

工作要求與工作控制的交互作用對倦怠與學習努力之影響：公平知覺之干擾角色

The Interactive Effects of Job Demand and Job Control on Burnout and Learning Efforts: The Moderating Role of Fairness Perception

林少龍 / 中國文化大學國際貿易學系教授

Shao-Lung Lin, Professor, Department of International Trade, Chinese Culture University

楊濱燦 / 天主教輔仁大學織品服裝學系副教授

Bin-Tsann Yang, Associate Professor, Department of Textiles & Clothing, Fu Jen Catholic University

駱少康 / 中國文化大學國際貿易學系副教授

Shao-Kang Lo, Associate Professor, Department of International Trade, Chinese Culture University

Received 2012/6, Final revision received 2013/12

摘要

本研究檢驗工作要求（時間壓力及工作負荷）、工作控制（方法自主及目標自主）以及公平知覺對員工倦怠及學習努力的影響。以 148 位汽車業務人員為樣本，研究結果顯示工作要求與配適的工作控制的二階交互作用負向影響倦怠，工作負荷與目標自主的交互作用正向影響學習努力。工作要求、工作控制及公平知覺的三階交互作用結果顯示，對於高公平知覺的員工，配適的工作控制有助於減緩工作要求對倦怠的正向影響以及對學習努力的負向影響，對於低公平知覺的員工則反之。作者討論本研究發現在理論以及實務上之意涵，同時對於未來的研究方向提出建議。

【關鍵字】 工作要求、工作控制、公平知覺

Abstract

The study examines the relationships among job demand (time pressure and work overload), job control (method autonomy and criteria autonomy), fairness perception, burnout, and learning effort. Data were provided by 148 car salespeople. The results reveal that two-way interactions between job demand and proper job control are negatively related to burnout. The interaction between work overload and criteria autonomy is positively related to learning effort. The results of three-way interaction of job demand, proper job control, and fairness perception reveal that for employees with higher levels of fairness perceptions, job control will reduce the worsening effects of job demand on burnout and the negative effects on learning effort. For employees with lower levels of fairness perceptions, these effects will be reversed. The author discusses the implications for theory and practice and offers suggestions for the further study.

【Keywords】 job demand, job control, fairness perception

壹、緒論

競爭全球化的趨勢，促使企業積極瘦身並且大量運用網路經營模式，現職員工因而從事更多及更長時間的工作，並且承擔更多的責任。不斷增加的工作要求往往造成員工在生理、心理或行為上的問題 (Spector, 1998; Castanheira and Chambel, 2010)。此外，廣為採用的管理實務，例如：賦權、工作參與、工作團隊等，都強調如何去提升員工的自我管理與學習，以充分運用員工既有以及潛在的能力，進而提升企業的競爭優勢 (Parker and Sprigg, 1999)。因此如何改善因工作要求增加所導致的倦怠感，並且提升員工的學習努力，成為當前企業日益重視的議題。

Karasek (1979) 的工作要求－工作控制模式是一個可以回答此一議題的理論模式。此模型主張當員工面對高工作要求時，缺乏工作控制是員工無法有效處理工作要求，進而導致負面效果的主要原因；反之，若賦予員工較高的工作控制，不但有助於減緩高工作要求的負面效果，並且在高控制的交互作用下積極面對挑戰，進而增強員工學習及發展其能力以解決所增加的工作要求 (Theorell and Karasek, 1996; Parker and Sprigg, 1999)。早期的工作要求－工作控制模式，主要聚焦於工作壓力的探討，主張較高的工作控制可以緩衝員工因高工作要求產生的負面效果，此一論點對於過去十多年許多工作壓力的研究提供了理論基礎 (Fox, Dwyer, and Ganster, 1993)，因此有關此一模式的實證研究亦大多檢驗工作要求與工作控制的交互作用對工作緊張或心理安寧等類似變數的影響，例如：情緒耗竭 (Karasek, 1979)、憂鬱或焦慮 (Karasek, 1979; Parkes, 1991; Jones and Fletcher, 1996; Wall, Jackson, Mularkey, and Parker, 1996; Xie, 1996; Spector, 1997)、疲憊或挫折 (Spector, 1997; Van Yperen and Hagedoorn, 2003)、工作滿意 (Fox et al., 1993; Parkes, Mendham, and Von Rabenau, 1994; Wall et al., 1996)、倦怠 (De Rijk, Le Blanc, Schaufeli, and De Jonge, 1998) 等。

實質上，此一模式超越了工作壓力的探討，一些學者進一步指出對於高工作要求的工作，賦予員工較高的工作控制，不但可以緩衝高工作要求產生的負面效果，甚至會提升員工的學習以及生產力 (Karasek and Theorell, 1990; Theorell and Karasek, 1996)，然而這方面的實證研究卻相當缺乏 (cf. Van der Doef and Maes, 1999)，少數實證研究曾分別探討工作要求與工作控制的交互作用對學習相關變數的影響，例如：熟練感、自我能力肯定以及工作掌握 (Parker and Sprigg, 1999)、內在動機 (Van Yperen and Hagedoorn, 2003) 以及生產力 (Dollard, Winefield, Winefield, and De Jonge, 2000)。這些研究都是間接探討 Karasek 模式對學習的前因或後果變數的影響，尚缺乏研究直接探討工作要求與工作控制的交互作用對員工學習本身的影響，因此誠如 Van Yperen and Hagedoorn (2003) 指出對於這方面的了解尚待更多的研究加以補充。近來雖然少數的研究企圖補充此一缺口，例如 Taris and Feij (2004) 及 Ouweneel, Taris, Van Zolingen, and Schreurs (2009)，然而這些研究仍然未直接衡量學習本身，學習之意義為發展新行

為模式的行動 (Karasek and Theorell, 1990)，而學習努力是指員工為了獲得工作相關的新技能及知識，持續且盡力投入的時間與精力 (Wang and Netemeyer, 2002)，一些研究發現學習努力會影響自我能力肯定及工作表現 (Kohli, Shervani, and Challagalla, 1998; Wang and Netemeyer, 2002)，換言之，學習努力是一種行動，目的在使員工經由它獲得新技能及知識，進而發展新的行為模式（例如：工作表現），因此相較於過往的研究以學習的前因或後果變數作為學習的指標，學習努力會是學習更直接的指標。

有關 Karasek 模式的實證研究，不論是對工作壓力、倦怠或學習相關變數影響的檢驗，工作要求與工作控制的主效果或累加效果 (Additive Effects) 大多獲得支持 (e.g., Karasek, 1979; Fox et al., 1993; De Jonge, Janssen, and Van Breukelen, 1996; Parker and Sprigg, 1999; 林少龍與繆敏志, 2004; 林少龍, 2006)；然而對於工作要求與工作控制的交互作用的檢驗結果卻相當不一致，例如：交互作用對倦怠的影響，Landsbergis (1988) 的檢驗結果支持假設，而 De Jonge (1995) 未支持；此外，對學習的影響，Taris and Feij (2004) 的檢驗結果支持假設，而 Ouweneel et al. (2009) 的發現不支持。一些研究指出交互作用未能獲得普遍支持的原因可能來自於某些變數的干擾，一些曾經被引用為三階干擾變數的個人差異包括自我效能 (Schaubroeck and Merritt, 1997; Schaubroeck, Jones, and Xie, 2001)、進取特質 (Proactive Personality) (Parker and Sprigg, 1999)、主動因應 (Active Coping) (De Rijk et al., 1998)、A/B 型人格特質 (Kushnir and Melamed, 1991)、自我決定 (Self-determination) (Parker, Jimmieson, and Amiot, 2010)、內外控人格特質 (Parkes, 1991) 以及自我警覺 (林少龍, 2006)；雖然個人差異曾被廣泛探討，但只有少數工作背景因素被考慮為三階干擾變數，例如：社會支持 (Social Support)，因為社會支持會改變工作要求與工作控制之關係，因而干擾工作要求與工作控制的交互作用 (e.g., Schaubroeck and Fink, 1998; Van Yperen and Hagedoorn, 2003; 林少龍, 2005)。公平知覺 (Fairness Perception) 一直被視為重要工作背景因素之一，主要在衡量員工對於其付出與所獲得報償間比例的知覺；一些其他領域的研究發現公平知覺扮演著干擾變數的角色 (e.g., Janssen, 2001; Andrews, Kacmar, and Harris, 2009; Janssen, Lam, and Huang, 2010)；誠如上述，工作要求與工作控制的交互作用對倦怠及學習影響的檢驗結果並不一致，此外，依據公平理論 (Adams, 1963, 1965)，當員工知覺不公平時會改變其付出以求得公平，因此會影響員工對工作要求與工作控制的付出，因而可能改變工作要求與工作控制之關係，因此本研究預期公平知覺可能干擾工作要求與工作控制交互作用對倦怠與學習的影響，然而相關研究尚付之闕如。

最後，一些研究指出 Karasek 模式的交互作用假設，其實證結果之所以不一致，亦可能導致於一些研究方法上的缺失 (e.g., Fox et al., 1993; Spector, 1998; 林少龍與繆敏志, 2004)，例如：工作要求與工作控制的概念與操作化定義的差異 (e.g., Karasek, 1979; Wall et al., 1996)；一些未加以控制的第三變數的混淆效果 (Confounding Effects)，

例如：社經地位 (Ganster, 1989) 等。換言之，在檢驗 Karasek 模式交互作用假設時，一些在方法以及研究設計上的缺失必須加以釐清及修正。因此本研究的主要目的為 (1) 探討及檢驗知覺公平如何干擾工作要求與工作控制的交互作用對倦怠以及學習努力的影響；(2) 較全面的改善方法上的缺失，以更周延的方式檢驗工作要求－工作控制模式，希冀擴大及補充 Karasek 模式的不足，提升此一模式的有效性，並且對於現有文獻及管理實務有所貢獻。

貳、理論基礎與研究假設

一、Karasek 工作要求－工作控制模式

Karasek (1979) 的工作要求－工作控制模式指出工作要求 (Job Demand) 與工作決策自由度 (Job Decision Latitude) 的聯合效果¹ (Joint Effect) 會影響工作緊張 (Job Strain) (Karasek, 1979)。工作要求為心理上的壓力源 (例如：工作負荷、相互衝突的要求或時間壓力等)，而工作決策自由度為員工的技術決定權以及工作上的決策授權，後來的學者則將兩者合併謂之工作控制，以取代工作決策自由度的名稱 (Karasek and Theorell, 1990)。

