

# 資產抑或保險：釐清工作資源對工作要求—資源模式之健康折損路徑的作用

洪瑞斌

中國文化大學心理輔導學系教授

邱發忠

中國文化大學心理輔導學系教授

## 摘 要

本研究的主要目的在於釐清工作資源對工作要求—資源模式中健康折損路徑的作用為何。一是工作資源可能對職業倦怠具有直接負向效果；另一種可能是工作資源對工作要求與工作者倦怠之間具有間接緩衝作用。本研究針對 421 名在職工作者樣本收集工作要求、工作資源、職業倦怠、身心健康等變項之問卷資料，以檢驗前述不同效果假設模式。經迴歸分析，研究結果發現工作資源對職業倦怠直接負向效果成立，但間接緩衝作用未獲支持，工作資源之作用如同資產可致力提升。

**關鍵詞：**工作要求—資源模式、職業倦怠、健康折損路徑、工作要求、工作資源

# **Assets or Protective Factors: How Job Resources Affect Health Impairment Process in the Job Demand-Resources Model**

Jui-Ping Hung      Fa-Chung Chiu

Professor

Department of Counseling Psychology, Chinese Culture University

## **Abstract**

This study aims to clarify how job resources affect health impairment process in the job demand-resources model. One hypothesis is that job resources have a direct negative effect on job burnout; the other is job resources plays a buffer between job requirements and job burnout. Variables including job requirements, job resources, job burnout and physical and mental health of workers are among others to collected from 421 workers by using questionnaire survey. The regression technique is used to analyzed data and hypotheses testing. We find the hypothesis that job resources have a direct negative effect on job burnout is supported. However, the hypothesis that job resources plays a buffer between job requirements and job burnout is not supported. These results suggest that job resources work as assets worth further upgrading.

**Keywords: job demand-resources model, job burnout, health impairment process, job demand, job resources**

## 壹、緒論

根據相關研究回顧顯示職業倦怠研究之發展迄今將近 40 年，已累積了許多的學術研究，近年來有漸漸朝向「資源平衡論」解釋觀點之研究趨勢（洪瑞斌，2013），其中尤其是工作要求－資源模式（Job demand-resources model；簡稱 JD-R 模式）近期受到學者之重視與廣泛接受。洪瑞斌（2013）曾回顧台灣 30 年之職業倦怠研究發展狀態後，建議未來研究應致力於整合相關概念與模式，將職業倦怠與其他職場健康概念整合成中階理論。而 JD-R 模式之特色便在於它整合及納入了過去相關理論或概念（例如資源保存理論、工作要求控制模式、工作特性論等理論，以及職業倦怠、工作動機等概念），不但符合上述整合性建議，而且它已經累積了不少研究證據支持（Bakker, Demerouti, Boer, & Schaufeli, 2003; Bakker, Demerouti, & Verbeke, 2004; Bakker & Demerouti, 2007; Demerouti, Bakker, Nachreiner, & Schaufeli, 2001）。

但截至目前的許多研究發現 JD-R 模式仍有一個作用效果不一致的地方，那便是工作資源對工作者倦怠或耗竭狀態的作用。一部份研究認為工作資源對工作者倦怠狀態具有直接負向抵消作用；另一部份研究則支持工作資源對工作要求與工作者倦怠之間產生間接緩衝作用。本研究之主要目的便聚焦於工作資源對工作要求-資源模式之健康折損路徑（工作要求→倦怠→身心健康）的作用，究竟是直接效果作用，亦或是間接緩衝效果，希望透過實徵資料作進一步的釐清。對未來研究來說，工作資源在 JD-R 模式之作用效果若能更加確定，將有助於整體模式的精簡化與確認度。未來研究便可以此基礎，再進一步作模式擴充或應用。

綜合而言，直接負向效果及間接緩衝效果之差異將會影響實務上之介入方向與策略，若工作資源對倦怠或健康折損狀態屬直接效果，則對所有工作職務都應盡量提升其不同工作資源；但若工作資源對倦怠或健康折損狀態屬間接緩衝效果，那我們只要針對高工作要求（像高負荷、角色衝突、情緒要求等）類型之高風險工作職務來增加適當相關工作資源（例如工作自主性、社會支持等）即可。換句話說，直接效果之工作資源如同資產（assets），愈多愈有利個體維持身心健康或良好工作表現；而間接緩衝效果之工作資源如同保險或保護因子

(protective factors)，它的存在可以保護個體免受危機事件或壓力因子，但它只在高壓或風險情境下產生作用，因此它只需要針對適當群體提供適當數量的工作資源條件即可。簡言之，若是資產作用自然愈多愈好，但若是保險作用則夠用就好（視該職業之工作要求或壓力高低而定），作用不同將影響到實務上的工作設計、組織管理以及員工協助方案等層面的介入與管理，因此本研究議題有其探究的必要性。總之，本研究之目的在進一步釐清或分辨二種效果作用何者能夠被資料支持。

## 貳、文獻探討

### 一、職業倦怠與工作要求－資源模式

根據洪瑞斌（2013）之回顧研究發現，職業倦怠近年來之研究發展趨勢有逐漸朝向「資源平衡論」觀點的趨勢。「資源平衡論」主張工作者職業倦怠及衍生後果，主要來自資源喪失與獲取關係間失去平衡。個體如同能量系統或「能量的帳戶」，一面花費、另一面賺取，若入不敷出便形成倦怠狀態。「資源平衡論」包括資源保存理論（conservation of resources；簡稱 COR 理論）、工作要求控制模式（Job Demand-Control model；簡稱 JDC 模式）、及 JD-R 模式等（洪瑞斌，2013）。

JD-R 模式認為不同工作環境的特性都可歸納為二大類，即工作要求及工作資源。工作要求是指工作在生理、心理、社會、組織面向的要求，要求加諸於個體生理及心理（含認知與情緒）上的努力，因此，它也和必要生理與心理成本的耗費有關。工作資源則可視為工作的生理、心理、社會、組織面向，這些面向能夠協助個體有效達成目標；降低工作要求有關的生理、心理成本；刺激個人成長與發展，即稱為工作資源（Bakker et al., 2003; Bakker et al., 2004）。

