

# 宅配人員工作壓力與因應行為對生活滿意度影響之研究

陳昭華・黃肇璿\*

(收稿日期：107 年 08 月 20 日；第一次修正：107 年 10 月 22 日；

第二次修正：107 年 11 月 11 日；接受刊登：107 年 11 月 23)

## 摘要

隨著電子商務的蓬勃發展，宅配與人們的生活更加緊密相關，而宅配人員的身心滿足和工作效率不僅直接影響企業經營績效，也間接影響社會經濟活動的效能；但因研究課題的敏感性以及宅配業的私人企業特性，國內少有以宅配人員為對象。本研究旨在探討宅配人員的工作壓力、工作壓力因應行為與生活滿意度的關係，同時亦分析其不同背景變項在這三項構念的差異，以及背景變項於「因應行為對生活滿意度影響」或「工作壓力對生活滿意度影響」的干擾效果。研究架構以工作壓力及因應行為為自變項，生活滿意度為依變項，並以問卷調查進行資料收集，共得有效樣本 315 份。研究方法以結構方程模式分析構念間的影響關係，並以多群組結構方程模型分析方法進行構念平均數差異檢定和干擾效果分析。研究結果顯示：(1) 宅配人員的工作壓力對其生活滿意度有顯著負向影響力，且其年齡和教育程度為顯著的干擾因素；(2) 宅配人員採用問題取向因應行為對其生活滿意度有顯著正向影響力，且其教育程度為顯著的干擾因素；(3) 不同年齡及服務年資的宅配人員對工作壓力和生活滿意度的感受有顯著的不同，不同教育程度的宅配人員在問題取向因應行為的採用和生活滿意度的感受有顯著的不同。最後，依據研究結果進行理論討論與管理意涵分析，以提供後續研究建議及實務界參考。

關鍵詞彙：工作壓力，因應行為，生活滿意度，多群組結構方程模型分析

## 壹·緒論

隨著電子商務市場及線上購物的蓬勃發展，食、衣、住、行、育、樂等行業皆可透過宅配提供快速且便捷的服務，但日益激烈的市場競爭更加重了對宅配人員工作效率的要求。宅配人員的工作內容皆與勞力有關，且常需要密集的人工物料搬運，Okunribido, et. al. (2006)指出，短途貨物配送駕駛員每日平均工作時間長達 10.5 小時，其中搬運貨物的時間就佔了 38%。宅配業因工作型態上作業環境的多變與注重時效，作業人員常面臨搬運作業對身心所產生的負擔及長期累積而引起的肌肉及骨骼的職業傷害(石東生等人，2005)；而工作壓

---

\* 作者簡介：陳昭華，中華大學運輸科技與物流管理學系副教授(通訊作者)；黃肇璿，中華大學運輸科技與物流管理學系碩士班碩士。

力、情緒壓抑、工作滿意度、家人及社會支持、同事間關係等諸多因素，皆會對於偶發性的下背痛造成影響(Manek & MacGregor, 2005)。因此，宅配人員的工作環境易造成其生理上的傷害，也容易因此產生壓力及病痛。再者，宅配人員為面對顧客的第一線人員，其表現的優劣影響著顧客對公司服務的滿意度，但其常會受到不確定因素的考驗如收貨人不在、長時間的等待、交通違規罰單、面對顧客的臨場反應等等，這些對其皆是嚴苛的心理考驗。郭淑嫻與吳旭泰(2009)的研究指出，宅配人員所具備的專業內涵不見得能解決所面臨的處境與問題，因而不斷產生心理上的焦慮及崩潰，即使宅配人員已經能夠處理所面臨的多數問題，也可能因為長久的職業倦怠，而產生心裡與行為上的困境。因此，宅配人員所承受的工作及身心壓力以及壓力所帶來的負面影響與其如何因應的行為方式，將是影響其身心健康和工作效率不可忽視的議題。

George & Jones (2014)指出，工作壓力影響的層面可分為心理與生理兩個不同層次，心理壓力包含對自我的期許、社會觀感的壓力及工作滿意度，生理壓力則包含身體上的職業傷害及因工作而產生的生理不適等等。過多的工作壓力除了會影響員工的身心狀況，同時也會影響員工的生活滿意度，研究發現工作壓力程度低之教師，其生活滿意度高於工作壓力程度為中、高程度之教師(林欣怡，2004)；臺南地區的基層員警及女性軍訓教官的工作壓力，與生活滿意度呈現顯著負相關(曾中正、張清標，2008；陳慧芳，2006)，意即工作壓力越高，其生活滿意度便相對較低。在面臨高壓力情境時，較廣泛使用因應策略者，在心理與身體健康狀況較不受影響(李逸，2004)；而以逃避式行為因應壓力者，其生活滿意度較低，但以解決問題的方式因應壓力者，其生活滿意度較高(林韻翔等人，2009)。因此，工作壓力的因應若沒有一個妥善處理方式，容易累積並產生嚴重的創傷，而積極應用有效的因應行為，在職場壓力的減少上可能有所幫助並進而影響生活的滿意度。

綜合以上說明與研究動機，工作壓力、因應行為及生活滿意度與勞工的生活息息相關，經濟部商業司的臺灣產業物流運籌知識服務網(2018年1月1日更名為智慧商業暨物流知識服務網)中的 2015 年工研院資料(經濟部商業司，2018)也指出，物流企業員工人數從 2008 年的 12,000 人，至 2009 年減少 500 人後，於 2010 年攀升至 12,200 人，但卻在 2012 年後又降至不到 11,500 人。物流從業人員減少的原因可能來自於過高的工作壓力、較低的薪資及無法調適生活的行為，顯示宅配作業人員的工作壓力、因應行為及生活滿意度相互影響的議題值得深入的探討。另，文獻上雖已有其他勞工行業的研究探討工作壓力相關的議題，但因議題的敏感性涉及企業員工對於營運面向的感受和看

法，目前國內仍少有以物流運輸業員工為研究對象。因此，本研究以宅配人員為研究對象，藉由問卷調查收集相關資料，並應用結構方程模型(**Structural Equation Modeling**)探討其工作壓力、因應行為與生活滿意度的關係，並以多群組結構方程模型分析(**Multigroup SEM Analysis**)方法探討其背景變項於工作壓力、因應行為與生活滿意度的差異分析，以及背景變項於「因應行為對生活滿意度影響」的干擾效果(**Moderation Effect**)，最後，期望本研究的實證結果可提供實務業者經營與管理面之參考。

