方式的重視。

關鍵詞：加速度計、體育課、身體活動強度

通訊作者：吳忠霖

通訊地址：新北市新莊區龍安路 461 號 7 樓

電話號碼：0935090343

電子郵件：duval0222@gmail.com

壹、緒論

NCD Risk Factor Collaboration (NCD-RisC) (2017) 研究指出 1975 年至 2016 年間全球 5-19 歲學生的身體質量指數 (body mass index, BMI) 逐年遞增，肥胖比例男生從 0.9% 上升到 7.8%，女生從 0.7% 上升到 5.6%，肥胖人數從 1100 萬人激增到現在的 1.24 億人，較 40 年前暴增 10 倍，顯示目前全球兒童及青少年均深陷肥胖風暴中。而臺灣 5~19 歲男生肥胖比率，這 40 年來更從 0.4% 暴增至 15.4%，在 200 個國家中從排名 124 名躍升至第 38 名，女生肥胖率也從 0.1% 躍升至 6.7%，排名從第 138 名上升至第 104 名，肥胖率均高於鄰近的南韓、日本、香港與新加坡，顯現臺灣兒童和青少年肥胖情形已是不容輕視的問題 (吳忠霖、黃長福，2019)。

缺乏身體活動是造成過重及肥胖的重要因素之一 (Brusseau & Hannon, 2013)，世界衛生組織 (World Health Organization, WHO) (2010) 報告就指出身體活動不足已成為全世界第 4 大死亡風險因素，指引建議 11-17 歲的青少年每天都能有一小時中等強度以上之身體活動量 (moderate to vigorous physical activity, MVPA) (Liou, Jwo, Yao, Chiang, & Huang, 2008)。以全球而言，2016 年 11-17 歲人口身體活動量不足比率高達 81%，男生從 2001 年的 80% 降到 77.6%，女生則都在 85% 上下，令人不意外的是臺灣有 84.4% 的兒童青少年無法每天達到充分的身體活動量 (男生 79.1%、女生 89.8%)，男孩比 2001 年降了 4 個百分點，女孩則差不多 (Guthold, Stevens, Riley, & Bull, 2019)。推究其原因，很多人都會猜測，是手機、平板電腦與網路、社群媒體的盛行，讓孩子變得愈來愈宅、又不愛動。但事實上，在 2001 年網路與手持智慧型裝置沒那麼普遍時，青少年的活動量也跟今天沒有太大差異。報告進一步指出，兒童青少年增進身體活動量不是只跟身心發育有關，更會影響其一生的健康，能夠減緩憂鬱症狀，並且降低心臟病、癌症與糖尿病、肥胖等風險，並且延長壽命。

另一方面，Martinez-Gomez 等 (2010) 建議學齡學童因多數時間都在學校上學，增加體育課時數養成運動習慣，是促進身體活動量的一大指標。報告結果也發現，貧窮、營養不良及資源不足，導致某些地區無法提供足夠和規律體育課，使得兒童青少年 MVPA 活動量不足。反觀台灣的教育普及，或許沒有資源與營養問題，但是體育課的時間與內容規劃，的確是可以討論的方向之一。例如，天天都有體育課的美國，因為學童上學的日子都有充分活動量，無法一周七天每天都動上一小時的孩子只有 28%。尤其，學校提供的運動機會和時間，就能幫助學生養成好的運動習慣，直到成年也持續運動，有益身心健康。因此，如何提高兒童青少年的身體活動水平及監測其是否達到每日一小時 MVPA 已成為健康領域面臨的新挑戰。

自我報告式問卷測驗的效度不高 (Sirard & Pate, 2001)，而 Clemes 與 Biddle (2013) 指出加速度計客觀測量身體活動量行為具有可靠、準確和易用的特性，用於評估身體活動能量消耗效度較高。本研究選取新北市 1 所國中及 2 所國小，採用臺灣本土廠商自行開發之穿戴式運動錶（內含加速規與計步器），定量監測國小高年級、國中八年級學生一整天身體活動，在校園內尤其是有體育課堂上體育活動的運動強度，旨在探討國中小學生每天的身體活動水平能否達到 WHO 對於兒童青少年獲得健康效益所需的身體活動推薦量，從而為學校身體活動促進，以及家庭、社區參與學生活動身體活動促進提供客觀數據。

貳、方法

一、研究對象

本研究按照學生學號採用系統抽樣方法，從新北市三鶯區二國小高年級學生抽取83名健康學童，其中男生42名、女生41名；板橋區某國中抽取82位健康八年級學生，其中男生41名、女生41名。全體受試對象均以運動智能手環量測為期3週之每日步數、身體活動強度（步頻）與MVPA時間身體活動資料。研究前向研究對象及其家長說明本研究目的、資料收集方法、資料保密性及參與研究之權利。全體受試者生長發育正常無各種急慢性疾病，且本研究遵守倫理考量，以研究對象自主、不傷害及保密原則，且均取得本人及家長的知情同意。

二、身體活動量擷取設備及測量

採用臺灣廠商自行研發之運動智能手錶與三軸加速規（CXL50LP3，±25克），取樣頻率為1000Hz，包含即時回饋系統和手機app來蒐集學童日常身體活動產生的加速度訊號，手錶螢幕可即時顯示步數、運動強度、燃燒卡路里、運動時間、目標達成率等數據。張簡旭芳等（2016）研究以每分鐘走或跑步數之步頻，結果指出穿戴式運動錶測得之步頻與心跳達高度相關（ $r = .972^*$ ）。顯示穿戴式運動錶是一種測量兒童與青少年身體活動量有效且可信的客觀測量工具。

三、操作型定義

(一) 身體活動量參數：本研究所指的身體活動量參數，是指每位學生身上均配帶運動智能手錶，配戴位置在其慣用手。在每天上午起床配戴運動錶至睡覺前，所測得之平均每日步數、運動強度（步頻）及MVPA時間等三個參數。

(二) MVPA強度：本研究以Graser等（2011）研究之每分鐘120-140步做為評估MVPA指標。

(三) MVPA時間：本實驗之MVPA時間係指一天MVPA之累計時間（取每分鐘步頻120步以上）來表示。

四、資料收集與處理

得到學校、學生與其監護人的同意後，實驗前研究團隊和實驗組老師進行運動智能手錶準備，說明手錶操作和注意事項，請求受試學生每天除游泳和洗澡外，應持續配戴運動智能手錶3個禮拜，並於紀錄表上填入每日起床及就寢時間。固定於每週三早上8點以藍牙連結方式下載運動智能手錶一週來數據，擷取每週二天有體育課、二天無體育課及週末二天，數據時間均為早上7:30-18:30之身體活動量參數。

五、統計方法

使用SPSS for Windows 22.0版套裝軟體進行統計分析，分別依研究目的與研究問題分析，採用下列幾種統計方法：以描述性統計受試者的年齡、身高、體重等基本資料；以獨立樣本t考驗國中小學生身體活動量參數及國中小男女學生之身體活動量差異平均值和標準差；國小學生在週間有無體育課與週末各身體活動量指標間差異以單因子變異數分析，並以Scheffé法做事後比較，統計顯著水準定為 $\alpha = .05$ 。

參、結果

一、參與者基本資料

以運動智能手錶進行監測國中男女、國小男女學生之基本資料（年齡、身高及體重），結果如表 1 及表 2：

表 1 國小男女生年齡、身高及體重之分析比較表 ($N = 83$)

	國小男生		國小女生		p	ES	Power
	M	SD	M	SD			
年齡 (years)	11.56	1.78	11.38	2.00	0.12	0.62	0.38
身高 (cm)	143.06	5.69	142.54	5.32	0.26	0.52	0.27
體重 (kg)	40.72	6.30	39.86	6.02	0.28	0.46	0.24

註：*代表統計達顯著差異 ($p < .05$)。Effect Size 效果量；Power 為效果檢定力。

表 2 國中男女生年齡、身高及體重之分析比較表 ($N = 82$)

	國中男生		國中女生		p	ES	Power
	M	SD	M	SD			
年齡 (years)	12.60	2.12	12.48	2.24	0.13	0.58	0.35
身高 (cm)	151.23	5.88	150.52	6.08	0.28	0.49	0.24
體重 (kg)	47.21	7.04	46.84	6.88	0.22	0.54	0.32

註：*代表統計達顯著差異 ($p < .05$)。Effect Size 效果量；Power 為效果檢定力。

二、學生配戴穿戴式運動錶情況

學生全體每天配戴穿戴式運動錶的平均時間 658.3 ± 54.8 分鐘，其中國小學生每天配戴穿戴式運動錶的平均時間為 683.2 ± 60.9 分鐘(男生： 704.3 ± 68.5 分鐘、女生： 659.9 ± 63.7 分鐘)、國中生 634.4 ± 61.7 分鐘(男生： 654.3 ± 59.9 分鐘、女生： 614.2 ± 58.4 分鐘)，總體配戴時間在 11 小時左右，時間多為早上 7:30 到晚上 6:30，說明採集到的數據能比較全面地反映學生整天的體力活動情況。

三、新北市國中小學童身體活動量對比分析

(一) 國中小學生身體活動量方面：

經過運動智能手錶連續三週紀錄國中小學生日常生活所得之身體活動參數數值，結果發現國小學生身體活動量之平均每天步數及 MVPA 時間平均數均高於國中學生 (11171.6 ± 2353.0 步 $>$ 9675.4 ± 2178.1 步； 41.5 ± 15.2 分 $>$ 36.8 ± 12.3 分)，如表 3，顯然可見，國小學生整體身體活動高於國中學生。

表 3 新北市國中小學生身體活動量對比分析摘要表

項目	國中小學童			<i>t</i>	<i>p</i>
	國小	國中	整體		
每天步數 (步)	11171.6 ± 2353.0	9675.4 ± 2178.1	10423.5 ± 2265.6	18.248*	$<.05$
活動強度 (步/分)	108.6 ± 2.4	103.6 ± 3.3	106.1 ± 2.9	2.865	$>.05$
MVPA 時間 (分)	41.5 ± 15.2	36.8 ± 12.3	39.2 ± 13.8	9.632*	$<.05$

註：*代表統計達顯著差異 ($p < .05$)。

(二) 國小男女生之身體活動量方面：

國小男生在平均每天步數、活動強度及 MVPA 時間等身體活動量方面均明顯高於國小女生 (11923.2 ± 2780.0 步 > 10487.6 ± 1972.4 步、114.5 ± 2.4 步/分 > 101.2 ± 2.8 步/分、50.1 ± 15.9 分 > 32.4 ± 11.8 分)，皆達統計上顯著水準 ($p < .05$)，如表 4。

表 4 新北市國小男女學童身體活動量對比分析摘要表

項目	國小學童			<i>t</i>	<i>p</i>
	男生	女生	整體		
每天步數 (步)	11923.2 ± 2780.0	10487.6 ± 1972.4	11171.6 ± 2353.0	11.851*	<.05
活動強度 (步/分)	114.5 ± 2.4	101.2 ± 2.8	108.6 ± 2.5	22.314*	<.05
MVPA 時間 (分)	50.1 ± 15.9	32.4 ± 11.8	41.5 ± 15.2	18.946*	<.05

註：*代表統計達顯著差異 ($p < .05$)。

(三) 國中男女生之身體活動量方面：

國中男生在平均每天步數、活動強度及 MVPA 時間等身體活動量方面均明顯高於國中女生 (10390.1 ± 2252.6 步 > 8960.5 ± 2175.8 步、109.2 ± 3.2 步/分 > 97.4 ± 2.9 步/分、46.9 ± 14.1 分 > 26.9 ± 9.3 分)，皆達統計上顯著水準 ($p < .05$)，如表 5。

表 5 新北市國中男女學童身體活動量對比分析摘要表

項目	國中學生			<i>t</i>	<i>p</i>
	男生	女生	整體		
每天步數 (步)	10390.1 ± 2252.6	8960.5 ± 2175.8	9675.4 ± 2178.1	20.742*	<.05
活動強度 (步/分)	109.2 ± 3.2	97.4 ± 2.9	103.6 ± 3.3	17.512*	<.05
MVPA 時間 (分)	46.9 ± 14.1	26.9 ± 9.3	36.8 ± 12.3	26.846*	<.05

註：*代表統計達顯著差異 ($p < .05$)。

四、國小學童在週間有體育課、週間無體育課和週末等三個時段之身體活動量比較

由表 6 可知，週間有無體育課及週末在平均每日步數、活動強度與 MVPA 時間的 F 檢定皆達顯著水準 ($p < .05$)，表示三個不同時段在平均每日步數、活動強度與 MVPA 時間的分數有顯著差異存在。經 Scheffé 法事後比較得知，在平均每日步數、活動強度與 MVPA 時間方面，皆是週間有體育課高於週間無體育課和週末、週間無體育課大於週末。

表 6 週間有無體育課或週末身體活動量之差異分析摘要表

身體活動量	時間	平均數	標準差	F 值	p 值	Scheffé 法事後比較
平均每日步數	(1)週間有體育課	14052	2908.23	73.80***	<.001	1>2, 3 2>3
	(2)週間無體育課	12727	3075.17			
	(3) 週末	8510	3163.87			
活動強度	(1)週間有體育課	120.31	13.47	80.10***	<.001	1>2, 3 2>3
	(2)週間無體育課	112.87	13.15			
	(3) 週末	103.80	13.36			
MVPA 時間	(1)週間有體育課	48.24	18.52	18.22***	<.001	1>2, 3 2>3
	(2)週間無體育課	44.78	15.74			
	(3) 週末	33.99	12.47			

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

肆、結論

本研究通過客觀運動智能手錶檢測兒童青少年身體活動的狀況，反映了兒童青少年日常生活身體活動之步數、強度與時間，尤其 MVPA 身體活動時間不充足的現狀。

在整體國中小學生身體活動量平均數方面，顯然可見，國小學生整體身體活動高於國中學生。依 Tudor-Locke 等 (2005) 以計步器來預計自己的身體活動量的參照效標，國小生每日平均步數 11171.6 ± 2353.0 步，是屬於積極之運動狀態 (active)，國中生 9675.4 ± 2178.1 步，屬於相當程度之運動狀態 (somewhat active)，看起來好像是個不錯的指標性參考依據。惟依據 WHO 建議 5-17 歲兒童青少年每日應參加至少 60 分鐘的 MVPA 標準，以此標準國中或國小學生均未達到 WHO 建議兒童青少年每天參與至少 60 分鐘 MVPA 身體活動建議量。全體國中小學生平均 MVPA 時間達標的比例只有 15.89%，其中國小生為 19.5%，與全球平均相差不大，但國中學生只有 12.25% 達標，明顯活動量不足。由上可知，推究其原因，在臺灣地狹人稠條件及生活競爭壓力下，隨著學生不斷升學，課業負擔更重，因而靜態行為時間出現了不同程度的增加，相對運動的機會變小。

