

正向心理資本量表性別測量恆等性 之分析

Analyses of Measurement Equivalence across Gender of the Psychological Capital Questionnaire

胡昌亞 *Changya Hu*

國立政治大學企業管理學系
Department of Business Administration,
National Chengchi University

黃瑞傑* *Jui-Chieh Huang*

國立臺北商業大學企業管理系
Department of Business Administration,
National Taipei University of Business

陳燕諭 *Yen-Yu Chen*

國立陽明交通大學經營管理研究所
Institute of Business and Management,
National Yang Ming Chiao Tung University

程孝盈 *Hsiao-Ying Cheng*

國立政治大學企業管理學系
Department of Business Administration,
National Chengchi University

田錦宏 *Jonah Tyan*

國立政治大學企業管理學系
Department of Business Administration,
National Chengchi University

本文引用格式建議：胡昌亞、黃瑞傑、陳燕諭、程孝盈、田錦宏，2023，
「正向心理資本量表性別測量恆等性之分析」，中山管理評論，31 卷 2
期：359~390。

Suggested Citation: Hu, C., Huang, J.-C., Chen, Y.-Y., Cheng, H.-Y., and
Tyan, J., 2023, "Analyses of Measurement Equivalence across Gender of
the Psychological Capital Questionnaire," **Sun Yat-sen Management
Review**, Vol. 31, No. 2, 359-390.

* 通訊作者：黃瑞傑，地址：10051 臺北市中正區濟南路一段 321 號 國立臺北商業大學
企業管理系，Tel: (02)2322-6247, Fax: (02)2322-6487, E-mail: rogerhuang@ntub.edu.tw。

* 本研究經費來源為國科會計畫 (MOST 107-2410-H-004-196-SSS)。

摘要

心理資本是正向心理學重要的研究構念，近年來受到國內學者的重視，檢驗心理資本測量工具的心理計量特質，能為研究效度提出佐證。故本研究檢驗 24 題版心理資本量表 (PCQ-24) 及 13 題短版心理資本量表 (PCQ-13) 之心理計量特質，並檢驗其跨性別之測量恆等性。本研究以臺灣 790 位全職工作者為研究對象，以 LISREL 進行分析。研究結果顯示，PCQ-24 和 PCQ-13 兩者在跨性別樣本中具有完全因素構造恆等、部分因素量尺恆等、部分因素純量恆等、部分測量誤差恆等、以及部分因素平均數恆等。PCQ-24 在跨性別樣本中雖具有完全因素變異數-共變數矩陣恆等，但 PCQ-13 僅具有部分因素變異數-共變數矩陣恆等，整體而言，長短版的心理資本量表皆可用於臺灣樣本，且可以進行跨性別之比較。

關鍵詞：心理資本、測量恆等性、性別、量表發展

Abstract

Psychological capital is an important construct in the positive psychology area that has received much research attention in recent years. The examination of the psychometric properties of the psychological capital measures can provide evidence for the research validity. This study was designed to examine psychometric qualities of the 24-item Psychological Capital Questionnaire (PCQ-24 and the shortend 13-item Psychological Capital Questionnaire, PCQ-13). We also examined the measurement equivalence of PCQ-24 and PCQ-13 cross-gender. Based on the data collected from 790 Taiwanese full-time employees, we conducted analyses with LISREL. The results showed that PCQ-24 and PCQ-13 have full configural invariance, partial metric, partial scalar, partial uniqueness, and partial latent means invariance. Unlike PCQ-24 which has a full factor variance-covariance matrix, PCQ-13 only has a partial variance-covariance matrix. In conclusion, both PCQ-24 and PCQ-13 have acceptable psychometric properties and can be used for cross-gender comparisons in Taiwan.

Keywords: Psychological Capital, Measurement Equivalence/Invariance, Gender, Scale Development

壹、緒論

近年來，正向心理學 (positive psychology) 受到學界與工商實務的重視 (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000)。在組織行為的領域中，將此種探討職場正向人格特質、正向情緒、最佳表現與潛能發展等研究取向，統稱正向組織學 (positive organizational scholarship, POS) (Cameron & Caza, 2004)。其中，正向心理資本 (positive psychological capital) 是正向心理學的重要研究構念，反映出影響個人效能的重要心理資源。根據工作場域中的實證研究發現，正向心理資本與員工工作滿意度、幸福感、心理健康與工作績效等都有正向關係 (Seligman & Csikszentmihalyi, 2000; Avey et al., 2010; Luthans & Youssef, 2017)。可見心理資本是重要的研究構念，值得管理學界重視。

正向心理資本為個體正向的心理狀態或資源，包含自我效能 (efficacy)、希望 (hope)、韌性 (resilience)、樂觀 (optimism) 四個向度 (Luthans et al., 2006)。當前較多學者將心理資本視為一種類特質 (trait-like)，主張心理資本雖然有一定的穩定性，但仍可經由後天的發展和訓練養成與改變。在測量工具方面，Luthans et al. (2007) 發展的 24 題版「心理資本量表」(psychological capital questionnaire, PCQ)，為最廣使用的量表。

職場中的性別差異是組織行為重要的研究議題，探討心理資本是否有性別差異，或是性別是否調節心理資本與工作態度及行為之關係。然而，從性別角色的觀點來看，兩性在心理資本上可能會有所差異，且性別可能會調節心理資本與其個人態度或行為之關係 (Ngo et al., 2014)。然而，既有實證研究結果對心理資本有無性別差異的結果莫衷一是，例如以下這些研究均參考 PCQ 量表 (Luthans et al., 2007)，有些研究發現心理資本具有性別差異 (陳淑玲、陳威達，2014)；但其他研究則否 (Cheung et al., 2011; Chen, 2018)。然而，這些探討心理資本性別差異之研究，都以華人為其研究樣本，為何會出現矛盾的結果？這些結果是反應兩性心理資本的差異，抑或是兩性對於心理資本測量概念與作答反應不同？

有鑑於此，本研究以 Hunter & Schmidt (2004) 的取向進行一個後設分析 (meta-analysis)。以「心理資本 (psychological capital)」為關鍵字，搜尋三個資料庫：華藝線上圖書館、華藝線上圖書館、臺灣博碩士論文知識加值系統。另於 Google 學術搜尋引擎，查找引用 Luthans et al. (2007) 之文章，再以 Taiwan 為關鍵字進行查找。最後納入 99 個以臺灣全職工作者樣本研究進行分析 ($N = 37656$)，結果發現正向心理資本有性別差異，且女性低於男性 ($\rho = -.061$, 95% CI

[-.081, -.041])。然而，這些論文並未檢視正向心理資本的跨性別測量恆等性。因此也無法單獨以此後設分析結果，得出正向心理資本具有性別差異之結果。宜需先檢驗性別於正向心理資本的測量恆等性，再回應此問題。

由於華人文化脈絡對兩性社會角色的期待可能與西方社會不同，這是否可能使得華人樣本中心理資本可能的性別差異，是來自於兩性對於構念的認知不同，而非反應兩性所具備的心理資本有程度上的差異。然而，前述研究在比較兩性心理資本時，皆未先檢驗跨性別測量恆等性 (measurement equivalence/invariance)。因此，無法排除此差異是否來自兩性對心理資本此概念的內涵有不同的看法，或是使用的心理反應尺規刻度不同所造成。然而，進行跨群比較時，需要先確保各群樣本對研究概念有相同的認識，作答時也使用同樣的尺規。例如 Wernsing (2014) 為瞭解心理資本測量工具是否適用於跨國文化工作者，檢驗 12 題版本的心理資本測量工具，進行跨國家文化之測量恆等性分析，以確保不同國家工作者對心理資本構念的認知相似。有鑑於此，本研究以 Luthans et al. (2007) 之四因子「心理資本量表」為工具，以全職工作者為對象，檢驗跨性別測量恆等性。研究結果可協助我們了解兩性工作者對心理資本的認知是否一致，並確認心理資本各向度能否考量性別差異，進而協助我們了解正向心理資本在職場上的研究與應用。

貳、文獻探討

一、心理資本的發展與測量

為促進正向組織學的研究，學者發展職場領域的正向構念 (positive construct, Luthans, 2002a)，其需具備下列特性：(1) 以理論及實證研究為基礎；(2) 具正向特質，且符合正向心理學及正向組織學的研究意涵；(3) 具信度和效度，以利於科學研究；(4) 具可發展性以促進管理與發展；(5) 與工作態度、行為和績效有關 (Luthans, 2002b; Luthans & Youssef, 2004)。依循此發展原則，Luthans et al. (Luthans 2002a, 2002b; Luthans et al., 2007) 採心理資源的觀點 (Hobfoll, 2002)，將自我效能、希望、韌性、樂觀合稱為正向心理資源 (positive psychological resources) 或心理資本 (Luthans & Youssef, 2004; Youssef & Luthans, 2007)。

「自我效能」源自社會認知理論 (social cognition theory) (Bandura, 1997)，為個人投入認知和心理資源並採取行動時，其對於可成功達到預設目標的信心 (Luthans et al., 2005)。實證研究指出自我效能與工作績效有正向關聯 (Stajkovic

& Luthans, 1998; Bandura & Locke, 2003), 且自我效能可透過以下四類方式來提昇, 包括: 成功經驗的累積與反思、觀察他人成功行為 (替代學習)、接受他人的建議與正面的回饋、善用生理與心理的刺激等 (Bandura, 1997)。

「希望」為一種正向動機狀態 (positive motivational state), 處於高度希望的人會以正向積極的態度, 堅持朝向目標前進。即便遭遇困境亦會尋求合適的方案來解決問題 (Snyder et al., 1991; Snyder, 2000)。希望資源高的個人, 會透過途徑思考 (pathways thinking) 來規劃未來, 並透過動力思考 (agency thinking) 來自我激勵, 因此較能突破各種困難, 進而達成工作目標 (Snyder et al., 1996; Snyder, 2000)。