## 貳·文獻探討

### 一、工作壓力

工作壓力的意涵是由壓力的定義衍生而來，**Beehr & Newman (1978)**認為工作壓力是指工作相關的因素與工作者互動下，改變了個人生理及心理狀況，迫使工作者身心偏離正常運作的一種情境。**Martin & Schermerhorn (1983)**將壓力來源分為在工作方面（組織內）的壓力、在非工作方面（組織外）的壓力、個人因素方面的壓力。**吳秀蓉(2012)**指出工作壓力的前因變項即是工作壓力來源，而壓力來源是指任何會讓個體產生反應的刺激、情境或環境，使個人產生壓力的事件或狀況。國內過去有關工作壓力的研究一共出現過 139 項壓力源，並指出最適於探討一般工作壓力源之觀察變項為工作負荷、時間壓力及專業壓力(**黃寶園, 2009**)。衡量工作壓力的量表於文獻上已有很多發展，例如工作壓力量表 **JSQ (Caplan, et.al., 1975)**，其將工作壓力分為(1)工作負荷過度—指工作者在可使用的一定時間內無法完成太多工作要求時所承受之心理負擔程度、(2)技術低度使用—指工作者無法將以前所學的技術和經驗應用到目前工作的程度、(3)角色衝突—指工作者對角色期待不能相容或不一致的程度、(4)角色模糊—指工作者對角色行為或績效水準之期望缺乏清楚的認識及對角色行為的結果不確定的程度等四個構面來衡量員工心理特性的工作壓力；職業壓力指標量表 **OSI (Cooper, et.al, 1988)**為一套完整的工作壓力來源及工作壓力後果的衡鑑工具，其將工作壓力來源歸為工作本身、組織中的角色、工作上的關係、生涯發展、組織結構及氣候及非工作因素等六大類；**George & Jone (2014)**將工作壓力來源分為(1)角色衝突—指當預期行為或職責對他人產生不一致時、(2)角色模糊—指當員工並不確定他們被期望為何以及他們該如何執行他們的工作時、(3)工作超載—指有太多任務需要去執行的情況、(4)工作低載—指沒有

足夠的工作需要被執行、(5)升遷與挑戰性任務—指當員工不確定自己是否能有效地執行任務或是自我勝任感較低時、(6)經濟福利與工作保障—指當工作相關的收入因為裁員或精簡而變得相當低或受到威脅、缺乏工作保障或減薪等六個構念來衡量。綜合以上可知，工作壓力來源大致可以歸類為經濟成長因素、生涯職場發展因素、工作穩定程度、工作負擔與生活平衡、工作角色與工作挑戰等原因。

宅配人員的工作特性大部分與勞力有關，且常需要密集的人工搬運並非常重視時效、服務品質及顧客滿意度，因此，過度的勞動、過長的工作時間、不規律的職場生活、需要高度警覺的工作環境，以及工作過程中常需面對不確定性的考驗如收貨人不在、等待時間太久、交通違規、業務開發的壓力、面對顧客的臨場反應等工作場域中的挑戰，若宅配人員無法及時的以其專業內涵解決職場中突發的狀況，就會不斷地產生心理上的掙扎與焦慮，長期而言，如此的工作特性容易對於宅配人員的生理和心理造成負擔。因此，本研究假設宅配人員的工作壓力為高階因子，包含員工在工作環境上可能遇到的人際關係問題、工作負荷、生活憂慮、生涯發展問題等壓力低階因子，並擬定「人際關係」的操作型定義為：因上司、部屬與同事間的互動關係不良、團隊合作與支持系統不佳、人際溝通管道不良而產生的人際關係壓力問題；「工作負荷」的操作型定義為：因工作的承受量、工作步調、時效性壓力、工作的安全性、工作挑戰性、工作的變化性、單調或重複性而產生的壓力；「生活憂慮」的操作型定義為：因工作因素引發的不如意如擔心工作、擔心無法盡情享受休閒娛樂、擔心無法照顧家庭生活與子女課業、擔心工作影響與家人感情，所產生的心理壓力；「生涯發展」的操作型定義為：因職務升遷的快慢、工作缺乏保障、進修管道不暢通、退休福利問題而產生的憂慮壓力。

## 二、壓力因應行為

Weiten (1986)指出壓力因應是指努力克服困擾情境，以減輕或忍受加諸於我們的要求。Lazarus & Folkman (1984)的壓力認知評估理論(Appraisal Theory)指出壓力的因應過程和認知都是動態評估過程，是個人和環境間壓力關係的重要緩衝媒介。另 Lazarus (1994)亦指出因應包含了認知及行為兩方面，且因應歷程會影響評估的改變，也會影響情緒歷程，而因應歷程的功能在於轉換有問題之個人與環境的關係或維持良好之個人與環境的關係。國內相關研究也指出，由於壓力的關係，會使得個人經由評估後產生因應行為，以期降低壓力的影響而提高自我健康與生活的品質(張瀟方，2013)。Lazarus & Folkman (1984)

針對個體與環境互動理論提出二種因應策略：問題取向因應 (Problem-focused Coping) 與情緒取向因應 (Emotion-focused Coping)；問題取向的因應策略包括理性有計畫地解決問題、蒐集資料、管理時間等；情緒取向的因應策略是指個體以改變壓力對個人的意義來取代實際改變人與環境的關係，是一種尋求內向的改變，包含運用改變認知、尋求替代、壓抑否認、反向作用、投射和合理化的防衛機轉來減輕壓力所帶來的痛苦。Long & Schutz (1995)將壓力因應分為(1)行為因應(Engagement Coping)：包括積極努力的去控制問題焦點與情緒焦點等壓力事件、(2)隔離因應(Disengagement Coping)：指將思想及行為的焦點放在疏離壓力事件上。Herman-Stahl & Peterson (1996)將壓力因應分為(1)處理因應：指面對問題時能採取積極的因應行為、(2)逃避因應：指面對問題情境時採取消極被動的行為。Oláh (1995)提出「三 A」模式來分類壓力因應風格：(1)順應(Assimilation)：指個體有認知與行為上的動機，並依照自己的利益去改變環境；(2)適應(Accommodation)：指個體有認知與行為上的動機，並依照利益去改變自己本身以適應環境；(3)逃避(Avoidance)：指個體在生理或心理上，伴隨著逃避現場的行為及認知以因應壓力。Kyriacou (2001)歸納各學者的說法，列出十項個人面對壓力時的因應方式：試著往問題的積極面思考、減少比較、在工作後休息、實際行動、控制情緒、花點時間在特殊工作上、和別人討論問題與感受、健康的家庭生活、事前計畫、了解個人的限制。