在男女學生身體活動量比較方面，男生可以達到 WHO 推薦標準要求，女生則普遍活動量較少。國中小男生達標比例為國中男生 19.6%，國小男生 26.8%，明顯均多於全球平均 19% 與台灣 15.6%，國中女生 4.9%，國小女生 12.2%，值得進一步探討。國中小女生只有 8.55%，甚至國中八年級女生身體活動量更顯不足，達標的比例低至 4.9%，明顯和男生有一段差距，身體活動不足情況更加嚴重。也使得整體國中小學之 MVPA 時間為之降低，身體活動量表現有明顯的性別差異，與 Belton, O' Brien, Issartela, McGranea, 與 Powells (2016) 研究結果相似。

在週間有無體育課及週末身體活動量比較方面，本研究結果顯示國中小學生週間有體育課和週間無體育課的身體活動量及 MVPA 時間均高於週末，說明週末未達標的情況值得重視。也與國外兒童的身體活動數據一致 (Nyberg, Nordenfelt, Ekelund, & Marcus, 2009; Wang, Chen, & Zhuang, 2013)。

推測由於在上學日學校均開展規律的體育課及其他形式的體育活動，而在週末則有相當比例的學生要參加各種補習班或在家學習，故其身體活動水平在上學日高於週末。週間有體育課平均每日步數為 14052 步，達 Tudor-Locke 等 (2005) 所提 12,500 步以上之精力充沛運動狀態 (highly active)，活動強度為 120.31 步/分，說明有體育課當天之身體活動量均達世界各組織建議的標準量，值得做後續討論及推廣。無論男女，體育課日的身體活動水平均高於非體育課日。這一結果再次體現了體育課對促進學生身體活動的關鍵作用。

最後，本研究建議身體活動教育得重視性別之差異，去規劃不同的課程內容，而學校與學生家長應共同幫助學生建立身體活動習慣，在言行行動上鼓勵學童從事規律的身體活動，並鼓勵孩子善用家庭的運動設備，讓孩子多與同儕一起從事身體活動，協助同儕間在身體活動上的良好互動關係，由同伴在身體活動上所給予的各種支持提昇孩子的的身體活動量以促進學生在校期間身體活動的水平，另一方面 Dias, Green, Ingul, Pavey, 與 Coombes (2015) 研究指出體育課與學生健康體位關係更是密不可分，體育課程可以提高學童在校的身體活動量，更是改善體適能的最佳路徑，也是值得往後更加重視的一大話題。

本研究以運動智能手錶監測國中小學生身體活動量之結果分析，依據研究目的和結果提出以下結論：

- (一) 國小學童比國中生有較高的身體活動量。
- (二) 不論國小或國中學生，男生身體活動量皆比女生活躍。
- (三) 國中七年級女生身體活動量相對較低，值得進一步探討。
- (四) 週間有體育課之身體活動量水平明顯比週間無體育課及週末時段高，利用課餘時間增加體育課程不失為一個促進身體活動量策略。

穿戴式運動錶可結合目標設定與社群競爭，即時監控學童活動量及有效提升國中小學童身體活動量利器，尤其是針對女性學童和週末身體活動不足，值得推廣為促進個人身體活動之工具。

參考文獻

- 吳忠霖、黃長福 (2019)。使用穿戴式運動錶對國小學童身體活動量與體適能之影響。體育學報，52 (1)，55 - 69。doi: 10.3966/102472972019035201005
- 張簡旭芳、李尹鑫、戴一涵、相子元 (2016)。身體加速度及步頻分別與心跳之相關性-前導性實驗。運動表現期刊，3 (1)，23-27。doi: 10.3966/240996512016060301004
- Belton, S., O'Brien, W., Issartela, J., McGranea, B., & Powella, D. (2016). Where does the time go? Patterns of physical activity in adolescent youth. *Journal of Science & Medicine in Sport*, 19(11), 921-925. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jsams.2016.01.008>
- Brusseau, T. A., & Hannon, J. C. (2013). Pedometer-determined physical activity of youth while attending school: A review. *Sport Science Review*, 5(6), 329-342.
- Clemes, S. A., & Biddle, S. J. H. (2013). The use of pedometers of monitoring physical activity in children and adolescents: Measurement considerations. *Journal of Teaching in Physical Education*, 10, 249-262.
- Dias, K. A., Green, D. J., Ingul, C. B., Pavey, T. G., & Coombes, J.S. (2015). Exercise and vascular function in child obesity: a meta-analysis. *Pediatrics*, 136(3), 648-659. doi: 10.1542/peds.2015-0616
- Graser, S. V., Groves, A., Prusak, K. A., & Pennington, T. R. (2011). Pedometer Steps-Per-Minute, Moderate Intensity, and Individual Differences in 12-to 14-Year-Old Youth. *Journal of Physical Activity and Health*, 8, 272-278.

- Guthold, R., Stevens, G. A., Riley, L. M., & Bull, F. C. (2019). Global trends in insufficient physical activity among adolescents: a pooled analysis of 298 population-based surveys with 1.6 million participants. *Lancet Child & Adolescent Health*, 4(1), 23-35. doi: 10.1016/S2352-4642(19)30323-2
- Liou, Y. M., Jwo, C. J. C., Yao, K. G., Chiang, L. C., & Huang, L. H. (2008). Selection of appropriate Chinese terms to represent intensity and types of physical activity terms for use in the Taiwan version of IPAQ. *The Journal of Nursing Research*, 16(4), 252–263. doi: 10.1097/01.jnr.0000387313.20386.0a
- Martinez-Gomez, D., Ruiz, J. R., Ortega, F. B., Veiga, O. L., Moliner-Urdiales, D., Mauro, B., Galfo, M., Manios, Y., Widhalm, K., Béghin, L., Moreno, L. A., Molnar, D., Marcos, A., & Sjöström, M. (2010). Recommended levels of physical activity to avoid an excess of body fat in European adolescents the HELENA study. *American Journal of Preventive Medicine*, 39(3), 203-211. doi: 10.1016/j.amepre.2010.05.003
- NCD Risk Factor Collaboration (NCD-RisC). (2017). Worldwide trends in body-mass index, underweight, overweight, and obesity from 1975 to 2016: A pooled analysis of 2416 population-based measurement studies in 128.9 million children, adolescents, and adults. *Lancet*, S0140-6736(17)32129-3. doi: 10.1016/S0140-6736(17)32129-3.
- Nyberg, G. A., Nordenfelt, A. M., Ekelund, U., & Marcus, C. (2009). Physical activity patterns measured by accelerometry in 6- to 10-yr-old children. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 41(10), 1842-1848. doi: 10.1249/MSS.0b013e3181a48ee6.
- Sirard, J. R., & Pate, R. R. (2001). Physical activity assessment in children and adolescents. *Sports Medicine*, 31(6), 439-454. doi: 10.2165/00007256-200131060-00004

Wang, C., Chen, P., & Zhuang, J. (2013). A national survey of physical activity and sedentary behavior of Chinese city children and youth using accelerometers. *Research Quarterly for Exercise & Sport*, 84(2), S12-28. doi: 10.1080/02701367.2013.850993

World Health Organization. (2010). *Global recommendations on physical activity for health*. Geneva: Author.

探究大專桌球運動員樂觀、心理復原力 對賽前狀態焦慮之差異與關聯

辛麗華¹、王素君¹、曾丸晏²、柯莉蓁¹、邱奕銓¹

龍華科技大學觀光休閒系¹、聖約翰科技大學休閒運動與健康管理系²

摘要

目的：探討不同性別、球齡之桌球運動員在樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮(三構面)上的差異；運動樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮等構面間的關聯性。**方法：**以大運會桌球北、中區資格賽之運動員 221 名為對象，施以運動員樂觀、心理復原力及賽前狀態焦慮量表的測驗，以獨立樣本 t 考驗、單因子變異數分析、積差相關與多元迴歸進行差異、相關與預測之考驗。**結果：**1.不同性別在樂觀與心理復原力構面中並無顯著差異，在賽前狀態焦慮之認知與身體焦慮亦無顯著差異，但在自信心部分男生較高，有顯著差異；2.不同球齡之運動員在樂觀與賽前狀態焦慮中之認知與身體焦慮構面均無顯著差異，但在心理復原力、自信心部分的則有顯著差異，球齡長之選手復原力與自信心均較高；3.在相關分析中樂觀、心理復原力及賽前狀態焦慮中之自信心構面為正相關，而樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮中之認知與身體焦慮構面為負相關；4.樂觀與心理復原力能預測自信心，心理復原力可以預測認知與身體焦慮。**結論：**教練應適時鼓勵運動員採取樂觀態度並增強心理復原力以減低焦慮感並增強自信心。

關鍵詞：資格賽、認知焦慮、身體焦慮

通訊作者：邱奕銓

通訊地址：333 桃園市龜山區萬壽路一段 300 號

電話號碼：0933147396

電子郵件：ec16032002@yahoo.com.tw

壹、緒論

一、研究背景

心理學上提及認知往往決定一個人對於事情處理的態度，而面對未來採取正向的預期卻是重要的動力來源。尤其近年來正向心理學 (positive psychology) 的崛起，著重人們心理的正向發展，深入探索人們如何將生活活得更有價值與健康 (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000)。而樂觀 (optimism) 與心理復原力 (resilience) 它是正向心理學中的主要結構，樂觀對身體和心理健康均有正向影響，因此促進課業、體育和職場上的成功 (Malik, 2013)。Scheier 與 Carver (1985) 曾經積極倡導樂觀對於人們的重要性，是因為樂觀的個體對未來的事件有正向的預期，在面對壓力時也能調整因應的策略，往往達到成功的機率更高。而心理復原力也同樣具有鼓舞向上的積極能量，除了能改善身體健康追求幸福之外，也能提升自信心並促進成績有好的表現 (Golby & Wood, 2016; Smith & Hollinger-Smith, 2015)，因此樂觀與心理復原力均是正向心理學上受到重視的議題。

由於運動選手的目標為奪得獎牌，因此許多運動員在競賽前、中或後皆會表現出來的一種焦慮的心理狀態，運動員若能夠控制住適當的焦慮反應，對於比賽的成績表現會有相當大的幫助。焦慮其實是一種內在情緒的狀態，其因源於本身對於周遭環境感到威脅與壓力下，從內在情緒的緊張與不安，進而表現於外在行為上的一種狀態。狀態焦慮是主觀、有意識地知覺到緊張、不安與擔憂的一種情緒狀態，與自主神經系統引起的激發或覺醒水準伴隨產生 (Rocha & Osório, 2018)。狀態焦慮可分為認知性焦慮 (cognitive anxiety)：一種個體不愉快的主觀意識知覺，例如：緊張、擔心；身體性焦慮 (somatic anxiety)：一種個體感覺到身體出現生理覺醒的知覺，例如：呼吸急促、身體僵硬、心跳加速。另外 Martens 等 (1990) 依據多向度理論的論點將狀態焦慮區分為認知性焦慮、身體焦慮與自信心三個向度，Cox, Martens, 與 Russell (2003) 經過檢定後證實認知性焦慮、身體焦慮與自信心是負向關係，而運動員的自信心越高對於狀態焦慮越有正向解釋的傾向。

從許多國內外的文獻顯示，樂觀、心理復原力以及賽前狀態焦慮對於不同背景變項的研究對象均可能造成不同的差異，例如對於不同的性別、球齡上可能有不同程度上的差異，部分探討不同性別運動員的樂觀程度，發現男女在樂觀上有差異，男生的樂觀態度高於女生(倪福德、曾敏豪、陳文銓、張家銘，2015；王元聖、鄭世忠、王俊傑，2016；Kiliç, 2020)，但是鄭智懷、楊宗文(2018)的研究則發現在樂觀上男女並無差異，探討原因可能是運動項目上的不同因此產生差異。有關樂觀在性別上的差異產生不同的研究結果，Glaesmer 等(2012)認為可能是部分研究集中於特定族群上的調查差異所致，尤其集中在大學生，缺乏其他年齡層的比較，可能缺乏客觀性，而其針對 2372 名廣大年齡族群進行研究，在樂觀構面中發現所有的男性的總平均得分僅略高於女性，並無顯著差異；至於在心理復原力部分，González-Hernández, Gomariz-Gea, Valero-Valenzuela, 與 Gómez-López(2020)的研究結果顯示，男生在心理復原力上則有較高的適應能力與女生比較有顯著差異，此外，在心理復原力上球齡長較之資淺者(5 年以下)有顯著差異，而球齡長的選手(5 年以上)較之資淺者在自信心上有顯著差異。至於在賽前狀態焦慮上的差異上，鄭吉祥、蕭今傑、陳秀花(2004)與林紀玲(2013)的研究發現男女性運動員在認知焦慮、身體焦慮和自信心上並無顯著性差異。但是 González-Hernández 等(2020)則發現女生有較高的身體焦慮達到顯著差異，而男生則較之女生有較高的自信心也有顯著差異。林紀玲(2013)的研究則發現而不同球齡的羽球運動員其特質性焦慮、比賽前狀態性焦慮及比賽中狀態性焦慮有顯著差異。Almeida, Luciano, Lameiras, 與 Buceta(2014)的研究則發現球齡長的運動員，在運動中的經驗和競爭水平就越高，他們的焦慮程度就越低，因為越有經驗的運動員對自己的情緒有著更佳的控制能力。

不僅僅是一些差異的研究引起學者的探討，在樂觀、心理韌性以及賽前狀態焦慮三個不同因素的關係上也有一些實證研究，在相關文獻上例如趙丹(2012)與蔡閔、賴世焯(2010)的研究發現運動表現愈出色的運動員有較高的自信心以及較低的賽前狀態性焦慮；另外，潘緯澄、高三福、陳韋霖、潘天財(2019)發現自信心與認知焦慮初期呈正相關，而和身體焦慮呈負相關；但在進入決賽的運動員有明顯較高的自信心以及較低的身體焦慮。另外，Kiliç(2020)的研究則發現心理復原力與自信態度、樂觀態度之間存在正相關。