「韌性」此資源, 協助個人從困境、衝突或失敗中, 快速恢復到原有或更佳的心理狀態。除負面事件外, 正面事件的衝擊或工作職責的增加, 都會耗損生、心理資源, 韌性與這些心理資源的恢復有關 (Luthans, 2002b), 故韌性可視為一種調適能力 (Masten & Obradović, 2006)。此外, 韌性可透過學習與訓練得而提升, 工作績效亦有正向關係 (Stajkovic & Luthans, 1998; Luthans et al., 2005)。

「樂觀」屬於類特質, 為個人正向展望的程度 (Seligman, 1998), 也是個人在特定情境下採取正向歸因的傾向 (Luthans et al., 2007)。正向組織行為學整合此兩種觀點, 認為高「樂觀」者傾向將正面事件歸因於個人內在成就、及持久穩定的原因; 而將負面事件歸因為外在因素、或暫時性之不利情境。樂觀則和工作績效與員工滿意度有正向關係 (Luthans et al., 2005; Youssef & Luthans, 2007)。

在測量工具方面, 學術界最常使用的工具為 Luthans et al. (2007) 所編製的「心理資本量表」。該量表評估工作情境中的心理資本, 共有 24 題 (PCQ-24), 國內外實證研究指出各次構念的信度皆高於 .7, 四因子模式受因素分析結果支持, 表示該量表具有良好的信效度。故本研究以 PCQ-24 來檢驗跨性別測量恆等。

二、探討正向心理資本的性別恆等性之必要

社會角色理論 (social role theory) 指出個人會依據社會的期待和規範, 型塑自身性別角色的特質、態度和行為表現 (Eagly & Wood, 2012), 這些期待可能影響個人自我發展時, 在這四個向度的差異 (Ngo et al., 2014)。實證研究也指出心理資本次向度有性別差異, 如: 男性「自我效能」高於女性 (Choi, 2004; Lehoczky, 2013); 女性「希望」高於男性 (Barmola, 2013); 男性「韌性」高於

女性，這可能是造成女性憂鬱症患者較多 (Lewis et al., 2017)、創傷後壓力症候群的機率較高 (Brewin et al., 2000)。

可見心理資本可能有性別差異，但此差異是源自於兩性對次向度的組成有分歧的看法，或兩性作答時的心理測量尺度 (scale) 不同，還是真實反應兩性差異？由於這些研究未檢驗心理資本的跨性別測量恆等性，若發現性別差異，無法確認是真實反應兩性差異，還是不具以下恆等性之故？包括：相同的構念定義 (configural invariance)、使用相同的測量尺規 (metric invariance)、回答各題項時具有相同的基準點 (scalar invariance)、有相同的測量誤差 (uniqueness invariance) 等因素。有鑑於此，我們將檢驗心理資本的跨性別測量恆等性。

三、測量恆等性

測量恆等性是不同族群在測量工具的得分，其反應在潛在變項與測量變項的測量特質具有一致性 (Drasgow & Kanfer, 1985)。而檢驗測量恆等性也可用於探討研究者所提之理論模式，在跨群組樣本間是否相等或其參數具有不變性。當測量恆等性成立時，得分相同的個人，其潛在變項特質具有等同性，研究者才能進行跨群比較，如：比較兩組平均數差異。因此，若不具測量恆等性，則跨群比較的結果是偏誤且不合理的。在此情況下，若進行比較兩性的平均數或結構係數，都可能因為測量層次的不恆等，使得前述比較有所偏誤 (Drasgow & Kanfer, 1985; Steenkamp & Baumgartner, 1998; Vandenberg & Lance, 2000; Cheung & Rensvold, 2002; Hu, 2008)。因此，為了能正確了解兩性在心理資本上有無差異，需先驗證心理資本量表之跨性別測量恆等性。

本研究藉由分析跨性別測量恆等性，探討兩性對心理資本構念在下列特性上是否恆等：構念組態 (configuratin)、答題尺規、基準點、測量誤差等面向。我們採 Vandenberg & Lance (2000) 建議的檢驗程序，使用 LISREL 軟體依序分析(1) 因素構造恆等性：代表跨群組間的評量結果，可以用相同的因素模式來建構，具有一致的因素數量與關係模式；(2) 因素量尺恆等性：代表跨群組間觀察變項所反映之潛在變項程度相同，亦即觀察變項與其所對應的潛在變項之因素負荷量 (迴歸斜率) 等值；(3) 因素純量恆等性：代表跨群組間之潛在變項連結到觀察變項的迴歸式中，具有相同的截距；(4) 測量誤差恆等性：代表跨群組間觀察變項具有相同的殘差；(5) 因素變異數-共變數矩陣恆等性 (factor variance-covariance invariance)：代表跨群組的潛在變項變異相似，且彼此之間的關聯相同；(6) 因素平均數恆等性 (factor mean invariance)：代表跨群組間潛在變項的得分相同 (Vandenberg & Lance, 2000; Hu, 2008)。唯有在前一類的恆等

性完全或部分成立下，方可繼續檢驗程序。

參、研究方法

一、研究樣本

本研究以臺灣全職工作者為研究對象，以立意抽樣 (purposive sampling) 選取受試者。問卷施測過程以不記名方式進行，以保護個人隱私權。本研究以委託施測並以團體施測來蒐集資料。研究者委託大學進修部在職學生協助尋求符合條件之研究對象，並負責發放與回收問卷；團體施測則由研究者親自進行施測之程序，受試者包含兩所大學共計八個班級的在職進修學生。總計發放 790 份問卷，樣本資料如表 1 所示。

表 1 樣本基本資料

變項	類別	人數	百分比 (%)
性別	男性	400	50.6
	女性	390	49.4
年齡	25 歲以下	38	4.8
	26-30 歲	228	28.9
	31-35 歲	165	20.9
	36-40 歲	117	14.8
	41-45 歲	55	7.0
	46-50 歲	89	11.3
	51 歲以上	98	12.4
產業別	金融	83	10.5
	電信	133	16.8
	服務	79	10.0
	流通	18	2.3
	文教	52	6.6
	軍公教	72	9.1
	高科技	87	11.0
	醫療生技	68	8.6
	傳統製造業	74	9.4
	其他產業	95	12.0
	未填答	29	3.7
擔任主管職	是	313	39.6
	否	477	60.4

二、研究工具

(一) 心理資本量表 (PCQ-24)

PCQ-24 由 Luthans et al. (2007) 所編製，每個次構念分別有 6 題，量表共有 24 題。例題包括：「自我效能」：與管理層開會時，我有信心能清楚陳述自己工作職掌內的事情；「希望」：我認為自己能想出很多方式來實現當前的工作目標；「韌性」：由於過去的經歷，因此我現在能夠度過困境；與「樂觀」：我對自己的工作總是看到光明的一面。所有題項均採用李克特 (Likert) 五點量尺進行作答 (「1 = 非常不同意」到「5 = 非常同意」)。本研究採回覆翻譯方式 (Brislin, 1980)，將原始英文題目翻譯成中文。根據臺灣樣本的實徵研究指出，PCQ-24 中文翻譯問卷具良好信效度 (林子銘等人，2013；吳美連等人，2017)，「心理資本量表」之題項如附錄一所示，各向度其信度係數如表 4 所示。

(二) 短版心理資本量表 (PCQ-13)

短版的心理資本量表 (PCQ-12) 由 Luthans et al. (2007) 所發展，他們從 PCQ-24 中選出 12 題發展而得。PCQ-12 有良好的信效度 (Avey et al., 2011)，具有跨文化部分測量恆等性 (Wernsing, 2014)，故適用於跨文化的研究與應用 (Luthans & Youssef, 2017)。然而，PCQ-12 的「樂觀」向度僅有 2 題，但部分恆等性之條件，是跨組中各潛在變項至少要有兩個觀察變項，其具有相同的因素負荷量及題項截距 (Byrne et al., 1989; Steenkamp & Baumgartner, 1998)。為符合此條件，本研究在原有的 12 題之外，增加一題測量「樂觀」的題目。為確保樂觀構念之信效度，選題標準為正向敘述題項和因素負荷量最高者，最後納入題項 19：當面臨工作中的不確定因素時，我通常會預期事情會朝最好的方向走。新的短版量表共計 13 題 (PCQ-13，參見表 3)。

三、研究假設

本研究依據研究目的，列出以下研究假設：

(一) PCQ-24、PCQ-13 具有測量層次恆等性

1. PCQ-24、PCQ-13 具有跨性別的因素構造 (因素結構) 恆等性。
2. PCQ-24、PCQ-13 具有跨性別的因素量尺 (因素負荷量) 恆等性。
3. PCQ-24、PCQ-13 具有跨性別的因素純量 (題項截距) 恆等性。
4. PCQ-24、PCQ-13 具有跨性別的測量誤差 (殘差變異量) 恆等性。

(二) PCQ-24、PCQ-13 具有結構層次恆等性

1. PCQ-24、PCQ-13 具有跨性別的因素變異數-共變數矩陣恆等性。
2. PCQ-24、PCQ-13 具有跨性別的因素平均數恆等性。

四、統計檢驗程序

(一) 單群體驗證性因素分析

本研究以「心理資本量表」(PCQ-24) 及短版「心理資本量表」(PCQ-13) 之四因子模式，作為潛在變項與測量變項之間關係的假設基礎，先分別對單群體樣本進行驗證性因素分析 (confirmatory factor analysis, CFA)，以檢驗測量模式的適配性 (model fit) 和建構效度 (construct validity)。建構效度則檢驗收斂效度 (convergent validity) 及區辨效度 (discriminant validity)。若測量模式中，所有因素負荷量皆達顯著水準，顯示同一因素下的測量題項，都能夠有效的反映出該構念，表示收斂效度獲得支持；若兩兩構念間的相關係數，在 95%信賴水準下的區間估計值不包含 1 或 -1，則顯示構念彼此不同，代表區辨效度獲得支持 (Anderson & Gerbing, 1988)。此外，也透過檢查平均變異數萃取量 (average variance extracted, AVE) 是否大於各因子間相關係數的平方，來檢驗區辨效度 (Fornell & Larcker, 1981)。