綜合上述的文獻分析，雖然有不同的壓力因應分類被提出，但整體而言，過去的學者皆認為壓力的認知評估及因應是一種動態過程，當外在環境的重大事件或個體的日常困擾出現，如工作負荷量過大、人際關係不佳、升遷困難、工作缺乏保障問題等，可能的壓力源便逐漸形成，接下來個體將進行初級與次級評估，就其人格特質與思考模式，判斷自身的能力與週遭可用資源之多寡，評估壓力源可能造成的威脅，並擬定可行之因應策略。因此，本研究將宅配人員的因應行為構念分為問題和情緒取向兩種，並擬定「問題取向」的操作型定義為：個體評估壓力情況將重點放在問題本身，而採取適當的措施以改變狀況或避開壓力，亦即直接處理或改變壓力事件或運用認知上的努力去解決問題；「情緒取向」的操作型定義為：當事者面對壓力的情緒反應時，僅予以調整、理解或接受，主要在於處理情緒，希望減輕不愉快的感受，而非直接處理產生壓力的情境。

### 三、生活滿意度

Russell (1987)認為生活滿意度即「個體存在或自我實現能自由自在成為自己的極致」，但在追求生活滿意度的同時，個體會因個人能力、人格特質、人生階段及所處的社會文化環境不同的交互影響，產生對生活滿意度的差異，因此，Russell 亦將生活滿意度簡化定義為「個人主觀性評量內在正面及負面生活品質」。Brandmeyer (1987)認為生活滿意度是個人邁向期望目標過程中一種判斷性或認知性的評估，藉以瞭解內在感受和真實情況之間的差距度。Ryff & Keye (1995)認為生活滿意度的主要評價來源有由上而下的個人性(Personological)評估，或是由下而上的情境式評估。Campbell, et.al. (1976)發現自我實現、生活水準、家庭生活、婚姻、親友來往、工作等因子，對生活滿意度皆具有決定性影響。Moons 等人(2006)認為生活滿意度的評估可分為整體生活滿意度，以及特定生活層面滿意度。國內生活滿意度相關研究(林麗惠，2002；李美萱，2004；李旻蕙，2007；施亭如，2015)也都延續上述國外研究，連結個人認知、個人心理感受、生活幸福感等因素以探討生活滿意度。國外最具代表性且廣為採用的生活滿意度量表是 LSIA (The Life Satisfaction Index) (Neugarten, et.al.,1961)，其由二種途徑評量個體的生活滿意度：(1)以個體外顯的具體行為評量，認為參與越多的社會活動，生活滿意度將越高；(2)透過個體的內在參考架構，以當事人透過自我分析的方式，評量其整體生活滿意或快樂程度。SWLS (The Satisfaction with Life Scale)量表(Diener, et.al., 1985)可評估主觀性幸福感中的生活滿意度，其組成包含積極的情感評估、消極的情感評估和生活滿意度三個部分。Heller, et.al. (2004)指出 SWLS 量表是一種認知評量，是個體對不同的相關語句給予同意程度的評分，可能並非個體的真實狀態且受到個人的人格特質所影響。國內也有研究主張生活滿意度是多層面的概念，如以工作、休閒、家庭滿意三個構面衡量國小教師的生活滿意度(巫惠貞，2000)；以經濟狀況、主觀知覺、所受的教育及健康狀況衡量護理人員的生活滿意度(林麗玲，2001)；以接納現狀、自我實現及家人相處，衡量農家老人的生活滿意度(白靜芳，2002)；以接受現實方面、情緒狀況方面及家人相處方面，衡量獨居老人的生活滿意度(連雅棻，2002)；由工作滿意、休閒滿意及家庭滿意，衡量護理人員的生活滿意度(李美萱，2004)；以工作與自我實現、休閒滿意、婚姻與家庭滿意及人際關係滿意度，衡量國小教師的生活滿意度(林欣怡，2004)。

總結以上，生活滿意度是個人對自己生活，從細部至整體的評估和判斷，並將個人之期望與個人過去基準及現實的外在標準進行比較，以判斷自己對當前生活情形滿意程度，當個人目標與現實成就間之差距越小，亦同時代表其生

活滿意度越高。故，本研究將宅配人員生活滿意度構念定義為：包含內在與外在滿意，而「內在滿意」的操作型定義為：對健康狀況、生活成就感、個人的信心、人生的態度如積極、消極等的滿意；「外在滿意」的操作型定義為：對居住環境、親戚、朋友、同儕的關係、經濟狀況、處事能力、休閒活動的滿意。

#### 四、工作壓力與生活滿意度

文獻研究(李逸, 2004)指出在較高工作壓力感受的樣本中,較廣泛使用因應策略者相對於較少使用因應策略者,在心理與身體健康狀況較不受影響,且生活滿意度較高,其差異達到統計上顯著的水準。由此可看出,使用因應策略對壓力過程是具有緩衝作用的。林欣怡(2004)以國小教師 A 型人格特質、工作壓力與生活滿意之間的關係探討中發現,教師工作壓力來源仍是以工作負荷為主,工作壓力程度低之教師,其生活滿意均高於工作壓力程度為中、高程度之教師。曾中正、張清標、陳慧芳(2006)以臺南地區的基層員警及女性軍訓教官為樣本,發現工作壓力與生活滿意度呈現顯著負相關,顯示工作壓力會降低生活滿意度。蔡麗儷等人(2008)以南部某區域醫院腫瘤科護理人員為研究對象,探討壓力、因應策略與健康狀況之相關性,發現護理人員感受到最大的壓力變項依序為個人反應的壓力、工作關注壓力;而當遇到壓力時,最常使用的因應策略包括以過去的經驗來解決現在的問題、尋求家人和朋友的安慰與支持、接受事實、與面臨同樣遭遇的人交換意見等;其研究發現遭遇較多案件及壓力的護理人員,生活滿意度相對較低。林韻翔等人(2009)探討計程車司機工作壓力與生活滿意度的研究中,也發現工作壓力越大,越有經濟壓力者,其生活滿意度越低。整體而言,過去的研究指出,過多的工作負荷與工作壓力,會使得生活滿意度下降,並對工作產生倦怠感,對整體的生活感到無奈與不悅。

#### 五、因應行為與生活滿意度

林韻翔等人(2009)回顧過去研究文獻指出,因應行為可有效預測生活滿足感,積極的因應方式有助於生活滿足感的提升,同時也能增加工作滿意度,逃避及解決問題的因應方式能夠預測壓力,而壓力與逃避式的因應方式得分越高,可預測其生活滿意度越低。Hays, et.al. (2006)以七家醫院共 135 位加護病房工作之護理人員為對象,發現加護病房護理人員最主要工作壓力來自於人力短缺及家屬對病人的關心,而工作壓力來源最低則為加護病房工作環境吵雜,採取因應策略依序為逃避及對抗、正向的重複運作及有計畫的解決問題、尋求

支持；該研究發現，當工作人員採用更多問題取向因應措施時，生活滿意度越高。林頡翔等人(2009)在計程車司機工作壓力研究中發現，問題取向因應問題越好者，其生活滿足感越高；有嚴重焦慮與憂鬱情形之司機，會有較低的生活滿足感，同時也會有自殺企圖。總結上述文獻分析，正向的壓力因應行為能有效提升生活滿意度，並降低個體的心理負向情緒，包含焦慮、憂鬱與自殺企圖等；此外，使用逃避的方式暫時的逃離壓力情境，反而會降低生活滿意度。