孫德修、趙正敏及廖木燦（2008）曾回顧國外相關研究後，整理出相關研究曾探討過的工作要求及工作資源變項。工作要求包含工作負荷量、時間壓力、工作環境、輪班、聯繫的接收者、情緒要求、工作－家庭衝突、學生行為不端正、組織重整等，其中如學生行為不端正項目是來自教師的特殊工作特

性。工作資源則包括回饋、薪資福利、工作控制或自主性、參與程度、工作保障、主管支持、成長發展、社會支持、資訊充足、創新的氣候與社會氣候等。

JD-R模式在許多研究累積下 (Bakker et al., 2003; Bakker et al., 2004; Bakker & Demerouti, 2007; Demerouti et al., 2001)，逐漸形成一個雙路徑模式。一條路徑主要是健康折損的歷程 (health impairment process)：設計不良的工作特性或長期工作的要求 (如工作過度負荷、情緒要求等) 會耗損員工的生理及心理資源，因此可能導致能量耗竭及身心健康問題。另一條路徑則是動機驅動的過程：工作資源 (正向工作特性) 會引發我們的動機，使工作者更傾向投入工作，並且導向更好的績效表現。其中工作資源的動機作用包含內在動機作用，它促進了員工的成長、學習以及發展；以及另一方面外在動機作用，工作資源也可成為協助員工達到工作目標之工具 (Bakker & Demerouti, 2007; Demerouti et al., 2001)。簡單來說，健康折損路徑包括不同工作要求造成員工之職業倦怠 (job burnout) 或耗竭 (exhaustion) 狀態，倦怠或耗竭狀態再進一步影響員工之身心健康或負向工作行為 (離職、缺勤等)；而動機驅動路徑則起於工作資源促進提升員工工作敬業 (work engagement；動機狀態)，工作敬業進而影響員工正向工作行為效標 (例如一般工作績效、組織公民行為、組織承諾等)。如下面圖1所示。

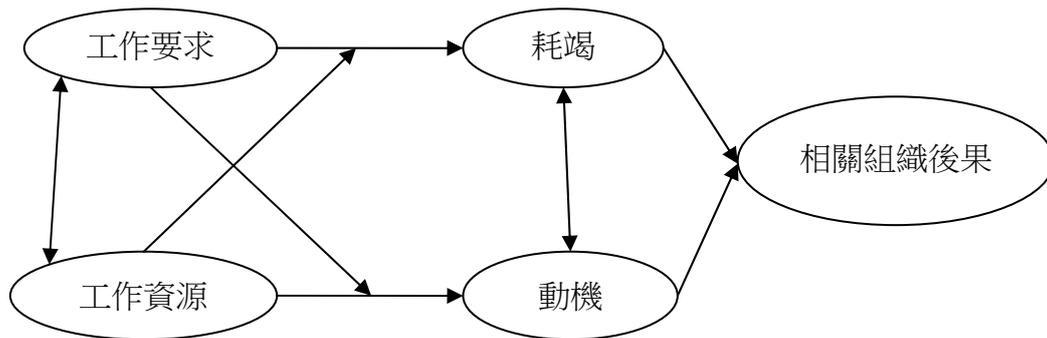


圖1 工作要求－資源模式圖 (資料來源：Bakker & Demerouti, 2007：313)

## 二、工作資源對健康折損路徑之二種可能作用

雖然 JD-R 模式如前所述，其基本雙路徑架構已得到許多研究支持，但是整個模式較不確定，證據支持不一致的就是在兩條路徑中間的交錯關連問題。換言之，一方面是工作資源對健康折損路徑之作用，另一面則是工作要求對動機驅動路徑之作用，都被認為有直接降低效果及間接緩衝效果二種可能作用（Bakke et al., 2004; Bakker & Demerouti, 2007; Bakker & Demerouti, 2008; Hakanen, Bakker, Demerouti, 2005; Martinussen, Richarsen, Burke, 2007; Schaufeli & Bakker, 2004; Xanthopoulou et al., 2007）。例如以工作資源而言，直接效果是指工作資源對職業倦怠或耗竭狀態有直接的降低影響，像是自主性或社會支持愈高，將使員工倦怠或耗竭狀態降低。而間接效果則指交互作用或緩衝效果，意指「工作要求與職業倦怠之關係」將受到工作資源程度之調節影響，例如工作負荷對職業倦怠的影響力受到高度工作自主性或社會支持之緩衝調節。

在過去相關文獻論述或實徵研究結果顯示，直接效果與間接效果分別受到不同研究支持，部分研究支持直接負向效果之假設模式（Bakker et al., 2004; Martinussen et al., 2007; Schaufeli & Bakker, 2004）；部分研究之實徵資料或論述則為支持交互調節作用的假設（Bakker & Demerouti, 2007; Bakker & Demerouti, 2008; Hakanen et al., 2005; Xanthopoulou et al., 2007）。例如 Bakker、Demerouti 及 Verbeke（2004）研究發現在整體 JD-R 模式估計中工作資源（包含自主性、發展可能性、社會支持）對耗竭有直接降低效果。Martinussen 等人（2007）的研究結果也顯示社會支持對職業倦怠的三因子皆顯著直接降低其影響，但自主性皆不顯著。另根據 Schaufeli 及 Bakker（2004）跨不同樣本進行結構方程模式之檢驗之估計，工作資源（社會支持、主管教導、回饋性）對職業倦怠（耗竭、譏諷態度、低專業效能）呈現直接降低影響效果。

Bakker、Demerouti 及 Euwema（2005）曾經詳細的檢驗工作要求（工作過度負荷、情緒要求、身體要求、工作家庭衝突）與工作資源（自主性、社會支持、督導關係品質、績效回饋）對職業倦怠是否具有交互作用效果，結果發現就職業倦怠中的耗竭、譏諷態度來說，多數工作資源與工作要求具有交互作