(二) 多群組驗證性因素分析

首先，研究者藉由前述之單群體驗證性分析，確認適配模型後，先假設在不同群組樣本間其因素結構等同，建立一個可適用不同群組樣本的模式，以此為基底模式 (baseline model)。接著，在此基底模式 (M0) 下逐步加上不同限制條件，形成不同的對立模式 (alternative models)：因素量尺恆等模式 (M1)、因素純量恆等模式 (M2)、測量誤差恆等模式 (M3)、因素變異數-共變數矩陣恆等模式 (M4) 及因素平均數恆等模式 (M5)。再利用這些階段性逐步設限的巢狀模式，進行卡方差異檢定，比較各競爭模式對資料的適配情形。若卡方差異檢定達到顯著水準，代表所檢驗的跨組恆等性不成立，需透過修正指標 (modification index, MI) 和最大概似估計值 (maximum likelihood estimate) 的群間差異，找出造成跨群組不恆等的來源，並將之設定為其自由估計，直到模式間之部分恆等性後 (檢定未達顯著水準為止； $\Delta\chi^2_{(\Delta d.f.)}$, $p > .01$)，方可進行後續恆等性檢定 (Vandenberg & Lance, 2000; Hu, 2008)。

肆、研究結果

一、敘述統計分析

心理資本所有的題項平均數都超過 3 (男性：3.53~4.25；女性：3.46~4.18)，且 PCQ-24 及 PCQ-13 各變項之內部一致性係數均達 .70 之水準 (男性：.77~.93；女性：.75~.94)，具良好的信度 (Hinkin, 1998)。

二、單群體驗證性因素分析

首先研究者進行單群體驗證性因素分析，藉以檢驗「心理資本量表」(PCQ-24) 及短版「心理資本量表」(PCQ-13) 跨性別之建構效度，男性及女性樣本之適配性檢驗結果，如表 5 至表 8 所示。

(一)PCQ-24

在「心理資本量表」(PCQ-24) 方面，針對男性、女性樣本，驗證性因素分析結果顯示，四因子模式的適配度可接受 (男性： $\chi^2_{(246)} = 960.98$, $p < .01$, $TLI = .95$, $CFI = .96$, $SRMR = .06$, $RMSEA = .09$ ；女性： $\chi^2_{(246)} = 1022.18$, $p < .01$, $TLI = .94$, $CFI = .95$, $SRMR = .06$, $RMSEA = .09$) (Hu & Bentler, 1998) (表 7)。此外，由表 5 的參數估計結果顯示，所有題項因素負荷量的 t 檢定結果皆達 .01 的顯著水準 (男性： t 值介於 11.73 至 21.18 之間；女性： t 值介於 11.45 至 18.53 之間)，故收斂效度獲得支持；且兩兩構念間共六個向度之相關係數，其 95%信賴水準的信賴區間估計值並未包含 1 或 -1 (男性： $.31 \leq CI \leq .81$ ；女性： $.49 \leq CI \leq .89$)，而 PCQ-24 個四個構念 AVE (.47~.55) 均大於各構念間相關係數平方 (.19~.44)，代表區辨效度獲得支持 (表 2)。

(二)PCQ-13

在短版「心理資本量表」(PCQ-13) 方面，針對男性、女性樣本，驗證性因素分析結果顯示，四因子模式的適配度可接受 (男性： $\chi^2_{(59)} = 145.23$, $p < .01$, $TLI = .98$, $CFI = .98$, $SRMR = .05$, $RMSEA = .06$ ；女性： $\chi^2_{(59)} = 192.69$, $p < .01$, $TLI = .96$, $CFI = .97$, $SRMR = .06$, $RMSEA = .08$) (表 8)。由表 6 結果顯示，所有題項因素負荷量的 t 檢定結果皆達 .01 的顯著水準 (男性： t 值介於 13.05 至 21.14 之間；女性： t 值介於 9.15 至 18.13 之間)，代表收斂效度獲得支持；且兩兩構念間的相關係數，在 95%信賴水準下的區間估計值不包含 1 或 -1 (男性： $.22 \leq CI \leq .75$ ；女性： $.44 \leq CI \leq .85$)，而 PCQ-13 個四個構念 AVE (.51~.63) 均大於各構念間相關係數平方 (.14~.32)，故區辨效度獲得支持 (表 2)。

表 2 「心理資本量表 PCQ」區辨效度檢驗 (N = 790)

測量變項	自我效能	希望	韌性	樂觀
自我效能	(.51 / .54)	.40	.34	.19
希望	.30	(.47 / .51)	.44	.37
韌性	.25	.30	(.49 / .52)	.41
樂觀	.14	.30	.32	(.55 / .63)

註：1.對角線上方為心理資本量表 PCQ-24 向度相關之平方，對角線下方為 PCQ-13 測量向度相關之平方。

2.括弧內為平均變異抽取量 (AVE)，左方為 PCQ-24，右方為 PCQ-13。

綜合上述，兩性樣本都支持 PCQ-24 及 PCQ-13 的四因子模式，且都具有收斂效度與區辨效度。多群組驗證分析將以此模式作為基底模式，依序進行各種恆等性之檢驗。

三、多群組驗證性因素分析

依照本研究之假設，依序建立了六個不同限制條件的模式 (M0 至 M5)，這些模式為逐步設限的巢狀模式。將以多群組驗證性因素分析，來檢驗各種恆等性。分析結果說明如下：

(一)PCQ-24

測量恆等性分析結果如表 7 所示。首先，以未設限的基底模式進行跨性別因素構造恆等性之檢定。M0 模式適配度可接受 ($\chi^2_{(492)} = 1983.16, p < .01, TLI = .95, CFI = .95, SRMR = .06, RMSEA = .09$)，表示因素構造恆等性成立。代表兩性對測量題項與潛在構念之關係，具有相同的看法。

第二，進行因素量尺恆等性之檢定，此檢定增加跨性別因素負荷量恆等之限制。雖然 M1 模式適配度可接受 ($\chi^2_{(512)} = 2025.95, p < .01, TLI = .95, CFI = .95, SRMR = .06, RMSEA = .09$)，但 M0 與 M1 兩模式卡方差異檢定達顯著 ($\Delta\chi^2_{(20)} = 42.79, p < .01$)，代表兩性因素負荷量不完全恆等。檢查因素負荷量之 MI 後，發現題項 6 因素負荷量設限的 MI 相對較高 (男性：15.01；女性：13.90)，故將此因素負荷量自由估計，此為部分受限模型 M1a。該模型適配度可接受 ($\chi^2_{(511)} = 1997.01, p < .01, TLI = .95, CFI = .95, SRMR = .06, RMSEA = .09$)，且 M0 與 M1a 的卡方差異檢定不顯著 ($\Delta\chi^2_{(19)} = 13.85, p > .01$)，表示部分因素量尺恆等性成立。

第三，進行因素純量恆等性之檢定，此檢定增加跨性別潛在變項截距恆等之限制。雖然 M2 模式適配度可接受 ($\chi^2_{(531)} = 2058.05$, $p < .01$, $TLI = .95$, $CFI = .95$, $SRMR = .06$, $RMSEA = .09$)，但 M1a 與 M2 卡方差異檢定顯著 ($\Delta\chi^2_{(20)} = 61.04$, $p < .01$)，代表兩性題項截距不完全恆等。檢查題項截距之 MI 後，發現題項 6 截距設限的 MI 相對較高 (男性：17.93；女性：18.58)。故將該題項截距自由估計，此為部分受限模型 M2a。模型適配度可接受 ($\chi^2_{(530)} = 2024.44$, $p < .01$, $TLI = .95$, $CFI = .95$, $SRMR = .06$, $RMSEA = .09$)，且 M1a 與 M2a 卡方差異檢定不顯著 ($\Delta\chi^2_{(19)} = 27.43$, $p > .01$)，表示部分因素純量恆等性成立。

第四，進行測量誤差恆等性之檢定，此檢定增加跨性別題項的殘差變異量恆等之限制。雖然 M3 模式適配度可接受 ($\chi^2_{(554)} = 2157.06$, $p < .01$, $TLI = .95$, $CFI = .95$, $SRMR = .07$, $RMSEA = .09$)，但 M2a 與 M3 卡方差異檢定顯著 ($\Delta\chi^2_{(24)} = 132.62$, $p < .01$)，代表各題項殘差變異量不完全恆等。檢查各題項殘差之 MI 後，發現有五個題項 (22、2、4、13、1) 之殘差設限的 MI 值較高 (男/女性：介於 11.62 至 20.50 之間)，因此依序將其殘差設定為自由估計。最後部分受限 M3a 模式其適配度可接受 ($\chi^2_{(549)} = 2058.61$, $p < .01$, $TLI = .95$, $CFI = .95$, $SRMR = .06$, $RMSEA = .08$)，且 M2a 與 M3a 卡方差異檢定不顯著 ($\Delta\chi^2_{(19)} = 34.17$, $p > .01$)，表示部分測量誤差恆等性成立。

第五，進行因素變異數-共變數矩陣恆等性之檢定，此檢定增加跨性別潛在構念的因素變異數-共變數矩陣恆等之限制。M4 模式適配度可接受 ($\chi^2_{(559)} = 2072.95$, $p < .01$, $TLI = .95$, $CFI = .95$, $SRMR = .07$, $RMSEA = .08$)，且 M3a 與 M4 卡方差異檢定也不顯著 ($\Delta\chi^2_{(10)} = 14.34$, $p > .01$)，表示因素變異數-共變數矩陣恆等性成立。