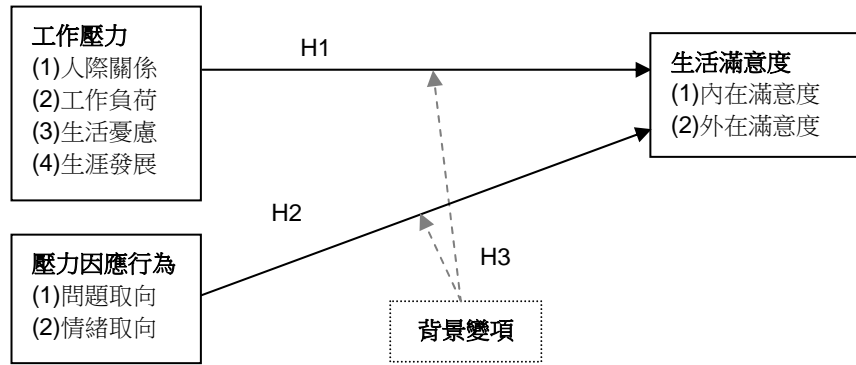
## 參·研究方法

### 一、研究架構與假設

基於宅配工作人員之工作壓力及其因應行為對於生活滿意度影響的研究目的，以及文獻探討結果，建立本研究之研究架構如圖 1，相關的研究假說如下所示：

- H1：宅配人員工作壓力對其生活滿意度有負向顯著影響。
- H2：宅配人員採用不同的壓力因應行為會影響其生活滿意度
  - H2-1：宅配人員採用問題取向因應行為對生活滿意度有正向顯著影響。
  - H2-2：宅配人員採用情緒取向因應行為對生活滿意度有負向顯著影響。
- H3：宅配人員背景變項會影響其工作壓力、因應行為策略、生活滿意度並干擾「因應行為對生活滿意度的影響」或「工作壓力對生活滿意度的影響」。
  - H3-1：宅配人員背景變項在工作壓力、因應行為策略、生活滿意度，存有顯著差異。
  - H3-2：宅配人員背景變項為「因應行為對生活滿意度影響」的干擾因素。
  - H3-3：宅配人員背景變項為「工作壓力對生活滿意度影響」的干擾因素





圖一 研究架構

## 二、問卷設計與調查

本研究之調查對象為國內大型宅配業者的宅配人員，透過公司經理人發放員工方式填寫，調查對象為專職宅配作業人員，亦即實際開車配送之司機。問卷調查包含預試與正式調查二階段，於預測階段透過專家及學者之諮詢，釐清及修改部份問卷題項之文字內容；問卷於回收後進行初步的整理並刪除遺漏值所形成的無效問卷，以確定有效問卷數量。問卷內容包含個人背景變項、工作壓力量表（含人際關係問項 A1~A6、工作負荷 B1~B7、生活憂慮 C1~C4、生涯發展 D1~D4）、因應行為量表（含問題取向問項 E1~E7、情緒取向 F1~F7）及生活滿意度量表（含內在滿意問項 G1~G6、外在滿意問項 H1~H6）等四個部分，各問項內容如表一。量表的衡量變項使用李克特五點尺度，依受試者填答分數表示其同意程度，由 1 分表示「非常不同意」或「從未如此」至 5 分表示「非常同意」或「總是如此」。

問卷之信度採用內部一致性為指標，以各構念之 Cronbach's  $\alpha$  係數為參考依據。根據 Hair, et.al. (2010)的建議，Cronbach's  $\alpha$  係數若達 0.7 以上，表示問卷有足夠的內部一致性，若小於 0.6 則需對問卷多做審視。本研究各量表的問項為參考文獻而編寫，故具有內容效度（Content Validity），另各構念的構念效度（Construct Validity）以探索性因素分析且設定因素個數為 1 的方式進行，藉由因素負荷量（Factor Loading）之值判斷該因素可以解釋衡量變項的變異，亦即該衡量題項是否屬於該構念。因素負荷量大於 0.45 代表該因素可以解釋衡量變項 20%的變異量，屬於普通等級的效度，但若低於 0.32 則代表不好的效度，僅能解釋衡量變相 10%的變異量；因素負荷量大於 0.63 代表可以解釋 40%的變異量，為非常好的表現（邱皓政，2010）。

表一 調查問卷之問項

<p><b>A1.</b>我在工作上的表現未受到上屬的認同、<b>A2.</b>我覺得和其他同事難以相處、<b>A3.</b>在工作上，同事很少協助我、<b>A4.</b>同事之間相處不和諧，這種氣氛讓我感到不愉快、<b>A5.</b>我服務的單位中溝通管道不暢通、<b>A6.</b>主管對工作的要求經常與我做事的原則衝突</p>
<p><b>B1.</b>除了本身所需從事的工作，我還需要另外做其他額外的工作、<b>B2.</b>我無法把工作做好，是因為本身的工作太多、<b>B3.</b>我的工作、值勤時間太長、<b>B4.</b>因工作造成我的休閒時間常受干擾，以致無法充分休息、<b>B5.</b>在工作上我常有難以勝任的感覺、<b>B6.</b>限時送達，常讓我疲於奔命、<b>B7.</b>停車不方便，常讓我心情不佳</p>
<p><b>C1.</b>下班、休假時，常放心不下工作、<b>C2.</b>我常感到我無法盡情享受休閒樂趣、<b>C3.</b>因為工作關係，讓我沒有時間照顧家庭生活和子女學業、<b>C4.</b>我覺得與家人的感情生活因我的工作而受影響</p>
<p><b>D1.</b>宅配人員社會地位低，不被民眾所尊重、<b>D2.</b>宅配工作危險性高，常令我感到不安、<b>D3.</b>我常因家人擔心我的工作發展而不安、<b>D4.</b>如果現在有和宅配工作相同的薪資待遇，我會考慮更換工作</p>
<p><b>E1.</b>遇到挫折時我會客觀思考問題所在，並加以面對、<b>E2.</b>遇到挫折時我會試著以旁觀者的角度來審視問題、<b>E3.</b>遇到挫折時我會與同事或朋友討論，找出事情的真正原因、<b>E4.</b>遇到挫折時我會依據自己過去經驗來瞭解問題所在、<b>E5.</b>遇到挫折時我會聽取資深或專業之工作人員的經驗及建議、<b>E6.</b>遇到挫折時我會在心中反覆檢討自己所面臨的問題、<b>E7.</b>遇到挫折時我會記取經驗且告訴自己絕對不讓同樣的事情再發生</p>
<p><b>F1.</b>遇到挫折時我會大發脾氣、罵人、<b>F2.</b>遇到挫折時我會自我責備、<b>F3.</b>遇到挫折時我會逃避問題，不去想它、<b>F4.</b>遇到挫折時我會向他人訴說自己內心的感覺，使自己感到比較舒服、<b>F5.</b>遇到挫折時我會因為事情無法避免而鬱鬱寡歡、<b>F6.</b>遇到挫折時我會因既然無法改變的事實，只好接受、<b>F7.</b>遇到挫折時我會考慮請調其他單位或離職</p>
<p><b>G1.</b>我對於負擔家庭責任的能力感覺到滿意、<b>G2.</b>我對自己的生活成就感感覺到滿意、<b>G3.</b>我對自己未來的信心感覺到滿意、<b>G4.</b>我對日常生活所需的體力感覺到滿意、<b>G5.</b>對別人而言，我感覺到自己是有用的人感覺到滿意、<b>G6.</b>我對於自己的生活始終保持積極與樂觀的態度感覺到滿意</p>
<p><b>H1.</b>我的同事對我的做人處事態度感覺到滿意、<b>H2.</b>對於自己的休閒活動感覺到滿意、<b>H3.</b>我對目前的收入感覺到滿意、<b>H4.</b>我對於和父母、兄弟姊妹等自己親人的關係感覺到滿意、<b>H5.</b>我對日常生活中掌握各項事情的能力感覺到滿意、<b>H6.</b>我處理生活上所帶來的壓力和煩惱感覺到滿意</p>