用(或緩衝)效果(32項交互作用因子中18項顯著);但對低專業效能來說,則完全不具有任何緩衝或交互作用效果。Xanthopoulou 等人(2007)針對照護機構之研究發現「績效回饋」可以緩衝身體要求與情緒耗竭間關係;「專業發展機會」可以緩衝病患困擾與譏誚態度(cynicism)間關係。最後 Bakker 及 Demerouti(2007)則依據先前幾項研究結果歸納 JD-R 模式之論述,他們強調雙路徑間之交叉關係主要是緩衝或交互作用效果,而且包括工作要求也能調節工作資源對工作敬業(動機)之影響力(如圖 1 所示)。綜合上述研究證據顯示,部分工作資源是對工作要求以及職業倦怠之關係具調節作用。

或許相近理論之研究成果也值得參考,在 JD-R 模式之前,十分近似的 JDC 模式在此一議題已經有相當豐富的討論。Karasek(1979)主張高要求—低控制的工作特性形成高張力的工作情境,並造成工作者身心健康影響。後續學者加入另一重要面向—社會支持,進一步擴充為工作要求控制支持模式(JDCS model)(Johnson & Hall, 1988)。其實 JDC 模式可視為 JD-R 模式的特殊型態(洪瑞斌,2013)。相關學者同樣將 JDC 模式分為累加效果(additive effects;二者對身心健康皆有直接效果,且可線性相互抵消或累加)及交互作用或緩衝效果(interactive or buffer effects;控制與要求交互作用產生間接調節效果)。根據 Häusser、Mojzisch、Niesel 及 Schulz-Hardt(2010)的重要回顧發現,不論是以心理幸福感或情緒耗竭為效標,二種效果模式皆受支持,但直接累加效果支持比例高於緩衝效果(心理幸福感之累加 36-60%;緩衝 14-39%。情緒耗竭之累加 46-57%;緩衝 15-26%)。

在對台灣職業倦怠研究之回顧也有相似的發現,最常被研究的工作資源變項包括「工作自主性」(或「工作控制」)及「社會支持」等(洪瑞斌,2013)。部分研究發現工作自主性有緩衝調節效果,它可緩衝工作壓力對職業倦怠之影響力(郭怡慧、蕭佳純,2011;廖國鋒等人,2005),但也有研究結果指出工作自主性與職業倦怠呈直接負向關係(林英顏,2002)。社會支持也有類似的結果,有研究發現社會支持直接負向影響職業倦怠(陳欣怡、鄭淵全,2010;楊蓓,1989;廖國鋒、鄭美娟、王湧水,2005),也有研究發現社會支持可調節職業倦怠與其他變項之關聯性(許順旺、林瑋婷、蘇紅文,2010;溫金豐、崔來意,2001)。

總結而言,過去研究發現工作資源對健康折損路徑或倦怠耗竭狀態之作用,直接累加效果或間接緩衝效果二者都有研究證據支持。雖然二者在作用上

接近，但是若將問題關注於實務介入策略之層面上，究竟是直接累加效果或間接緩衝效果二者就會導向不同介入策略。換言之，工作資源若扮演間接緩衝效果角色，則工作資源如同安全氣囊或是保險產品（亦即保護因子），只有在危險情境或危險因子存在時才產生傷害緩衝作用，但一般平時（低危險衝擊）狀態並不作用；但工作資源若扮演直接累加效果角色，則工作資源如同資產（assets），它會直接抵銷掉負向工作要求所帶來的壓力與傷害，並持續帶來正面作用。簡單來說，若扮演間接緩衝作用，只要針對高工作負荷、情緒要求或角色負擔（各種工作要求）的工作群體來設計提升社會支持或自主性等工作資源即可；但若扮演直接累加作用時，不論工作要求高或者工作要求低都應在工作設計上致力提升正向工作資源。

因此，本研究目的在探究工作資源對健康折損路徑之作用驗證，究竟如同「資產」屬於直接累加效果，它可以多多益善，盡量增加；還是如同「保險」或保護因子屬於間接緩衝效果，只需因工作要求之風險因素高低來酌量補強即可？這也是本研究計畫嘗試檢驗及釐清之假設模式。

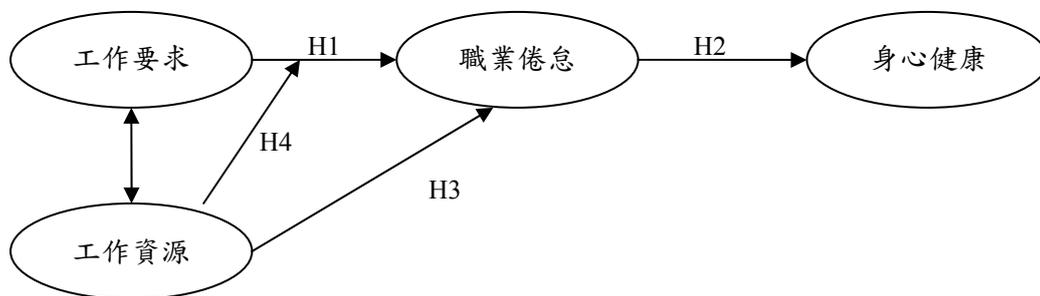


圖 2 本研究假設模式圖

## 參、研究目的與假設

綜合前述的文獻回顧與討論，逐漸形成本研究目的。在 JD-R 模式中，工作資源對健康折損路徑所扮演之角色，可能為直接累加作用或間接緩衝作用，研究者希望藉由本研究加以釐清與確認。整體假設模式如圖 2 所示。

由於本研究計畫主要採取 JD-R 模式中之健康折損路徑為主架構，健康折損路徑包含工作要求會影響員工職業倦怠或耗竭狀態，以及倦怠或耗竭狀態會負向影響身心健康。由前述相關文獻之回顧確認，因此本研究首先假設 JD-R 模式中健康折損過程之路徑關係成立。