最後，本研究針對因素平均數恆等性進行檢定，此檢定增加跨性別因素平均數恆等之限制條件。雖然 M5 模式適配度可接受 ($\chi^2_{(563)} = 2099.78$, $p < .01$, $TLI = .95$, $CFI = .95$, $SRMR = .07$, $RMSEA = .08$)，但 M4 與 M5 卡方差異檢定顯著 ($\Delta\chi^2_{(4)} = 26.83$, $p < .01$)，代表兩性因素平均數不恆等。檢查潛在變項平均數之 MI 後，發現「自我效能」因素之平均數限制的 MI 相對較高 (男/女性：20.16)。將其平均數設為自由估計，此部分受限的模式 M5a 模式適配度可接受 ($\chi^2_{(562)} = 2085.42$, $p < .01$, $TLI = .95$, $CFI = .95$, $SRMR = .07$, $RMSEA = .08$)，且 M4 與 M5a 卡方差異檢定 ($\Delta\chi^2_{(3)} = 12.47$, $p > .01$) 不顯著，表示兩性部分因素平均數恆等性成立。

圖 1 顯示 M5a 之參數估計。在題項 6 中，男性的因素負荷量高於女性 (男性：.76；女性：.56)，表示該題目對男性而言，更符合「自我效能」此潛在

構念。而女性在此題的截距高於男性（男性：1.13；女性：2.01），表示女性在此題之基準與態度高於男性。而女性在五個題項（1、2、4、13、22）之殘差變異量皆高於男性，代表女性在這五個題項的隨機誤差較多。

（二）PCQ-13

測量恆等性分析結果如表 8 所示。首先，以未設限的基底模式進行跨性別因素構造恆等性之檢定。M0 模式適配度可接受（ $\chi^2_{(118)} = 337.93$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .98$ ， $SRMR = .06$ ， $RMSEA = .07$ ），表示因素構造恆等性成立。代表兩性對測量題項與潛在構念之關係，有相同的看法。

第二，進行因素量尺恆等性之檢定，此檢定增加跨性別因素負荷量恆等之限制。雖然 M1 模式適配度可接受（ $\chi^2_{(127)} = 393.24$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .97$ ， $SRMR = .06$ ， $RMSEA = .07$ ），但 M0 與 M1 卡方差異檢定達顯著（ $\Delta\chi^2_{(9)} = 55.31$ ， $p < .01$ ），代表兩性因素負荷量不完全恆等。檢查因素負荷量之 MI，發現題項 6 因素負荷量設定的 MI 相對較高（男性：20.72；女性：18.38），故將此因素負荷量自由估計，此為部分受限的模式 M1a。該模型適配度可接受（ $\chi^2_{(126)} = 356.63$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .98$ ， $SRMR = .07$ ， $RMSEA = .07$ ），且 M0 與 M1a 的卡方差異檢定不顯著（ $\Delta\chi^2_{(8)} = 18.70$ ， $p > .01$ ），表示部分因素量尺恆等性成立。

第三，進行因素純量恆等性之檢定，此檢定增加跨性別的潛在變項截距恆等之限制。雖然 M2 模式適配度可接受（ $\chi^2_{(135)} = 421.43$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .97$ ， $SRMR = .06$ ， $RMSEA = .07$ ），但 M1a 與 M2 卡方差異檢定顯著（ $\Delta\chi^2_{(8)} = 28.19$ ， $p < .01$ ），代表兩性題項截距不完全恆等。檢查題項截距之 MI，發現題項 6、題項 22 截距設限的 MI 相對較高（男性：22.99、10.5；女性：23.48、10.55）。故將該題項截距自由估計，此為部分受限的模式 M2a，模型適配度可接受（ $\chi^2_{(133)} = 371.40$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .98$ ， $SRMR = .06$ ， $RMSEA = .07$ ），且 M1a 與 M2a 卡方差異檢定不顯著（ $\Delta\chi^2_{(7)} = 14.77$ ， $p > .01$ ），表示部分因素純量恆等性成立。

第四，進行測量誤差恆等性之檢定，此檢定增加跨性別題項的殘差變異量恆等限制。雖然 M3 模式適配度可接受（ $\chi^2_{(146)} = 436.89$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .97$ ， $SRMR = .07$ ， $RMSEA = .07$ ），但 M2a 與 M3 卡方差異顯著（ $\Delta\chi^2_{(13)} = 65.49$ ， $p < .01$ ），代表各題項殘差變異量不完全恆等。檢查各題項殘差之 MI，發現有三個題項（22、12、6）之殘差設限的 MI 值較高（男性：介於 9.38 至 16.30 之間；女性：介於 9.64 至 16.30 之間），因此依序將其殘差設定為自由估計，最後部分受限 M3a 模式適配度可接受（ $\chi^2_{(143)} = 387.96$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .97$ ， $SRMR$

$= .07$ ， $RMSEA = .07$ ），且 M2a 與 M3a 卡方差異檢定不顯著 ($\Delta\chi^2_{(10)} = 16.56$ ， $p > .01$)，表示部分測量誤差恆等性成立。

第五，進行因素變異數-共變數矩陣恆等性之檢定，此檢定增加跨性別潛在構念的因素變異數-共變數矩陣恆等之限制。雖然 M4 模式適配度可接受 ($\chi^2_{(153)} = 429.99$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .97$ ， $SRMR = .08$ ， $RMSEA = .07$)，但 M3a 與 M4 卡方差異檢定顯著 ($\Delta\chi^2_{(10)} = 42.03$ ， $p < .01$)，代表各題項相同的變異數-共變數矩陣不完全恆等。檢查潛在變項變異數-共變數矩陣之 MI，發現「自我效能」與「韌性」之共變數估計值設限的 MI 值相對較高 (男性：18.22；女性：19.12) 因此部分受限 M4a 模式其適配度可接受 ($\chi^2_{(152)} = 401.01$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .97$ ， $SRMR = .08$ ， $RMSEA = .06$)，且 M3a 與 M4a 卡方差異檢定不顯著 ($\Delta\chi^2_{(9)} = 13.05$ ， $p > .01$)，表示部分因素變異數-共變數矩陣恆等性成立。

最後，本研究針對因素平均數恆等性進行檢定，此檢定增加跨性別因素平均數恆等之限制條件。雖然 M5 模式適配度可接受 ($\chi^2_{(156)} = 428.87$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .97$ ， $SRMR = .08$ ， $RMSEA = .07$)，但 M4a 與 M5 卡方差異檢定顯著 ($\Delta\chi^2_{(4)} = 27.86$ ， $p < .01$)，代表兩性因素平均數不恆等。檢查潛在變項平均數之 MI，發現「自我效能」、「韌性」與「希望」因素之平均數限制的 MI 相對較高 (男性：介於 2.63 至 16.02 之間；女性：介於 2.61 至 16.02 之間)，此部分受限的 M5a 模型適配度可接受 ($\chi^2_{(153)} = 402.07$ ， $p < .01$ ， $TLI = .97$ ， $CFI = .97$ ， $SRMR = .08$ ， $RMSEA = .06$)，且 M4a 與 M5a 卡方差異檢定不顯著 ($\Delta\chi^2_{(1)} = 1.06$ ， $p > .01$)，表示兩性部分因素平均數恆等性成立。

由圖 2 結果顯示，男性在題項 6 中的因素負荷量高於女性 (男性：.73；女性：.42)，因此男性的迴歸斜率較女性高；而女性在題項 6 中的截距高於男性 (男性：1.24；女性：2.55)，代表女性在此題之基準與態度較男性高，但女性在題項 22 中的截距卻低於男性 (男性：-.09；女性：-.23)，因此在此題之基準與態度較男性低。而女性在三個題項 (6、12、22) 之殘差變異量皆高於男性，代表女性在這三個題項的信度皆低於男性。

綜合上述，PCQ-24 與 PCQ-13 皆具有跨性別完全因素構造 (因素結構) 恆等、部分因素量尺 (因素負荷量) 恆等、部分因素純量 (題項截距) 恆等、部分測量誤差 (殘差變異量) 恆等、及部分因素平均數恆等。但 PCQ-24 具有完全因素變異數-共變數矩陣恆等，PCQ-13 則是部分因素變異數-共變數矩陣恆等。

表 3 「心理資本量表 PCQ」之敘述統計分析結果

性別	男性(N = 400)		女性(N = 390)	
測量變項	平均數	標準差	平均數	標準差
自我效能				
Item1	4.03	.59	3.81	.66
Item2*	4.04	.69	3.77	.83
Item3*	3.96	.71	3.68	.79
Item4	4.03	.61	3.83	.71
Item5	4.20	.67	4.01	.68
Item6*	4.19	.58	4.11	.56
希望				
Item7*	4.11	.62	4.00	.63
Item8	4.08	.69	4.00	.70
Item9	4.25	.60	4.18	.63
Item10*	3.62	.76	3.49	.76
Item11*	3.95	.63	3.85	.64
Item12*	3.95	.67	3.77	.76
韌性				
Item13 (R)	3.98	.54	3.82	.60
Item14	4.00	.59	3.88	.61
Item15*	4.16	.65	4.01	.66
Item16*	3.95	.69	3.72	.79
Item17*	4.08	.66	4.00	.68
Item18	3.95	.71	3.86	.79
樂觀				
Item19*	3.76	.81	3.78	.79
Item20 (R)	3.53	.63	3.46	.65
Item21*	3.84	.77	3.76	.80
Item22*	3.85	.73	3.68	.80
Item23 (R)	3.69	.64	3.65	.62
Item24	3.95	.67	3.92	.65

註：1. (R) 代表反向題。

2. PCQ-24 題項包含：「自我效能」1-6 共 6 題、「希望」7-12 共 6 題、「韌性」13-18 共 6 題、「樂觀」19-24 共 6 題。

3. *PCQ-13 題項包含：「自我效能」2、3、6 共 3 題、「希望」7、10、11、12 共 4 題、「韌性」15-17 共 3 題、「樂觀」19、21、22 共 3 題。