表二呈現各個構念的信、效度分析結果，除了情緒取向因應行為的 F2 的因子負荷量為 0.461 與 F4 的 0.351 偏低以外，各個構念皆達良好的信度及效度；而當刪除 F4 問項後，該構念的 Cronbach's  $\alpha$  值上升，又再次刪除 F2 後，構念的 Cronbach's  $\alpha$  值也上升，顯示 F2 和 F4 是內部一致性欠佳的題目，故刪除該二問項；再者，修改後的情緒取向構念的 Cronbach's  $\alpha$  值為 0.803，而 F1、F3、F5、F6、F7 的因子負荷量分別為 0.607、0.640、0.784、0.691、0.634，整體而言，皆比未修改前好。

表二 構念信、效度分析

工作壓力	因子負荷量	Cronbach's $\alpha$	因應行為	因子負荷量	Cronbach's $\alpha$	生活滿意度衡	因子負荷量	Cronbach's $\alpha$
人際關係		.849	問題取向		.931	內在滿意		.907
A1	.613		E1	.813		G1	.710	
A2	.705		E2	.789		G2	.882	
A3	.714		E3	.787		G3	.848	
A4	.726		E4	.807		G4	.797	
A5	.750		E5	.790		G5	.758	
A6	.673		E6	.856		G6	.739	
			E7	.834				
工作負荷		.889	情緒取向		.788	外在滿意		.881
B1	.616		F1	.606		H1	.713	
B2	.662		F2	.461		H2	.722	
B3	.775		F3	.609		H3	.638	
B4	.830		F4	.351		H4	.754	
B5	.682		F5	.811		H5	.856	
B6	.769		F6	.703		H6	.823	
B7	.784		F7	.596				
生活憂慮		.875						
C1	.684							
C2	.914							
C3	.829							
C4	.770							
生涯發展		.874						
D1	.761							
D2	.892							
D3	.829							
D4	.738							

### 三、研究假說驗證方法

本研究應用結構方程模型和多群組結構方程模型分析方法驗證研究假說，並以 AMOS 軟體 (Arbuckle, 2013) 執行模型參數校估。結構模型經由驗證性因素分析 (Confirmatory Factor Analysis, CFA) 以確立其衡量模式 (Measurement Model) 之適配，再經由路徑分析以驗證研究假說 H1 及 H2。其次，因為 Dimitrov (2006) 和 Müller & Schäfer (2017) 的研究指出，構念對其衡量變項有因果影響的關係，其平均數差異檢定比較適合以結構方程模型進行分析，故假說 H3-1 是以多群組結構方程模型進行構念平均數差異檢定以驗證，其方法是依循 Sörbom 於 1974 年所提出的結構平均模式 (Structured Means Modeling, SMM) (Arbuckle, 2013) 進行；另外，假說 H3-2 及 H3-3 的干擾效果分析，也是以多群組結構方程模型進行 (Hair, et.al, 2010)。

有關衡量模型的驗證依以下步驟進行：(1) 檢視基本的模式配適條件，即因素負荷量大於 0.5 且皆為顯著、衡量變項的誤差變異皆為正值；(2) 檢視整體模式的適配度，以卡方值  $\chi^2$  越小越好且不顯著 ( $p > 0.05$ )、 $\chi^2/df$  小於等於 2 (但 2 ~ 5 為可接受)、標準化殘差均方根 SRMR 小於等於 0.05、近似誤差均

方根 RMSEA 小於等於 0.08、比較配適指標 CFI 大於等於 0.9、簡約適配指標 PNFI 愈大愈好等條件為依據（但因卡方值容易受到大樣本的影響而達到顯著，故一般僅為參考性質）；(3)若模式配適不佳，則以測量變項的標準化殘差絕對值大於 2.5（但若小於 4，仍為可接受）、因素負荷量小於 0.5 與修正指標 (MI)大於 4 為依據進行檢視；(4)模式內在結構適配度上採用組合信度 CR 大於 0.7、平均變異萃取量 AVE 大於 0.5 來判斷 (Hair, et.al, 2010)。