*假設 1：工作要求對職業倦怠有正向影響，亦即工作要求愈高，員工之職業倦怠愈高。*

*假設 2：職業倦怠對身心健康有負向影響，亦即職業倦怠愈高，員工之身心健康愈差，或身心健康徵狀愈高。*

在 JD-R 模式之健康折損路徑檢驗確認之下，後續便進入本研究計畫之關注重點，即工作資源之扮演角色究竟是直接累加作用或間接緩衝作用，當然也可能二者作用皆成立。

*假設 3：工作資源對職業倦怠有負向影響，亦即工作資源愈高，員工之職業倦怠愈低（直接效果）。*

*假設 4：工作資源對工作要求與職業倦怠之間關係有調節作用，亦即工作資源愈高，工作要求與職業倦怠之關係愈弱。*

## 肆、研究方法

### 一、研究對象與資料收集

本研究針對一般在職工作者進行問卷調查，可以包括不同行職業之全職工作者。取樣方式以便利取樣為主，透過與不同產業之公司與機構之組織員工，協助對其公司或機構員工發放與收集問卷資料。每份問卷資料均包含問卷指導語、施測問卷以及回函信封，填答者於填寫完畢後直接回郵信封寄回，降低干擾風險。本研究總共發放 550 份問卷，回收樣本 425 人，回收率 77.3%。由於本研究便利取樣透過關係協助發放問卷，但嚴守參與者自主權，收到問卷邀請可自由決定是否進一步填答及寄回問卷，因此回收率略低，但尚不至過低。最後扣除填答缺漏太多不完整的資料，共計取得有效樣本 421 人。

在工作者樣本背景統計方面，全體樣本中女性佔 66.5%；56.8%為已婚；

資產抑或保險：釐清工作資源對工作要求－資源模式之健康折損路徑的作用

非督導或主管職佔 70.5%。教育程度上，國中（含以下）有 3.8%，高中（職）及專科佔 26.6%，大學佔 43.2%，碩博士佔 26.4%。另外全體樣本平均年齡為 39.20 歲；工作總年資平均為 15.15 年。

## 二、 研究工具

如上述本研究主要研究變項有 4 項，包括工作要求、工作資源、職業倦怠、以及身心健康，施測之測量工具說明如下：

### （一）工作要求

主要包括二個構面，即工作負荷（workload）、情緒要求（emotional demands）等分量表。「工作負荷」主要採用 Karasek（1985）的「工作內容量表」（job content instrument）之工作負荷分量表，題目例如「我的工作需要我做事做得很快」。本量表共計 5 題，並以李克特五點量尺來測量（1=非常不同意；5=非常同意）。工作負荷之信度，以本研究樣本之內部一致性 $\alpha$ 係數為.61，信度尚可。同時並參考曾慧萍、鄭雅文（2002）研究中有翻譯之中文版量表。「情緒要求」參考選用 Bakker et al.（2003b）研究中「情緒要求」分量表，題目例如「在工作中，你必須面對情緒緊張的情境」。本量表共計 5 題，以李克特五點量尺來測量（1=非常不同意；5=非常同意），本研究樣本之 $\alpha$ 係數為.73，顯示信度良好。

### （二）工作資源

主要包括二個構面，即工作自主性（autonomy）、社會支持（Social support）等分量表。主要參考 Karasek（1985）的「工作內容量表」（job content instrument）之自主性及社會支持分量表。工作自主性的題目例如「我自己可以決定，我的工作要如何執行」，共有 3 題，以李克特五點量尺來測量（1=非常不同意；5=非常同意）。工作自主性之信度，本研究樣本之 $\alpha$ 係數為.73。社會支持的題目例如「我的同事會關心我」、「我的主管會聽取我的意見」，共有 8 題，以李克特五點量尺來測量（1=非常不同意；5=非常同意）。社會支持之信度，本研究樣本之 $\alpha$ 係數為.84，綜合顯示工作資源二個分量表皆信度良好。

### （三）職業倦怠

採用「哥本哈根疲勞量表」（Copenhagen Burnout Inventory，簡稱CBI），

葉婉榆等人（2008）協助台灣版CBI修訂，信效度良好。全量表區分為「個人疲勞」、「工作疲勞」及「服務對象疲勞」等三構面，共16題。但考量其中「個人疲勞」是測量個體一般性倦怠，來源可能廣泛包括家庭、人際或其他非工作層面，「服務對象疲勞」僅適用於人際接觸、服務業之工作者，因此僅用「工作疲勞」分量表。「工作疲勞」分量表共計5題，原研究 $\alpha$ 係數達.89（葉婉榆等人，2008），本研究樣本之 $\alpha$ 係數為.86，顯示信度良好。工作疲勞的題目例如「您的工作讓您覺得挫折嗎？」，以李克特五點量尺來測量。

由於晚近對於職業倦怠之研究趨勢，常常只聚焦於Maslach倦怠量表「情緒耗竭」單一構面，主要因為相關學者批判職業倦怠各因素之關係複雜不明，甚至建議僅採用最直接的單一因素來測量、研究即可（洪瑞斌，2013），因此本研究依此建議僅採直接關聯的單一構面因素，以免反而造成效果混淆。

#### （四）身心健康

主要選擇使用來自於「職業壓力指標」量表（Occupational Stress Indicator；OSI-2）中的身心健康量表，包含心理健康量表及身體健康量表，分別有12題及6題。此量表經相關研究開發及檢驗顯示信度良好，心理健康量表及身體健康量表 $\alpha$ 係數分別為.86及.89（陸洛、陳艷菁、許嘉和、李季樺、吳紅鑾、施建彬，1995），本研究樣本之 $\alpha$ 係數分別為.79及.83，信度仍佳。心理健康量表的題目例如「在平常的工作日子裡，有時並無明顯原因，但你會覺得心神不寧、煩亂嗎？」；身體健康量表的題目像是「呼吸急促或感到暈眩」等。本量表以李克特六點量尺來測量。由於所有測題皆詢問負向身心健康徵狀，所以受試者得分愈高，表示心理健康徵狀及身體健康徵狀愈高，未免後續研究結果解讀混淆，後文將直接以「心理健康徵狀」、「身體健康徵狀」稱之。