表 4 「心理資本量表 PCQ」測量變項之平均數、標準差、及相關分析表

測量變項	平均數	標準差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. PCQ-24 自我效能	4.07 / 3.87	.50 / .53	(.87 / .84)	.95**	.63**	.57**	.59**	.57**	.38**	.33**	.78**	.75**
2. PCQ-13 自我效能	4.06 / 3.85	.56 / .59	.94**	(.79 / .72)	.58**	.52**	.54**	.53**	.33**	.28**	.72**	.72**
3. PCQ-24 希望	3.99 / 3.88	.49 / .51	.61**	.58**	(.83 / .83)	.96**	.62**	.55**	.58**	.54**	.86**	.85**
4. PCQ-13 希望	3.91 / 3.78	.53 / .55	.60**	.56**	.96**	(.79 / .79)	.60**	.51**	.55**	.53**	.81**	.84**
5. PCQ-24 韌性	4.02 / 3.88	.48 / .52	.56**	.52**	.69**	.68**	(.85 / .84)	.93**	.62**	.58**	.86**	.84**
6. PCQ-13 韌性	4.06 / 3.91	.55 / .58	.49**	.46**	.58**	.57**	.93**	(.77 / .75)	.56**	.53**	.79**	.80**
7. PCQ-24 樂觀	3.77 / 3.71	.57 / .56	.50**	.49**	.64**	.61**	.67**	.62**	(.89 / .87)	.95**	.80**	.78**
8. PCQ-13 樂觀	3.82 / 3.74	.68 / .68	.46**	.45**	.59**	.56**	.65**	.61**	.95**	(.85 / .82)	.75**	.77**
9. PCQ-24 總平均	3.96 / 3.83	.42 / .44	.79**	.75**	.87**	.84**	.86**	.78**	.84**	.79**	(.93 / .94)	.98**
10. PCQ-13 總平均	3.96 / 3.82	.45 / .48	.76**	.75**	.85**	.85**	.85**	.81**	.83**	.82**	.98**	(.89 / .89)

註：1.平均數、標準差以及括弧內之內部一致性係數 (Cronbach's α)，男性列於左方；女性列於右方。

2.男性 ($N = 400$) 測量變項之相關分析羅列於對角線上方；女性 ($N = 390$) 測量變項之相關分析羅列於對角線下方。

3. * $p < .05$ ，** $p < .01$ 。

表 5 「心理資本量表 PCQ-24」男性/女性樣本驗證性因素分析之參數估計結果

測量變項	標準化因素負荷量	<i>t</i> 值	殘差	觀察變項的信度係數	潛在變項組合信度	平均變異抽取量
自我效能					.87 / .84	.53 / .47
Item 1	.70 / .64	15.17 / 13.29	.52 / .59	.49 / .41		
Item 2	.78 / .76	17.87 / 16.82	.39 / .42	.61 / .58		
Item 3	.73 / .76	16.12 / 16.73	.47 / .42	.53 / .58		
Item 4	.71 / .67	15.59 / 14.21	.50 / .55	.50 / .45		
Item 5	.72 / .68	15.77 / 14.46	.49 / .53	.51 / .47		
Item 6	.74 / .57	16.49 / 11.54	.45 / .67	.55 / .33		
希望					.84 / .84	.47 / .46
Item 7	.68 / .63	14.58 / 13.24	.54 / .60	.46 / .40		
Item 8	.69 / .69	15.09 / 14.87	.52 / .52	.48 / .48		
Item 9	.58 / .56	12.00 / 11.45	.66 / .68	.34 / .32		
Item 10	.60 / .67	12.53 / 14.27	.64 / .55	.36 / .45		
Item 11	.79 / .79	18.01 / 18.03	.38 / .37	.62 / .63		
Item 12	.73 / .71	16.20 / 15.49	.47 / .49	.53 / .51		
韌性					.85 / .84	.49 / .47
Item 13r	.81 / .72	18.70 / 15.80	.35 / .48	.65 / .52		
Item 14	.78 / .70	17.68 / 15.08	.40 / .51	.60 / .49		
Item 15	.67 / .64	14.51 / 13.43	.55 / .59	.45 / .41		
Item 16	.65 / .70	13.90 / 15.23	.58 / .50	.42 / .50		
Item 17	.71 / .67	15.60 / 14.22	.50 / .55	.50 / .45		
Item 18	.57 / .69	11.73 / 14.74	.68 / .53	.32 / .47		
樂觀					.89 / .88	.57 / .54
Item 19	.73 / .73	16.49 / 15.95	.46 / .47	.54 / .53		
Item 20r	.74 / .73	16.72 / 16.07	.45 / .47	.55 / .53		
Item 21	.80 / .81	18.77 / 18.53	.36 / .35	.64 / .65		
Item 22	.87 / .79	21.18 / 17.96	.25 / .38	.75 / .62		
Item 23r	.74 / .71	16.82 / 15.57	.45 / .49	.55 / .51		
Item 24	.63 / .63	13.49 / 13.35	.60 / .60	.40 / .40		

註：男性 (*N* = 400) 之參數估計羅列於左方；女性 (*N* = 390) 之參數估計羅列於右方。

表 6 「心理資本量表 PCQ-13」男性/女性樣本驗證性因素分析之參數估計結果

測量變項	標準化因素負荷量	<i>t</i> 值	殘差	觀察變項的信度係數	潛在變項組合信度	平均變異抽取量
自我效能					.80 / .74	.57 / .50
Item 2	.81 / .78	17.78 / 16.14	.34 / .39	.66 / .61		
Item 3	.74 / .82	15.72 / 17.01	.46 / .33	.54 / .67		
Item 6	.71 / .48	14.99 / 9.15	.49 / .77	.51 / .23		
希望					.80 / .80	.51 / .50
Item 7	.64 / .60	13.41 / 12.22	.59 / .64	.41 / .36		
Item 10	.63 / .72	13.05 / 15.39	.60 / .48	.40 / .52		
Item 11	.83 / .80	18.72 / 17.70	.32 / .36	.68 / .64		
Item 12	.74 / .68	15.96 / 14.18	.46 / .54	.54 / .46		
韌性					.77 / .75	.53 / .51
Item 15	.72 / .63	15.15 / 12.63	.48 / .60	.52 / .40		
Item 16	.67 / .80	13.84 / 17.21	.55 / .35	.45 / .65		
Item 17	.80 / .69	17.28 / 14.14	.37 / .53	.63 / .47		
樂觀					.85 / .83	.66 / .62
Item 19	.74 / .73	16.50 / 15.54	.45 / .47	.55 / .53		
Item 21	.80 / .81	18.16 / 18.09	.36 / .34	.64 / .66		
Item 22	.89 / .81	21.14 / 18.13	.21 / .34	.79 / .66		

註：男性 ($N = 400$) 之參數估計羅列於左方；女性 ($N = 390$) 之參數估計羅列於右方。

表 7 「心理資本量表 PCQ-24」多群組驗證性因素分析模型適配度評估摘要

模型	χ^2	d.f.	$\Delta\chi^2$ ($\Delta d.f.$)	SRMR	RMSEA	TLI	CFI
男性樣本 CFA	960.98	246		.06	.09	.95	.96
女性樣本 CFA	1022.18	246		.06	.09	.94	.95
模型 0 (M0) (因素構造)	1983.16	492		.06	.09	.95	.95
模型 1 (M1)	2025.95	512	42.79 (20) ($p < .01$)	.06	.09	.95	.95
模型 1a (M1a) (因素量尺)	1997.01	511	13.85 (19) ($p > .01$)	.06	.09	.95	.95
模型 2 (M2)	2058.05	531	61.04 (20) ($p < .01$)	.06	.09	.95	.95
模型 2a (M2a) (因素純量)	2024.44	530	27.43 (19) ($p > .01$)	.06	.09	.95	.95
模型 3 (M3)	2157.06	554	132.62 (24) ($p < .01$)	.07	.09	.95	.95
模型 3a (M3a) (測量誤差)	2058.61	549	34.17 (19) ($p > .01$)	.06	.08	.95	.95
模型 4 (M4) (因素變異數-共變數)	2072.95	559	14.34 (10) ($p > .01$)	.07	.08	.95	.95
模型 5 (M5)	2099.78	563	26.83 (4) ($p < .01$)	.07	.08	.95	.95
模型 5a (M5a) (因素平均數)	2085.42	562	12.47 (3) ($p > .01$)	.07	.08	.95	.95

表 8 「心理資本量表 PCQ-13」多群組驗證性因素分析模型適配度評估摘要

模型	χ^2	d.f.	$\Delta\chi^2$ ($\Delta d.f.$)	SRMR	RMSEA	TLI	CFI
男性樣本 CFA	145.23	59		.05	.06	.98	.98
女性樣本 CFA	192.69	59		.06	.08	.96	.97
模型 0 (M0) (因素構造)	337.93	118		.06	.07	.97	.98
模型 1 (M1)	393.24	127	55.31 (9) ($p < .01$)	.06	.07	.97	.97
模型 1a (M1a) (因素量尺)	356.63	126	18.70 (8) ($p > .01$)	.07	.07	.97	.98
模型 2 (M2)	421.43	135	28.19 (8) ($p < .01$)	.06	.07	.97	.97
模型 2a (M2a) (因素純量)	371.40	133	14.77 (7) ($p > .01$)	.06	.07	.97	.98
模型 3 (M3)	436.89	146	65.49 (13) ($p < .01$)	.07	.07	.97	.97
模型 3a (M3a) (測量誤差)	387.96	143	16.56 (10) ($p > .01$)	.07	.07	.97	.97
模型 4 (M4)	429.99	153	42.03 (10) ($p < .01$)	.08	.07	.97	.97
模型 4a (M4a) (因素變異數-共變數)	401.01	152	13.05 (9) ($p > .01$)	.08	.06	.97	.97
模型 5 (M5)	428.87	156	27.86 (4) ($p < .01$)	.08	.07	.97	.97
模型 5a (M5a) (因素平均數)	402.07	153	1.06 (1) ($p > .01$)	.08	.06	.97	.97