由於學者常聚焦於探討賽前狀態焦慮以及其影響因子，因此過去競賽狀態焦慮通常做為依變項，而競賽狀態焦慮先前的理論與原因解釋則認為與個人的競賽經驗與技術等級息息相關 (Jones, 1995)，此外盧俊宏 (2000) 也表示焦慮並非全然有害，端視運動的個別差異與心理特質而異，此心理特質正可能與自信心有關，而影響自信心之前因在近期則發現正念特質能夠將狀態焦慮轉換解釋為正向的挑戰。例如陳建瑋、季力康 (2017) 發現大專網球選手的希望感路徑思考越高，傾向具有較高的正向情緒、動力與控制感，也傾向將賽前狀態焦慮解釋為正向的挑戰，而非無法控制的負面感受。彭譯箴 (2015) 及 Mohebi, Gharayagh Zandi, Zarei, 與 Gharayagh Zandi (2019) 的研究也發現運動員的正念特質能降低賽前認知焦慮與身體焦慮，此外 Mohebi 等 (2019) 的研究發現正念特質能預測自信心。而 Olefir (2018) 的研究發現樂觀對賽前競賽焦慮有部分的影響具有減低的作用，而 Meggs, Golby, Mallett, Gucciardi, 與 Polman (2016) 的研究發現心理復原力能降低身體焦慮的狀態，直接與間接影響運動表現。另外 Belem 等 (2017) 的研究發現心理復原力能降低運動員壓力，減輕焦慮且建立較高之自信心。

總結以上，國內在運動員樂觀、心理復原力與賽前競賽焦慮等的研究上，仍然較偏重於相關性質的探討，但對於性別與球齡差異以及因果關係與預測因素上，則顯得較為欠缺，而國外雖然稍微豐富，但是也很缺乏針對桌球選手進行研究，此外在樂觀中的性別差異上並未顯示有一致性的結果，再者賽前競賽焦慮的因應與建議亦缺乏；除此之外樂觀、心理復原力對於賽前競賽焦慮是否具有預測力？此些議題是本研究所欲探究的問題，因為樂觀與心理復原力對於運動員賽前競賽焦慮與競賽成績有關，值得重視與探討。

二、研究目的

(一) 探討不同性別、球齡之運動員在樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮上的差異。

(二) 瞭解運動樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮上 (三構面) 的關係。

(三) 探討運動員的樂觀與心理復原力對於賽前狀態焦慮上的預測程度。

貳、方法

一、研究對象

本研究之對象為 109 學年全國大專運動會桌球一般組北、中區資格賽中參與的選手，共發出問卷 242 份，回收 242 份，其中有效問卷 221 份，有效率為 91.3 %。

二、研究工具

本研究之工具有三項量表，樂觀部分採取 Scheier, Carver, & Bridges (1994) 的生活取向量表修正版 (LOT-R)，LOT-R 其中有 3 題是樂觀構面的題項，主要是測量受試者樂觀的程度，其 Cronbach α 係數為 .56。計分採用 Likert-type 6 點量尺，從 1-6 的量尺刻度中 1 代表非常不同意，6 代表非常同意，分數越高者代表個人樂觀的程度越高。

心理復原力是採用 Gucciardi, Jackson, Coulter, & Mallett (2011) 所修訂的 Connor-Davidson 心理復原力量表 (Connor-Davidson Resilience Scale; Connor & Davidson, 2003) 之 10 題版，用以測量運動員因應困境的能力。其 Cronbach α 係數為 .80，至於計分採用 Likert 10 點量尺，10 代表非常同意。

至於賽前狀態焦慮是以黃崇儒、張智傑、許勝凱、洪聰敏 (2008) 所翻譯的量表為測量工具，其量表源自 Cox 等 (2003) 發展的 Competitive State Anxiety Inventory-2R，有三個向度：認知性焦慮，是一種個體不愉快的主觀意識知覺；身體性焦慮，是一種個體感覺到身體出現生理覺醒的知覺；自信心是指個人對自己所能做的事具有的信念，共 17 題，答案的選擇方式為 Likert 4 點量尺計分。三個分量表的內部一致性 Cronbach's α 值，分別為認知焦慮 .87、身體焦慮 .85 和自信心 .87。

由於 Belem 等 (2017) 及 González-Hernández 等 (2020) 之研究是採用原量表之不同點數的量尺計算，因此沿用原作者所訂定之量尺進行統計分析。

三、實施步驟

聯絡受測之參加全國 109 學年大專運動會桌球一般組北、中區資格賽之學校代表隊，在取得同意後排定各校代表隊施測時間，在說明問卷內容與堅守保密要求再經選手同意後開始進行前述三種量表的填答，待集體填寫完問卷隨即請選手擲入紙箱中進行回收，將無效及不完整的問卷排除，最後實施資料的編碼與分析。

四、資料處理與分析

本研究採用 SPSS 21 進行統計分析，所採用之統計方法如下：

- (一) 以獨立樣本 t 考驗進行桌球運動員之性別等背景變項於樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮上之差異。
- (二) 以單因子變異數分析進行運動員球齡之變項在樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮上之差異，並以雪費法進行事後比較。
- (三) 以積差相關與多元逐步迴歸分析進行運動員在樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮上等變項之關聯性，包含相關與預測程度。
- (四) 本研究統計考驗之顯著水準訂為 $\alpha = .05$ 。

參、結果

一、參與選手背景資料分析

依據 221 位參加全國 109 學年大專運動會桌球資格賽之一般組選手所填寫回收之有效問卷分析後，進行樣本結構描述。在性別變項中男生共 122 位佔整體 55.2%，女生 99 位佔整體 44.8%。至於運動員之球齡方面，其所占比例以及所有背景資料詳如表 1 所示。

表 1 參與者背景變項分析

背景變項	類別	人數	百分比
性別	男生	122	55.2%
	女生	99	44.8%
球齡	1-5 年	63	28.5%
	6-10 年	69	31.2%
	11-15 年	89	40.3%

二、性別差異

以獨立樣本 t 檢定考驗性別在樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮三構面(認知焦慮、身體焦慮、自信心)之差異。結果顯示在樂觀與心理復原力構面中並無顯著差異(t 值 < 1.96 ; $p > .05$)，在賽前狀態焦慮之認知與身體焦慮亦無顯著差異，但在自信心部分男生較高，有顯著差異 (t 值 > 1.96 ; $p < .05$)。詳如表 2 所示：

表 2 性別對樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮三構面之差異性考驗

性別因素別	男		女		t 值	p 值
	M	SD	M	SD		
樂觀	4.61	0.73	4.58	0.68	0.28	.78
心理復原力	4.13	0.75	3.99	0.75	1.31	.19
認知焦慮	2.18	0.74	2.26	1.11	-0.69	.49
身體焦慮	1.87	0.68	1.81	0.83	0.64	.53
自信心	3.06	0.63	2.78	0.64	3.24	.01**

* $p < .05$ ** $p < .01$

三、不同球齡

球齡之分組，係以 5 年為一個基準，將球齡之長短區分為下表中的 3 組，其中 1-5 年為最資淺之第 1 組、6-10 年為第 2 組、11-15 年則為最資深之第 3 組，結果發現，不同球齡之運動員在樂觀與賽前狀態焦慮中之認知與身體焦慮構面均無顯著差異，但在心理復原力、自信心部分的則有顯著差異，球齡長之選手較之球齡淺之選手在復原力與自信心均較高 ($3 > 1$)，詳如表 3 所示：

表 3 球齡對樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮三構面之差異性考驗

	球齡	M	SD	<i>F</i>	<i>p</i> 值	事後比較
樂觀	1-5	4.53	0.71	1.43	.241	n.s.
	6-10	4.52	0.69			
	11-15	4.70	0.77			
復原力	1-5	3.87	0.57	5.49	.005*	3 > 1
	6-10	4.01	0.87			
	11-15	4.26	0.75			
認知焦慮	1-5	2.09	0.69	1.06	.350	n.s.
	6-10	2.21	0.77			
	11-15	2.31	1.15			
身體焦慮	1-5	1.76	0.53	1.76	.10	n.s.
	6-10	1.81	0.65			
	11-15	1.94	0.98			
自信心	1-5	2.68	0.58	2.86	.021*	3 > 1
	6-10	2.92	0.67			
	11-15	3.10	0.66			

* $p < .05$ ** $p < .01$

四、相關分析

以相關分析進行樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮三構面間之相關檢驗，結果發現樂觀與心理復原力及信心構面皆為正相關（皆達顯著水準， $p < .01$ ），而樂觀與認知焦慮及身體焦慮雖為負值然近乎無相關，而心理復原力與認知焦慮及身體焦慮為負相關，就各變項間正負號值皆與前述之相關理論及實證研究結果一致，詳如表 4 所示。

表 4 樂觀、心理復原力與賽前狀態焦慮各分項構面的相關矩陣

因素	樂觀	心理復原力	認知焦慮	身體焦慮	自信心
樂觀	1				
心理復原力	.33**	1			
認知焦慮	-.06	-.16*	1		
身體焦慮	-.04	-.16*	.48**	1	
自信心	.24**	.43**	-.17*	-.11	1

* $p < .05$ ** $p < .01$

五、多元迴歸分析

欲瞭解大學桌球一般組選手樂觀與心理復原力對賽前狀態焦慮三構面的預測力，以樂觀、心理復原力之平均數預測賽前狀態焦慮，結果顯示樂觀對認知與身體焦慮之預測均不顯著（ t 值 < 1.96 ； $p > .05$ ），然而心理復原力對認知與身體焦慮之預測均達到顯著水準（ t 值 > 1.96 ； $p < .05$ ），因此心理復原力可以負向預測認知與身體焦慮，結果詳如表 5、6。

表 5 樂觀與心理復原力對認知焦慮之迴歸係數

	未標準化		標準化		t	顯著性
	係數		係數			
	β 之估計值	標準誤差	Beta	分配		
(常數)						
樂觀	.075	.041	.129		1.841	.067
心理復原力	-.251	.086	-.204		-2.912	.004*

依變數：認知焦慮

表 6 樂觀與心理復原力對身體焦慮之迴歸係數

	未標準化 係數		標準化 係數		t	顯著性
	β 之 估計值	標準 誤差	Beta	分配		
(常數)						
樂觀	.007	.033	.014		0.202	.840
心理復原力	.336	.056	.389		-2.257	.025*

依變數：身體焦慮

另外，樂觀對自信心具有預測力，而且心理復原力對自信心也具有預測力，均達到顯著水準 (t 值 > 1.96 ; p < .05)，如果樂觀加上心理復原力能夠解釋自信心合計 19.3% 的變異量 (R² = .193)，其標準化係數 (Beta) 分別為 .134 與 .389 均達到顯著水準 (t 值 > 1.96 ; p < .05)，結果詳如表 7。

表 7 樂觀與心理復原力對自信心之迴歸係數

	未標準化 係數		標準化 係數		t	顯著性
	β 之 估計值	標準 誤差	Beta	分配		
(常數)						
樂觀	.068	.039	.134		2.216	.042*
心理復原力	.336	.056	.389		6.047	.001**

依變數：自信心

肆、結論

一、性別差異

本研究性別差異結果顯示在樂觀與心理復原力構面中並無顯著差異，同時在賽前狀態焦慮之認知與身體焦慮亦無顯著差異，但在自信心部分男生較高有顯著差異。樂觀部分與鄭智懷、楊宗文 (2018)、Glaesmer, et al. (2012) 等研究發現樂觀在性別上無差異之結果一致，但與倪福德等 (2015) 的研究結果不同，Glaesmer, et al. (2012) 探討研究為何結果不同的原因，如以廣大年齡族群來進行研究應該是較為客觀，因此樂觀無差異是可理解的。至於心理復原力部分並無顯著差異，與 González-Hernández, et al. (2020) 的研究不同，可能選手年齡及運動項目不同(手球、籃球)，而且此項性別差異之研究文獻過少，尚有待後續研究驗證。至於在賽前狀態焦慮上的差異上，男女性運動員在認知與身體焦慮無顯著差異此與鄭吉祥等 (2004) 與林紀玲 (2013) 的研究發現一致，而自信心部分則與 González-Hernández 等 (2020) 的研究一致，基本上皆與大多數研究結果一致，所不同的原因可能與研究的運動項目不同有關，畢竟一般組桌球賽不若公開組的競賽氣氛與強度，焦慮較少，而普遍上男生則較之女生有較高的自信心。

二、不同球齡

不同球齡之運動員在樂觀與賽前狀態焦慮中之認知與身體焦慮構面均無顯著差異，但在心理復原力、自信心部分的則有顯著差異，此與林紀玲 (2013) Almeida 等 (2014) 的研究結果不同，其可能原因是本研究所選取之對象為一般組球員，運動之持續性往往因為學業因素因而不連貫，而且競賽強度也可能有差異所致；至於球齡長之選手較之球齡淺之選手在復原力與自信心均較高此與 Almeida 等 (2014) 以及 González-Hernández 等 (2020) 的研究一致，Almeida 等 (2014) 的研究解釋球齡長的運動員，在運動中的經驗和競爭水平就越高，他們的焦慮程度就越低，而 González-Hernández 等 (2020) 認為球齡長的運動員有豐富的經驗與因應能力，因此有較高的自信心。

三、樂觀、韌性與賽前狀態焦慮之相關

研究結果發現與 Kiliç (2020) 的發現完全一致，樂觀與心理復原力及自信心構面皆為正相關；而樂觀及心理復原力與認知焦慮及身體焦慮為負相關也是合理的，同樣的符合正向心理學的原則，樂觀與心理復原力均為正向心理資源，對於不利的狀況有減輕功能之外，也能提升自信心並促進運動表現。

四、樂觀、心理復原力對於賽前狀態焦慮之預測

欲瞭解大學桌球選手樂觀與心理復原力對賽前狀態焦慮之三構面的預測力，結果顯示樂觀對認知與身體焦慮之預測均不顯著，然而心理復原力對認知與身體焦慮之預測均達到顯著水準，因此心理復原力可以負向預測認知與身體焦慮。樂觀無法預測認知與身體焦慮，此結果與 Olefir (2018) 的研究不同，其可能原因也許與 Jones (1995) 的解釋有關，競賽的層級、強度與經驗均可能對賽前焦慮有關，由於本次研究選擇大學桌球一般組之運動員為對象，可能與公開組選手的狀況不同，競賽氣氛與強度可能都會影響到賽前焦慮的強度，例如從整體認知與身體焦慮之平均數來看，均非呈現非常高的焦慮狀態。此外樂觀與心理復原力對自信心均具有預測力，此與 Meggs 等 (2016) 與 Belem 等 (2017) 的研究發現一致，心理復原力能降低壓力及身體焦慮的狀態，建立較高之自信心。此也符合正向心理學的理論基礎，樂觀與心理復原力均為運動員面對壓力的保護因素除防止負向的倦怠感的產生之外也較具健康的傾向。雖然本研究結果在樂觀影響賽前焦慮的結果不顯著與先前部分文獻之研究結果不同，然從以往賽前狀態焦慮的理論與概念來探討，可能與選擇對象的競賽層級與球類項目有關，從這個角度來解釋則應是合理的，而心理復原力則是非常符合先前的研究。