#### （五）控制變項

主要測量及控制受測者之基本背景變項，包括性別、年齡、工作年資、督導／非督導職等過去研究常發現與身心健康、工作壓力狀態有關之背景變項，嘗試加以測量及控制。

### 三、 共同方法變異之處理

由於本研究採自陳式（self-report）量表蒐集單一受試者來源之知覺評估

資料，可能會導致共同方法變異（common method variance）的偏誤。本研究依據彭台光、高月慈及林鈺琴（2006）的建議，以 Harman 的單因素檢定（Harman's test）進行研究變項間共同方法變異的檢定。Harman 的單因素檢定法的基本假設為，當一個主要因素可以解釋所有變項間的多數共變異數時，則表示變項間存在共同方法變異的問題。本研究將工作要求、工作資源、職業倦怠、以及身心健康等變項之所有題目進行主成份因素分析。結果顯示，所有題項取出 8 個特徵值大於 1 的因素，累積解釋變異量為 59.84%，其中第一個因素的解釋變異量為 24.39%，顯示本研究單一受試者來源的自評資料並無嚴重的共同方法變異問題。

表 1 各變項之平均數、標準差及相關係數

	平均數	標準差	工作負荷	情緒要求	自主性	社會支持	職業倦怠	心理健 康徵狀	身體健 康徵狀
工作負荷	8.93	2.52							
情緒要求	16.46	3.35	.298**						
自主性	10.19	2.36	-.252**	-.013					
社會支持	29.29	4.46	-.274**	-.040	.343**				
職業倦怠	12.30	3.57	.451**	.384**	-.268**	-.202**			
心理健康徵狀	38.86	7.39	.334**	.372**	-.292**	-.145**	.698**		
身體健康徵狀	17.97	5.68	.312**	.314**	-.113*	-.100*	.636**	.647**	
身心健康徵狀	56.85	11.9	.352**	.382**	-.235**	-.136**	.738**	.931**	.880**

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

## 伍、研究結果

### 一、描述統計及相關分析

先針對所有研究變項進行描述統計及相關分析，如表 1 所示。相關分析結

果顯示，工作要求中的工作負荷與職業倦怠、心理健康徵狀、身體健康徵狀等呈現顯著正相關 (.312~.451)；以及情緒要求與職業倦怠、心理健康徵狀、身體健康徵狀等也呈顯著正相關 (.314~.384)，符合假設之預期。而工作資源中的自主性與職業倦怠、心理健康徵狀、身體健康徵狀等效標呈現顯著負相關 (-.113~- .292)；以及社會支持與職業倦怠、心理健康徵狀、身體健康徵狀等也是顯著負相關 (-.100~- .202)，符合假設之預期，但係數皆較前述工作要求為低。另外，職業倦怠與心理健康徵狀、身體健康徵狀之間則呈現顯著中高正相關 (.698; .636)，符合原假設預期。

## 二、假設驗證

本研究假設驗證部分，先針對單純效果之假設 1 至假設 3 進行階層迴歸分析，結果如表 2 所示。首先模式 1 顯示，在先置入控制變項後，再放入工作要求及工作資源之變項以預測職業倦怠，結果發現工作要求之工作負荷、情緒要求之標準化  $\beta$  係數分別為.283 ( $p < .01$ )；.284 ( $p < .01$ )，假設 1 獲得支持。另外，工作資源之自主性、社會支持之標準化  $\beta$  係數分別為-.120 ( $p < .05$ )；-.110 ( $p < .05$ )，顯示假設 3 獲得支持。

表2 工作要求、工作資源對職業倦怠、身體健康徵狀、心理健康徵狀之迴歸分析

假設	H1,H3		H2		H2	
效標變項	職業倦怠		身體健康徵狀		心理健康徵狀	
	M1	M2	M3	M4	M5	
控制變項						
性別	.106*	.051	-.012	.046	-.020	
年齡	-.125	-.157	-.081	-.240**	-.162*	
督導職	.007	.002	-.003	-.061	-.066	
工作總年資	-.060	-.004	.034	.026	.064	
( $\Delta R^2$ )	(.069**)	(.041**)	(.041**)	(.067**)	(.067**)	

資產抑或保險：釐清工作資源對工作要求－資源模式之健康折損路徑的作用

<b>預測變項</b>					
工作負荷	.283**	.223**	.055	.160**	-.017
情緒要求	.284**	.241**	.064	.304**	.126**
自主性	-.120*	-.035	.041	-.218**	-.143**
社會支持	-.110*	-.047	.021	-.049	.020
( $\Delta R^2$ )	(.277**)	(.154**)	(.154**)	(.220**)	(.220**)
<b>中介變項</b>					
職業倦怠			.608**		.626**
( $\Delta R^2$ )			(.241**)		(.257**)
<b>合計 R<sup>2</sup></b>	.346	.195	.436	.286	.543
<b>調整後 R<sup>2</sup></b>	.332	.178	.423	.271	.532
<b>F 值</b>	25.120**	11.412**	32.220**	18.997**	49.860**

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

註：呈現迴歸係數為標準化 $\beta$

接著身體健康徵狀為依變項，先置入控制變項，再放入前置變項，即工作要求及工作資源，最後再放入中介變項職業倦怠，職業倦怠之標準化  $\beta$  係數為.608 ( $p < .01$ )。而且在放入中介變項職業倦怠後，模式 3 顯示原本的工作要求及工作資源預測變項之標準化  $\beta$  係數皆變成不顯著，顯示職業倦怠對身體健康徵狀有完全中介效果。相同分析步驟換成以心理健康徵狀為依變項，職業倦怠之標準化  $\beta$  係數為.626 ( $p < .01$ )，連同前述結果顯示假設 2 獲得支持。另外，模式 5 之結果發現，職業倦怠對心理健康徵狀有部分中介效果，情緒要求、自主性仍保有對心理健康徵狀之直接路徑係數。