依據理論，以結構模型進行構念的分組平均數差異檢和干擾效果分析前，模型必須滿足型態恆等 (Configural Invariance) 和測量恆等 (Measurement Invariance) 的性質 (Dimitrov, 2006；Müller & Schäfer, 2017)。型態恆等是指衡量模型的組成或構造在分組間為不變，亦即相同的衡量模型組成在不同分組資料中都可以達到適配條件；測量恆等一般包含量尺（即因子負荷量）恆等 (Metric Invariance)、衡量變項截距恆等 (Scalar Invariance)、因子共變異恆等 (Factor Covariance Invariance)、因子變異數恆等 (Factor Variance Invariance)、殘差變異數恆等 (Error Variance Invariance) 幾項 (Hair, et.al, 2010)，但相當多文獻 (Hair, et.al, 2010；Chen, et.al., 2005) 也指出因子變異數和因子共變異數恆等條件是非常嚴苛的，實證研究中不易達到，且殘差變異數恆等也很難達到。所以，文獻在一階模型最常使用的恆等性檢測條件包含：型態、因素負荷量、衡量變項截距、衡量變項殘差變異數恆等；二階（含）以上的模型額外還要滿足：二階因子對一階因子的因素負荷量、一階因子截距和一階因子殘差變異數恆等三個條件。由於各項恆等性檢測是屬於巢式模型 (Nested Model)，所以檢測的順序會影響結果 (Putnick & Bornstein, 2016)，但大致上一階模型都是採用型態、因素負荷、衡量變項截距、衡量變項殘差變異數恆等的順序，而二階（含）以上模型因要考量因子的因素負荷量、截距、殘差變異數，所以略有不同。本研究依 Chen, et.al., (2005)提出的恆等檢測順序為依據，包含型態恆等（以 M1 代表）；一階因子負荷量恆等 (M2)；一階因子負荷量及二階因子負荷量恆等 (M3)；一階因子負荷量、二階因子負荷量、衡量變項截距恆等 (M4)；一階因子負荷量、二階因子負荷量、衡量變項截距、一階因子截距恆等 (M5)；一階因子負荷量、二階因子負荷量、衡量變項截距、一階因子截距恆等、一階因子殘差恆等 (M6)；一階因子負荷量、二階因子負荷量、衡量變項截距、一階因子截距恆等、一階因子殘差、衡量變項殘差恆等 (M7) (M6 也可先檢測衡量變項殘差恆等，而在 M7 再檢測一階因子殘差恆等)。此外，恆等性檢定以使用卡方差值 ( $\Delta\chi^2$ ) 最為普遍，但因卡方值容易受大樣本數的影響而使得卡方差值顯著而拒絕恆等性，故有研究輔以其他適配指標以判定，最常見的為  $\Delta CFI$  小於 0.01 代表不拒絕恆等性 (Chen, et.al., 2005；Putnick &

Bornstein, 2016)；如以上、下二階層的巢式模式 M1、M2 為例，當 M2 減 M1 的卡方差值顯著時，代表 M2 的恆等條件不被滿足。

另外，Putnick & Bornstein (2016)回顧相關文獻指出，測量恆等的執行面議題如檢測要幾個步驟及其順序如何安排、哪些模式適配指標是合適、部份恆等的影響問題、樣本和模型特性對恆等檢定的干擾等，仍是進行和整合中的研究，故仍無公認的一致標準；但是，該研究也提到要進行結構模型的路徑關係的干擾效果分析時，必須滿足型態和因素負荷量恆等條件，而要進行構念平均數差異檢定，還要再滿足量尺恆等條件。然而，由於完全 (Full) 恆等在實務上很難被滿足，也有很多研究提及只要符合部份 (Partial) 量尺恆等就可進行構念間路徑關係強度在分組的差異分析 (即干擾分析)，或符合部份量尺恆等和部份截距恆等，就可以進行構念平均數差異檢定 (Hair, et.al, 2010; Dimitrov, 2006; Putnick & Bornstein, 2016)；但也有相當多文獻 (Chen, et.al., 2005; Putnick & Bornstein, 2016) 指出，那些不恆等的因素負荷量或截距是很難清楚地被掌握，且更重要的是它們對於模型後續比較分析的影響效果仍然無法完全被確認，故確切的作法仍是個進行中的研究課題。綜上，本研究採用滿足部分恆等為條件，而有關部份恆等的條件，依 Hair, et.al. (2010)研究為每個構念至少有兩個參數 (如因素負荷量) 在分組模型中恆等即可，而選擇哪些參數來放鬆恆等的限制，可參考修正 (MI) 指標。

## 肆·研究結果

### 一、樣本敘述性統計

本研究共發放 345 份問卷，有效回收問卷為 315 份，有效回收率為 91.3%。各背景變項的樣本分佈如表三，其中男、女性受測者的比例差別很大。表四呈現工作壓力、因應行為、生活滿意度構念衡量變項的敘述性統計。

表三 受試者背景變項統計

背景變項	類別	次數	百分比(%)
性別	男	301	95.6
	女	14	4.4
年齡	25 歲以下	32	10.2
	26 - 35 歲	136	43.2
	36 - 45 歲	115	36.5
	46 歲以上	32	10.2
教育程度	國中(含以下)	11	3.5
	高中(職)	189	60.0
	專科	61	19.4
	大學(含)以上	54	17.1
婚姻狀況	已婚	145	47
	未婚	161	51.1
	其他(離婚、同居、單親...)	6	1.9
服務年資	1 年以下	86	27.3
	1 - 2 年	71	22.5
	2 - 3 年	49	15.6
	3 年以上	109	34.6
工作地區	北部地區	175	55.6
	中部地區	64	20.3
	南部地區	76	24.1
	其他地區	0	0

表四 各衡量構念敘述性統計分析

衡量變項	平均數	標準差	偏態	峰度	
工作壓力	人際關係	2.16	.698	.184	-.621
	工作負荷	2.68	.876	.003	-.674
	生活憂慮	2.60	.977	.258	-.401
	生涯發展	2.83	1.037	.048	-.554
因應行為	問題取向	3.72	.784	-.798	1.061
	情緒取向	2.49	.733	.240	.199
生活滿意度	內在滿意	3.42	.781	-.798	.257
	外在滿意	3.43	.724	-.520	1.051

## 二、衡量模型驗證

樣本統計資料如表四顯示，衡量模型的衡量變項的偏態係數絕對值皆小於 3，峰度係數絕對值皆小於 10，顯示資料未背離常態分配，故可採最大概似法 (ML) 進行參數估計 (邱皓政, 2010)。工作壓力衡量模型有 21 個內因變項，25 個外因變項，樣本數為 315，自由度為 183。模型校估結果顯示各衡量變項及一階因子的因素負荷量皆大於 0.5 且顯著，而衡量變項及一階因子的誤差變異也皆為正值，表五為工作壓力衡量模型 (亦顯示二階模型) 的契合度指標，大部份滿足標準，顯示為可接受的適配模型；再檢視各衡量變項的標準化殘差絕對值都小於 4，雖然 MI 指標有較大的殘差共變異數存在，但在不違反單一性 (Unidimensionality) 及同屬衡量模型 (Congeneric Measurement Model) 的假設下 (Hair 等, 2010)，不再修飾模而接受此衡量模型。表六中的 SMC 為各構念對於衡量變項的信度，其意義如同因素負荷量，各子構面的 CR 值都大於 0.7，顯示具備良好的構念信度，AVE 值也都大於 0.5，顯示模型具備收斂效

度；最後再檢視工作壓力的四個子構念的相關係數如表七皆為顯著，代表工作壓力以這四個子構念解釋的組合，符合學說效度（Nomological Validity）。

表五 工作壓力衡量模型模式契合度

模式契合度衡量指標	判斷值	CFA 模型	二階模型
	$\chi^2$ 值愈小愈好； $p > .05$	641.48；.000	644.06；.000
絕對適配指標	$\chi^2/df$	< 2，非常好；2~5，可接受	3.50
	SRMR	0~1，愈接近 0 愈好	.056
	RMSEA	< .05 良好；< .08 普通；.08~.1，中度適配	.089
增值適配指標	CFI	≥ .9	.9
簡約適配指標	PNFI	愈大愈好	.74