綜合上述研究之結果在進行討論之後，研究者認為教練應適時鼓勵運動員採取樂觀態度並增強心理復原力以減低焦慮感並增強自信心，對於運動員才是有助益的方式。

五、研究限制

本研究採用原量表之不同點數的量尺計算，在相關性及迴歸統計的部分，可能因量尺未統一而產生些許差異，為本研究之限制，未來當考量採用統一的量尺進行研究，以減低產生誤差之可能性。

六、建議

(一)實務建議：

1.可參考陳建璋、林啟賢、林美華 (2017) 的建議以正向的心理資源介入以強化選手的心理正向效應。例如教練在指導選手時可加強競賽前後的技、戰術模擬調整及心理復原力的強化與輔導，藉以減少選手焦慮及悲觀的情況發生，另外以樂觀的心態與強化的心理復原力以增強自信心，如此對於運動員才是有利的方式。

2.教練應具備樂觀、心理復原力與賽前焦慮的相關知識與處理技巧，Singh (2020) 指出心理復原力是一種技能，沒有練習它就不會起作用，這應該是每個訓練週期的一部分。Singh 強調心理復原力的主要特徵是意願和樂觀，意願使我們決心繼續努力，不放棄或退縮，而樂觀使我們對短期和長期的結果抱有積極的信念。因此以將樂觀、意願與心理復原力融合介入的方法，教育選手運用較佳的因應方式來調節焦慮與悲觀的想法，相信可以減低焦慮等負面狀態所帶來的衝擊。

此外 Belem 等 (2017) 的研究建議有心理復原力強的運動員會多方使用「逆境對抗、專注」的策略，學習有韌性的運動員能降低壓力水平，並專心集中精神面對運動環境引起的衝突與逆境。

(二)未來研究建議：

未來可擴大運動項目研究的類別不限定於球類運動，也可與公開組進行比較，探討運動強度不同是否有差異，或者更深入探討運動員樂觀、心理復原力與競賽前焦慮之間的因果關係，另外在本研究的基礎下繼續探討性別、不同層級、球齡等在樂觀、心理復原力與競賽前焦慮之間是否具有中介或調節的作用。

參考文獻

- 王元聖、鄭世忠、王俊傑 (2016)。探討不同性別大學生的運動參與、心理資本與情緒焦慮之影響。《運動教練科學》，44，9-19。
- 林紀玲 (2013)。大專生特質性焦慮、比賽前與比賽中狀態性焦慮情形之研究-以校內羽球賽學生為例。《休閒運動保健學報》，4，158-169。
- 倪福德、曾敏豪、陳文銓、張家銘 (2015)。大學羽球選手心理資本與運動成就之研究。《運動休閒管理學報》，12(2)，29-45。
- 彭譯箴 (2015)。正念與運動表現：賽前狀態焦慮的中介效應。《臺大體育學報》，29，1-13。
- 陳建璋、季力康 (2017)。正向情緒與運動希望感對大專網球選手賽前狀態焦慮與自我設限之預測。《體育學報》，50(2)，93-206。
- 陳建璋、林啟賢、林美華 (2017)。心理資本在運動領域的應用。《運動研究》，26(1)，39-55。
- 黃崇儒、張智傑、許勝凱、洪聰敏 (2008)。個人最佳功能區域與狀態焦慮方向性、運動表現的關係。《臺灣運動心理學報》，12，61-79。
- 趙丹 (2012)。認知風格差異田徑運動員競賽焦慮與競技水平發揮的關係。《遼寧科技大學學報》，35(1)，98-101。
- 潘緯澄、高三福、陳韋霖、潘天財 (2019)。田徑運動員的信任教練，運動成就與賽前焦慮、自信心之關係。《運動研究》，28(2)，1-11。
- 蔡閔、賴世焯 (2010)。國民小學 4-6 年級羽球運動員之焦慮狀態與短發球表現之關係研究。《臺灣運動心理學報》，17，1-15。
- 鄭吉祥、蕭今傑、陳秀花 (2004)。不同水準與不同性別之柔道選手賽前狀態焦慮之相關研究。《文化體育學刊》，2，55-62。
- 鄭智懷、楊宗文 (2018)。柔道選手心理資本與運動倦怠之研究。《休閒與社會研究》，18，15-45。

- 盧俊宏 (2000)。完美主義，成就目標取向，與自我呈現對運動競賽前焦慮與成績表現預測研究。行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告(計畫編號：NSC89-2413-H-179-006S)。
- Almeida, P.L.; Luciano, R.; Lameiras, J.; Buceta, J.M. (2014). Perceived benefits of sports injuries: A qualitative study in professional and semi-professional footballers. *Revista. De.Psicologia. Deporte*, 23(2), 457-464.
- Belem, I. C., Santos, V. A. P. D., Caruzzo, N. M., Rigoni, P. A. G., Both, J., & Vieira, J. L. L. (2017). What coping strategies are used for athletes of MMA more resilient to stress?. *Journal of Physical Education*, 28. doi:10.4025/jphyseduc.v28i1.2843
- Connor, K. M., & Davidson, J. R. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson resilience scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 18(2), 76-82.
- Cox, R. H., Martens, M. P., & Russell, W. D. (2003). Measuring anxiety in athletics: The revised Competitive State Anxiety Inventory-2. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 25(4), 519-533.
- Glaesmer, H., Rief, W., Martin, A., Mewes, R., Brähler, E., Zenger, M., & Hinz, A. (2012). Psychometric properties and population-based norms of the Life Orientation Test Revised (LOT-R). *British journal of health psychology*, 17(2), 432-445. doi: 10.1111/j.2044-8287.2011.02046.x
- Golby, J., & Wood, P. (2016). The effects of psychological skills training on mental toughness and psychological well-being of student-athletes. *Psychology*, 7(6), 901.
- González-Hernández, J., Gomariz-Gea, M., Valero-Valenzuela, A., & Gómez-López, M. (2020). Resilient resources in youth athletes and their relationship with anxiety in different team sports. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(15), 55-69.
- Gucciardi, D. F., Jackson, B., Coulter, T. J., & Mallett, C. J. (2011). The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Dimensionality and age-related measurement invariance with Australian cricketers. *Psychology of Sport and Exercise*, 12(4), 423-433.

- Jones, G. (1995). More than just a game: Research developments and issues in competitive state anxiety in sport. *British Journal of Psychology*, 86, 449-478.
- Kiliç, S. K. (2020). Relationship between psychological resilience and stress coping strategies in karate athletes. *Revista de Artes Marciales Asiáticas*, 15(2), 59-68.
- Malik, A. (2013). Efficacy, hope, optimism and resilience at workplace-Positive organizational behavior. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 3(10), 1-4.
- Martens, R., Burton, D., Vealey, R.S., Bump, L.A., & Smith, D.E. (1990). Development and validation of the Competitive State Anxiety Inventory-2. In R. Martens, R.S. Vealey, & D. Burton, *Competitive anxiety in sport* (pp. 117-190). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Meggs, J., Golby, J., Mallett, C. J., Gucciardi, D. F., & Polman, R. C. (2016). The cortisol awakening response and resilience in elite swimmers. *International Journal of Sports Medicine*, 37(2), 169-174.
- Mohebi, M., Gharayagh Zandi, A., Zarei, S., & Gharayagh Zandi, H. (2019). Self-compassion and Pre-competition Anxiety in Mar-tial Arts Student Athletes. *Journal of Exercise Science and Medicine (JESM)*, 11(2), 97-104.
- Olefir, V. (2018). Personality resources as a mediator of the relationship between antecedents of stress and pre-competitive anxiety. *Journal of Physical Education and Sport*, 18(4), 2230-2234.
- Rocha, V. V. S., & Osório, F. D. L. (2018). Associations between competitive anxiety, athlete characteristics and sport context: evidence from a systematic review and meta-analysis. *Archives of Clinical Psychiatry (São Paulo)*, 45, 67-74.
- Scheier, M. F., & Carver, C. S. (1985). Optimism, coping, and health-Assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychology*, 4, 219-247.doi: 10.1037/0278-6133.4.3.219

- Scheier, M. F., Carver, C. S., & Bridges, M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem) - A reevaluation of the life orientation test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 1063–1078. doi: 10.1037//0022-3514.67.6.1063
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5-14. doi: 10.1037//0003-066X.55.1.5
- Singh, H. (2020). Interrelationship between achievement motivation and pre-competition performance anxiety in badminton Players. *International Journal of Yogic, Human Movement and Sports Sciences*, 5(2), 24-26.
- Smith, J. L., & Hollinger-Smith, L. (2015). Savoring, resilience, and psychological well-being in older adults. *Aging & mental health*, 19(3), 192-200.

歐洲國家足球聯賽-新賽制的起源與發展

鍾明衛

教育部體育署運動產業及企劃組

摘要

目的：本文旨在探討歐洲國家足球聯賽之起源、賽制介紹、賽事帶來的影響以及值得借鏡之處。**結語：**歐洲國家足球聯賽是以正式的聯賽制度取代友誼賽的積分累積制度，期盼給予各成員國一更客觀公正的排名制度，除了以正式的賽事制度取代一般友誼賽，其重要性不僅僅是要達到提高賽事精彩度、培養國家隊球員間默契以及提升各會員國電視轉播收益等目標，更與取得世界盃會內賽資格息息相關，也因此各參賽國家都以非常嚴謹的態度應對。雖其係取代友誼賽制度，但歐洲足球總會亦預留相關的空白行程，提供有需要的國家隊以友誼賽的方式彼此約戰，是一值得亞洲借鏡的制度。

關鍵詞：歐洲國家足球聯賽、國際足球總會國家排名、世界盃

通訊作者：鍾明衛

通訊地址：台北市中山區朱崙街 20 號 4 樓運動產業及企劃組

電話號碼：0928667822(傳真:02-87711832)

電子郵件：0328@mail.sa.gov.tw

壹、緒論

2018年9月8日，第一屆歐洲國家足球聯賽熱鬧展開，在小組賽初始階段，英國溫布利球場即上演傳統強權對決戲碼，由地主英格蘭迎戰西班牙，在現場逾8萬名球迷的見證下，英格蘭於主場以1分之差惜敗，賽後英格蘭隊長亦是球隊防守支柱的Harry Maguire談到在小組賽即須面對如此強勁對手是難以置信的事情，以往皆是到了淘汰賽階段才會上演強權對決戲碼 (New Statesman, 2018)。而甫於2018年7月在世界盃風光拿下亞軍的克羅埃西亞，於小組賽強碰英格蘭與西班牙的情況下，慘遭墊底淘汰。從小組賽就精彩萬分的歐洲國家足球聯賽，為足球界帶來許多新的話題，其究竟是以什麼樣的方式進行?是值得介紹並深入探討的議題，本篇就本項新賽制的源起、發展及其帶來的影響進行說明，希望讓讀者對於本項新賽制有更加深入的瞭解並掌握歐洲足球的發展走向。

貳、歐洲國家足球聯賽誕生與發展

第一屆歐洲國家足球聯賽於2018年9月開打，根據歐洲足球總會(the Union of European Football Associations，簡稱UEFA)資料顯示這項新賽事最早可以追溯到2011年於Cyprus舉辦的歐洲足球總會策略會議，各成員國表示因為國際排名積分可透過友誼賽方式來增加對戰雙方積分，造成各隊都希望找尋實力較弱的隊伍進行友誼賽，以取得國際排名積分，但卻忽略了這樣的賽事並不會使球隊獲得進步，希望能有一更能精準顯示國家足球排名實力的制度，取代現行各國以互相約定友誼賽就可取得國際排名積分的鬆散制度。到了2014年Astana的歐洲足球總會大會上取得各成員國無異議通過(UEFA，2019)，正式開啟歐洲國家足球聯賽籌備的過程，以一正式的聯賽制度取代友誼賽的積分累積制度，期盼給予各成員國一更客觀公正的排名制度，將轄下55支球隊納為歐洲國家足球聯賽參賽隊伍，透過正式制度提供實力相近的球隊有更多切磋機會。有關國際排名積分，是依據各項賽事類別權重，如世界盃賽事權重為50，洲際盃賽權重為35，並透過該場賽事結果與預期結果給分，現行計算國際排名積分詳細方程式為： $\text{新的分數} = \text{隊伍過去的分數} + \text{比賽重要程度} \times (\text{比賽結果} - \text{比賽預期結果})$ 。若是友誼賽性質，透過挑選對手的方式確保比賽結果有較大贏面，就會產生2011年於Cyprus舉辦的歐洲足球總會策略會議各成員國表示的不公平情況。



圖 1 歐洲國家足球聯賽標誌(資料來源：歐洲足球總會)

第一屆歐洲國家足球聯賽(比賽期間為2018年至2019年)總共區分為4個級別，依照歐洲足球總會轄下55支球隊當時的排名進行分級，排名最高的12名為A級，依序類推，而各級別再依據隊伍數區分為4個小組，小組賽以主客場循環賽進行2輪的方式取出小組冠軍，而4隊小組冠軍則以單淘汰的方式爭奪該級別的總冠軍，分組、分級方式如圖2。

第一屆小組賽於2018年9月舉行至11月，再於2019年6月舉辦四強爭霸賽，葡萄牙最終以1比0擊敗荷蘭拿下第一屆冠軍，而英格蘭則是解決聯賽之初仍在熟悉對戰強度的問題，第一場比賽惜敗給西班牙後，一路高歌挺進，於點球大戰中擊敗瑞士拿下季軍(UEFA，2019)。



圖 2 第一屆歐洲國家足球聯賽小組賽分組分級示意圖

資料來源:作者自行整理

為了增加比賽場次及精彩程度，並使各球賽結束時間一致，第二屆(比賽期間為2020年至2021年)小組賽分組方式有了些許變化，4個級別不變，但前3個級別皆為16隊，每個級別一樣區分為4個小組，每個小組由原先大部分為3隊的狀況下增加為4隊；最後的級別則由實力較弱的7隊分為2小組競爭，小組賽仍採主客場循環賽。最後仍由A級別的各小組冠軍晉級決賽圈，以單淘汰方式爭奪總冠軍。小組賽於2020年9月開打，最後晉級決賽圈的4隊分別為義大利、西班牙、比利時及法國，全與第一屆四強不同，可見賽事之精彩，另因新冠肺炎影響，將原定2021年6月舉辦的四強爭霸賽延遲至10月舉辦。



圖 3 第二屆歐洲國家足球聯賽小組賽分組分級示意圖

資料來源: 作者自行整理

參、歐洲國家足球聯賽實行的影響

歐洲國家足球聯賽除了以正式的賽事制度取代一般友誼賽，其重要性不僅僅是要達到提高賽事精彩度、培養國家隊球員間默契以及提升各會員國電視轉播收益等目標，更與取得世界盃會內賽資格息息相關，也因此各參賽國家都以非常嚴謹的態度應對。