表3 工作資源調節下工作要求對職業倦怠之迴歸分析

假設	H4		H4	
效標變項	職業倦怠			
步驟	M6	M7	M8	M9
<b>控制變項</b>				
性別	.100*	.102*	.113*	.112*
年齡	-.105	-.097	-.117	-.117
督導職	.009	.013	.040	.040
工作總年資	-.049	-.054	-.079	-.078
( $\Delta R^2$ )	(.069**)	(.069**)	(.069**)	(.069**)
<b>預測變項</b>				
工作負荷	.308**	.311**	.301**	.301**
情緒要求	.283**	.283**	.279**	.280**
( $\Delta R^2$ )	(.249**)	(.249**)	(.249**)	(.249**)
<b>調節變項</b>				
自主性	-.152**	-.149**		
社會支持			-.144**	-.143**
( $\Delta R^2$ )	(.019**)	(.019**)	(.017**)	(.017**)
<b>交互作用</b>				
工作負荷×自主性	-.059			
情緒要求×自主性		-.009		
工作負荷×社會支持			.003	
情緒要求×社會支持				-.006
( $\Delta R^2$ )	(.003)	(.000)	(.000)	(.000)
合計 $R^2$	.340	.337	.335	.335
調整後 $R^2$	.326	.323	.321	.321
F 值	24.563**	24.196**	23.981**	23.983**

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

註：呈現迴歸係數為標準化 $\beta$

最後，再進行調節效果之迴歸分析，結果如表 3 所示。以職業倦怠為依變項，依序置入控制變項、預測變項、調節變項，最後再分別放入相乘之後之交互作用變項。結果發現，4 個交互作用變項即「工作負荷×自主性」、「情緒要求×自主性」、「工作負荷×社會支持」、「情緒要求×社會支持」之標準化  $\beta$  係數皆未達顯著水準，模式新增交互作用變項之  $R^2$  改變量也同樣未達顯著水準，顯示調節效果並不明顯。換言之，自主性、社會支持等工作資源並無法調節工作要求以及職業倦怠之間的關係，因此假設 4 未獲得支持。

## 陸、討論

### 一、綜合討論

綜合而言，本研究之結果發現工作資源對職業倦怠之直接效果存在，但交互作用之調節效果則未獲支持。換言之，本研究發現在 JD-R 模式中，工作資源對健康折損路徑所扮演之角色，樣本資料呈現直接累加作用，而無間接緩衝作用。本研究之結果與過去許多研究之結果一致，Bakker 等人（2004）之研究發現工作資源（包含自主性、發展可能性、社會支持）對耗竭為直接負向效果。Schaufeli 及 Bakker（2004）曾經跨不同樣本進行模式中路徑係數或效果之估計，工作資源與職業倦怠間直接負向效果之係數估計於-.23 ~ -.43 之區間。本研究結果顯示工作資源與職業倦怠也呈顯著負向關係，但得到之路徑係數略低於前述研究，在-.11 ~ -.12 之間。

就交互作用調節效果部分來看，Bakker 等人（2004）之研究結果與本研究一致，工作資源（自主性、可能發展、社會支持）對情緒耗竭有直接效果（-.51），但與工作要求（工作負荷、情緒要求、工作家庭衝突）交互作用之調節效果也完全未獲支持。其他一些研究則支持調節效果，Bakker 等人（2005）之研究主要就在檢驗工作資源（自主性、社會支持、與主管關係良好、表現回饋）對工作要求（工作負荷、情緒要求、生理要求、工作家庭衝突）與職業倦怠（耗竭、犬儒主義、專業效能）影響之緩衝效果。結果發現共有 48 項交互作用假設檢驗，其中有 18 項有顯著支持，37.5%的交互作用假設獲支持。但

細究交互作用顯著者之迴歸係數多數僅在-.06 至-.10 間，增加解釋變異量也僅有.004 至.01 之間。可能由於該研究樣本數多達 1,012，致使迴歸係數微小者也呈現顯著。Xanthopoulou 等人（2007）以 747 名居家照護機構員工樣本，同樣也檢視工作資源在工作要求對職業倦怠（耗竭、犬儒主義）影響是否發揮緩衝效果。結果所有可能的 32 項交互作用假設中，有 21 項（66%）獲得顯著支持，而且工作資源對於情緒要求、病患騷擾與職業倦怠之關係有較強的調節緩衝效果（相較於工作負荷、生理要求）。確實一般工作要求（如工作負荷）之交互作用路徑係數與其他研究相當，皆較低；但特殊的工作要求如病患騷擾之交互作用路徑係數就較其他研究為高，例如犬儒主義為依變項，包括自主性-.21、社會支持-.17、表現回饋-.10、專業發展機會-.27。

另有研究針對工作資源、工作要求對工作敬業的直接主效果及交互作用效果做檢驗。Hakanen 等人（2005）研究取樣 1,919 位芬蘭公立機構的牙醫師，為了驗證交叉效度，並將全體樣本隨機切割為 2 組處理。交互作用檢驗之結果，40 項交互作用可能假設，有 17 項達顯著顯著（40%）。其中具交叉效度（二群體樣本皆顯著）者僅有 4 項，包括「工作負荷 x 專業技能多樣性」、「工作負荷 x 正向病患接觸」、「物理工作環境 x 正向病患接觸」、「負向改變 x 同儕接觸」。不過各項具顯著性交互作用變項之迴歸係數為.06 至.10，解釋變異量同樣很低，顯示動機驅動路徑與健康折損路徑之交互作用效果量很近似。Bakker、van Veldhoven 及 Xanthopoulou（2010）的研究則將依變項從工作敬業換成「任務樂趣」（Task enjoyment）、「組織承諾」（organizational commitment），同樣檢驗工作資源、工作要求的直接效果與交互作用效果。結果顯示，32 項交互作用可能假設，有 28 項達顯著顯著（87.5%），但所有顯著性之迴歸係數在.02 至.15 間，中位數為.06。主要由於此研究之樣本多達 12,359 人，巨大的樣本量讓微小的迴歸係數也能顯著，但交互作用之效果量卻很低。