Karasek 模式的兩個主要假設為：(1) 高工作要求且低工作控制的工作謂之高緊張工作 (High Strain Job)；高工作要求會導致員工一種覺醒 (Arousal) 的狀態，因而提高其心跳或腎上腺的分泌，此時若沒有適當的因應管道，即處於低工作控制的情境下，這些刺激 (覺醒) 將無法適當地因應，因而將導致工作緊張。(2) 高工作要求與高工作控制的工作謂之積極工作 (Active Job)；高工作控制提供員工積極因應的環境，因此在高工作要求的情境下，將採取積極且適當的行為模式，使得高工作要求產生的工作緊張得以有效地緩衝，或導向正面的結果 (例如：學習、激勵或健康的恢復等)。此外，尚有兩種次要的組合，其一為低工作要求與低工作控制的工作謂之消極工作 (Passive Job)，長期從事此種工作的員工，將較缺乏正確的判斷力及妥善解決問題的能力，也較缺少面對挑戰的能力。其二，低工作要求與高工作控制的低緊張工作 (Low Strain Job)，此種工作將使產生類似消極工作的效果，只是具有較低的無助感。Karasek (1979) 將上述關係以圖 1 表示之。

1 聯合效果包含累加效果及交互效果。

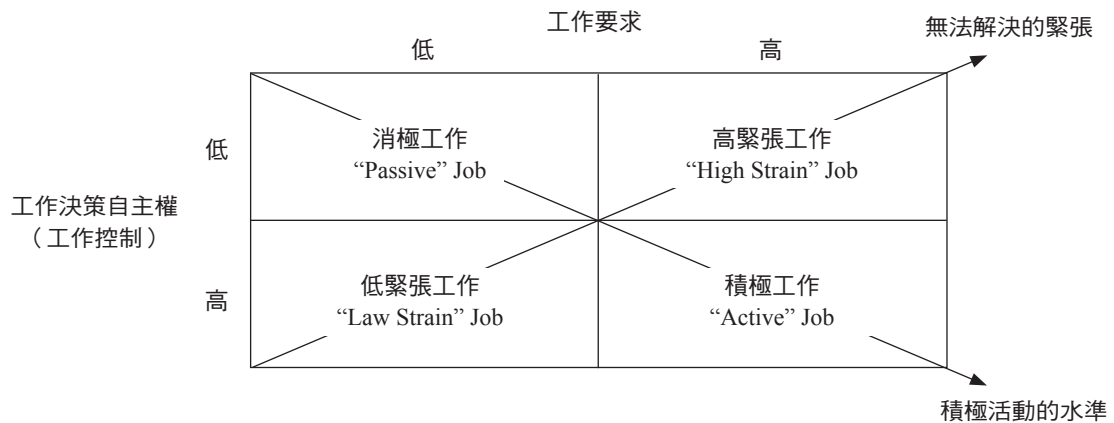


圖 1 工作需求－工作控制模式 (Karasek, 1979)

二、工作需求與工作控制的交互作用對倦怠及學習的影響

倦怠是指一組負面的心理經驗，反應長期暴露在高壓力下而產生的精疲力盡 (Maslach and Schaufeli, 1993)。在 Karasek 模式的實證研究中，一些研究曾檢驗工作需求與工作控制的交互作用對倦怠的影響，例如：Landsbergis (1988)、De Jonge (1995)、De Jonge et al. (1996) 以及 De Rijk et al. (1998)，這些研究皆根據 Karasek 模式，預期工作控制會減緩工作需求對倦怠之正向影響；其中 Landsbergis (1988) 及 De Jonge et al. (1996) 之結果支持交互作用的假設，而 De Jonge (1995) 及 De Rijk et al. (1998) 則不支持，因此工作需求與工作控制的交互作用對倦怠影響的實證結果並不一致。

較少的實證研究檢驗工作需求與工作控制的交互作用對學習的影響。Karasek and Theorell (1990) 主張給予員工高工作控制將使得他們有足夠的機會可以嘗試不同的方式處理高工作需求，嘗試的過程增強了員工的學習（減緩高工作需求壓抑的學習）；一些研究，例如：Parker and Sprigg (1999)、Taris and Feij (2004) 以及 Ouweneel et al. (2009)，依據 Karasek and Theorell (1990) 主張，假設工作控制會減緩工作需求對學習的負向影響，並進行實證研究，其中只有 Taris and Feij (2004) 之發現支持交互作用的假設，其他二個研究的交互作用都未獲得支持，因此工作需求與工作控制的交互作用對學習影響的實證發現並不一致。值得注意的是 Parker and Sprigg (1999) 以學習後增加的能力，如熟練感、自我能力肯定及工作掌握的程度衡量學習，Taris and Feij (2004) 是以實際學到的新技術衡量學習，而 Ouweneel et al. (2009) 則以工作上引起學習的動機衡量學習，這些研究都不是直接衡量學習本身，本研究以學習努力為指標衡量學習。

如前述，Karasek 模式的工作需求與工作控制的交互作用對倦怠及學習的影響，其實證研究的結果並不一致，誠如緒論中所陳述，過往研究曾導入人格特質或工作背

景因素以探討他們對工作要求與工作控制交互作用的干擾效果，而本研究則引進公平知覺這一個工作背景因素以探討及檢驗其在工作要求與工作控制交互作用中的干擾角色，期望提升 Karasek 模式的有效性。

三、公平知覺的三階干擾效果

基本上，Karasek 模式假設對於任何人而言，給予工作控制都是有益的，因此 Karasek 模式的交互作用假設主張工作控制有助減緩工作要求的負面影響（例如：工作壓力）。然而 Averill (1973) 回顧了一些有關人類及動物的壓力與控制的文獻後，他發現給予控制對於一些研究對象反而是增加而非減少壓力，他進一步指出對於無法有效使用控制的人而言，他們將因獲得控制而增加壓力，因為他們將因無法使用控制而增加無能的感覺。Fisher (1984) 亦認為當人們無法有效使用控制時，給予很少或不賦予控制反而可以減緩他們的壓力，因為他們可將工作的困難或失敗歸因於環境因素而非本身的無能，以維護他們的自尊。此外，Litt (1988) 指出對於尚未準備好使用控制的人，給予控制將增加他們的壓力，反之，只有當人們能夠有效使用控制時，給予控制才對他們有益，因為他們可以使用控制以因應環境；Öhman and Bohlin (1989) 亦指出當人們缺少處理壓力的能力時，他們會故意忽略所給予的控制；反之，對於能夠有效執行控制的人，不足的控制將傷害他們 (Wortman and Dunkel-Schetter, 1979)。綜合上述，給予控制必須因人而異，控制並非對所有人都是有益的；對於有能力或有意願有效使用控制的人，工作控制將被視為一種因應資源有助於減緩工作要求的負面效果（符合 Karasek 模式交互作用的假設）。反之，無能力或無意願有效使用控制的人，高控制將增加他們的負擔，對於這類型的人，工作控制將被視為一種壓力反而增強工作要求的負面效果（與 Karasek 模式的交互作用假設相反）。

過往研究依據 Karasek 模式的交互作用假設，假設工作控制會減緩工作要求對倦怠的正向影響 (e.g., Landsbergis, 1988; De Jonge, 1995; De Jonge et al., 1996; De Rijk et al., 1998) 以及對學習的負向影響 (e.g., Parker and Sprigg, 1999; Taris and Feij, 2004; Ouwenel et al., 2009)，因此依據以上的論述，對於有能力或有意願擁有及執行工作控制的人，工作控制將為一種因應資源，因此 Karasek 模式的交互作用將符合預期，換言之上述假設將獲得支持；反之，對於無能力或無意願擁有及執行工作控制的人，則工作控制將為一種壓力，因此 Karasek 模式的交互作用將與預期相反，換言之上述假設將與預期相反。

公平理論指出公平知覺是一種工作相關的動機，會影響員工的情緒以及行為表現 (Adams, 1965; Mowday, 1991)，員工會根據他們在工作上的付出以及所獲得報償的相對比率來評估他們與組織的交換關係。當員工覺得付出與報償的比率不相稱時，他們便會產生不愉快的情緒，並且試圖採取行動以減緩緊張。知覺到不公平的員工，可能

試圖改變其付出的程度或要求改變報償，以改變他們對於付出及報償的認知架構，或改變比較的基礎，甚至從工作上退縮 (Dittrich and Carrell, 1979; Mowday, 1991)。基本上，工作付出包括員工的知識、經驗、訓練、技能、資歷以及為完成工作所要求的特定活動等；報償則包括員工從組織獲得的金錢、期望的工作責任、受尊敬、地位以及社會認同等 (Adams, 1965)。員工知覺到的不公平可能是一種低於預期的不公平（例如：付出大於報償），也可能是高於預期的不公平（例如：報償大於付出）。Mowday (1991) 指出一般而言，員工對於低於預期的不公平較敏感，也較會採取相對的反應，因此本研究之知覺公平是指付出與報償之比率不相稱的程度並且是針對低於預期的不公平。基於公平理論的觀點，高公平知覺的員工，在付出及報償的比較基礎上，感到較高的公平，因此面對工作要求時，較願意付出（運用知識、經驗及技能等）以執行管理者賦予的工作控制，因而較能有效使用工作控制，反之，低公平知覺的員工，在付出及報償的比較基礎上感到不公平，他們因而可能降低付出以求取公平，此時面對工作要求時較不願意付出，因而較無法有效使用工作控制。綜合本段與前段之論述，高公平知覺的員工較有意願付出以有效使用工作控制，工作控制將成為一種因應資源，因此給予工作控制將會減緩工作要求對倦怠的正向影響以及對學習的負向影響；反之，低公平知覺的員工較不願意付出，因而較無法有效使用工作控制，工作控制將成為一種壓力，因此給予工作控制將會增強工作要求對倦怠的正向影響及對學習努力的負向影響，換言之，公平知覺會干擾工作要求與工作控制的交互作用對倦怠與學習的影響。

此外，林少龍與繆敏志 (2004) 的研究發現，過往研究在檢驗 Karasek 模式的交互作用假設時曾採用一些不適當的指標以衡量工作要求及工作控制，因此本研究依據他們的建議以時間壓力及工作負荷為工作要求的指標，同時分別以配適的方法自主及目標自主為工作控制的指標，本研究將於下一節詳加說明採用這些指標的理由。因此，本研究提出以下的假設：