表六 工作壓力衡量模型驗證性分析結果

二階構念 一階構念 因素負荷量 變異數萃取量(SMC) CR AVE	人際關係		工作負荷		生活憂慮		生涯發展
	.73		.98		.87		.86
	.54		.95		.76		.74
				.95			
				.75			
測量構念 測量變項 因素負荷量 變異數萃取量(SMC) CR AVE	A1	A2	A3	人際關係		A6	
	.62	.68	.69	A4	A5	.70	
	.39	.46	.48	.52	.59	.49	
				.87			
				.49			
測量構念 測量變項 因素負荷量 變異數萃取量(SMC) CR AVE	B1	B2	B3	工作負荷		B6	B7
	.61	.65	.78	B4	B5	.78	.79
	.38	.42	.61	.68	.45	.61	.62
				.87			
				.54			
測量構念 測量變項 因素負荷量 變異數萃取量(SMC) CR AVE	C1		C2	生活憂慮		C4	
	.67		.85	C3		.83	
	.45		.71	.73		.68	
				.85			
				.65			
測量構念 測量變項 因素負荷量 變異數萃取量(SMC) CR AVE	D1		D2	生涯發展		D4	
	.76		.88	D3		.75	
	.57		.77	.71		.56	
				.83			
				.66			

表七 「工作壓力」之相關係數矩陣

	人際關係	工作負荷	生活憂慮	生涯發展
人際關係	1			
工作負荷	.645**	1		
生活憂慮	.531**	.752**	1	
生涯發展	.560**	.730**	.670**	1

\*\*：p < .01

因應行為衡量模型包含內因變項 12 個，外因變項 14 個；模式的樣本數為 315，自由度為 53。模型參數校估結果顯示各測量變項的因素負荷量皆大於 0.5 且顯著，而測量變項的誤差變異也皆為正值，表八為工作壓力模型的契合度指標，除  $\chi^2$  檢定外皆滿足標準，顯示良好的適配模型；再檢視標準化殘差絕對

值都小於 4，顯示不需再修飾模而可接受此衡量模型。表九的問題取向和情緒取向子構念的 CR 值都大於 0.7，顯示具備良好的構念信度，而 AVE 值除了「情緒取向」稍低於標準外，仍顯示模型具備收斂效度；再檢視因應行為的二個子構念的相關係數為-0.04 且不顯著，代表因應行為以問題取向和情緒取向二個子構念解釋的組合不符合學說效度，故必須分開處理。

表八 因應行為衡量模型修飾及模型契合度

模式契合度衡量指標	判斷值	CFA 模型
$\chi^2/df$	$\chi^2$ 值愈小愈好； $p > .05$	158.34；.000
絕對適配指標	$\chi^2/df$	2.99
	SRMR	.062
	RMSEA	.080
增值適配指標	CFI	.95
簡約適配指標	PNFI	.74

表九 因應行為衡量模型驗證性分析結果

衡量構念 衡量變項 因素負荷量 變異數萃取量(SMC) CR AVE	問題取向						
	E1	E2	E3	E4	E5	E6	E7
	.81	.79	.78	.81	.79	.86	.84
	.66	.62	.61	.65	.62	.74	.71
				.94			
				.66			
衡量構念 衡量變項 因素負荷量 變異數萃取量(SMC) CR AVE	情緒取向						
	F1	F3	F5	F6	F7		
	.60	.62	.80	.72	.62		
	.36	.38	.64	.51	.38		
			.81				
			.46				

生活滿意度衡量模型包含內因變項 12 個，外因變項 13 個；模式的樣本數為 315，自由度為 54。模型參數校估結果顯示各衡量變項的因素負荷量皆大於 0.5 且顯著，而衡量變項的誤差變異也皆為正值，表十為模型的契合度指標， $\chi^2/df$  及 RMSEA 都顯示不是良好的適配模型；再檢視標準化殘差絕對值都小於 4，但 MI 指標卻有 G1 及 G2 和 G5 及 G6 及 OS4 及 OS5 此三項最明顯的殘差共變關係，其 MI 值分別為 59.39、47.43、47.15，由於 G5、G6 及 G1、G2 都各自屬於同一操作型定義的二個問項，故將共變關係納入考量，但 OS4、OS5 則無特別關聯，故不納入共變的考量。如此，修飾模式自由度減為 51，校估結果如表 10，其較原始模型適配。表十一構念的 CR 值大於 0.7，顯示具備良好的構念信度，AVE 值亦大於 0.5，顯示修飾模型具備收斂效度。

綜合以上分析，由於因應行為兩個子構念不符合學說效度，因此分成兩個衡量模型各自分析模型內構念間的區別效度如表十二所示，結果顯示二個模型的構念的 AVE 的平方根（如對角線上之值）皆大於該構念與其他構念的相關係數的絕對值，代表二個衡量模型各自的區別效度良好（Hair 等，2010）。



表十 生活滿意度衡量模型修飾及模型契合度

模式契合度衡量指標	判斷值	CFA 模型	修飾模型
$\chi^2$	$\chi^2$ 值愈小愈好； $p > .05$	391.64；.00	281.462；.00
$\chi^2/df$	< 2，非常好；2~5，可接受	7.253	5.43
絕對適配指標	SRMR	0~1，愈接近 0 愈好	.057
	RMSEA	< .05 良好；< .08 普通； .08~.1，中度適配	.141
增值適配指標	CFI	≥ .9	.872
簡約適配指標	PNFI	愈大愈好	.700
			.71

表十一 生活滿意度衡量模型驗證性分析結果

衡量變項	G1	G2	G3	G4	G5	G6	H1	H2	H3	H4	H5	H6
因素負荷量	.68	.73	.69	.70	.76	.69	.67	.82	.82	.81	.74	.74
變異數萃取量(SMC)	.63	.58	.50	.47	.53	.47	.55	.55	.65	.67	.67	.45
CR							.95					
AVE							.55					