近期的相關回顧性論文也得到重要的整體觀察結果。相當近似的 JDC 模式，其回顧性論文都歸納到很大比例的相關研究並未支持交互作用效果，而且相較於主要累加效果，主要累加效果受實徵研究支持比例明顯較高（Häusser et al., 2010; Ibrahim & Ohtsuka, 2012）。例如，根據 Häusser 等人（2010）的所收集的 83 篇論文歸納發現，總體共 97 項對工作要求與工作控制交互作用之檢驗（各種效標合計）中僅有 29 項(30%)獲得支持；而針對工作要求、工作控制與社會支持三者間交互作用之檢驗共有 52 項，僅有 7 項(13%)獲得支持，整體實

徵研究支持並不普遍。

Taris 及 Schaufeli (2016) 最新在「The Wiley Blackwell Handbook of the Psychology of Occupational Safety and Workplace Health」中的專章回顧文也指出，JD-R 模式幾乎重蹈 JDC 模式之覆轍，一樣將工作要求與資源之交互作用置於理論之核心位置，但交互作用顯著之比例不高，就算顯著者之效果量也很微小。Taris 及 Schaufeli (2016) 之結論與前述相關研究之資料相呼應。而 Taris 及 Schaufeli (2016) 及 Häusser 等人 (2010) 提出相同的解釋，認為工作要求與工作資源間之交互作用必須是相同面向與質地，才會有效果。例如，工作程序控制是與認知要求更具同質性，相較於情緒要求，與前者配對更容易有交互作用效果 (Häusser et al., 2010)。換言之，並不是任何工作資源都能緩衝工作要求之負向作用，應該要相同面向、相同質地的才會有效果。

Taris 及 Schaufeli (2016) 直言，何以在如此缺乏實徵證據支持，卻還是持續做相同之假設，並非由於學術研究之興趣，而是實務觀點之重視，亦即很想瞭解是否增加提供各種資源 (不論哪種) 都能有效減緩某種特定工作要求之負向作用。而根據長期研究累積之回顧以及本研究之結果顯示，工作資源對工作要求之緩衝作用可能只存在於相當特定而同質性的情形，而非各種皆能成立；例如組織不能不思考調整過度工作負荷，認為只要提供更多社會支持就沒事。本研究支持此觀點，綜合過去研究證據，工作資源之間接緩衝作用可能存在，但只限定於某些特定且相同性質的工作資源－工作要求組合，可能才會顯現作用，因此緩衝效果之假設與應用應較謹慎。

另外，除主要目的之外，本研究結果也發現職業倦怠作為工作要求、工作資源以及身心健康之中介變項角色上，身體健康徵狀作為效標時，職業倦怠具有完全中介效果。換言之，工作要求增加身體健康徵狀，或工作資源減低身體健康徵狀，二者都須透過職業倦怠變項才能進一步對身體健康產生影響。進一步思考，過去在 JD-R 模式中曾經提出其他也可能對職業倦怠有影響的變項，包括個人特質或個人資源、工作敬業等，都可能直接影響或間接調控職業倦怠 (Bakker & Demerouti, 2007；洪瑞斌, 2013)，而降低身體健康危害，未來也可進一步研究探討。

## 二、研究限制與建議

由於本研究採便利取樣收集樣本 421 人，並非嚴格隨機及大型樣本，所以研究結果較難強的推論。換言之，本研究結果之交互作用之調節效果未獲支持，但不代表工作資源之間接緩衝作用完全不存在。相關研究顯示，間接緩衝作用可能存在於大樣本資料以及某些特定且相同性質的工作資源－工作要求組合中。因此，未來研究可以嘗試更加嚴格隨機以及收集大型樣本，以檢視間接緩衝作用是否出現。另外，由於本研究所包含之工作要求僅 2 構面，工作資源也僅 2 構面，過於有限也可能造成未有同質性組合，而未出現間接緩衝作用。未來研究也可透過嚴謹文獻回顧，事先在交互作用假設中，精確的形成某些特定同質性的工作資源－工作要求組合之假說，而非任意工作資源－工作要求之隨機配對。

其次，為求精確檢驗工作資源對健康折損路徑的二種可能作用，本研究僅涵蓋 JD-R 模式部分變項，最後得到研究結果也得到有意義的討論，但研究結果並未僅涵蓋 JD-R 整體模式。易言之，JD-R 模式至少還包括工作敬業（動機變項）、工作績效或相關表現（組織行為變項），當這些變項加入時，可能造成整體模式之關係及強度有所改變。另外，近期相關研究也指出個人特質或個人資源在 JD-R 模式中有其重要角色（Demerouti & Bakker, 2011），它可能直接影響或間接調控職業倦怠（洪瑞斌，2013）。因此未來研究可以完整涵蓋 JD-R 模式重要變項，包括個人資源、工作敬業、工作績效或相關表現等，以檢視整體模式之相關作用關係。

在實務建議方面，回到本研究之目的主要嘗試釐清工作資源對健康折損路徑所扮演之角色，可能為直接累加作用或間接緩衝作用。而研究結果較支持直接累加作用，間接緩衝作用未獲支持。換言之，直接累加效果之工作資源如同資產（assets），愈多愈有利個體降低倦怠，提升身心健康或相關工作表現。因此，對於企業之組織及人力資源管理實務來說，透過工作再設計與組織計畫性變革，持續增加工作自主性以及同事、主管之社會支持系統等工作資源，將有助於抵抗或減緩職業倦怠的產生，進一步減少身心健康危害的可能風險。總結而言，營造或建構出健康而友善的職場應是企業組織應持續努力的重要工程。