一、取得世界盃會外賽的前哨戰

世界盃歐洲區會外賽參賽隊伍數與歐洲國家聯賽相同，皆由歐洲足球總會轄下所有55個歐洲區成員國代表隊參賽，各隊伍成員皆由各自的教練團隊藉由日常聯賽賽季(通常是每年8月至隔年5月)考察該國選手，並徵召表現優秀的選手為國效力，參與重要賽事如歐洲國家聯賽、世界盃歐洲區會外賽、歐洲國家盃及世界盃等。要取得世界盃會內賽資格，就要參與世界盃歐洲區會外賽，其中僅有13隊可進入世界盃會內賽，其賽事分為10個組別，每個組別5至6隊不等，各組別之冠軍可以直接進入到世界盃會內賽，在世足狂熱的舞台上盡情展現華麗的技術與配合。

而在歐洲國家足球聯賽最後4強的隊伍，各自分配到隊伍數較少的組別中，除可避開彼此於小組賽交手外，因隊伍數較少也利其較容易獲取出線資格。

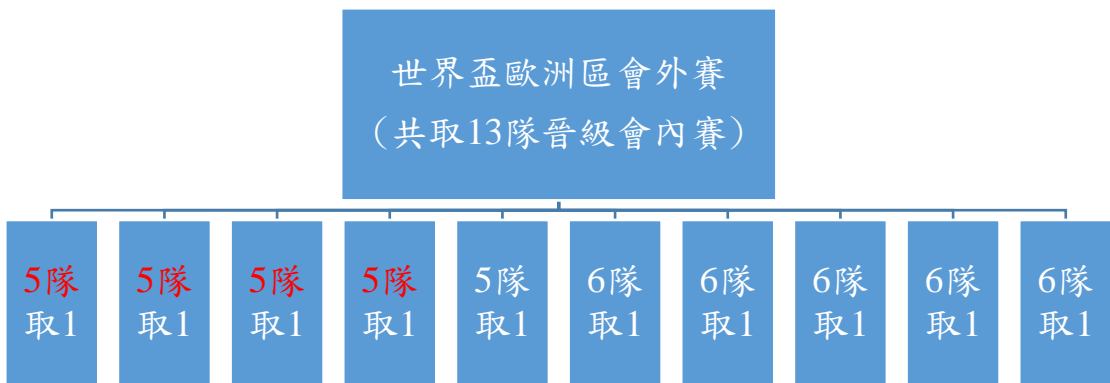


圖 4 世界盃歐洲區會外賽分組示意圖

資料來源:作者自行整理

而剩下的3個名額，則由12個國家隊進行競爭，經由附加賽的制度決定世界盃的門票獎落誰家。首先是於世界盃歐洲區會外賽中挑出各小組的第2名，共10隊，另外再由國家聯賽中排名最高小組冠軍(且未獲晉級世界盃會內賽、亦未取得本次附加賽資格)共2隊，總計12隊，分為3組別，每組別最後的冠軍可晉級會內賽。

以第二屆最後四強義大利、西班牙、比利時及法國為例，4隊各自被分到隊伍數較少的小組，且不會在小組賽強碰，截至110年10月29日止，西班牙與瑞典、希臘、科索沃及喬治亞同組，以小組第二，僅落後瑞典2分的成績，仍保有一線生機，該小組最後一場比賽即為西班牙對上瑞典，該小組世界盃會內賽門票有極大可能在最後一場比賽才確定獎落誰家，刺激度十足；義大利、比利時及法國目前則都在各自的小組取得小組第一的成績，持續以鎖定世界盃會內賽門票為目標，賽事將於11月16日揭曉最終結果。

二、實戰經驗及默契的累積

歐洲國家足球聯賽的制度化，提供歐洲各國家隊於歐洲錦標賽外多出一個練兵賽事(László Csató, 2020)，透過實戰經驗的累積，讓教練、球員有更多嘗試不同戰術的機會，以利其調整相關的比賽戰略，累積球員於國際比賽的默契。並且在這樣的賽制安排下，小組成員實力較為相近，可提高賽事競爭程度，讓各隊伍在這樣的競爭下，提升球員實力，畢竟若對戰雙方實力差距過大，較無法讓球員取得進步。另外透過賽事競爭程度的提高，增加球員的抗壓性，亦對於球隊在世界盃這樣高度競爭的舞台上取得好表現有所幫助。如同2021年英格蘭足球小將Saka在執行12碼球失利後，受到球迷、媒體的責難，甚至霸凌，但他後續於社群媒體上表示他不會被這樣的失利擊倒，在吸取此次經驗後，他將與國家隊隊友繼續前行，一同為英格蘭重返榮耀而戰(Saka, 2021)。

三、獎勵金額分潤

歐洲國家足球聯賽的制度化除了帶來上述影響外，亦提供統一性的轉播權制度，將相關權利金分配予全體參賽國家隊伍，提供較為弱勢的國家隊伍一筆組訓經費，提升國家隊競爭實力(K. Haugen, K., & Krumer, A., 2021)。此外更透過較易取得世界盃參賽權的賽制方式，讓各參賽國家隊無一不摩拳擦掌大顯身手，為的就是取得世界盃參賽資格，提升比賽可看度的同時，就增加觀眾想要觀看的意願，進而提升歐洲足球總會與轉播商洽談權利金的優勢，為各成員國爭取更優渥的轉播權利金。除了轉播權利金以外，各小組第一名亦可以獲得歐洲足球總會所額外給予的參賽獎金。舉例而言，第一屆D級是實力最差的級別，但每支參賽球隊在權利金分潤下，可獲得43萬英鎊的出賽報酬，若是取得小組第一名，則可拿到一倍的獎金，即總共86萬英鎊，對於實力較弱的隊伍來說，是有相當的經濟助益，況且與原先各自約定友誼賽的方式零獎金相比，是非常有感的提升。

四、對亞洲的啟示

另一方面，在臺灣所屬的亞洲足球聯盟（簡稱亞足聯，Asian Football Confederation, AFC），尚未效仿歐洲足球總會建立起國家聯賽的相關制度，在前述制度所帶來的優點考量下，若亞洲也開始討論、建立相關規範，應或多或少提升亞洲國家足球實力、累積實戰經驗及增加轉播權利金收益。另考量到我國足球政策現行以2023年前進世界100強為主要目標(教育部體育署，2018)，我國球員較缺乏與國外球員正面對抗的經驗，若是能透過這樣的賽制，在與實力接近的隊伍競賽過程中，應當可累積相當多實戰經驗，對於提升我國國家隊的競技實力有一定助益。若能透過我國足球協會向亞洲足球聯盟建言，或是聯合其他國家足球協會聯署表明意願，相信亞洲足球國家聯賽亦會在不遠的將來實現。在賽制規劃方面，亦可仿照歐洲國家足球聯賽，將轄下47個會員球隊納入賽制，考量亞洲區實力分布大約可分為3類，依據現有各會員排名將其分為3個級別：第1級別包含西亞、日本、韓國、澳洲等傳統強權共10隊，分為2小組，依照循環賽賽制取小組前2名，進行冠軍4強單淘汰賽；第2級別則取20隊，分為4小組，依照循環賽賽制取小組第1名，與第1級別小組墊底之4支球隊進行單淘汰賽，勝隊可出戰下一屆第1級別賽事，敗隊則出戰第2級別賽事；第3級別則取7隊，依照循環賽賽制取出該級別前4名，與第2級別小組墊底之4支球隊進行單淘汰賽，勝隊出戰下一屆第2級別賽事，敗隊出戰第3級別賽事。每隊皆可出戰4場以上賽事，取得比賽數量與練習之平衡，且讓各球隊更熟悉面對實力相近對手，以提升彼此實力。

肆、結語

歐洲國家聯賽、歐洲錦標賽、世界盃歐洲區會外賽剛好填補了世界盃4年一度的空缺，不僅讓歐洲各國球迷除了俱樂部賽季外有滿滿的國家隊賽事可以期待之外，制度化的歐洲國家聯賽也提供各國家隊更多實戰經驗、組訓資源，另外雖其係取代友誼賽制度，但歐洲足球總會亦預留相關的空白行程，提供有需要的國家隊以友誼賽的方式彼此約戰，是一值得亞洲借鏡的制度，期許未來亞洲也能籌組類似的賽事，以利我國國家隊累積實戰經驗，或可提早達成我國前進世界百強的目標。

參考文獻

教育部體育署 (2018)。足球六年計畫。

László Csató (2020): Two issues of the UEFA Euro 2020 qualifying play-offs, *International Journal of Sport Policy and Politics*, 12:3, 471-484, DOI: 10.1080/19406940.2020.1780295
Coelho, R. W., De Campos, W., Da Silva, S. G., Okazaki, F. H., & Keller, B. (2007). Imagery intervention in open and closed tennis motor skill performance. *Percept Mot Skills*, 105 (2), 458-468. <https://doi.org/10.2466/pms.105.2.458-468>

K. Haugen, K., & Krumer, A. (2021). "On the importance of tournament design in sports management: Evidence from the UEFA Euro 2020 qualification". In *Innovation and Entrepreneurship in Sport Management*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing. doi: <https://doi.org/10.4337/9781783473960.00010>

New Statesman(2018,Sep14-20). *More than a game, Harry*. <http://search.ebscohost.com.metallib.lib.ntue.edu.tw/login.aspx?direct=true&db=aph&AN=131756102&lang=zh-tw&site=ehost-live>

Bukayo Saka (2021, Jul 15). *Instagram Post about game losing to Italy*. <https://www.instagram.com/p/CRWkU6mLLIJ/>

Uefa Nations League(2019, Sep 2). *UEFA Nations League: all you need to know* <https://www.uefa.com/uefanationsleague/news/0253-0d81b904c47b-54e0462fe9a2-1000--uefa-nations-league-all-you-need-to-know/?iv=true&referrer=%2Fuefanationsleague%2Fnews%2Fnewsid%3D2079553>

Uefa Nations League(2019). *2018/19 UEFA Nations League season review*. <https://www.uefa.com/uefanationsleague/history/2019/>

競技心理能量於運動員心理技能 與競賽狀態焦慮的中介效果

梁浩軒、林顯丞、黃英哲
國立臺北教育大學體育學系

摘要

目的：本研究的主要目的是探討競技心理能量於運動員心理技能與競賽狀態焦慮的中介效果。**方法：**研究參與者為台灣 109 學年度大專排球聯賽公開男生組第一級複賽之運動員，研究樣本人數為 82 人，然後以 SPSS 巨集 PROCESS 進行拔靴法中介效應檢驗。**結果：**(一)、運動員的心理技能，與其競技心理能量有顯著正向相關，且心理技能可有效預測競技心理能量；(二)、運動員的競技心理能量，與其賽前認知和身體狀態焦慮的強度有顯著負相關；(三)、運動員的競技心理能量，為其心理技能對賽前認知焦慮方向預測的壓抑變項。**結論：**(一)、無論心理技能還是競技心理能量，對賽前認知焦慮與身體焦慮的強度，都是重要變項，但同時考慮兩者並不比單獨由心理技能時更能有效地預測；(二)、競技心理能量無法中介心理技能與賽前狀態焦慮的關係；(三)、如使用運動員的心理技能來預測其賽前狀態焦慮的方向時，應將競技心理能量作為控制變項，以提高心理技能預測的準確性。

關鍵詞：自信、動機、專注

通訊作者：黃英哲

通訊地址：臺北市大安區和平東路二段 134 號體育學系

電話號碼：02-27321104(轉 63508)

電子郵件：english@mail.ntue.edu.tw

壹、緒論

Lu 等人 (2018) 根據 The International Life Sciences Institute North America (ILSI North America) 心理能量的架構，確立了其運動情境中特有的架構，即為競技心理能量 (athletic mental energy, AME)，其定義為「運動員知覺到的當下能量的狀態，其特徵展現在動機、自信、專注和情緒的強度」。此外，也發展出「競技心理能量量表 (athletic mental energy scale, AMES)」用以測量競技心理能量。量表包括六個向度，分別為自信 (confidence)、動機 (motivation)、不疲勞 (tireless)、活力 (vigor)、專注 (concentration)、冷靜 (calm)，此量表是透過六個向度的情緒感受強度來測量競技心理能量，並發現競技心理能量能預測運動員的運動表現 (獎牌獲得)。楊瑞珠與盧俊宏 (2019) 也嘗試以競技心理能量預測中低水準羽球選手的技能表現，但或因太高覺醒水準不利於精準性動作，發現只有「不疲勞」向度的分數能低程度預測。另外，Chiou 等人 (2020) 發現，競技心理能量於運動員生活壓力與運動倦怠之間具有調節效果。再者，盧俊宏、楊明蓁與游亞樵 (2020) 於研究中探討能影響和改變競技心理能量的因素，發現有如英雄、家庭成員等的人物因素，如飲食習慣、個人特質、日常身體或心理訓練等的個人因素，如教練、家庭等的社會因素，如宗教等的環境因素，以及運動時的衣著也會增加或消耗競技心理能量，另外心理介入，和心理技能的使用，也都是競技心理能量的改變來源，最後，競技心理能量會作用和影響到運動員的運動表現、情緒、行為、認知。盧俊宏等人的研究發現為我們提供了與競技心理能量相關的架構模型，但這些影響來源，如日常的心理訓練，或是心理介入、意象、正念和自我談話等與心理技能有關的因素，到底與競技心理能量的關係為何，又是怎麼樣影響和改變運動員的競技心理能量呢？再者，又是怎麼樣透過競技心理能量，影響到運動員的情緒和認知等的「競技心理能量的後果」呢？這些關係仍有待研究。本文欲按照盧俊宏等人研究中所提供的競技心理能量與相關因素之概念框架，探討它們之間的關係，也能以此驗證這個概念框架。

Weinberg (1988) 曾提出，當運動員的身體和運動技術已達到最佳狀態時，這時比賽的勝負有 95% 便取決於運動員臨場的心理狀態了。運動心理技能，是指在運動訓練或比賽時，幫助運動員避免因受到情境的干擾而導致不佳的運動表現，並幫助運動員引發最佳的心理特徵，發揮應有的實力乃至突破界限，達到最佳的運動表現的能力 (李建平、鄭金昌、陳淑利，2011)。過往的研究顯示，較高競技水準的運動員大多都伴隨著