假設 1：公平知覺會干擾工作要求與工作控制的交互作用（時間壓力與方法自主以及工作負荷與目標自主的交互作用）對倦怠的影響。

假設 1a：對於高公平知覺的員工，工作控制將減緩工作要求對倦怠的正向影響。

假設 1b：對於低公平知覺的員工，工作控制將增強工作要求對倦怠的正向影響。

假設 2：公平知覺會干擾工作要求與工作控制的交互作用（時間壓力與方法自主以及工作負荷與目標自主的交互作用）對學習努力的影響。

假設 2a：對於高公平知覺的員工，工作控制將減緩工作要求對學習努力的負向影響。

假設 2b：對於低公平知覺的員工，工作控制將增強工作要求對學習努力的負向影響。

四、一些研究方法上的缺失

林少龍與繆敏志 (2004) 回顧相關文獻後，彙整有關檢驗工作要求－工作控制模式

時一些方法與研究設計上的缺失，並且提出對應的論點，本研究將採用其方法，以檢驗工作要求－工作控制模式，他們的建議如後：(1) 以大的異質樣本（多種職業）從事職業層級的分析以檢驗工作要求－工作控制模式並不恰當，應以小的同質樣本（相同職業的樣本）；(2) 工作要求應以客觀或更為描述性的方式衡量而避免衡量認知的工作要求，以 Karasek (1979) 與 Caplan, Cobb, French, Harrison, and Pinneau (1980) 對於工作要求的衡量為例，前者為認知的工作要求，而後者則為較描述性的衡量 (cf. Wall et al., 1996)；(3) 工作控制應採用較特定而非概括性的衡量，Breugh (1985) 所發展的工作控制量表較符合此需求，共分為工作方法自主、工作排程自主及目標自主三個特定構面；(4) 壓力配適 (Stress-matching) 假設指出只有在工作要求與所採用的減緩 (Buffering) 因素的形式間有足夠的配適時，工作壓力的減緩效果才會產生 (Cohen and Wills, 1985)。行動順序假設 (Action Sequence Proposal) 亦指出控制的範圍越集中在與員工日常工作活動相關的部分，其對員工工作適應 (Adjustment) 影響的立即性與程度越高 (Frese, 1989)。Van der Doef and Maes (1999) 及 Häusser, Mojzisch, Niesel, and Schulz-Hardt (2010) 分析過往共計 146 篇 JDC 相關研究，其結果亦顯示特定的工作要求與特定的工作控制配適時，工作控制才會減緩工作要求的負面效果，換言之，以概括的（合併構面）、非特定且不配適的指標衡量工作要求與工作控制，則其交互作用的檢驗將不會成立，他們強烈建議往後的研究應重視此一議題。

時間壓力是指員工工作時的速度或時間限制 (Caplan et al., 1980)，而工作方法自主是指員工在執行工作時可以自主地決定或選擇方法的程度 (Breugh, 1985)；員工若經常為了達成期限而必須加快工作步調，就管理的觀點而言，並不意謂著其工作具有效率，往往是因為工作方法、流程或步驟的設計不當，因此在組織層次可以從事流程改造以及工作再設計；而在個人層次則可賦予員工更大的方法自主權，使得員工得以在其工作範圍內適當地調整工作方法或流程，因此員工面臨時間壓力時，方法自主是一種配適的工作控制，Van der Doef and Maes (1999) 對於過往相關研究的歸納分析，雖未明示但卻暗示著時間壓力與方法自主的配適。工作負荷量是指員工所負擔工作量的多寡 (Caplan et al., 1980)，而目標自主是指工作者能決定績效評估目標的程度 (Breugh, 1985)；當員工認知到工作量難以負荷時，在組織層次可從事工作重分派，在個人層次則賦予員工更大的目標自主，使得員工得以參與目標的決策以制定適當工作量，如此將有助於紓解工作負荷量的認知；綜合言之，在進行模式檢驗時，本研究將採用同質性較高的樣本（即樣本將集中在同一行業以及同一層級之職業），同時採用較特定且較描述性的量表衡量工作要求（時間壓力與工作負荷），而且將採用較特定的工作控制（方法自主及目標自主）量表分別與時間壓力及工作負荷配對，換言之，在檢驗工作要求與工作控制的交互作用時，時間壓力與配對的方法自主在一組分析，而工作負荷與配對的目標自主在另一組分析。

參、研究方法

一、研究樣本

由於本研究檢驗員工的學習努力，而汽車的結構較複雜並且經常改變配備，因此汽車銷售人員必須不斷的學習以做好汽車銷售的準備 (Wang and Netemeyer, 2002)，因而本研究以汽車業務人員（同一行業以及同一層級之員工）為樣本。先行拜訪樣本公司的業務部門主管，取得他們同意後，再進行資料的收集工作，商請銷售主管發放問卷給銷售人員，於休息時間填答。問卷以無記名方式回答，每一問卷隨附空白信封一個，員工將已回答之問卷直接裝入信封並加以封密，如此可以達到保密的效果，讓員工放心填答。共計發出問卷 190 份，回收有效問卷 148 份，有效回收率為 77%。有效樣本之組成為男性 74%，未婚者佔 53%，年齡由 22 歲到 46 歲，大專學歷以上佔 63%，工作年資從 1 年到 24 年。

二、衡量

為了充分檢驗本研究的假設，除了學習努力以及公平知覺量表外，在工作要求方面，採用 Caplan et al. (1980) 較為描述性的工作要求量表 (Wall et al., 1996)，在工作控制方面，則採用 Spector (1998) 認為涵蓋面較廣且較特定的 Breugh (1985) 的量表。所有量表皆採用李克特 5 點尺度，均為自陳式量表，以各分量表每一題得分的加總平均數計算個別變數的分數。

(一) 工作要求量表

本量表採用 Caplan et al. (1980) 之工作要求量表，本量表包含兩個分量表，分別為時間壓力分量表共計 4 題，在衡量受測者完成工作的時間寬裕程度，題項例句：「我可以將工作步調放得慢一些」，以及工作負荷分量表共計 3 題，在衡量受測者承擔的工作量，題項例句：「我承擔相當多的工作量」，兩個分量表的信度係數 Cronbach α 分別為 0.61 及 0.70。

(二) 工作控制量表

本量表採用 Breugh (1985) 的量表。共包含三個分量表，因為要與工作要求的兩構面配適，本研究只採用二個分量表，工作方法自主分量表，主要在衡量受測者可以自主決定或選擇其工作方法的程度，題項例句：「我可以自主地決定完成工作的方法」，此分量表共計 3 題，目標自主分量表，主要在衡量受測者可以參與修改或選擇用來評估其工作績效的目標，題項例句：「我可以參與修改我的工作目標」，此分量表共計 3 題。兩個分量表的信度係數 Cronbach α 分別為 0.89 及 0.77。

(三) 學習力量表

本量表採用 Wang and Netemeyer (2002) 的學習力量表，此量表共計 3 題，主要在衡量受測者學習新事物的努力程度，題項例句：「我相當努力地去學習新產品及銷

售方法」，其信度係數 Cronbach α 為 0.86。

(四) 倦怠量表

由於本研究之樣本為汽車銷售人員，對待客戶的表現為主要焦點，因此本研究採用 Singh (2000) 以銷售人員為樣本使用的量表，衡量業務人員對顧客倦怠的量表，主要在衡量受測者對所服務對象抱持負面及剛硬心態的程度，題項例句：「我覺得與客戶互動是一種沉重的壓力」，此量表共計 4 題，其信度係數 Cronbach α 為 0.87。

(五) 公平知覺量表

此量表採用 Janssen (2001) 的公平知覺量表。主要在衡量受測者知覺到的付出與報償間公平的程度，題項例句：「我對工作的投入超過我收到的回報」，此量表共計 5 題，全部為反向題，其信度係數 Cronbach α 為 0.91。

(六) 控制變數

為了避免外生變數的干擾，有關員工態度、行為、健康以及績效的研究通常都將一些人口統計變數以及年資加以控制，在檢驗 Karasek 模式時，這些變數中以性別、年齡、教育程度及年資被認為最關鍵也最常被加以控制的變數 (e.g., Wall et al., 1996; Xie, 1996; De Rijk et al., 1998)，因此本研究亦將這些變數加以控制。

三、資料分析

本研究依據 Cohen and Cohen (1983) 之階層迴歸分析方法，檢驗工作要求（時間壓力與工作負荷）、工作控制（方法自主與目標自主）以及知覺公平的三階交互效果。檢驗交互作用的階層迴歸共分 4 個步驟。步驟 1 將性別、年齡、教育程度及年資等控制變數加入模式；步驟 2 加入工作要求、工作控制以及知覺公平三個變數；步驟 3 將工作要求、工作控制及公平知覺的兩兩相乘項加入模式；步驟 4 則加入工作要求、工作控制與公平知覺三個變數的相乘項，若此步驟的 ΔR^2 的 F 值達顯著水準，則表示工作要求、工作控制與知覺公平的三階交互作用顯著。

由於迴歸分析中加入自變數的相乘項，可能產生共線性的問題，影響統計分析的正確性，為克服相關問題，Jaccard, Turrisi, and Wan (1990) 以及 Aiken and West (1991) 建議將所有變數標準化；此外，Belsley, Kuh, and Welsch (1980) 及 Stone and Hollenbeck (1984) 指出包含相乘項的迴歸分析也會使得主效果與交互效果產生混淆 (Confounding) 而使得統計結果無法正確從事解釋，應採用 Lance (1988) 之誤差中心化 (Residual Centering) 程序（詳見附錄 1），將相乘項先行處理，以排除主效果的影響，然後將經過誤差中心化後的相乘項納入模式，進行迴歸分析，如此不但避免共線性的問題，其相乘項的迴歸係數才能正確解釋交互效果的預測能力，基於此，本研究採用上述方法從事迴歸分析。

肆、研究結果

一、敘述性統計、信度、效度及共同方法變異

個別變數之平均值、標準差、相關係數以及信度係數如表 1 所示，除了工作負荷之信度係數為 0.61 外，其他變數之信度係數都高於 0.7，表示本研究之量表具有良好之信度 (Hair, Black, Anderson, and Tatham, 2006)。

本研究以驗證性因素分析檢驗證收及區別效度，將所有 7 個變數之題項全部放入衡量模式 (Measurement Model) 進行分析，結果顯示 7 因素的模式，其整體配適度指標為 $\chi^2 (188, N = 148) = 323.05, p < 0.01$ ；相對配適指標 (Comparative Fit Index) = 0.91；配適度增量指標 (Incremental Fit Index) = 0.91；近似誤差均值平方根 (Root-mean-square Error of Approximation) = 0.069，這些指標顯示 7 因素模式之收斂效度良好。在檢驗區別效度時，本研究進行兩種分析，首先，依據 Bagozzi, Yi, and Phillips (1991) 之建議，本研究將工作負荷、時間壓力、方法自主、目標自主、倦怠、公平知覺及學習努力等 7 個變數任取兩變數，共形成 21 組兩變數的組合，然後進行一系列的 2 因素及單一因素衡量模式之驗證性因素分析，以檢驗是否所有的 2 因素模式顯著較單一因素模式更配適，由於單一因素模式巢套在 2 因素模式之下，因此可以使用 $\Delta\chi^2$ 之指標檢驗兩模式配適度是否有所差異，結果顯示 2 因素模式皆顯著較單一因素模式配適。其次，依據 Fornell and Larcker (1981) 之方法，若 2 個變數之個別平均萃取變異 (Average Variance Extracted; AVE) 大於其相關係數的平方，則表示這兩個變數具有區別效度，本研究將包含 7 個變數的衡量模式進行驗證性因素分析以取得相關係數並計算相關係數的平方，然後將兩兩變數間之相關設定為 0 再進行驗證性因素分析以計算 AVE²，結果顯示皆符合上述要求。因此依據上述兩種分析的結果，本研究之所有變數皆具有區別效度。