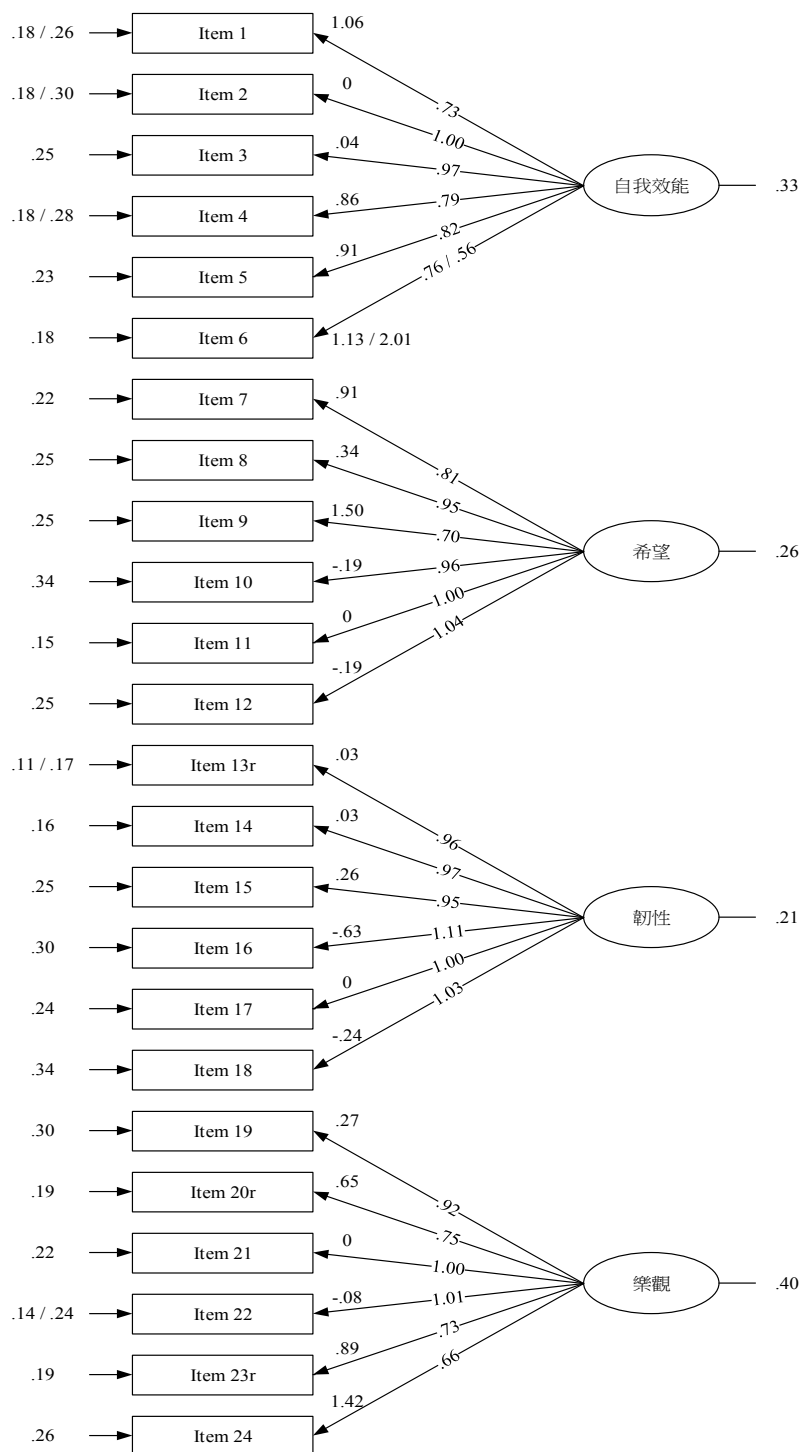


圖 1 PCQ-24 男性/女性群組驗證性因素分析模型(M5a)之參數估計結果

正向心理資本量表性別測量恆等性之分析

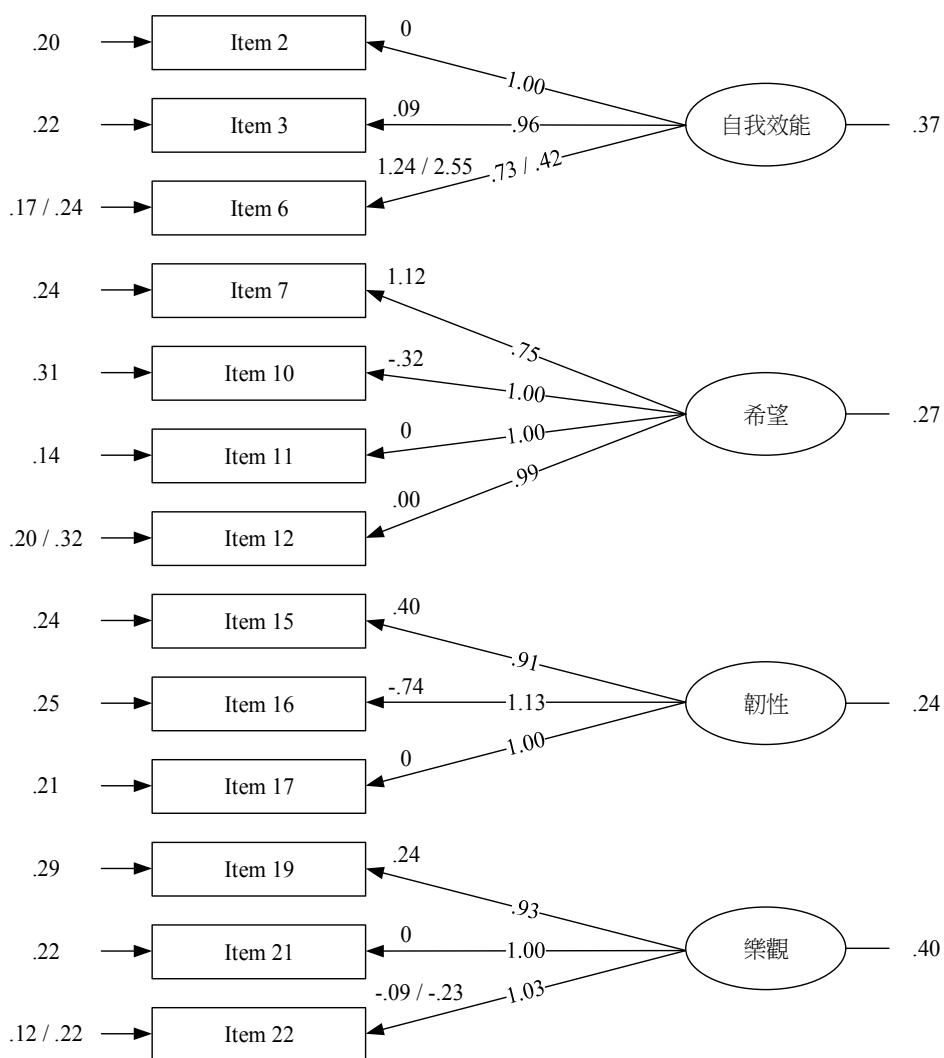


圖 2 PCQ-13 男性/女性群組驗證性因素分析模型(M5a)之參數估計結果

伍、討論

一、結論

本研究遵循 Vandenberg & Lance (2000) 的建議程序，檢驗 PCQ-24 與 PCQ-13 之跨性別測量恆等性。在單群體驗證性因素分析方面，兩性 PCQ-24、PCQ-13 的四因子模式適配度均可接受，收斂效度與區辨效度皆獲得支持。在多群組驗證性因素分析方面，PCQ-24、PCQ-13 兩者在跨性別樣本的分析結果類似。唯一差異在於 PCQ-24 具有完全因素變異數-共變數矩陣恆等，但 PCQ-13 僅具有部分因素變異數-共變數矩陣恆等。

研究結果表示，在測量層次方面，兩性對於 PCQ-24、PCQ-13 題目與潛在構念的連結，有相同的看法。代表不同性別認為心理資本是一個具有四個向度的潛在構念。當 PCQ-24 與 PCQ-13 自由估計題項 6 後，兩者皆具有部分因素量尺恆等，代表其餘每個題項與潛在變項之間的關連強度兩性相同，此亦表示兩性對於個別測量題項反應潛在構念的程度，具有相同的看法。當 PCQ-24 自由估計題項 6、PCQ-13 依序自由估計題項 6 及題項 22 後，兩者皆具有部分因素純量恆等，代表兩性在其餘每個題項，其給分的起始點是相同的，是以相同的態度與基準來評量。換句話說，在排除這些不恆等的題目之後，兩性均以相同意涵來看待心理資本之構念，並無系統反應的偏差。故觀察變項平均數可反應潛在構念的平均數，可進行跨群表示跨性別群體間潛在構念因素平均數的差異比較。

再者，於結構層次的恆等性中，PCQ-24 具有完全因素變異數-共變數矩陣恆等，而當 PCQ-13 將「自我效能」與「韌性」之共變數自由估計後，亦具有部分因素變異數-共變數矩陣恆等。代表兩性在 PCQ-13 上，除了「自我效能」與「韌性」之關係非等同外，其餘認知相同。最後，在因素平均數恆等性中，PCQ-24、PCQ-13 皆具有部分因素平均數恆等，PCQ-24 中除在「自我效能」上的因素平均數非等同外，其餘在「希望」、「韌性」與「樂觀」上都是相等的，並無顯著差異；但 PCQ-13 中除了在「樂觀」上的因素平均數等同外，其餘在「自我效能」、「希望」與「韌性」上都是非等同的。整體而言，本研究結果顯示 PCQ-24 與 PCQ-13 皆具有跨性別之測量恆等性，且展現量表之有效性與穩定性。由於 PCQ-13 相較於 PCQ-24 題數較少，因此對於未來正向心理資本之實徵研究，此測驗工具之推廣與應用，又更具實質便利之效益。