較佳的心理技能 (董俊男、陳志榮、李力康、劉義群, 2003; Pashabadi et al., 2011)。擁有更較佳的心理技能便是運動員的一種優勢, 這種優勢體現在許多地方, 如一些研究表明心理技能與運動表現也有著正向的關係 (何承恩、李淑芳, 2007; 陳慧英、盧秋如、高全寬、林榮輝, 2009), 而心理技能訓練更會提升運動員的專注力、自信心、正面情緒和運動表現 (林啟賢, 2017; 陳冠旭、劉從國, 2004; 陳若芸、林啟賢, 2015)。上述心理技能及相關訓練為運動員所帶來的提升, 與 Lu 等人 (2018) 的研究中所提及的, 高競技能量時的體驗相似, 也與盧俊宏等人 (2020) 關於競技心理能量來源的研究結果相符。整合以上的研究發現, 或許如盧俊宏等人所發現的模式, 當運動員透過日常的心理技能訓練來學習及提高心理技能的運用能力, 或是在使用心理技能時, 也許便會透過增加其競技心理能量, 為運動員帶來高自信心、高專注力等的正面感受與情緒。因此擁有較高心理技能水準的運動員, 便有可能經歷較高的競技心理能量, 除此之外, 這些正面影響或許也會影響到運動員「競技心理能量的後果」中的情緒與認知, 例如競賽狀態性焦慮的強度及其方向。

研究顯示, 運動員的心理技能便與他們的競賽狀態焦慮強度有著負向的關係 (陳慧英等人, 2009; Khodayari, Saiiri, & Deghani, 2011)。心理技能訓練也可以降低運動員競賽狀態焦慮的強度 (陳冠旭、劉從國, 2004)。狀態性焦慮, 是指個體因壓力而生成的威脅所引起的存在性或即時性情緒反應, 其特徵是主觀的、自覺的憂慮和緊張感, 且伴有或伴隨著自主神經系統的激活和喚醒 (Spielberger, 1966)。Martens、Vealey 與 Burton (1990) 融合 Spielberger 關於焦慮產生的過程, 以及 McGrath (1970) 關於壓力生成的過程, 認為競賽狀態焦慮是運動員感知、接收和評估客觀的競賽情境後, 因知覺到競賽情境中的威脅, 如自己的能力與對手能力之間的差距、比賽環境如場地或觀眾、或重要他人在場等競賽環境的要求, 繼而產生狀態性焦慮的反應, 故競賽狀態焦慮便是於運動情境中的運動員所經歷的狀態性焦慮。狀態性焦慮包括兩個向度, 其中一個是認知狀態焦慮, 指「展現於個體對自我表現的負面期望, 從而對自我也有負面評價, 而這兩種都會引起個體擔憂 (worry), 或擾亂個體的視覺影像 (visual images), 或者兩者兼具」, 另一個是身體狀態焦慮, 是指「從自主神經覺醒 (autonomic arousal) 直接發展而來的生理和情感因素 (physiological and affective elements), 而這種焦慮會反映在如高心跳率、呼吸急促、手掌流汗、胃部不適、肌肉繃緊而僵硬」。其後, Jones (1991) 和 Jones 與 Swain (1992) 更擴大了 Martens 等人理論的測量層面, 除了測量認知狀態焦慮和身體狀態焦慮的「強度 (intensity)」外, 更同時測

量兩者的「方向 (direction)」，即個體認為焦慮的強度和症狀是促進 (正向)，還是妨害 (負向)於運動表現。Jones (1995) 於參考 Carver 與 Scheier (1991) 的論點後，提出了「妨害性與促進性競賽狀態焦慮控制模式 (control model of debilitating and facilitative competitive state anxiety)」，其中提及運動員是以控制感 (control) 的高低而解釋焦慮是促進性的或妨害性的。控制感是個體評估對環境和自我所把握的程度，個體評估對環境和自我的把握程度越高 (產生正向預期)，便傾向於解釋焦慮的強度和症狀是有利的，反之亦然。控制感分為「因應能力預期」與「目標達成的預期」兩個向度，兩者皆與個體的自信心有關，黃英哲 (2001)、Edward 與 Hardy (1996) 於他們的研究中便使用二代競賽狀態焦慮量表 (CSAI-2) 中自信心量表測量運動員的因應能力預期。過往的研究證實心理技能訓練和運動員心理技能的運用，對運動員競賽狀態焦慮的影響，只是這關係中的影響過程仍未可知。而根據 Lu 等人 (2018) 的研究發現，高競技心理能量時所展現的高度專注、冷靜、高活力等成分，或許透過影響運動員如何接收與評估客觀的競賽情境，進而影響運動員所知覺威脅的程度高低，再影響其狀態焦慮強度的高低，而所展現的高自信心的情緒，或會影響運動員控制感，影響其如何解釋焦慮的方向。是故，結合以上研究結果，其關係似乎符合盧俊宏等人 (2020) 中的研究發現，運動員的心理技能對競賽狀態焦慮的效果，中間或許透過了競技心理能量而作用的，即擁有較高心理技能水準的運動員，更可能經歷較高的競技心理能量，其後通過競技心理能量的各成分的展現，影響運動員如何感知、接收和評估客觀的競賽情境，減低運動員知覺的威脅，進而降低運動員競賽焦慮的強度，或使其更趨向判斷焦慮的狀態特徵是促進性而非妨害性。

綜上所述，本研究的主要目的是透過探討競技心理能量於運動員心理技能與競賽狀態焦慮的中介效果，以了解心理技能影響競賽狀態焦慮的過程，本文亦透過探討這一關係，驗證盧俊宏等人 (2020) 的研究結果。根據整理過往的研究，以及盧俊宏等人的研究結果，提出以下研究假設：一、運動員的心理技能水準能正向預測其競技心理能量；二、運動員的競技心理能量，能中介其心理技能水準與賽前認知焦慮強度的關係；三、運動員的競技心理能量，能中介其心理技能水準與賽前身體焦慮強度的關係；四、運動員的競技心理能量，能中介其心理技能水準與賽前認知焦慮方向的關係；五、運動員的競技心理能量，能中介其心理技能水準與賽前身體焦慮方向的關係。

貳、方法

一、研究參與者

本研究之參與者為台灣 109 學年度大專排球聯賽公開男生組第一級複賽之運動員。派發問卷 185 份，剔除漏答、直線作答問卷後，有效問卷為 145 份。而因於問卷施測之時間點，部份運動員預計自己不會上場比賽，或並不清楚自己會否上場比賽，為排除其對賽前狀態焦慮的影響，故將上述兩類運動員從本研究中排除，得 82 人，平均年齡為 20.51 ± 1.47 歲，平均排球年資為 9.94 ± 3.24 年 (兩人漏答)。因運動項目的特性，分有先發球員和替補球員，而確定會上場的 82 人中，分有「確定為先發球員」、「確定為替補球員」、「不清楚為先發或替補的球員」，因此於後續分析中，將建立兩個虛擬變項以代替三個類別變項 (「確定為先發」和「不清楚先發或替補」，分別對比「確定為替補」) 並加入到分析中，以此控制其對分析結果的影響。

二、研究工具

(一) 運動員心理能量量表

本量表為邱玉惠與季力康 (2001) 依 Smith 等人 (1995) 的 ACSI-28 量表為藍本，以及參考國內有關運動員心理技能之研究所編製的。分為五個向度共 31 題，包括壓力處理與逆境調適、動機、可教導性、專注、自信心。採用 Likert 五點量尺計分 (從幾乎不會到幾乎總是，分別是 1 到 5 分)。例題如「每一次練習，我會設定自己想達成的目標」。該量表的分數越高，代表運動員心理技能水準越高，即使用心理技能的頻率越高，以及越能夠使用心理技能來維持或提升如自信心和專注力等心理變項。各因素的內部一致性係數 (Cronbach's α) 介於 .67 至 .90 之間 (其中只有分量表「專注」不足 .70)。總量表內部一致性係數為 .93；效度方面以驗證性因素分析後，顯示量表具有可接受的建構效度。

(二) 競技心理能量量表

本量表為 Lu 等人 (2018) 根據 ILSI North America 心理能量的架構 (O' Connor & Burrowes, 2006) 所編製。分為六向度共 18 題，包括活力、自信、動機、不疲勞、專注、冷靜。採用 Likert 六點量尺計分 (從完全沒有到完全如此，分別是 1 到 6 分)。例題如「我很想表現給別人看

我的努力成果」。該量表的分數越高，代表運動員有較高的競技心理能量，即於自信、動機等向度方面有較高或較強的情緒感受。各因素的內部一致性係數 (Cronbach's α) 介於.77 至.88 之間。總量表內部一致性係數為 .93；效度方面以驗證性因素分析後，顯示量表具有良好的建構效度。

(三)修訂版賽前狀態焦慮量表

本量表為黃英哲 (2001) 以黃英哲與季力康 (1994) 之「賽前狀態焦慮量表」原來的狀態焦慮強度的量表，加上方向的量尺 (參與者依相應焦慮強度對運動表現之影響回答) 並重新命名。分為四向度共 24 題。包括賽前認知焦慮強度、賽前身體焦慮強度、賽前認知焦慮方向、賽前身體焦慮方向。兩強度分量表採用 Likert 四點量尺計分 (從非常不同意到非常同意，分別是 1 到 4 分)。兩方向分量表採用 Likert 七點量尺計分 (從非常不利表現到非常有利表現，分別是 -3 到 +3 分)。例題如「我心跳急速」。兩個強度的量表分數越高，代表於認知或身體方面所感到的焦慮反應越強烈。兩個方向的方向量表分數越高，代表運動員認為所感受的認知或身體方面的焦慮反應更利於其表現，反之亦然。各量表的內部一致性係數 (Cronbach's α) 為.90、.71、.90、.83，分別對應賽前認知焦慮強度、賽前身體焦慮強度、賽前認知焦慮方向、賽前身體焦慮方向。效度方面以驗證性因素分析後，顯示量表具有適當的建構效度。

(四)驗證性因素分析

各量表會分別先進行一階驗證性因素分析，驗證其具有信度和效度後，再以完全聚合方式作題項包裹法 (item parceling)，各分量表分別由其題項的平均分數表示，再進行一次一階驗證性因素分析，以減低樣本大小對分析結果的影響。其中因賽前認知焦慮的特性，各分量表分別進行驗證性因素分析並無需進行題項包裹法。

分析結果顯示，心理技能分量表「可教導性」中，題目五「當教練告訴我如何改正錯誤動作時，我會認為他是在找我麻煩」之標準化因素負荷量為 .43，刪題後分量表之 Cronbach's α 由 .84 提升到 .88，但如刪去此題，會導致心理技能於題項包裹法後的一階驗證性因素分析中，另一分量表「壓力處理與逆境調適」之誤差變異數不顯著 ($p = .070$)，此情形為違犯估計 (offending estimate) 並會影響統計分析結果的適用性 (Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998)。考慮到不刪去此題時，據 Fornell 與 Larcker (1981)，心理技能一階驗證性因素分析結果之組成信度與收斂效度仍於可接受之範圍內 ($CR > .60$ ， $AVE > .40$ ；分析結果之 $CR = .81$ ， $AVE = .48$)，故保留此題目。

另外，「賽前身體焦慮強度」量表之一階驗證性因素分析結果顯示題目一「我覺得神經過敏」之標準化因素荷量過低且不顯著 ($\beta = .24, p = .052$)，考慮到其為反映性指標 (reflective indicator)，刪去後並不會改變構念內容的完整性，故刪去此題後再作分析。其後結果顯示題目三「我心跳急速」、題目六「我感到全身緊繃」之標準化因素荷量過低 (分別為 $\beta = .30, \beta = .44$)。但考慮到兩道題目之表面效度，及刪去這兩題後會令題目二「我覺得胃部緊縮」之誤差變異數不顯著而造成違犯估計 (Hair et al., 1998)，且保留兩道題目後「賽前身體焦慮強度」量表的組成信度與收斂效度仍於可接受之範圍內 ($CR = .75, AVE = .40$)，故保留此題目。而因「賽前身體焦慮強度」與「賽前身體焦慮方向」兩量度表之題目相互呼應，故「賽前身體焦慮方向」量表也刪去相對應之題目一。

除去以上情況，各量表一階驗證性因素分析的結果顯示皆沒有違犯估計之情形，平均變異抽取量的平方根中之最小值，也大於整體相關係數個體中的 75% 以上，據 Hair 等人 (1998) 建議，表示各量表均有區別效度。再者，各量表皆滿足「Mardia 係數小於 $p(p+2)$ ， p 為題項數量」，顯示符合多元常態性 (Bollen, 1989)。另外除了運動員心理技能量表中的「專注」分量表外 ($CR = .71, AVE = .39$)，其他分量表之組成信度與收斂效度皆於可接受之範圍 ($CR: .73 \sim .92, AVE: .40 \sim .74$)，考慮該分量表平均變異抽取量已非常接近 .40 且組成信度也大於 .60，繼續進行後續的題項包裹及第二次一階驗證性因素分析。

而第二次一階驗證性因素分析之結果如表 1 和表 2，均顯示各量表具有適當之組合信度、收斂效度與區別效度，各量表皆滿足「Mardia 係數小於 $p(p+2)$ ， p 為題項數量」，顯示符合多元常態性 (Bollen, 1989)。而各量表之模型配適度方面，各配適標準為： $\chi^2/df \leq 5$ (Schumacker & Lomax, 2004)； $GFI \geq .80$ (Doll & Torkzadeh, 1994)； $RMSEA \leq .80$ (McDonald & Ho, 2002)； $CFI \geq .90$ (李茂能, 2006)。檢定結果如表 3，大部分量表於 RMSEA 都沒有達到配適標準，而心理技能量表除了 GFI 有達到配適標準外，其他配適指標皆沒有達到。本研究並沒有進行模型修正，結果顯示心理技能量表於未來仍有修訂的空間。

表 1 各變項之描述性統計

變項	<i>M</i>	<i>SD</i>	偏態	峰度	組合信度 (CR)	平均變異抽取量 (AVE)
1. 心理技能	3.72	0.49	0.11	0.65	.81	.48
2. 競技心理能量	4.39	0.76	-0.52	0.75	.90	.61
3. 賽前認知焦慮強度	1.88	0.75	0.76	-0.04	.90	.60
4. 賽前身體焦慮強度	1.53	0.55	1.51	2.35	.75	.40
5. 賽前認知焦慮方向	0.02	1.24	0.30	0.01	.92	.66
6. 賽前身體焦慮方向	0.23	1.05	0.53	0.51	.85	.54

表 2 各變項之皮爾森積差相關分析

變項	1	2	3	4	5	6
1. 心理技能	.69¹					
2. 競技心理能量	.69***	.78				
3. 賽前認知焦慮強度	-.42***	-.31**	.77			
4. 賽前身體焦慮強度	-.41***	-.38***	.58***	.63		
5. 賽前認知焦慮方向	.28*	-.02	-.34**	-.10	.81	
6. 賽前身體焦慮方向	.25*	.10	-.32**	-.25*	.73***	.74