由於本研究採用自陳式問卷，並且都由同一受測者填答所有變數，因此可能產生共同方法變異 (Common Method Variance)，然而本研究之重點在檢驗交互效果，而交互效果不會受到共同方法變異之影響 (Evans, 1985; Schmitt, 1994)；雖然如此，本研究仍然依據 Podsakoff, MacKenzie, Lee, and Podsakoff (2003) 有關處理共同方法變異之建議，採用一個包含許多其他變數的大型問卷收集資料，同時採用交互混合方式編排題項，因此填答者不易推測變數間的關聯；此外，以驗證性因素分析進行 Harman's one-factor test，檢驗共同方法變異之問題，結果顯示單一因素模式不配適， $\chi^2 (209) = 1,799.98, p < 0.01$ ，相對配適指標 = 0.29；近似誤差均值平方根 = 0.23；其次，比較 7 因素模式與單一因素模式，結果顯示 7 因素與單一因素模式之 χ^2 差異為 $\Delta\chi^2 (21) =$

2 7 個變數的 AVE 分別為工作負荷：0.343、時間壓力：0.393、方法自主：0.735、目標自主：0.551、倦怠：0.649、公平知覺：0.664、學習努力：0.682。

1476.93, $p < 0.01$ ，表示單一因素模式顯著較 7 因素模式不配適，換言之，單一因素模式不能充分代表本研究之資料，因此本研究之結果應不受共同方法變異之影響。

表 1 敘述性統計、相關係數以及 Cronbach α 係數

變數	平均值	標準差	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1. 性別	0.26	0.44											
2. 年齡	32.91	5.98	-0.14										
3. 教育程度	0.63	0.48	0.19	-0.12									
4. 年資	6.76	5.34	-0.03	0.69	-0.13								
5. 時間壓力	2.72	0.72	0.17	0.05	0.09	-0.02	(0.61)						
6. 工作負荷	3.41	0.69	-0.23	0.15	-0.01	0.11	0.09	(0.70)					
7. 方法自主	3.99	0.77	0.09	-0.10	-0.20	-0.08	-0.01	-0.03	(0.89)				
8. 目標自主	3.58	0.80	0.04	-0.13	-0.01	-0.06	-0.22	-0.14	0.53	(0.77)			
9. 公平知覺	2.65	0.83	0.03	0.01	-0.11	0.03	-0.05	-0.40	0.05	-0.06	(0.91)		
10. 倦怠	2.67	0.92	-0.10	0.05	0.04	-0.02	0.14	0.34	-0.30	-0.01	-0.42	(0.87)	
11. 學習努力	3.94	0.66	-0.13	0.06	-0.07	0.03	-0.08	-0.14	0.30	0.29	0.09	-0.23	(0.86)

註：(1) 相關係數大於 0.13 者 $p < 0.05$ 。

(2) 括弧內為 Cronbach α 係數。

(3) 性別：0 代表男性；1 代表女性。

(4) 教育程度：0 代表專科以下；1 代表專科及專科以上。

二、工作要求與工作控制之主效果及交互效果

如表 2 之步驟 2 所示，時間壓力及工作負荷顯著正向影響倦怠 ($\beta = 0.15, p < 0.05$ 及 $\beta = 0.20, p < 0.05$)，但都不影響學習努力 ($\beta = -0.08$ 及 $\beta = 0.13$)。方法自主及目標自主顯著正向影響學習努力 ($\beta = 0.26, p < 0.01$ 及 $\beta = 0.30, p < 0.01$)，而方法自主顯著負向影響倦怠 ($\beta = -0.29, p < 0.01$) 但是目標自主不會影響倦怠 ($\beta = -0.05, p > 0.1$)。換言之，工作要求對倦怠的影響，而工作控制對學習努力的影響，都顯著且其方向性都符合理論預期，但是工作要求對學習努力以及工作控制對倦怠影響則較不一致，綜合之，8 個主效果中 5 個成立，因此主效果大多獲得支持。此外，如表 2 之步驟 3 所示，時間壓力與方法自主的交互作用及工作負荷與目標自主的交互作用，對倦怠的影響分別為 $\beta = -0.12 (p < 0.05)$ 及 $\beta = -0.25 (p < 0.01)$ ，而對學習努力的影響則分別為 $\beta = -0.02 (p > 0.05)$ 及 $\beta = 0.15 (p < 0.05)$ ，因此工作要求與工作控制的 4 個二階交互作用有 3 個獲得支持而 1 個未獲得支持，因此二階交互作用亦大多獲得支持。

三、工作要求、工作控制及公平知覺的三階交互作用

如表 2 的步驟 4 所示，時間壓力、方法自主及公平知覺 ($\beta = -0.20, p < 0.05$) 以及工作負荷、目標自主及公平知覺 ($\beta = -0.20, p < 0.05$) 的三階交互作用皆顯著影響倦怠，而時間壓力、方法自主及公平知覺的三階交互作用顯著影響學習努力 ($\beta = 0.23, p < 0.01$)，而工作負荷、目標自主及公平知覺的三階交互作用，在 0.1 顯著水準下影響學習努力 ($\beta = 0.16, p < 0.1$)。整體而言，4 個三階段交互作用中，有 3 個顯著，1 個較微弱。此外，為了判斷交互作用的型態是否符合假設 1a、1b 及假設 2a、2b 的理論預期，本研究將 4 個三階段交互作用與反應變數的關係繪圖。依據 Jaccard et al. (1990) 以及 Aiken and West (1991) 之建議，將高（正一個標準差）及低（負一個標準差）的值分別代入迴歸方程式中的時間壓力（或工作負荷）、方法自主（或目標自主）以及公平知覺，然後分別繪出在高、低公平知覺下，工作要求（時間壓力或工作負荷）與工作控制（方法自主或目標自主）的交互作用型態。為了使繪圖結果較易了解，於繪圖時，本研究將自變數（控制變數、獨立變數、干擾變數及變數的相乘項）標準化而反應變數未標準化的方式從事迴歸分析。以倦怠為反應變數之三階交互作用如圖 1 及 2（假設 1a 及 1b），以學習努力為反應變數之三階交互作用如圖 3 及 4（假設 2a 及 2b）所示。

圖 2(a)~圖 5(a) 分別顯示高公平知覺員工的工作要求與工作控制的交互作用對二個反應變數的影響。圖 2(a) 顯示，時間壓力與倦怠的關係，對於高、低方法自主者都呈現正相關，但高方法自主之斜率較低方法自主者小，表示高方法自主者比低方法自主者更能減緩時間壓力對倦怠的正向影響。圖 3(a) 顯示，工作負荷與倦怠的關係，對於高、低目標自主者都呈現正相關，但是高目標自主之斜率些微較低目標自主者小，表示高目標自主者比低目標自主者更能減緩工作負荷對倦怠的正向影響，但其影響較

微弱。因此圖 2(a) 及圖 3(a) 皆符合假設 2a 之理論預期。圖 4(a) 顯示，時間壓力與學習努力的關係，對於高方法自主者呈現微弱的正相關，但對於低方法自主者則呈現微弱的負相關。

表 2 工作要求、工作控制與公平知覺交互作用之階層迴歸分析結果

工作控制構面、 加入之自變數	倦怠		學習努力	
	時間壓力	工作負荷	時間壓力	工作負荷
方法自主：				
步驟：1				
1. 性別	-0.11		-0.13	
2. 年齡	0.11		0.03	
3. 教育程度	0.07		-0.05	
4. 年資	-0.09		0.03	
$R^2 : F$	0.02 : 0.87		0.03 : 0.99	
步驟：2				
5. 工作要求	0.15*		-0.08	
6. 方法自主	-0.29**		0.26**	
7. 公平知覺	-0.42**		-0.03	
$R^2 : F : \Delta R^2$	0.30 : 8.52** ; 0.28**		0.11 : 2.27* ; 0.08*	
步驟：3				
8. 5x6	-0.12*		-0.02	
9. 5x7	-0.14*		-0.02	
10. 6x7	0.10		-0.31**	
$R^2 : F : \Delta R^2$	0.35 : 7.42** ; 0.07*		0.18 : 2.96** ; 0.07*	
步驟：4				
11.5 x 6 x 7	-0.20*		0.23**	
$R^2 : F : \Delta R^2$	0.38 : 7.53** ; 0.03**		0.23 : 3.60** ; 0.05**	
目標自主：				
步驟：1				
1. 性別		-0.11		-0.13
3. 年齡		0.10		0.03
2. 教育程度		0.07		-0.05

圖 5(a) 顯示，工作負荷與學習努力的關係，對於高目標自主者呈現微弱的正相關，但對於低目標自主者則呈現微弱的負相關。因此圖 4(a) 及 5(a) 皆表示高工作控制有助

工作控制構面、 加入之自變數	倦怠		學習努力	
	時間壓力	工作負荷	時間壓力	工作負荷
3. 年資		-0.09		0.03
4. R^2 : F		0.02 : 0.87		0.03 : 0.99
步驟 : 2				
5. 工作要求		0.20*		-0.13
6. 目標自主		-0.05		0.30**
7. 公平知覺		-0.34**		0.15
R^2 : F: ΔR^2		0.23 : 5.92** : 0.21**		0.10 : 3.27** : 0.07**
步驟 : 3				
8. 5x6		-0.25**		0.15*
9. 5x7		0.01		0.16*
10. 6x7		-0.002		-0.04
R^2 : F: ΔR^2		0.30 : 6.01** : 0.09*		0.16 : 3.77** : 0.09**
步驟 : 4				
11. 5x6x7		-0.20*		0.16*
R^2 : F: ΔR^2		0.33 : 6.04** : 0.03**		0.17 : 3.73** : 0.01*

註 : (1) ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$; † $p < 0.1$ 。

(2) 所有的迴歸係數皆為標準化係數且為該變數第一次進入模式時的估計值。

於減緩工作要求對學習努力的負向影響進而產生正向影響，低工作控制則反之，因此符合假設 3a 之理論預期。圖 2(b) 至圖 5(b) 分別顯示低公平知覺員工的工作要求與工作控制的交互作用對二個反應變數的影響。圖 2(b) 顯示，時間壓力與倦怠的關係，對於高方法自主者呈現正相關，但對於低方法自主者則呈現負相關。圖 3(b) 顯示，工作負荷與倦怠的關係，對於高目標自主者呈現正相關，但對於低目標自主者則呈現負相關，因此圖 2(b) 及 3(b) 皆表示低工作控制有助於減緩工作要求對倦怠的負向影響進而產生正向影響，高工作控制則反之，因此符合假設 2b 之理論預期。圖 4(b) 顯示，時間壓力與學習努力的關係，對於高方法自主者呈現負相關，但對於低方法自主者則呈現正相關。圖 5(b) 顯示，工作負荷與學習努力的關係，對於低目標自主者呈現正相關，但對於高目標自主者則呈現負相關，因此圖 4(b) 及 5(b) 皆表示低工作控制有助於減緩工作要求對學習努力的負向影響進而產生正向影響，高工作控制則反之，因此符合假設 3b 之理論預期。整體而言，假設 2a、2b 及 3a 皆獲得支持，而假設 3b 則獲得微弱支持，因此假設 1 與假設 2 大部分獲得支持。