在不恆等的題目方面，第 6 題「我相信自己能夠向一群同事陳述工作資訊」

同時在 PCQ-24 和 PCQ-13 出現因素量尺、因素純量不恆等，而第 22 題「我對於工作中未來會發生的事情感到樂觀」則在 PCQ-13 中有因素純量不恆等，其他不恆等的題目，皆為測量誤差不恆等。表示除了第 6 題和第 22 題外，兩性在其他題目的評分量尺與評分基礎 (baseline) 都是恆等的。此外，由於男性在「我相信自己能夠向一群同事陳述工作資訊」的因素負荷量高於女性，代表男性認為此題反應自我效能的程度高於女性。因素純量方面，女性在 PCQ-24 和 PCQ-13 中，第 6 題的截距高於男性，代表此題之基準與態度較男性高；但女性在 PCQ-13 中，第 22 題的截距卻低於男性，表示此題之基準與態度較男性低。

最後本研究提出研究限制與未來研究建議，首先，本研究關注工作場域上，跨性別心理資本恆等性，而心理資本是重要的心理資源，並非只侷限工作情境中。雖然 Luthans et al. (2007) 發展適合工作情境之心理資本量表，後有教育領域學者將此量表改編為適用於學生族群的題項，進行兩性心理資本差異之比較 (鄭詩怡、鄭博真，2018)。然而，其所發展的量表，有相當部分重新發展測量題項。因此本研究結果無法類化至學生樣本。建議未來研究可針對學生心理資本量表版本進行性別測量恆等性之檢驗。此外，本研究廣收各產業全職工作者，但因產業類別重疊性較高，可能影響樣本代表性。接著，考量心理資本具有可訓練性，但訓練前後是否會造成心理資本值的改變？因此，未來研究可探討個人參與心理資本訓練前後，其心理資本的測量恆等性。最後，本研究僅在同時間點蒐集資料進行恆等性檢驗，並未將時間變化考量在內，建議未來研究採用縱貫性研究資料，進行跨時間測量恆等性的檢測。

總結來說，心理資本此概念具有跨性別完全因素構造 (因素結構) 恆等、部分因素量尺 (因素負荷量) 恆等、部分因素純量 (題項截距) 恆等、部分測量誤差 (殘差變異量) 恆等、以及部分因素平均數恆等。因此，PCQ-24 或 PCQ-13 皆可用於進行跨性別潛在平均數與結構係數之比較。

二、政策與管理意涵

性別差異是組織行為研究的重要議題，隨著正向心理學的興起，連帶讓正向心理資本受到管理學領域的關注。兩性在職場中正向心理資本差異的研究莫衷一是，為確保此矛盾結果並非來自於性別對正向心理資本認知上的差異。因此，本研究以臺灣全職工作者作為對象，探討兩性在正向心理資本的測量恆等性，驗證後提出正向心理資本量表的具體實務建議，茲分述如下：

本研究分析結果證實，PCQ-24 和 PCQ-13 均可用於臺灣樣本，進行跨性別比較，亦即兩性對於正向心理資本測量概念有一致的認知。因此確保性別於正

向心理資本的測量恆等性後，未來可進一步比較兩性在心理資本的差異，以及檢視性別是否調節正向心理資本與其他工作態度與行為之關係。

PCQ-24 和 PCQ-13 皆通過性別測量恆等性的檢驗，且具備良好的信效度，考量簡短、方便，符合實務上的應用之目的，建議組織未來可使用 PCQ-13 於組織進行施測，例如：瞭解與分析兩性員工的正向心理資本現況，以及當作教育輔導方案成效評估的測量工具。

正向心理資本是一種個體正向的心理狀態或資源，且可經由後天訓練養成與改變。因此本研究建議組織相關單位（如：人力資源管理部門）發展與設計正向心理資本相關的輔導方案，提供員工心理資源的協助與支援。而若組織發現兩性在正向心理資本四個向度有明顯的差異，則亦可針對不同性別提供適合的輔導方案。最後誠如前述，我們建議採用 PCQ-13 作為方案成效評估工具。如此一來，組織可方便又快速地瞭解方案的執行成效與助益，同時亦能夠協助員工瞭解當前自身心理資源的狀態，並經由組織適時地給予支援與幫助，協助員工調節心理狀態，找到恢復或養成正向資源的方法，進而提升員工效能與身心健康。

整體而言，本研究結果確認正向心理資本量表可適用於臺灣全職工作者跨性別之比較，促進正向心理資本在職場上的研究與應用。

參考文獻

- 吳美連、張振傑、王秀菁，2017，「職場霸凌對員工幸福感之影響：社會資本與心理資本的調節作用」，人力資源管理學報，17 卷 2 期：1~25。(Wu, M., Chang, C. C., and Wang, S. J., 2017, "The Relationships between the Perception of Workplace Bullying and Employee Well-Being: Moderating Effects of Social Capital and Psychological Capital," **Journal of Human Resource Management**, Vol. 17, No. 2, 1-25.)
- 林子銘、蕭裕中、黃于玲，2013，「台灣外派中國女性主管的心理資本與社會資本」，中山管理評論，21 卷 3 期：625~660。(Lin, T. M., Hsiao, Y. C., and Huang, Y. L., 2013, "The Psychological Capital and Social Capital of Taiwanese Female Expatriate in China," **Sun Yat-sen Management Review**, Vol. 21, No. 3, 625-660.)
- 陳淑玲、陳威達，2014，「團隊層次轉換型領導與調適性銷售行為之跨層次分析：心理資本與團隊凝聚力中介角色」，人力資源管理學報，14 卷 3 期：1~24。(Chen, S.-L. and Chen, W.-D., 2014, "A Multilevel Examination on Team-Level Transformational Leadership and Adaptive Selling Behavior: The Mediating Role of Psychological Capital and Team Cohesion," **Journal of Human Resource Management**, Vol. 14, No. 3, 1-24.)
- 鄭詩怡、鄭博真，2018，「技職大學生心理資本與主觀幸福感之現況與相關研究：以三所私立科技大學為例」，國立臺灣科技大學人文社會學報，14 卷 1 期：1~28。(Cheng, S. I. and Cheng, B. J., 2018, "The Current Situation of the Psychological Capital and Subjective Wellbeing of Technical College Students and Their Relatedness: Using Three Private Universities of Science and Technology As Examples," **Journal of Liberal Arts and Social Sciences**, Vol. 14, No. 1, 1-28.)
- Anderson, J. C. and Gerbing, D. W., 1988, "Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach," **Psychological Bulletin**, Vol. 103, No. 3, 411-423.
- Avey, J. B., Avolio, B. J., and Luthans, F., 2011, "Experimentally Analyzing the Impact of Leader Positivity on Follower Positivity and Performance," **The Leadership Quarterly**, Vol. 22, No. 2, 282-294.
- Avey, J. B., Luthans, F., Smith, R. M., and Palmer, N. F., 2010, "Impact of Positive Psychological Capital on Employee Well-Being Over Time," **Journal of Occupational Health Psychology**, Vol. 15, No.10, 17-28.
- Bandura, A., 1997, **Self-Efficacy: The Exercise of Control**, 1st, Duffield: Worth Publishers.
- Bandura, A. and Locke, E. A., 2003, "Negative Self-Efficacy and Goal Effects Revisited," **Journal of Applied Psychology**, Vol. 88, No. 1, 87-99.
- Barmola, K. C., 2013, "Gender and Psychological Capital of Adolescents," **Indian Journal**

- of Applied Research**, Vol. 3, No. 10, 1-3.
- Brewin, C. R., Andrews, B., and Valentine, J. D., 2000, "Meta-analysis of Risk Factors for Posttraumatic Stress Disorder in Trauma-Exposed Adults," **Journal of Consulting and Clinical Psychology**, Vol. 68, No. 5, 748-766.
- Brislin, R. W., 1980, "Translation and Content Analysis of Oral and Written Material," in Triandis, H. C. and Berry, J. W. (eds.), **Handbook of cross-cultural psychology**, First Edition, Boston: Allyn and Bacon, 389-444.
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J., and Muthén, B., 1989, "Testing for the Equivalence of Factor Covariance and Mean Structures: The Issue of Partial Measurement Invariance," **Psychological Bulletin**, Vol. 105, No. 3, 456-466.
- Cameron, K. S. and Caza A., 2004, "Introduction: Contributions to the Discipline of Positive Organizational Scholarship," **American Behavioral Scientist**, Vol. 47, No. 6, 731-739.
- Chen, S. L., 2018, "Cross-Level Effects of High-Commitment Work Systems on Work Engagement: The Mediating Role of Psychological Capital," **Asia Pacific Journal of Human Resources**, Vol. 56, No. 3, 384-401.
- Cheung, F., Tang, C. S. K., and Tang, S., 2011, "Psychological Capital As A Moderator Between Emotional Labor, Burnout, and Job Satisfaction Among School Teachers in China," **International Journal of Stress Management**, Vol. 18, No. 4, 348-371.
- Cheung, G. W. and Rensvold, R. B., 2002, "Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance," **Structural Equation Modeling**, Vol. 9, No. 2, 233-255.
- Choi, N., 2004, "Sex Role Group Differences in Specific, Academic, and General Self-Efficacy," **The Journal of Psychology**, Vol. 138, No. 2, 149-159.
- Drasgow, F. and Kanfer R., 1985, "Equivalence of Psychological Measurement in Heterogeneous Populations," **Journal of Applied Psychology**, Vol. 70, No. 4, 662-680.
- Eagly, A. H. and Wood, W., 2012, "Social Role Theory," in Van Lange, P. A. M., Kruglanski, A. W., & Higgins, E. T. (eds.), **Handbook of Theories of Social Psychology, First Edition**, London: Sage Publication Ltd., 458-476.
- Fornell, C. and Larcker, D. F., 1981, "Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error," **Journal of Marketing Research**, Vol. 18, No. 1, 39-50.
- Hinkin, T. R., 1998, "A Brief Tutorial on the Development of Measures for Use in Survey Questionnaires," **Organizational Research Methods**, Vol. 1, No. 1, 104-121.
- Hobfoll, S. E., 2002, "Social and Psychological Resources and Adaptation," **Review of General Psychology**, Vol. 6, No. 4, 307-324.
- Hu, C., 2008, "Analyses of Measurement Equivalence Across Gender in the Mentoring Functions Questionnaire (MFQ-9)," **Personality and Individual Differences**, Vol. 45,