註：1. 對角線之值為此一潛在變數之平均變異抽取量(AVE)的平方根。* $p < .05$ ；** $p < .01$ ；

*** $p < .001$

三、實施程序

與各參賽隊伍的教練聯絡並取得同意後，利用聯賽之複賽期 (03/14 - 03/19)，以不干擾各隊賽前準備為原則，於賽前七十五至九十分鐘，於休息區進行團體施測。施測時先為同意參與研究之參與者進行問卷簡單填寫說明，其後參與者簽署知情同意書並進行問卷填答。

表 3 各量表測量模型配適度檢定結果

檢定統計	配適標準	心理技能	競技心理能量	賽前認知焦慮強度	賽前身體焦慮強度	賽前認知焦慮方向	賽前身體焦慮方向
χ^2/df	≤ 5.00	7.03	3.26*	2.31*	1.25*	4.10*	3.46*
GFI	$\geq .80$.86*	.90*	.92*	.97*	.87*	.94*
RMSEA	$\leq .80$.27	.17	.13	.06*	.20	.17
CFI	$\geq .90$.82	.94*	.96*	.99*	.90*	.93*

註：*表示達到配適標準。

四、資料分析

以 SPSS for Windows 套裝軟體 (版本 25.0，自 International Business Machines Corporation, IBM) 進行描述統計、皮爾森積差相關，並以 Hayes (2018) 適用於 SPSS 的巨集 PROCESS (使用版本為 3.5.3) 進行拔靴法 (Bootstrap) 中介效應檢驗 (模型 4)。以 AMOS 套裝軟體 (版本 24.0，自 IBM) 進行驗證性因素分析，以進行本研究中所使用的各量表之信效度檢驗。統計考驗顯著水準 α 設定為 .05。

參、結果

一、各量表之積差相關與共線性分析結果

各變項間的關係可從表 2 中可以看到，心理技能與競技心理能量有顯著的正相關， $p < .001$ ，與兩項賽前狀態焦慮的強度皆為顯著負相關（認知： $p < .001$ ；身體： $p < .001$ ），與兩項賽前狀態焦慮的方向皆為顯著正相關（認知： $p = .011$ ；身體： $p = .023$ ）。同樣，競技心理能量也與兩項賽前狀態焦慮的強度皆有顯著的負向關係（認知： $p = .005$ ；身體： $p < .001$ ），但與兩項賽前狀態焦慮的方向並沒有顯著的關係（認知： $p = .846$ ；身體： $p = .370$ ）。

考慮到如表 2 中所顯示的，兩個預測變項「心理技能」與「競技心理能量」的高相關或會引起共線性之問題，以迴歸分析法並以任意變項作依變項，以此檢驗共線性的嚴重程度，結果顯示兩者間的變異數膨脹因子 (variance inflation factor, VIF) 為 1.928 且小於 2，顯示並沒有嚴重的共線性問題 (Sellin, 1990)。

二、心理技能對競技心理能量之迴歸效果檢定結果

以 SPSS 巨集 PROCESS 進行拔靴法中介效應檢驗分析，結果顯示如表 4，發現於控制運動員先發輪值對其的影響後，與心理技能一起能夠顯著影響運動員的競技心理能量， $F(3, 78) = 24.73$ ， $p < .001$ ， $R^2 = .49$ 。其中只有心理技能顯著地貢獻著正向影響， $\beta = .69$ ， $p < .001$ 。利用 Soper (2021) 根據 Cohen (1988) 和 Cohen、Cohen、West 與 Aiken (2003) 的資料而設計之網頁版事後統計檢定力計算器，計得以上結果之 power = 1。

表 4 心理技能對競技心理能量之迴歸效果檢定

影響路徑	標準化 迴歸係 數(β)	t 值	SE	F 值	R^2	零階 相關	部分 相關
對競技心理能量 (M)				24.73***	.49		
確定為先發	.02	0.17	0.16			.15	.02
不清楚先發或替補	-.07	-0.65	0.20			-.12	-.07
心理技能 (X)	.69***	8.40	0.13			.69	.69

註：表中「確定為先發」、「不清楚先發或替補」為控制變項（對比於「確定是替補」）。*** $p < .001$

三、中介效應檢驗結果 — 賽前認知焦慮強度

以 SPSS 巨集 PROCESS 進行拔靴法中介效應檢驗分析，分析結果顯示如表 5，發現於控制運動員先發輪值對其的影響後，與心理技能一起能夠顯著影響運動員的賽前認知焦慮強度 (cognitive competitive state anxiety intensity, CCSA_I)， $F(3, 78) = 5.93$ ， $p = .001$ ， $R^2 = .19$ ，其中只有心理技能顯著地貢獻著負向影響， $\beta = -.42$ ， $p < .001$ 。而於加入競技心理能量後，依然有顯著的影響關係， $F(4, 77) = 4.43$ ， $p = .003$ ， $R^2 = .19$ ，其中只有心理技能顯著地貢獻著負向影響， $\beta = -.38$ ， $p = .009$ 。間接效果未標準化迴歸係數的 95% 信賴區間中包含 0 在內，得知心理技能並未顯著通過競技心理能量來影響運動員的賽前認知焦慮強度，即競技心理能量並未能中介心理技能對賽前認知焦慮強度的影響。利用 Soper (2021) 的網頁版事後統計檢定力計算器，計得以上結果之 $power = .94$ 。

表 5 競技心理能量對心理技能與賽前認知焦慮強度之中介效果檢定

影響路徑	標準化 迴歸係 數(β)	95%信賴 區間	<i>t</i> 值	SE	<i>F</i> 值	R^2	零階 相關	部分 相關
對賽前認知焦慮 強度(CCSA_I)								
					4.43**	.19		
直接效果								
先發	-.06		-0.50	0.20			-.04	-.06
不清楚先發 或替補	-.14		-1.09	0.25			-.07	-.12
心理技能 (X)	-.38**		-2.69	0.22			-.42	-.29
競技心理能量 (M)	-.05		-0.33	0.14			-.31	-.04
間接效果								
X→M→CCSA_I	-.05	-0.32,0.17						
總效果								
X→CCSA_I	-.42***		-4.04	0.16	5.93**	.19		

註：表中 95% 信賴區間所顯示的為未標準化迴歸係數；「確定為先發」、「不清楚先發或替補」為控制變項（對比於「確定是替補」）。** $p < .01$ ；*** $p < .001$

四、中介效應檢驗結果 — 賽前身體焦慮強度

以 SPSS 巨集 PROCESS 進行拔靴法中介效應檢驗分析，分析結果顯示如表 6，發現於控制運動員先發輪值對其的影響後，與心理技能一起能夠顯著影響運動員的賽前身體焦慮強度 (somatic competitive state anxiety intensity, SCSA_I)， $F(3, 78) = 5.39$ ， $p = .002$ ， $R^2 = .17$ ，其中只有心理技能顯著地貢獻著負向影響， $\beta = -.42$ ， $p = .002$ 。而於加入競技心理能量後，依然有顯著的影響關係， $F(4, 77) = 4.58$ ， $p = .002$ ， $R^2 = .19$ ，其中沒有自變項有顯著的影響，但心理技能負向影響的顯著性 $p = .053$ ，已經很接近統計考驗顯著水準。間接效果未標準化迴歸係數的 95%信賴區間中包含 0 在內，得知心理技能並未顯著通過競技心理能量來影響運動員的賽前身體焦慮強度，即競技心理能量並未能中介心理技能對賽前身體焦慮強度的影響。利用 Soper (2021) 的網頁版事後統計檢定力計算器，計得以上結果之 $\text{power} = .95$ 。

表 6 競技心理能量對心理技能與賽前身體焦慮強度之中介效果檢定

影響路徑	標準化 迴歸係 數(β)	95%信賴 區間	t 值	SE	F 值	R^2	零階 相關	部分 相關
對賽前身體焦慮 強度(SCSA_I)								
						4.58**	.19	
直接效果								
先發	.09		0.71	0.15			.01	.08
不清楚先發								
或替補	.03		0.23	0.18			.02	.03
心理技能 (X)	-.28		-1.96	0.16			-.41	-.22
競技心理能量 (M)	-.20		-1.40	0.10			-.38	-.16
間接效果								
X→M→SCSA_I	-.15	-0.42, 0.05						
總效果								
X→SCSA_I	-.42***		-4.01	0.12	5.39**	.17		

註：表中 95% 信賴區間所顯示的為未標準化迴歸係數；「確定為先發」、「不清楚先發或替補」為控制變項（對比於「確定是替補」）。** $p < .01$ ；*** $p < .001$

五、中介效應檢驗結果 — 賽前認知焦慮方向

以 SPSS 巨集 PROCESS 進行拔靴法中介效應檢驗分析，分析結果顯示如表 7，發現於控制運動員先發輪值對其的影響後，與心理技能一起能夠顯著影響運動員的賽前認知焦慮方向 (cognitive competitive state anxiety direction, CCSA_D)， $F(3, 78) = 3.67$ ， $p = .016$ ， $R^2 = .12$ ，其中只有心理技能顯著地貢獻著正向影響， $\beta = .30$ ， $p = .006$ 。而於加入競技心理能量後，依然有顯著的影響關係， $F(4, 77) = 4.86$ ， $p = .002$ ， $R^2 = .20$ ，其中心理技能顯著地貢獻著正向影響， $\beta = .57$ ， $p < .001$ ，競技心理能量顯著地貢獻著負向影響， $\beta = -.39$ ， $p = .008$ 。間接效果未標準化迴歸係數的 95% 信賴區間中沒有包含 0 在內，得知心理技能顯著通過競技心理能量來影響運動員的賽前認知焦慮方向，只是從心理技能的標準化迴歸係數 (總效果 $\beta = .30$ 上升至 $\beta = .57$)，以及競技心理能量與之反向的標準化迴歸係數來看，可得知這為競爭的中介 (competitive mediation)，亦即這並不是真正的中介效果，需再另外找尋可能的中介變項 (Zhao, Lynch, & Chen, 2010)。而且，除了標準化迴歸係數提供的資訊外，從零階相關與部分相關的差距 (心理技能與賽前認知焦慮方向的零階相關為 .28，而部分相關則為 .42；競技心理能量與賽前認知焦慮方向的零階相關為 -.02，而部分相關則為 -.30)，以及決定係數的上升情形來看 (.12 → .20)，便可判斷此情形為典型壓抑 (邱皓政, 2017)，亦即以上所發現的競技心理能量的競爭中介效果，實為其對心理技能與賽前認知焦慮方向關係中的壓抑效果。利用 Soper (2021) 的網頁版事後統計檢定力計算器，計得以上結果之 $power = .96$ 。

表 7 競技心理能量對心理技能與賽前認知焦慮方向之中介效果檢定

影響路徑	標準化迴歸係數(β)	95%信賴區間	t 值	SE	F 值	R ²	零階相關	部分相關
對賽前認知焦慮方向(CCSA_D)					4.86**	.20		
直接效果								
先發	-.07		-0.53	0.33			-.13	-.06
不清楚先發或替補	.13		1.04	0.41			.19	.12
心理技能 (X)	.57***		4.01	0.36			.28	.42
競技心理能量 (M)	-.39**		-2.74	0.23			-.02	-.30
間接效果								
X→M→CCSA_D	-.68	-1.16, -0.13						
總效果								
X→CCSA_D	.30**		2.81	0.27	3.67*	.12		

註：表中 95%信賴區間所顯示的為未標準化迴歸係數；「確定為先發」、「不清楚先發或替補」為控制變項（對比於「確定是替補」）。* $p < .05$ ；** $p < .01$ ；*** $p < .001$

六、中介效應檢驗結果 — 賽前身體焦慮方向

以 SPSS 巨集 PROCESS 進行拔靴法中介效應檢驗分析，分析結果顯示如表 8，發現於控制運動員先發輪值對其的影響後，與心理技能一起並未能顯著影響運動員的賽前身體焦慮方向 (somatic competitive state anxiety direction, SCSA_D)， $F(3, 78) = 2.03$ ， $p = .117$ ， $R^2 = .07$ ，這一結果已顯示不會存在中介效果。利用 Soper (2021) 的網頁版事後統計檢定力計算器，計得以上結果之 $power = .53$ 。

表 8 競技心理能量對心理技能與賽前身體焦慮方向之中介效果檢定

影響路徑	標準化 迴歸係 數(β)	95%信賴 區間	t 值	SE	F 值	R^2	零階 相關	部分 相關
對賽前身體焦慮 方向(SCSA_D)								
						1.70	.08	
直接效果								
先發	-.03		-0.23	0.30			-.04	-.03
不清楚先發 或替補	.06		0.46	0.37			.08	.05
心理技能 (X)	.35*		2.30	0.33			.25	.25
競技心理能量 (M)	-.13		-0.85	0.21			.10	-.10
間接效果								
X→M→SCSA_D	-.18	-0.59, 0.31						
總效果								
X→SCSA_D	.26*		3.37	0.24	2.03	.07		

註：表中 95% 信賴區間所顯示的為未標準化迴歸係數；「確定為先發」、「不清楚先發或替補」為控制變項（對比於「確定是替補」）。* $p < .05$

肆、結論

本研究根據盧俊宏等人 (2020) 有關能影響和改變競技心理能量的來源之研究，意在本研究中檢驗競技心理能量是否對運動員心理技能與競賽狀態焦慮存有中介效果，以了解心理技能影響競賽狀態焦慮的過程。並透過探討它們之間的關係，驗證盧俊宏等人的研究結果。

據本研究積差相關分析之結果，發現運動員的心理技能水準越高，其競技心理能量亦會受之影響而越高，而且於控制運動員先發輪值對其的影響後，均能預測和影響運動員的競技心理能量，這與先前盧俊宏等人 (2020) 的發現一致，運動員的心理技能水準是他們的競技心理能量來源之一。心理技能的水準代表運動員使用心理技能來維持或提升心理變項的「頻率與效率」，而競技心理能量各向度的「情緒感受」，則為前者的目的及其結果，兩者間存在的高相關性，也呼應了林啟賢 (2017)、陳冠旭與劉從國 (2004) 以及陳若芸與林啟賢 (2015) 有關心理技能訓練能提升運動員正面情緒之研究結果。

另一方面，運動員的競技心理能量只與其賽前認知與身體焦慮的強度有顯著相關，但與賽前認知與身體焦慮的方向沒有關係，並未能完全呼應盧俊宏等人 (2020) 的發現。事後再以競技心理能量自信分量表與兩項狀態焦慮的方向作積差相關的分析，結果顯示都未有顯著相關 (認知： $r = .16$ ， $p = .164$ ；身體： $r = .18$ ， $p = .097$)，似乎由競技心理能量所展現的自信情緒，與控制感相關的自信感受有著區別，並不能藉此提高運動員的控制感，因此並未如 Jones (1995) 提出的模式，競技心理能量並不能影響賽前認知和身體狀態焦慮的方向，未來的研究可進一步探討和證實控制感有關的自信感受與競技心理能量有關的自信感受之間的異同。