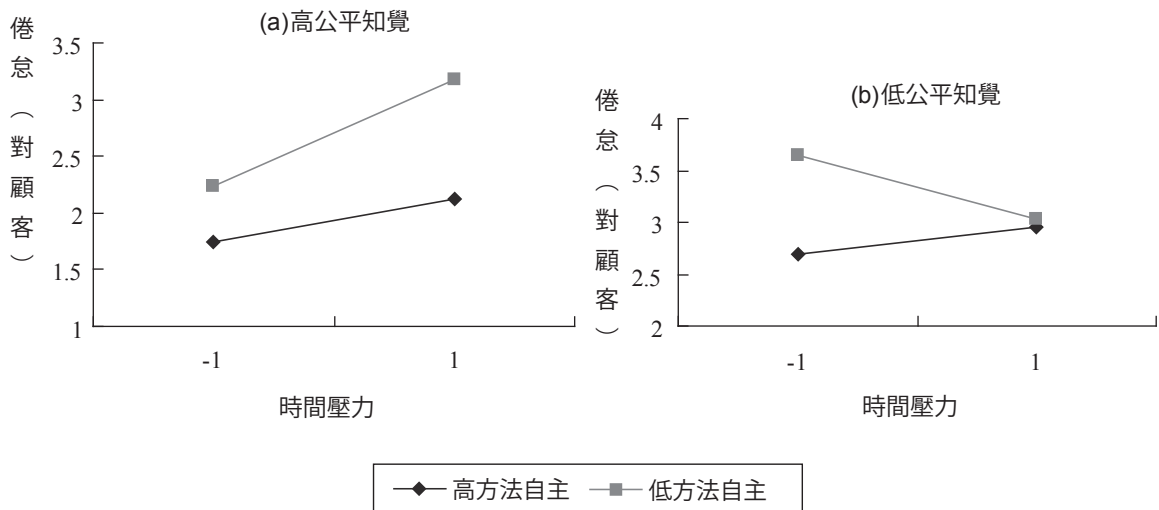


圖 2 時間壓力、方法自主與公平知覺三階交互作用對倦怠的影響 (假設 1a)

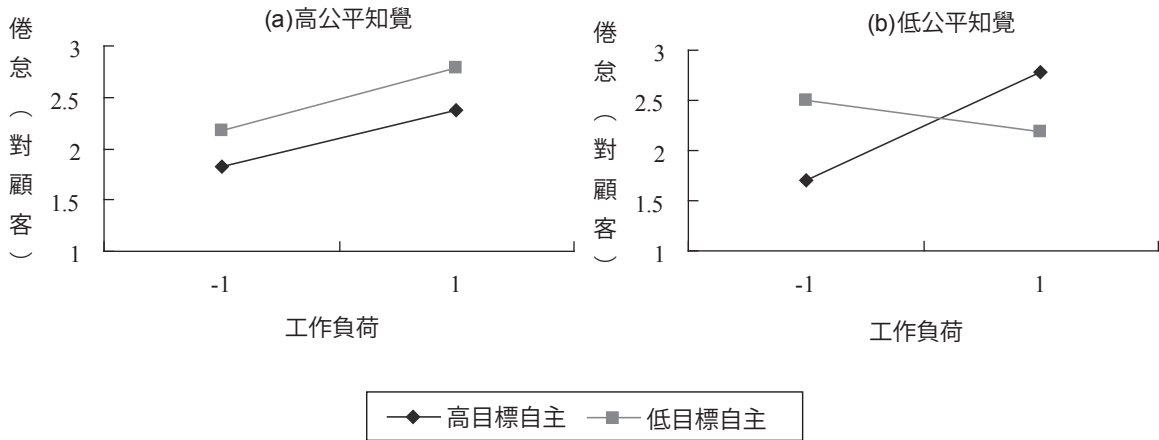


圖 3 工作負荷、目標自主與公平知覺三階交互作用對倦怠的影響 (假設 1b)

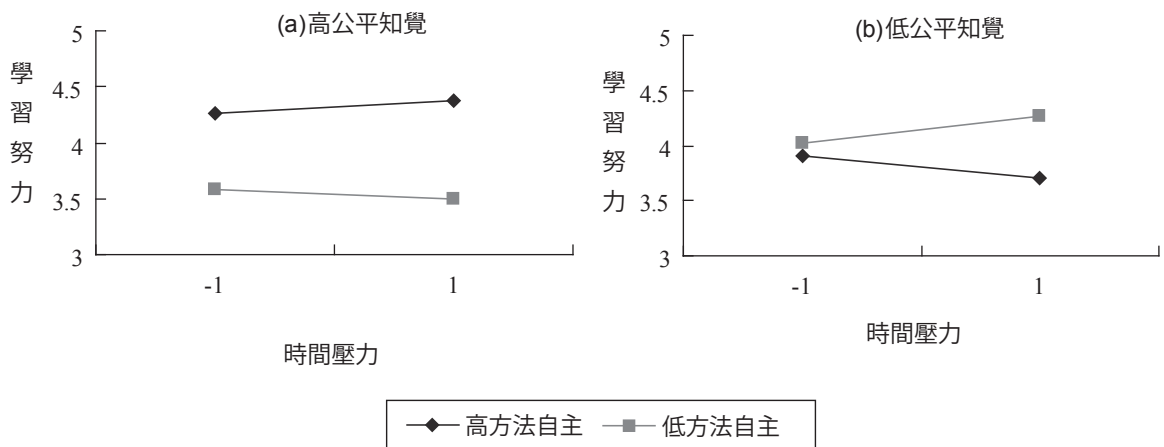


圖 4 時間壓力、方法自主與公平知覺三階交互作用對學習努力的影響 (假設 2a)

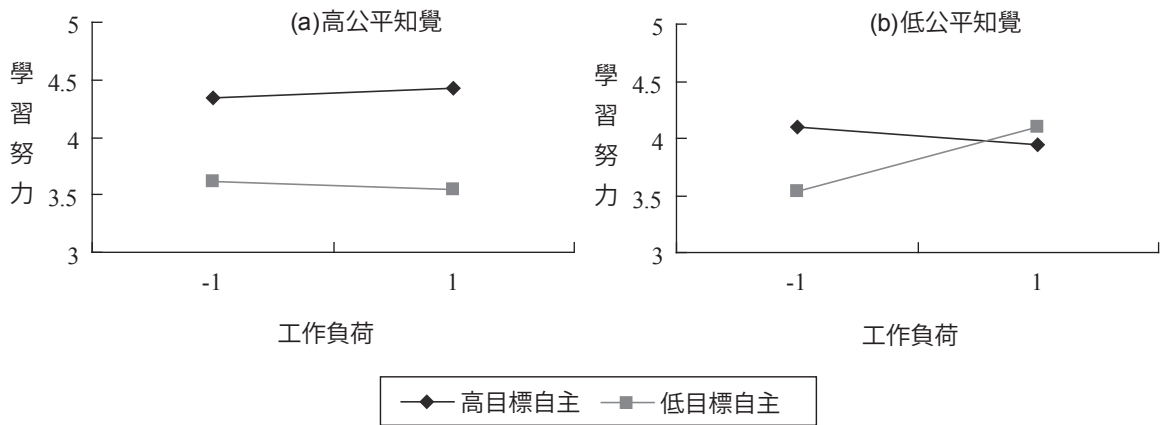


圖 5 工作負荷、目標自主與公平知覺三階交互作用對學習努力的影響（假設 2b）

伍、討論

本研究之目的在檢驗工作要求、工作控制以及公平知覺對員工倦怠及學習努力的影響。整體而言，如表 2 之步驟 2 所示，工作要求（時間壓力及工作負荷）正向影響倦怠但不影響學習努力，工作控制（方法自主及目標自主）正向影響學習努力，且方法自主負向影響但目標自主不影響員工倦怠，因此工作要求及工作控制對倦怠的主效果大部分獲得支持，而對學習努力的主效果則部分獲得支持；其次，如表 2 之步驟 3 所示，工作要求與工作控制之 4 個二階交互作用，除了時間壓力與方法自主的交互作用對學習努力未得支持外，其他 3 個二階交互作用都獲得支持；最後，如表 2 之步驟 3 及圖 2~5 所示，公平知覺、工作要求及工作控制的三階交互作用對倦怠的影響獲得支持，對學習努力的影響則部分獲得支持。

進一步分析圖 2~5，在高公平知覺的情境，如圖 2(a)~5(a) 所示，高工作控制不但有助於減緩倦怠或增強學習努力，而且不論在高或低工作要求下，具有高控制的員工較低控制的員工，均呈現較低的倦怠及較高的學習努力，此結果顯示在高公平知覺的情境下，高控制對員工有益。在低公平知覺情境下，如圖 2(b)~5(b) 所示，低工作控制比高工作控制更能減緩倦怠或增強學習，此外，在低工作要求下，高控制的員工比低控制的員工具有較低的倦怠及較高的學習努力，顯示高控制對員工較有益，其可能因為在低工作要求下，高工作控制的員工，因為低公平知覺而較無意願執行控制，然而因為仍獲得充足的工作控制，因此只要稍微執行很少的工作控制仍然足以因應低工作要求，反之，低工作控制的員工，因為低公平知覺而較無意願執行控制，同時因為獲得的工作控制不足，因此將連低工作要求都難以因應，因此具有較高的倦怠及較低的學習努力；然而如圖 2(b)~5(b) 所示，當工作要求逐漸增加時，由於低工作控制比高

工作控制更能減緩倦怠及增強學習，因此達到高工作要求時，低控制的員工比高控制的員工具有較低的倦怠及較高的學習努力，因此低控制對員工較有益。綜合言之，如圖 2(a)~5(a) 所示，在高公平知覺的情境下，提供高工作控制是有益的，其次，如圖 2(b)~5(b) 所示，在低公平知覺的情境下，在低工作要求下，高工作控制仍然較有益，但在高工作要求下，低工作控制較有益。