- No. 3, 199-205.
- Hu, L. T. and Bentler, P. M., 1998, "Fit Indices in Covariance Structure Modeling: Sensitivity to Underparameterized Model Misspecification," **Psychological Methods**, Vol. 3, No. 4, 424-453.
- Hunter, J. E. and Schmidt, F. L., 2004, **Methods of Meta-Analysis: Correcting Error and Bias in Research Findings**, 2nd, Beverly Hills, CA: Sage.
- Lehoczy, M. H., 2013, "The Socio-Demographic Correlations of Psychological Capital," **European Scientific Journal**, Vol. 9, No. 29, 26-42.
- Lewis, A. J., Rowland, B., Trang, A., Solomon, R. F., Patton, G. C., Catalano, R. F., and Toumbourou, J. W., 2017, "Adolescent Depressive Symptoms in India, Australia and USA: Exploratory Structural Equation Modelling of Cross-National Invariance and Predictions by Gender and Age," **Journal of Affective Disorders**, Vol. 212, 150-159.
- Luthans, F., 2002a, "The Need for and Meaning of Positive Organizational Behavior," **Journal of Organizational Behavior**, Vol. 23, No. 6, 695-706.
- Luthans, F., 2002b, "Positive Organizational Behavior: Developing and Managing Psychological Strengths," **The Academy of Management Executive**, Vol. 16, No. 1, 57-72.
- Luthans, F. and Youssef, C. M., 2004, "Human, Social, and Now Positive Psychological Capital Management: Investing in People for Competitive Advantage," **Organizational Dynamics**, Vol. 33, No. 2, 143-160.
- Luthans, F. and Youssef, C. M., 2017, "Psychological Capital: An Evidence-Based Positive Approach," **Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior**, Vol. 4, 339-366.
- Luthans, F., Avey, J. B., Avolio, B. J., Norman, S. M., and Combs, G. M., 2006, "Psychological Capital Development: Toward A Micro-Intervention," **Journal of Organizational Behavior**, Vol. 27, No. 3, 387-393.
- Luthans, F., Avolio, B. J., Avey, J. B., and Norman, S. M., 2007, "Positive Psychological Capital: Measurement and Relationship with Performance and Satisfaction," **Personnel Psychology**, Vol. 60, 541-572.
- Luthans, F., Walumbwa, F. O., and Li, W., 2005, "The Psychological Capital of Chinese Workers: Exploring the Relationship with Performance," **Management and Organization Review**, Vol. 1, No. 2, 249-271.
- Masten, A. S. and Obradović, J., 2006, "Competence and Resilience in Development," **Annals of the New York Academy of Sciences**, Vol. 1094, No. 1, 13-27.
- Ngo, H. Y., Foley, S., Ji, M. S., and Loi, R., 2014, "Linking Gender Role Orientation to Subjective Career Success: The Mediating Role of Psychological Capital," **Journal of**

- Career Assessment**, Vol. 22, No. 2, 290-303.
- Seligman, M. E. P., 1998, **Learned Optimism**, 2nd, New York: Pocket Books.
- Seligman, M. E. P. and Csikszentmihalyi, M., 2000, "Positive Psychology: An Introduction," **American Psychologist**, Vol. 55, No. 1, 5-14.
- Snyder, C. R., 2000, **Handbook of Hope: Theory, Measures, and Applications**, 1st, San Diego: Academic Press.
- Snyder, C. R., Irving, L. M., and Anderson, J. R., 1991, "Hope and Health," in Snyder, C. R. and Forsyth, D. R. (eds.), **The Handbook of Social and Clinical Psychology**, First Edition, New York: Pergamon Press, 285-305.
- Snyder, C. R., Simpson, S. C., Ybasco, F. C., Borders, T. F., Babyak, M. A., and Higgins, R. L., 1996, "Development and Validation of the State Hope Scale," **Journal of Personality and Social Psychology**, Vol. 70, No. 2, 321-335.
- Stajkovic, A. D. and Luthans, F., 1998, "Self-Efficacy and Work-Related Performance: A Meta-Analysis," **Psychological Bulletin**, Vol. 124, No. 2, 240-261.
- Steenkamp, J. B. E. and Baumgartner, H., 1998, "Assessing Measurement Invariance in Cross-National Consumer Research," **Journal of Consumer Research**, Vol. 25, No. 1, 78-90.
- Vandenberg, R. J. and Lance, C. R., 2000, "A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research," **Organizational Research Methods**, Vol. 3, No. 1, 4-70.
- Wernsing, T., 2014, "Psychological Capital: A Test of Measurement Invariance Across 12 National Cultures," **Journal of Leadership and Organizational Studies**, Vol. 21, No. 2, 179-190.
- Youssef, C. M. and Luthans, F., 2007, "Positive Organizational Behavior in the Workplace: The Impact of Hope, Optimism, and Resilience," **Journal of Management**, Vol. 33, No. 5, 774-800.

附錄一 心理資本量表

自我效能

1. 我相信自己能長遠的分析問題，並找到解決方案
2. 與管理層開會時，我有信心能清楚陳述自己工作職掌內的事情
3. 我相信自己在討論公司策略時有所貢獻
4. 我相信自己能在工作職掌內設定目標
5. 我相信自己能夠與公司外部的人(比如：供應商，客戶)聯繫，並討論問題
6. 我相信自己能夠向一群同事陳述工作資訊

希望

7. 萬一我發現自己陷入工作的困境，我能想出很多辦法來擺脫
8. 我目前積極地追求自己的工作目標
9. 我認為任何問題都有很多解決的方法
10. 我認為自己目前在工作上相當成功
11. 我認為自己能想出很多方式來實現當前的工作目標
12. 我目前正在實現為自己設定的工作目標

韌性

13. 我很難從工作中的挫折裡恢復，無法繼續向前邁進 (R)
14. 我通常都可以找到解決工作難題的方法
15. 當工作中必須獨力作戰時，我認為自己能夠勝任
16. 我通常對工作中的壓力能泰然處之
17. 由於過去的經歷，因此我現在能夠度過困境
18. 我認為自己能夠在工作中同時處理許多的事情

樂觀

19. 當面臨工作中的不確定因素時，我通常會預期事情會朝最好的方向走
20. 當事情註定會出錯時，即使我再有智慧地來處理，結局仍然如此 (R)
21. 我對自己的工作總是看到光明的一面
22. 我對於工作中未來會發生的事情感到樂觀
23. 我認為在目前的工作中，事情從來沒有如我期盼的方式發展 (R)
24. 在工作時，我認為事情總能撥雲見日

作者簡介

胡昌亞

國立政治大學企業管理學系特聘教授。美國喬治亞大學心理學博士。主要研究領域為職場健康、領導與激勵、人力資源管理。學術論文曾發表於管理學報 (TSSCI)、交大管理學報 (TSSCI)、Journal of Management (SSCI)、Journal of Organizational Behavior (SSCI)、Journal of Vocational Behavior (SSCI)、Organizational Behavior and Human Decision Processes (SSCI)、Group and Organization Management (SSCI)、Journal of Career Development (SSCI) 等期刊。
Email: changya@nccu.edu.tw

黃瑞傑

國立臺北商業大學企業管理系副教授。國立臺灣科技大學管理研究所博士。主要研究領域包括工作狂與心理資本。學術論文曾發表於管理學報 (TSSCI)、人力資源管理學報 (TSSCI)、測驗學刊 (TSSCI)、Journal of Organizational Behavior (SSCI)、Asia Pacific Journal of Management (SSCI)、Asia Pacific Journal of Human Resources (SSCI)、Computers in Human Behavior (SSCI)、Leadership & Organization Development Journal (SSCI)、Personnel Review (SSCI) 等期刊。
Email: rogerhuang@ntub.edu.tw

陳燕諭

國立陽明交通大學經營管理研究所助理教授。主要研究領域職場健康、工作情緒。學術論文曾發表於 Journal of Vocational Behavior (SSCI)、人力資源管理學報 (TSSCI)、本土心理學研究 (TSSCI)、教育心理學報 (TSSCI)。
Email: chenyy@nycu.edu.tw

程孝盈

國立政治大學企業管理學系博士。主要研究領域供應鏈管理。
Email: yvonne.cheng@sgs.com

田 錦 宏

國立政治大學企業管理學系博士候選人。已取得中原大學工業與系統工程學系博士，並曾任職於美商聯邦快遞與台灣積體電路股份有限公司高階管理職務多年。主要研究領域人力資源管理、組織行為、供應鏈管理、生產管理。學術論文曾發表於 International Journal of Production Research、Production Planning & Control、Journal of Purchasing & Supply Management、Computers & Industrial Engineering、International Journal of Computer Integrated Manufacturing、Sustainability, and International Journal for Quality Research。

Email: jonahtyan@gmail.com