而從兩個賽前狀態焦慮強度的中介效果檢定結果來看，心理技能的預測能力 (標準化迴歸係數) 在與競技心理能量一起分析時，會比心理技能單獨預測時有所減低，另外，心理技能和競技心理能量一起預測時，與兩個賽前狀態焦慮強度的部分相關都要比零階相關降低了許多，根據林新沛 (2005) 對於迴歸分析結果的解讀方式，這顯示心理技能與競技心理能量重疊的部分過多，使同時考慮兩者時，只有心理技能可以有效預測賽前認知焦慮強度，競技心理能量則不能，而且在預測賽前身體焦慮強度時，兩者皆沒有有效的解釋力。如同之前的論述，競技心理能量各向度的「情緒感受」作為運動員使用心理技能的目的及結果，如運動員想要提高自身的自信心並使用相應的心理技能，這一行為的結果或會提

高運動員的競技心理能量，並有相應高自信心的情緒感受，使用心理技能來維持和提高心理變項這一前因，以及這行為所展示出來的結果之性質相近，或使得兩者於分析時會有過多的重疊。從本研究的結果可得知，無論是心理技能還是競技心理能量，對兩種賽前狀態焦慮的強度，都是重要變項，但同時考慮兩者並不會比兩者分開單獨預測時更能有效地預測賽前認知與身體焦慮的強度，從與賽前認知與身體焦慮的強度之相關性與標準化迴歸係數來看，心理技能都比競技心理能量要高，運動員的心理技能水準應更能有效地影響和預測其賽前狀態焦慮的強度。

再者，與兩個賽前狀態焦慮方向的中介效果檢定結果來看，運動員的競技心理能量，為其心理技能對賽前認知焦慮方向預測的壓抑變項，而對賽前身體焦慮方向的預測亦接近此一情形，只是造成此壓抑效果的原因仍有待研究。加入壓抑變項到一項迴歸方程式或迴歸分析中，能夠提高同一方程式或分析中其他變項的預測效度 (Conger, 1974)。舉例來說，如想要以一份中文測驗的分數 (自變項) 來預測某人的中文能力水平 (依變項)，預測效果其實會因為該名參與者的閱讀能力而有所限制，這樣便不能單由中文測驗的分數而反映該名參與者真實的中文能力水平，這是由於測量方式而帶來的誤差。故可於迴歸分析中加入參與者閱讀能力的分數一起分析，便能控制並排除閱讀能力所帶來的影響，從而提高這份中文測驗的預測效度。同樣，根據本研究的結果可知，此後如使用運動員的心理技能來預測其賽前狀態焦慮的方向時，應加入競技心理能量並作控制變項，以減低誤差，提高預測的準確性，避免低估心理技能在運動員判斷其焦慮方向的重要性。

運動員的心理技能水準的確可以影響他們所感受到的賽前狀態焦慮之強度和方向，但並非以盧俊宏等人 (2020) 研究所發現的形式那樣透過競技心理能量。而競技心理能量也的確如盧俊宏等人研究中的發現，與兩種賽前狀態焦慮的強度有關。競技心理能量內含多種情緒感受的展現，這次的研究也發現其與狀態焦慮強度是有顯著相關的，於實際應用時，教練和運動員便可由競技心理能量了解運動員的綜合情緒狀態，以及由此預測運動員的焦慮情況。而有關未來的研究，建議可以檢視其他負面情緒，甚至是以正向情緒再作檢驗，或能便能得出如盧俊宏等人研究中的模式，競技心理能量或許於心理技能與某種情緒與認知間存在中介效果。除此之外，本篇研究以問卷施測的方式，嘗試驗證盧俊宏等人研究結果中部分的關係模式，未來的研究也可以其他研究方法，如實驗法再加以驗證本研究之結果，或是針對不同的運動項目或運動類型 (開放式與閉鎖式、個人項目與團體項目) 作出更多的研究，來驗證盧俊宏等人研

究中其他部分的關係模式，以及競技心理能量的作用。

最後於研究限制方面，需注意本篇研究只以高階的排球選手作為參與者，未必能推論至排球技能水準較低的運動員，或其他運動項目。另外因考慮過多的變項不利於分析，因而排除了部分不會上場比賽的運動員，令樣本數較為不足。最後，因為難於比賽過程中收集狀態焦慮的數據，故只能以賽前狀態焦慮的資料分析，未能反映運動員整體的競賽狀態焦慮情形。

運動員的心理技能能夠正向的影響運動員的競技心理能量，只是心理技能並非透過影響競技心理能量，進而影響運動員所感受到的賽前狀態性焦慮的強度與方向，即沒有中介效果，但卻是作為心理技能與賽前狀態焦慮方向之間的壓抑變項，於未來相關的分析中，應加以控制，以提高預測效度。

參考文獻

- 李茂能 (2006)。結構方程模式軟體 Amos 之簡介及其在測驗編製上之應用。台北：心理。
- 何承恩、李淑芳 (2007)。高爾夫球友心理技能與運動表現關係之研究。大專高爾夫學刊，(4)，65-75。
- 李建平、鄭金昌、陳淑利 (2011)。運動心理技能實證研究之文獻探討。排球教練科學，(17)，23-25。
- 邱玉惠、季力康 (2001)。運動員心理技能量表之編製。臺灣運動心理學報，(1)，21-45。
- 林啟賢 (2017)。逼真意象模式及動機意象型態之應用：以高中射箭選手為例。大專體育學刊，19(4)，341-360。
- 邱皓政 (2017)。多元迴歸的自變數比較與多元共線性之影響：效果量、優勢性與相對權數指標的估計與應用。NTU Management Review，65。
- 林新沛 (2005)。標準化迴歸係數的正確解釋。中山管理評論，13(2)，533-548。
- 陳冠旭、劉從國 (2004)。心智訓練對射箭選手之心理特質及運動表現影響之研究。輔仁大學體育學刊，(3)，117-133。
- 陳若芸、林啟賢 (2015)。逼真意象結合動機意象型態使用對提升田徑跨欄選手心理品質之影響。大專體育學刊，17(3)，287-302。
- 陳慧英、盧秋如、高全寬、林榮輝 (2009)。運動目標取向、競賽特質焦慮與心理技能在桌球表現的相關研究。人文及管理學報，(6)，43-62。
- 黃英哲 (2001)。運動成就目標與賽前狀態焦慮的關係：以目標涉入為主軸之研究 (博士論文)。取自臺灣博碩士論文知識加值系統。(系統編號：090NTNU0567063)
- 黃英哲，季力康 (1994)。運動動機氣候與自覺能力對賽前狀態焦慮和滿足感的相關研究。體育學報，(18)，321-332。

董俊男、陳志榮、季力康、劉義群 (2003)。優秀大專網球運動員心理技能之分析研究。 *大專體育學術專刊*, 533-540。

楊瑞珠、盧俊宏 (2019)。競技心理能量對羽球選手技能表現之預測。 *臺灣運動心理學報*, 19(2), 45-57。

盧俊宏、楊明蓁、游亞樵 (2020)。運動員心理能量：經驗取樣法和跨文化驗證的深入探索 (計畫編號：MOST107-2410-H034-042)。取自政府資訊系統網站：
<https://www.grb.gov.tw/search/planDetail?id=12674964>

American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education (2014). *Standards for Educational Psychological Testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.

Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York, NY: Wiley.

Carver, C. S., & Scheier, M. F. (1991). A control-process perspective on anxiety. In R. Schwarzer, & R. A. Wicklund (Eds.), *Anxiety and self-focused attention* (pp. 3-8). Chur, Switzerland: Harwood Academic.

Chiou, S. S., Hsu, Y., Chiu, Y. H., Chou, C. C., Gill, D. L., & Lu, F. J. (2020). Seeking positive strengths in buffering athletes' life stress–burnout relationship: The moderating roles of athletic mental energy. *Frontiers in psychology*, 10, 3007. doi: 10.3389/fpsyg.2019.03007

Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd Edition). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Cohen, J., Cohen, P., West, S.G., and Aiken, L.S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3rd edition). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Conger, A. J. (1974). A revised definition for suppressor variables: A guide to their identification and interpretation. *Educational and Psychological Measurement*, 34(1), 35-46.

- Doll, W. J., Xia, W., & Torkzadeh, G. (1994). A confirmatory factor analysis of the end-user computing satisfaction instrument. *MIS Quarterly*, 18(4), 453-461.
- Edwards, T., & Hardy, L. (1996). The interactive effects of intensity and direction of cognitive and somatic anxiety and self-confidence upon performance. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 18(3), 296-312.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Hair Jr., J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (2nd ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Jones, G. (1991). Recent developments and current issues in competitive state anxiety research. *The Psychologist*, 4, 152-155.
- Jones, G. (1995). More than just a game: Research developments and issues in competitive anxiety in sport. *British Journal of Psychology*, 86(4), 449-478.
- Jones, G., & Swain, A. (1992). Intensity and direction as dimensions of competitive state anxiety and relationships with competitiveness. *Perceptual and Motor Skills*, 74(2), 467-472.
- Khodayari, B., Saiiari, A., & Dehghani, Y. (2011). Comparison relation between mental skills with sport anxiety in sprint and endurance runners. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 30, 2280-2284.
- Lu F.J., Gill, D. L., Yang, C., Lee, P. F., Chiu, Y. H., Hsu, Y. W., & Kuan G. (2018). Measuring athletic mental energy (AME): Instrument development and validation. *Frontiers in Psychology*, 9, 2363.
- Martens, R., Vealey, R. S., & Burton, D. (1990). *Competitive anxiety in sport*. Champaign, IL: Human Kinetics.

- McDonald, R. P., & Ho, M.-H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64–82.
- McGrath, J.E. (1970). A conceptual formulation for research on stress. In McGrath J.E. (Ed.), *Social and psychological factors in stress* (pp. 1-13). New York, NY: Holt, Rinehart and Winston.
- Nideffer, R. (1985). *Athletes' guide to mental training*. Champaign, IL: Human Kinetics.
- O' Connor P., & Burrowes J. (2006). *Mental energy – Defining the science 2006*. Retrieved September 11, 2020, from The International Life Sciences Institute North America (ILSI North America) website: <https://ilsina.org/publication/mental-energy-defining-the-science-2006/>
- Pashabadi, A., Shahbazi, M., Hoseini, S. M., Mokaberian, M., Kashanai, V., & Heidari, A. (2011). The Comparison of mental skills in elite and sub-elite male and female volleyball players. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 30, 1538-1540.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling* (2nd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Sindik, J., Botica, A., & Fiškuš, M. (2015). Preliminary psychometric validation of the multidimensional inventory of sport excellence: Attention scales and mental energy. *Montenegrin Journal of Sports Science and Medicine*, 4(2), 17-28.
- Smith, R.E., Schutz, R.W., Smoll, F.L., & Ptacek, J.T. (1995). Development and validation of a multidimensional measure of sport-specific psychological skills: The Athletic Coping Skills Inventory-28. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 17(4), 379-398.
- Soper, D.S. (2021). *Post-hoc Statistical Power Calculator for Multiple Regression* [Software]. Available from <https://www.danielsoper.com/statcalc>
- Spielberger, C. D. (1966). Theory and research on anxiety. In C. D. Spielberger (Ed.), *Anxiety and behavior* (pp. 3-22). New York, NY: Academic Press.

Weinberg, R. S. (1988). *The mental advantage: Developing your psychological skill in tennis*. Champaign, IL: Human Kinetics.

Zhao, X., Lynch, J. G. & Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis. *Journal of Consumer Research*, 37(2), 197-206

「國北教大體育」投稿須知(2021.3.21 修訂)

- 一、性質：提供一個身體活動經驗與體育學術交流的平台。本刊於每年 11 月出版，全年徵稿，採雙向匿名、隨到隨審制，主要徵稿的範圍如下：
 - (一)「論著」部分：刊載身體活動領域理論與實務之相關研究；每篇字數以 6000 字內為原則。
 - (二)「運動經驗」部分：刊載體育工作者相關之心得與經驗，及報導世界先進國家有關身體活動之最新作法；每篇字數以 3000 字內為原則。
 - (三)「運動教室」部分：刊載身體活動之相關技術指導策略與重要觀念之分析；每篇字數以 2500 字內為原則。
 - (四)「其他」部分：體育領域之相關稿件。
- 二、內容格式：
 - (一)來稿必須為 Microsoft Word 格式，並採用標楷體 12 號字用 B5 紙打字，上下左右邊界皆為 2.5 公分，單間行距，內文請加上頁碼，以利審查。
 - (二)來稿均須含中文題目、中文摘要(以 150-300 字為限)、中文關鍵詞 3-5 詞、內文(緒論、方法、結果、結論及參考文獻)。
 - (三)請將稿件內之作者的相關資料隱去。
 - (四)中文次標題表示法依序如：壹、一、(一)、1、(1)、a、(a)。
 - (五)圖表需附上標題，標題依序標示表 1、表 2、...及圖 1、圖 2、...等。圖表內容應力求簡潔易懂，可附加必要之說明。
 - (六)詳細內容格式請見「國北教大體育投稿自我檢查表」，此表參考「體育學報投稿自我檢查表」。
- 三、文獻註解：在內文中註解及文末參考文獻，必須遵守 2010 年第 6 版美國心理學 (APA) 格式書寫，或參考中華民國體育學會 (www.rocnspe.org.tw) 之 APA 書寫格式說明。
- 四、版權：凡刊載本刊之文章，必須簽署著作授權同意書。
- 五、審查費用：無須審查費用，文章刊登後，贈送「國北教大體育期刊」PDF 一份。
- 六、投稿文件：來稿請備齊申請表、自我檢查表、著作授權同意書及全文電子檔案(word 檔)，傳至體育系高禎佑老師 (e-mail：ntuepejournal@gmail.com、聯絡電話：02-2732-1104 轉 63503)。

國北教大體育 第十六期

發行人：陳益祥

出版者：國立臺北教育大學

總編輯：高禎佑

審查委員：王宏豪、李文心、林如瀚、
高三福、黃崇儒、楊裕隆、
蔡尚明、簡桂彬 (以筆畫順序排列)

編輯委員：李水碧、李加耀、吳忠誼、
林家瑩、林顯丞、胡天玫、
翁梓林、黃英哲、楊忠祥、
楊啟文、蔡政杰、蔡葉榮、
鐘敏華 (以筆畫順序排列)

執行編輯：謝宇硯、簡睦芸

封面設計：賴宛玕

電話：(02) 2732-1104#63503

地址：10671臺北市大安區和平東路二段134號

網址：<https://pe.ntue.edu.tw/>

創刊日期：2006.12

發刊日期：2021.12

定價：300元