過往研究發現工作要求與工作控制的二階交互作用對倦怠及學習影響的實證結果並不一致，其中 Landsbergis (1988) 以及 Taris and Feij (2004)，將樣本依據工作要求及工作控制分成四種型態，以變異數分析檢驗交互作用，結果都獲支持；De Jonge (1995)、De Rijk et al. (1998)、Parker and Spring (1999) 以及 Ouweneel et al. (2009) 皆採用階層迴歸分析法檢驗交互作用，結果都不獲支持，這些研究發現不一致的原因可能是分析方法的不同，一些學者指出使用變異數分析較易使得交互作用獲得支持，然而此種分析方法通常其有效性較不足，應以階層迴歸分析法較恰當 (e.g., De Rijk et al., 1998)。本研究亦採用階層迴歸分析，相較於過往研究同樣使用階層迴歸分析而都不支持二階交互作用的發現，本研究在四組分析中有三組支持交互作用，此差異可能來自於本研究修正了一些研究方法上的缺失，此結果與林少龍與繆敏志 (2004) 修正這些缺失因而導致較佳效果的發現相符，支持修正這些缺失在檢驗 Karasek 模式交互作用假設的重要性。其次，在工作要求、工作控制與公平知覺三階交互作用的階層迴歸分析的過程中，需附帶分析工作要求與公平知覺的二階交互作用對倦怠及學習努力的影響，四組中，兩組不顯著，一組達 0.05 及另一組達 0.10 顯著水準，此一結果部分支持了 Janssen (2001) 提出的公平知覺會減緩工作要求負面效果的主張。

De Rijk et al. (1998) 以主動因應 (Active Coping) 及控制需要 (Need for Control) 兩個人格特質檢驗其對工作要求及工作控制的交互作用對倦怠影響的三階干擾效果，結果只有主動因應的三階交互作用獲得支持，本研究以公平知覺為三階干擾變數，其結果顯示兩組三階交互作用都獲得支持；Parker and Sprigg (1999) 及 Ouweneel et al. (2009) 曾分別以進取特質及社會支持檢驗工作要求與工作控制的交互作用對學習影響的三階干擾效果，他們的分析結果顯示所有三階交互作用都不獲支持，而本研究以公平知覺為三階干擾變數，結果顯示二組三階交互作用分別達到 0.05 及 0.10 顯著水準，表示三階交互作用一組獲得支持而另一組獲得較弱的支持，此一結果凸顯出公平知覺較上述其他三階干擾變數對於提升 Karasek 模式的有效性具有更重要的角色。

雖然大部分的三階交互作用都達顯著水準，然而在四個交互作用的檢驗中仍然有一個只達 0.1 顯著水準，部分三階交互作用未能獲得充分支持的可能原因，如同 Schaubroeck et al. (2001) 指出以迴歸分析檢驗愈高階的交互作用時，構成相乘項的變數愈多，因而愈容易與主效果產生混淆，使得愈高階的交互作用愈難以顯著；雖然本研究已在迴歸分析時採用變數標準化及誤差中心化的方法盡量避免混淆，仍然無法完

全克服此一潛在困難，此一結果可能意謂著另有其他干擾變數存在，如同前述，一些研究發現某些個人特質及情境因素亦會干擾工作要求與工作控制的二階交互作用，未來研究若能進一步選擇適當的干擾變數，相信有助於提昇 Karasek 模式的有效性。

公平知覺干擾工作要求與工作控制的交互作用的發現提升 Karasek (1979) 工作要求－工作控制模式的有效性。基本上，Karasek 在推論工作要求與工作控制的交互作用時並未考慮其他工作背景因素的影響，然而，本研究進一步發現 Karasek 模式較適用於高公平知覺的工作情境，因為公平知覺會影響工作要求與工作控制交互作用的型態，對於高公平知覺的員工，工作控制（方法自主或目標自主）有助減緩工作要求（時間壓力及工作負荷）對倦怠的正向影響，而且工作控制有助於減緩工作要求（時間壓力及工作負荷）對學習努力的負向影響甚而產生正向影響。反之，在低公平知覺的工作情境，Karasek 模式不適用，換言之，對於低公平自覺的員工，工作控制的效果適得其反，因為工作控制增強工作要求（時間壓力及工作負荷）對倦怠的正向影響，而且工作控制增強工作要求（時間壓力及工作負荷）對學習努力的負向影響；雖然在低公平知覺的工作情境下，工作控制不利於工作要求與倦怠及學習努力的關係，然而此一效果只有在高工作要求時才會產生不利的影響。

三階交互作用獲得支持，表示低公平知覺的員工對於工作控制持有負面的態度，他們因而無意願甚至刻意規避運用工作控制以因應高工作要求，高工作控制不但成了他們的壓力來源，也令他們無法將失敗歸咎於外在因素。反之，高公平知覺的員工則認為工作控制是處理工作要求的重要資源，他們願意運用工作控制以有效應付工作要求，因而導致正面的效果。賦權、工作團隊、工作豐富化、工作參與等管理實務都企圖增加員工的工作控制，這些實務基本上假設工作控制對所有的人都是有益的 (Ganster and Fusilier, 1989)，因此普遍認為應用這些實務將可提升工作績效，本研究的發現有助於釐清此一觀念，事實上公平知覺會影響員工對於擁有及執行工作控制的意願，高公平知覺的人較願意擁有及執行工作控制，以有效處理工作問題，低公平知覺的人則規避工作控制，作為推卸失敗責任理由，因此創造公平的工作情境將是運用這些實務的前提。

理論上，(1) 本研究檢驗工作要求與工作控制的交互作用對倦怠及學習努力的影響，學習努力是學習較直接的指標，為過往文獻認為較能夠直接探討 Karasek 模式“積極假設”的變數 (Van Yperen and Hagedoorn, 2003)，改善過往研究較間接地以學習的前因或後果變數（例如：內在動機及生產力等）作為學習的指標之不足；(2) 本研究修正過往研究檢驗 Karasek 模式交互作用假設時的一些研究方法上的缺失，並且改善迴歸分析的方法，使得分析結果更能確實檢驗 Karasek 模式，因此有助於釐清過往研究中工作要求與工作控制二階交互作用的研究結果不一致的現象；(3) 本研究關於公平知覺（情境因素）會影響個人對於擁有及執行工作控制的意願，因而干擾工作要求與工作控制的二階交互作用的發現，提升 Karasek 模式的有效性，即 Karasek 模式較適用於高公平知覺的員工，此外，本研究進一步發現，對於低公平知覺的員工，高工

作控制並非完全不利，在低工作要求下，高工作控制仍然有益。

管理實務上，本研究發現對於高公平知覺的員工，給予較高的工作控制將有助於減緩高工作要求所導致的倦怠，並且有助於員工的學習努力。反之，對於低公平知覺的員工，給予較高的工作控制將增強工作要求的負面效果，此時較低的工作控制反而有利於改善工作要求與倦怠負向關係，而且改善員工的學習努力。基於此，在工作設計上，固然應該提升員工的工作控制，但是管理者並非一味地提高工作控制，亦須提升員工的公平知覺，以加強員工執行工作控制的意願。其次，員工的公平知覺固然會影響其執行工作控制的意願，但是要有效執行控制，工作控制的執行能力仍是不可或缺，因此管理者可以加強員工的自我管理 (Self-management) 訓練或支配 (Mastery) 能力訓練 (cf. Gist and Mitchell, 1992)，以加強員工有效運用工作控制的能力，如此，以提昇工作控制為重點的工作實務（例如：工作豐富化、賦權及工作團隊等），才能發揮預期的效果，否則可能適得其反。此外，雖然在低公平知覺下，低工作控制可能較為有利，然而提高員工公平知覺是管理上的普遍價值，因此管理者仍然應該積極提升員工公平知覺，同時提高工作控制以建構良好的工作環境，不應反其道而行，如此才是正確的作為。最後，本研究採用特定且配適的工作要求與工作控制（時間壓力與方法自主以及工作負荷與目標自主）以檢驗交互作用，研究結果大多支持假設預期，此一結果意謂著管理者應針對不同特定的工作要求（例如：時間壓力與工作負荷）提供特定及配適的工作控制（例如：方法自主或目標自主），而非一味地提升概括性的工作控制，才是改善員工倦怠及學習努力的適當途徑。

陸、研究限制

在應用本研究之發現時，應考慮下列限制。第一，由於本研究以自陳式問卷收集資料，因此填答者可能試圖尋求問卷中自變數與反應變數間的相關性，因而可能形成資料的偏差，如同其他採用自陳式問卷的研究，本研究可能產生共同方法變異。然而本研究是採用一個包含許多其他變數的大型問卷收集資料，同時採用交互混合方式編排題項，因此可以降低此偏差；其次，本研究以驗證性因素分析從事 Harman's 單一因素測試，分析結果亦顯示本研究應該沒有共同方法變異的偏差。此外，雖然共同方法變異可能高估主效果，但是並不會創造虛假的交互效果 (Evans, 1985; Schmitt, 1994)，由於本研究的焦點在檢驗交互效果，因此如同 Xie (1996) 指出在檢驗 Karasek 模式的交互效果時，共同方法變異並不會高估分析結果。第二，本研究為一橫斷面之研究，未考量公平知覺、工作要求及工作控制因時間過往而產生的相互影響，因此未來研究若能採用縱斷面的設計，可能對於公平知覺、工作要求及工作控制的交互作用機制提供更多的了解。第三，本研究的樣本集中在一種行業的業務人員，因此本研究的結果可否應用到其他行業，尚待未來研究採用更多樣化的樣本加以補充。

The Interactive Effects of Job Demand and Job Control on Burnout and Learning Efforts: The Moderating Role of Fairness Perception

Shao-Lung Lin, Professor, Department of International Trade, Chinese Culture University

Bin-Tsann Yang, Associate Professor, Department of Textiles & Clothing, Fu Jen Catholic University

Shao-Kang Lo, Associate Professor, Department of International Trade, Chinese Culture University

1. Purpose of Research

Karasek (1979) Job Demand-Control model (JDC model) suggests that higher job control or decision latitude will reduce the strain and enhance the learning of an employee suffering high job demands. Though many studies have examined the JDC model, the findings about the effects of job demand and job control on burnout and learning were quite inconsistent (e.g., De Jonge, 1995; Landsbergis, 1988; Ouweneel et al., 2009; Taris and Feij, 2004). To address the issue, previous studies have introduced some moderators to conduct a three-way interaction with job demand and job control. For example, suggested moderators may include personal traits, such as active coping (De Rijk et al., 1998), self-monitoring (Lin, 2006), and self-determination (Parker et al., 2010), and job environment factors such as social support (Lin, 2005; Van Yperen and Hagedoorn, 2003). In addition, Lin and Miao (2004) summarized some arguments on methodological issues in examining the JDC model in previous studies and found that modifying some methodological drawbacks can improve the consistency of results. Thus, the purposes of this study are (1) to introduce a potential job environment factor of fairness perception as a moderator to examine the effects of three-way interaction between job demands, job controls, and fairness perception on burnout and learning effort; (2) to improve the methods more comprehensively by examining the hypotheses using the modified methods described by Lin and Miao (2004). Accordingly, we constructed the following hypotheses:

Hypothesis 1a: For an employee with a higher level of fairness perception, method autonomy (criteria autonomy) buffers the positive effect of time pressure (work overload) on burnout.

Hypothesis 1b: For an employee with a lower level of fairness perception, method autonomy (criteria autonomy) enhances the positive effect of time pressure (work overload) on burnout.