## 參考文獻

- 林英顏 (2002)。組織結構與工作倦怠關係之研究－以年齡為干擾變數，**文大商管學報**，7 (1)，53-71。
- 洪瑞斌 (2013)。職業倦怠研究在台灣之回顧與前瞻，**人力資源管理學報**，13 (3)，107-140。
- 孫德修、趙正敏、廖木燦 (2008)。工作要求－資源模式與工作倦怠關係之研究－以某半導體封裝測試公司員工為例，**朝陽學報**，13，1-29。
- 許順旺、林瑋婷、蘇紅文 (2010)。國際觀光旅館宴會廳內外場員工工作壓力、工作倦怠與離職傾向之相關研究－以社會支持為干擾變項，**商管科技季刊**，11 (2)，209-240。
- 郭怡慧、蕭佳純 (2011)。國中教師之工作壓力及職業倦怠之關係探討－工作自主的調節效果，**學校行政**，76，47-64。
- 陳欣怡、鄭淵全 (2010)。桃竹苗地區縣市政府社會工作人員角色壓力、工作倦怠及社會支持之探究，**社區發展季刊**，129，333-353。
- 陸洛、陳艷菁、許嘉和、李季樺、吳紅鑾、施建彬 (1995)。職業壓力指標之探討－以台灣國營企業員工為例，**勞工安全衛生研究季刊**，3，47-72。
- 曾慧萍、鄭雅文 (2002)。「負荷－控制－支持」與「付出一回饋失衡」工作壓力模型中文版量表之信效度檢驗：以電子產業員工為研究對象，**臺灣公共衛生雜誌**，21 (6)，420-432。
- 楊蓓 (1989)。台灣地區醫療社會工作人員工作壓力、社會支持與職業倦怠之研究，**中華衛誌**，9 (1)，14-28。
- 溫金豐、崔來意 (2001)。高科技公司女性專業人員工作－家庭衝突及工作倦怠之研究。社會支持的效應，**管理評論**，20 (4)，65-91。
- 葉婉榆、鄭雅文、陳美如、邱文祥 (2008)。職場疲勞量表的編製與信效度分析，**臺灣公共衛生雜誌**，20 (4)，349-364。
- 廖國鋒、鄭美娟、王湧水 (2005)。A Study of Negative Affectivity Influencing the Relationships among Social Support, Stressor of Role and Job Burnout，**人力資源管理學報**，5 (4)，155-180。

- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The Job Demands-Resources model: state of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309-328.
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2008). Towards a model of work engagement. *Career Development International*, 13(3), 209-233.
- Bakker, A. B., Demerouti, E., Boer, E. D., & Schaufeli, W. B. (2003). Job demands and job resources as predictors of absence duration and frequency. *Journal of Vocational Behavior*, 62, 341–356.
- Bakker, A. B., Demerouti, E., Taris, T., Schaufeli, W. B., & Schreurs, P. (2003b). “A multi-group analysis of the Job Demands-Resources model in four home care organizations”. *International Journal of Stress Management*, 10(1), 16-38.
- Bakker, A. B., Demerouti, E., Verbeke, W.(2004). Using the job demands-resources model to predict burnout and performance. *Human Resource Management*, 43(1), 83-104.
- Bakker, A. B., Demerouti, E., & Euwema, M. C. (2005). Job resources buffer the impact of job demands on burnout. *Journal of Occupational Health Psychology*, 10, 170-80.
- Bakker, A. B., van Veldhoven, M., Xanthopoulou, D. (2010). Beyond the Demand-Control model: Thriving on high job demands and resources. *Journal of Personnel Psychology*, 9(1):3-16.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands-resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86,499-512.
- Demerouti, E., & Bakker, A. B. (2011). The Job Demands–Resources model: Challenges for future research. *SA Journal of Industrial Psychology*, 37(2), Art.#974, 9 pages. doi:10.4102/sajip.v37i2.974.
- Hakanen J. J., Bakker A. B., & Demerouti, E. (2005). How dentists cope with their job demands and stay engaged: the moderating role of job resources. *European Journal of Oral Sciences*, 113, 479–487.

- Häusser, J. A., Mojzisch, A., Niesel, M., & Schulz-Hardt, S. (2010). Ten years on: A review of recent research on the job demand-control (-support) model and psychological well-being. *Work & Stress, 24*, 1-35.
- Ibrahim, R. Z. A. R. , & Ohtsuka, K. (2012). Review of the job demand-control and job demand-control-support models: Elusive moderating predictor effects and cultural implications. *Southeast Asia Psychology Journal, 1*, 10-21.
- Johnson, J. V., & Hall, E. M. (1988). Job strain, workplace social support and cardiovascular disease: A cross-sectional study of a random sample of Swedish working population. *American Journal of Public Health, 78*, 1336-1342.
- Karasek, R. (1985). *Job content instrument: Questionnaire and user's guide, revision 1.1*. Los Angeles: University of Southern California.
- Karasek, R. A. (1979). Job demands, job decision latitude and mental strain: implications for job design. *Administrative Science Quarterly, 24*, 285-308.
- Martinussen, M., Richardsen, A. M., & Burke, R. J. (2007). Job demands, job resources, and burnout among police officers. *Journal of Criminal Justice , 35*, 239–249.
- Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: a multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior, 25*, 293-315.
- Taris, T., & Schaufeli, W. B. (2016). The job demands-resources model . In S. Clarke, T. M. Probst, F. Guldenmund, & J. Passmore (Eds.). *The Wiley Blackwell Handbook of the Psychology of Occupational Safety and Workplace Health*, 157-180. Chichester : John Wiley & Sons.
- Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Dollard, M. F., Demerouti, E., Schaufeli, W. B., Taris, T. W., & Schreurs, P. J. G. (2007). When do job demands particularly predict burnout? The moderating role of job resources. *Journal of Managerial Psychology, 22*, 766–786.