Hypothesis 2a: For an employee with a higher level of fairness perception, method autonomy (criteria autonomy) buffers the negative effect of time pressure (work overload) on learning effort.

Hypothesis 2b: For an employee with a lower level of fairness perception, method autonomy (criteria autonomy) enhances the negative effect of time pressure (work overload) on learning effort.

2. Participants

We collected data from motor companies in Taiwan. Altogether 190 questionnaires were distributed to car salespeople through their supervisors. Each questionnaire was accompanied with a cover letter that assured the respondents of complete confidentiality and anonymity. A postage-paid return envelope was attached to each questionnaire and the employees were asked to return the completed questionnaires directly to the researchers. After deleting invalid responses, a total of 148 effective responses were obtained (an effective response rate of 77 percent). The age of the respondents ranged from 22 to 46 years old. 74 percent of the respondents were male, and 63 percent received a college degree or higher education. Their selling experiences ranged from one year to 24 years.

3. Measures

A Chinese version of the questionnaire was used. All measures employed a 5-point Likert scale ranging from 1 (strongly disagree) to 5 (strongly agree).

3.1 Job Demand (JD)

The JD measure, including two dimensions of time pressure and work overload, was adapted from the measure used by Caplan et al. (1980). Four items measure time pressure while three items measure work overload. The alpha coefficients were 0.61 and 0.7 respectively.

3.2 Job Control (JC)

Two dimensions of job autonomy and criteria autonomy from the measure of Breugh (1985) were adapted. Three items measured each of two dimensions respectively. The alpha coefficient is 0.89 and 0.77 respectively.

3.3 Learning Effort (LE)

Three items, adapted from the measure of Wang and Netemeyer (2002), were used to measure LE. The alpha coefficient is 0.86.

3.4 Burnout

Burnout was measured with four items adapted from a scale developed by Singh (2000) to measure burnout among sales employees. The alpha coefficient is 0.87.

3.5 Fairness Perception (FP)

The FR was measured with five items adapted from a measure used by Janssen (2001). The alpha coefficient is 0.91.

3.6 Control Variables

We controlled the salespeople's gender, age, education, and tenure due to their potential relevance to the independent and dependent variables, based on past research (e.g., De Rijk et al., 1998; Wall et al., 1996; Xie, 1996).

4. Results

To assess the convergent and discriminant validity of all measures, a measurement model of all multi-item measures was subjected to confirmatory factor analysis. The overall fit statistics for our seven-factor model indicate an acceptable fit to the data: χ^2 (188, N = 148) = 323.05, $p < 0.01$; CFI = 0.91; IFI = 0.91; RMSEA = 0.069. To assess the discriminant validity of the factors in the measurement model, two kinds of analyses were conducted. First, according to suggested procedures of Bagozzi et al. (1991), we conducted a series of confirmatory factor analyses to test whether, for each pair of factors in the measurement model, a two-factor model have a significantly better fit than a one-factor model. The results of the chi-square difference test showed that the two-factor model fit the data significantly better than the one-factor model. Secondly, following the procedures suggested by Fornell and Larcker (1981), we found that the average variance extracted for two constructs exceed the square of the correlation between the constructs. The findings reveal that all constructs showed sufficient discriminant validity.

We employed procedures described by Podsakoff et al. (2003) to exclude the influence of common method bias because our data were collected from a single source. We did this even though interaction term effects, which are at the center of this research, are not affected by such a bias (Evans, 1985; Schmitt, 1994). In addition, we conducted the Harman's one-factor test to address common method variance (Podsakoff et al., 2003). The findings showed that a single method-driven factor does not adequately represent our data and that our results are unaffected by common method bias.

We conducted hierarchical regression analyses to test our hypotheses. The results reveal that both time pressure and work overload are positively related to burnout but do not influence learning effort. Method autonomy is negatively related to burnout and positively related to learning effort. Criteria autonomy is related to learning effort but does not relate to burnout. In addition, both of the two-way interactions between time pressure (work overload) and method autonomy (criteria autonomy) are negatively related to burnout. Only the interaction between work overload and criteria autonomy is positively related to leaning effort. The results further indicated that the three-way interaction of time pressure, method autonomy, and fairness perception is significantly related to burnout ($\beta = -0.20, p < 0.05$) and learning effort ($\beta = 0.23, p < 0.01$). The three-way interaction of work overload, criteria autonomy, and fairness perception was significantly related to burnout ($\beta = -0.20, p < 0.05$) and weakly related to learning effect ($\beta = 0.16, p < 0.1$). To see whether the forms of the interactions matched Hypotheses 1a, 1b, 2a, and 2b, we plotted them with the procedures described by Aiken and West (1991) and Jaccard et al. (1990), using values of plus and minus one standard deviation for the moderator variables (method autonomy, criteria autonomy and fairness perception). As shown in four figures, all relationships shown in the four figures are consistent with our theoretical arguments. Therefore, Hypotheses 1a, 1b and 2a are supported and 2b is weakly supported.

5. Originality/Contribution

We investigate the potential moderating role of FP in the JDC model. To our knowledge, no prior study has looked closely at this moderating effect. We improve the methods more comprehensively by examining the hypotheses using the methods described by Lin and Miao (2004). By doing so, we can more certainly assure that our findings indeed result from the interaction of JD, JC, and FP. Our findings support FP moderating the interaction of JD and JC; this indicates that JDC model is useful only for employees with higher levels of FP. The findings suggest that the JDC model developed by Karasek should be applied under appropriate conditions or it may lead to the opposite of the desired effects. In addition, our findings demonstrate that the match of specific JD and JC, such as time pressure and method autonomy or overload and criteria autonomy, is critical in predicting burnout and learning effort. The finding suggests that the specific job control (instead of general control) matched with specific job demand should be used in job designs when job demands are high.

6. Research Limitations

This study is cross-sectional, and thus, it is not clear whether the observed interactions among PF, JD, and JC persist over time. Future research that examines these relationships longitudinally may need to provide more information on the mechanism of the interactions of JD and JC of the Karesek model. Because our data were collected from a single source, the data may result in common method bias. However, as the above statement shows that our treatment of the data and the method used in data analysis followed procedures described by Podsakoff et al. (2003), this study may exclude the common method bias. Our sample was drawn from car salespeople only, and therefore, this limits the generalizability of the results. Future research may collect data from other professions to enhance external validity.

參考文獻

- 林少龍，2005，最小化工作緊張與最大化工作勝任感：工作要求、工作控制與社會支持之角色，*管理學報*，22卷4期：481-501。(Lin, Shao-Lung. 2005. Minimizing job strain and maximizing job competence: The roles of job demand, job control and social support. *Journal of Management*, 22 (4): 481-501.)
- _____，2006，工作要求與工作控制的交互作用對員工適應的影響：自我警覺的角色，*中山管理評論*，14卷4期：969-993。(Lin, Shao-Lung. 2006. The interactive effects of job demand and job control on employees' adjustment: The role of self-monitoring. *Sun Yat-Sen Management Review*, 14 (4): 969-993.)
- 林少龍與繆敏志，2004，工作生活品質與工作績效之最佳化：工作要求與工作控制之角色，*管理評論*，23卷4期：65-87。(Lin, Shao-Lung, and Miao, Min-Chih. 2004. Optimizing quality of work life and work performance: The role of job demand and job control. *Management Review*, 23 (4): 65-87.)
- Adams, J. S. 1963. Toward an understanding of inequity. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67 (5): 422-436. doi: 10.1037/h0040968
- _____ . 1965. Inequity in social exchange. *Advances in Experimental Social Psychology*, 2: 267-299. doi: 10.1016/S0065-2601(08)60108-2
- Aiken, L. S., and West, S. G. 1991. *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Andrews, M. C., Kacmar, K. M., and Harris, K. J. 2009. Got political skill? The impact of justice on the importance of political skill for job performance. *Journal of Applied Psychology*, 94 (6): 1427-1437. doi: 10.1037/a0017154
- Averill, J. R. 1973. Personal control over aversive stimuli and its relationship to stress. *Psychological Bulletin*, 80 (4): 286-303. doi: 10.1037/h0034845
- Bagozzi, R. P., Yi, Y., and Phillips, L. W. 1991. Assessing construct validity in organizational research. *Administrative Science Quarterly*, 36 (3): 421-458. doi: 10.2307/2393203
- Belsley, D. A., Kuh, E., and Welsch, R. E. 1980. *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*. New York, NY: Wiley.
- Breaugh, J. A. 1985. The measurement of work autonomy. *Human Relations*, 38 (6): 551-570. doi: 10.1177/001872678503800604
- Caplan, R. D., Cobb, S., French, J. R. P. Jr., Harrison, R. V., and Pinneau, S. R. Jr. 1980. *Job Demands and Worker Health: Main Effects and Occupational Differences*. Ann Arbor, MI: Institute for Social Research.

- Castanheira, F., and Chambel, M. J. 2010. Burnout in salespeople: A three-wave study to examine job characteristics' predictions and consequences for performance. *Economic and Industrial Democracy*, 31 (4): 409-429. doi: 10.1177/ 0143831 X10365573
- Cohen, J., and Cohen, P. 1983. *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cohen, S., and Wills, T. A. 1985. Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98 (2): 310-357. doi : 10.1037/0033-2909.98.2.310
- De Jonge, J. 1995. *Job autonomy, well-being, and health: A study among Dutch health care workers*. Unpublished doctoral dissertation, University of Maastricht, Maastricht, Netherlands.
- De Jonge, J., Janssen, P. P. M., and Van Breukelen, G. J. P. 1996. Testing the demand-control-support model among health care professionals: A structural equation model. *Work & Stress*, 10 (3): 209-224. doi: 10.1080/02678379608256801
- De Rijk, A. E., Le Blanc, P. M., Schaufeli, W. B., and De Jonge, J. 1998. Active coping and need for control as moderators of the job demand-control model: Effects on burnout. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 71 (1): 1-18. doi: 10.1111/j.2044-8325.1998.tb00658.x
- Dittrich, J. E., and Carrell, M. R. 1979. Organizational equity perceptions, employee job satisfaction, and departmental absence and turnover rates. *Organizational Behavior and Human Performance*, 24 (1): 29-40. doi: 10.1016/0030-5073 (79)90013-8
- Dollard, M. F., Winefield, H. R., Winefield, A. H., and De Jonge, J. 2000. Psychosocial job strain and productivity in human service workers: A test of the demand-control-support model. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73 (4): 501-510. doi: 10.1348/096317900167182
- Evans, M. G. 1985. A Monte Carlo study of the effects of correlated method variance in moderated multiple regression analysis. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 36 (3): 305-323. doi: 10.1016/0749-5978(85)90002-0
- Fisher, S. 1984. *Stress and the Perception of Control*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Fornell, C., and Larcker, D. F. 1981. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18 (1): 39-50. doi: 10.2307/3151312
- Fox, M. L., Dwyer, D. J., and Ganster, D. C. 1993. Effects of stressful job demands and

- control on physiological and attitudinal outcomes in a hospital setting. *Academy of Management Journal*, 36 (2): 289-318. doi: 10.2307/256524
- Frese, M. 1989. Theoretical models of control and health. In Sauter, S. L., Hurrell, J. A., and Cooper, C. L. (Eds.), *Job Control and Worker Health*: 107-128. Chichester, UK: Wiley.
- Ganster, D. C. 1989. Worker control and well-being: A review of research in the workplace. In Sauter, S. L., Hurrell, J. A., and Cooper, C. L. (Eds.), *Job Control and Worker Health*: 3-24. Chichester, UK: Wiley.
- Ganster, D. C., and Fusilier, M. R. 1989. Control in the workplace. In Cooper, C. L., and Robertson, I. (Eds.), *International Review of Industrial and Organizational Psychology*: 235-280. Oxford, UK: Wiley.
- Gist, M. E., and Mitchell, T. R. 1992. Self-efficacy: A theoretical analysis of its determinants and malleability. *Academy of Management Review*, 17 (2): 183-211. doi: 10.5465/AMR.1992.4279530
- Hair, J. F., Black, W. C., Anderson, R. E., and Tatham, R. L. 2006. *Multivariate Data Analysis*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Häusser, J. A., Mojzisch, A., Niesel, M., and 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): 1-35. doi: 10.1080/02678371003683747
- Jaccard, J., Turrissi, R., and Wan, C. K. 1990. *Interaction Effects in Multiple Regression*. Newbury Park, CA: Sage.
- Janssen, O. 2001. Fairness perceptions as a moderator in the curvilinear relationships between job demands, and job performance and job satisfaction. *Academy of Management Journal*, 44 (5): 1039-1050. doi: 10.2307/3069447
- Janssen, O., Lam, C. K., and Huang, X. 2010. Emotional exhaustion and job performance: The moderating roles of distributive justice and positive affect. *Journal of Organizational Behavior*, 31 (6): 787-809. doi: 10.1002/job.614
- Jones, F., and Fletcher, B. C. 1996. Job control and health. In Schabracq, M. J., Winnubst, J. A. M., and Cooper, C. L. (Eds.), *Handbook of Work and Health Psychology*: 33-50. Chichester, UK: Wiley.
- Karasek, R. A. Jr. 1979. Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24 (2): 285-306. doi: 10.2307/2392498
- Karasek, R., and Theorell, T. 1990. *Healthy Work: Stress, Productivity and the*

- Reconstruction of Working Life*. New York, NY: Basic Books.
- Kohli, A. K., Shervani, T. A., and Challagalla, G. N. 1998. Learning and performance orientation of salespeople: The role of supervisors. *Journal of Marketing Research*, 35 (2): 263-274. doi: 10.2307/3151853
- Kushnir, T., and Melamed, S. 1991. Work-load, perceived control and psychological distress in Type A/B industrial workers. *Journal of Organizational Behavior*, 12 (2): 155-168. doi: 10.1002/job.4030120207
- Lance, C. E. 1988. Residual centering, exploratory and confirmatory moderator analysis, and decomposition of effects in path models containing interactions. *Applied Psychological Measurement*, 12 (2): 163-175. doi: 10.1177/014662168801200205
- Landsbergis, P. A. 1988. Occupational stress among health care workers: A test of the job demands-control model. *Journal of Organizational Behavior*, 9 (3): 217-239. doi: 10.1002/job.4030090303
- Litt, M. D. 1988. Cognitive mediators of stressful experience: Self-efficacy and perceived control. *Cognitive Therapy and Research*, 12 (3): 241-260. doi: 10.1007/BF01176188
- Maslach, C., and Schaufeli, W. B. 1993. Historical and conceptual development of burnout. In Schaufeli, W. I., Maslach, C., and Marek, T. (Eds.), *Professional Burnout: Recent Development in Theory and Research*: 1-18. New York, NY: Taylor and Francis.
- Mowday, R. 1991. Equity theory predictions of behavior in organizations. In Steers, R. M., and Porter, L. W. (Eds.), *Motivation and Work Behavior*: 111-131. New York, NY: McGraw-Hill.
- Öhman, A., and Bohlin, G. 1989. The role of controllability in cardiovascular activation and cardiovascular disease: Help or hindrance?. In Strptoe, A., and Appels, A. (Eds.), *Stress, Personal Control and Health*: 257-276. Oxford, UK: Wiley.
- Ouweneel, A. P. E., Taris, T. W., Van Zolingen, S. J., and Schreurs, P. J. G. 2009. How task characteristics and social support relate to managerial learning empirical evidence from Dutch home care. *The Journal of Psychology*, 143 (1): 28-44. doi: 10.3200/JRLP.143.1.28-44
- Parker, S. K., and Sprigg, C. A. 1999. Minimizing strain and maximizing learning: The role of job demand, job control, and proactive personality. *Journal of Applied Psychology*, 84 (6): 925-939. doi: 10.1037//0021-9010.84.6.925
- Parker, S. L., Jimmieson, N. L., and Amiot, C. E. 2010. Self-determination as a moderator of

- demands and control: Implications for employee strain and engagement. *Journal of Vocational Behavior*, 76 (1): 52-67. doi: 10.1016/j.jvb.2009.06.010
- Parkes, K. R. 1991. Locus of control as a moderator: An explanation for additive versus interactive findings in the demand-discretion model of work stress?. *British Journal of Psychology*, 82 (3): 291-312. doi: 10.1111/j.2044-8295.1991.tb02401.x
- Parkes, K. R., Mendham, C. A., and Von Rabenau, C. 1994. Social support and the demand-discretion model of job stress: Tests of additive and interactive effects in two samples. *Journal of Vocational Behavior*, 44 (1): 91-113. doi: 10.1006/jvbe.1994.1006
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. Y., and Podsakoff, N. P. 2003. Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, 88 (5): 879-903. doi: 10.1037/0021-9010.88.5.879
- Schaubroeck, J., and Fink, L. S. 1998. Facilitating and inhibiting effects of job control and social support on stress outcomes and role behavior: A contingency model. *Journal of Organizational Behavior*, 19 (2): 167-195. doi: 10.1002/(SICI)1099-1379(199803)19:2<167::AID-JOB831>3.0.CO;2-T
- Schaubroeck, J., Jones, J. R., and Xie, J. L. 2001. Individual differences in utilizing control to cope with job demands: Effects on susceptibility to infectious disease. *Journal of Applied Psychology*, 86 (2): 265-278. doi: 10.1037/0021-9010.86.2.265
- Schaubroeck, J., and Merritt, D. E. 1997. Divergent effects of job control on coping with work stressors: The key role of self-efficacy. *Academy of Management Journal*, 40 (3): 738-754. doi: 10.2307/257061
- Schmitt, N. 1994. Method bias: The importance of theory and measurement. *Journal of Organizational Behavior*, 15 (5): 393-398. doi: 10.1002/job.4030150504
- Singh, J. 2000. Performance productivity and quality of frontline employees in service organizations. *Journal of Marketing*, 64 (2): 15-34. doi: 10.1509/jmkg. 64.2. 15.17998
- Spector, P. E. 1997. *Job Satisfaction: Application, Assessment, Causes, and Consequences*. Thousand Oaks, CA: Sage. doi: 10.4135/9781452231549
- _____. 1998. A control theory of the job stress process. In Cooper, C. L. (Ed.), *Theories of Organizational Stress*: 153-169. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Stone, E. F., and Hollenbeck, J. R. 1984. Some issues associated with the use of moderated regression. *Organizational Behavior and Human Performance*, 34 (2): 195-213.

doi: 10.1016/0030-5073(84)90003-5

- Taris, T. W., and Feij, J. A. 2004. Learning and strain among newcomers a three-wave study on the effects of job demands and job control. *The Journal of Psychology*, 138 (6): 543-563. doi: 10.3200/JRLP.138.6.543-563
- Theorell, T., and Karasek, R. A. 1996. Current issues relating to psychosocial job strain and cardiovascular disease research. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1 (1): 9-26. doi: 10.1037/1076-8998.1.1.9
- Van der Doef, M., and Maes, S. 1999. The job-demand-control (-support) model and psychological well-being: A review of 20 years of empirical research. *Work & Stress*, 13 (2): 87-114. doi: 10.1080/026783799296084
- Van Yperen, N. W., and Hagedoorn, M. 2003. Do high job demands increase intrinsic motivation or fatigue or both? The role of job control and job social support. *Academy of Management Journal*, 46 (3): 339-348. doi: 10.2307/30040627
- Wall, T. D., Jackson, P. R., Mullarkey, S., and Parker, S. K. 1996. The demands-control model of job strain: A more specific test. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69 (2): 153-166. doi: 10.1111/j.2044-8325.1996.tb00607.x
- Wang, G., and Netemeyer, R. G. 2002. The effects of job autonomy, customer demandingness, and trait competitiveness on salesperson learning, self-efficacy, and performance. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 30 (3): 217-228. doi: 10.1177/0092070302303003
- Wortman, C. B., and Dunkel-Schetter, C. 1979. Interpersonal relationships and cancer: A theoretical analysis. *Journal of Social Issues*, 35 (1): 120-155. doi: 10.1111/j.1540-4560.1979.tb00792.x
- Xie, J. L. 1996. Karasek's model in the People's Republic of China: Effects of job demands, control, and individual differences. *Academy of Management Journal*, 39 (6): 1594-1618. doi: 10.2307/257070

附錄 1

以誤差中心化進行相乘項檢驗交互作用之作法：執行下列一系列的迴歸分析 (Lance, 1988)

$$Y = b_1X_1 + b_2X_2 + d \dots\dots\dots(1)$$

建構相乘項的中心化誤差 d_{1x2} ，令 $X_{1x2} = X_1 * X_2$

$$X_{1x2} = c_1X_1 + c_2X_2 + d \dots\dots\dots(2)$$

$$d_{1x2} = X_{1x2} - X_{1x2} = X_{1x2} - (\hat{c}_1X_1 + \hat{c}_2X_2) \dots\dots\dots(3)$$

$$Y = b_1X_1 + b_2X_2 + b_3d_{1x2} + d_y \dots\dots\dots(4)$$

檢定程式 (4) 與程式 (1) 之 R^2 差異，以判定交互作用。

作者簡介

* 林少龍

中國文化大學國際企業管理博士，現職為中國文化大學國際貿易學系教授。主要專長領域為組織行為及人力資源管理等。

楊濱燦

中國文化大學國際企業管理學博士，現職為天主教輔仁大學織品服裝學系副教授。主要的專長領域為組織心理及銷售管理等。

駱少康

國立臺北大學企業管理博士，現職為中國文化大學國際貿易學系副教授。主要專長領域為銷售管理及網路行銷等。

作者感謝主編及二位匿名評審給予寶貴的意見，並感謝科技部之補助。

* E-mail: mikelin@faculty.pccu.edu.tw