表十二 各構念之 AVE 平方根與相關係數

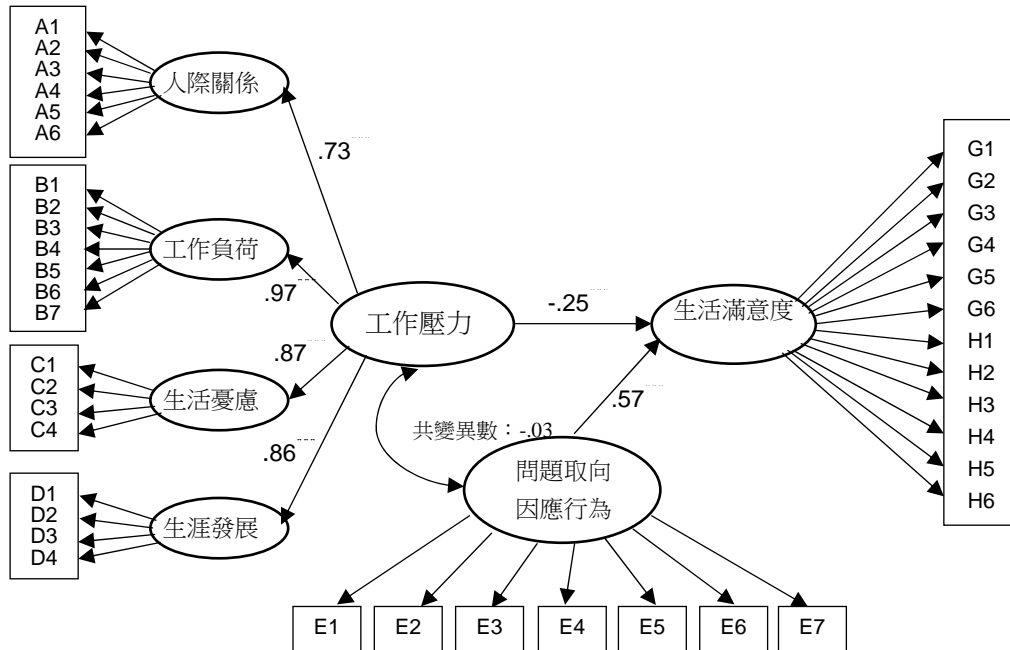
衡量模型一			
	工作壓力	問題取向因應行為	生活滿意度
工作壓力	(.864)		
問題取向因應行為	-.087	(.812)	
生活滿意度	-.266	.552	(.741)
衡量模型二			
	工作壓力	情緒取向因應行為	生活滿意度
工作壓力	(.864)		
情緒取向因應行為	.581	(.678)	
生活滿意度	-.266	-.215	(.741)

### 三、結構模型分析

依據衡量模型的驗證分析結果，本研究建立二個結構模型：(1)結構模型一：包含「工作壓力」、「問題取向因應行為」、「生活滿意度」等三個構念；(2)結構模型二：包含「工作壓力」、「情緒取向因應行為」、「生活滿意度」等三個構念，並依據此二個結構模型，分別進行研究假說 H1 及 H2 的驗證。

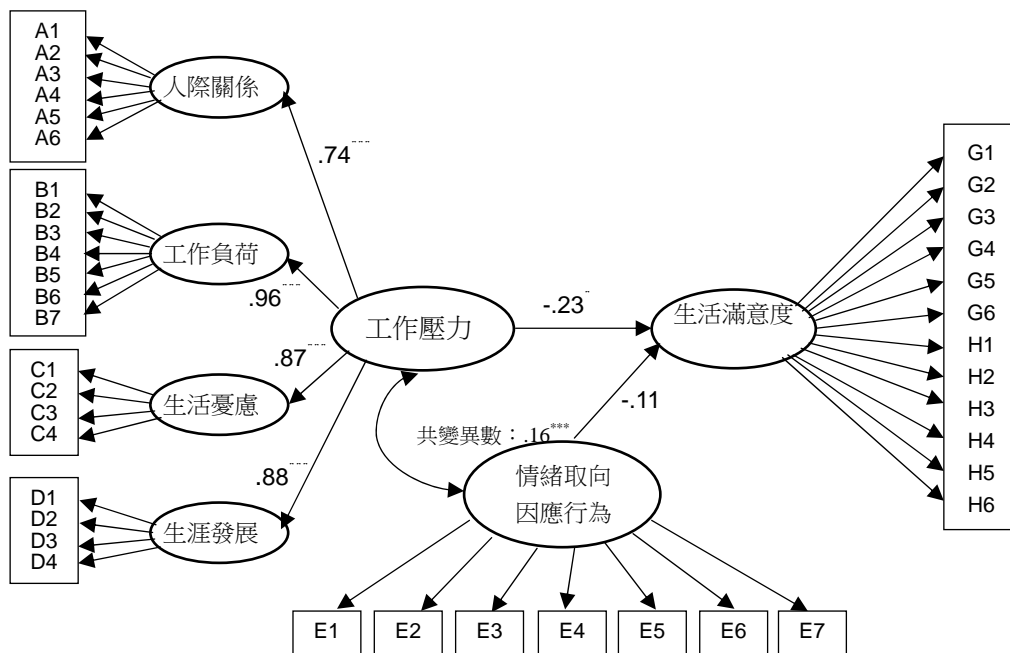
二個結構模型的有效樣本數皆為 315，二個結構模型各個衡量構念的因素負荷量皆為顯著，且與其衡量模型的因素負荷量相同，而二個結構模型式中的工作壓力二階模式的外因潛在變項對於其內因潛在衡量構念的因素負荷量，在顯著水準為 0.001 時也都顯著，如圖二及圖三所示。二個結構模型的模式契合度如表十三所示，模型一的自由度為 731，模型二的為 656，而由各適配指標來看，皆為可接受的程度。依據顯示於圖二和三的標準化路徑係數的檢定結果，模型一的工作壓力對生活滿意度有顯著的負向影響，問題取向因應行為對生活滿意度有顯著的正向影響，工作壓力與問題取向因應行為有負的相關(相關係數為-0.08)但不顯著，所以，研究假說 H1 與 H2-1 獲得支持；模型二

的工作壓力對生活滿意度有顯著的負向影響，情緒取向因應行為對生活滿意度有負向影響但不顯著，工作壓力與情緒取向因應行為有正的顯著相關性(相關係數為 0.654)，所以，研究假說 H1 獲得支持，但 H2-2 未獲得支持。



圖二 結構模型一 (省略顯示衡量誤差)

(\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$ )



圖三 結構模型二 (省略顯示衡量誤差)

(\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$ )

表十三 結構模型之模型契合度

模式契合度衡量指標		判斷值	結構模型一	結構模型二
	$\chi^2$	$\chi^2$ 值愈小愈好； $p > .05$	1776.3；.000	1715.7；.000
	$\chi^2/df$	< 2，非常好；2 ~ 5，可接受	2.430	2.615
絕對適配指標	SRMR	0 ~ 1，愈接近 0 愈好	.063	.061
	RMSEA	< .05 良好；< .08 普通； .08 ~ .1，中度適配	.067	.072
	CFI	$\geq .9$	.9	.9
增值適配指標	PNFI	愈大愈好	.76	.77

#### 四、不同背景變項影響之多群組結構方程模型分析

本節應用多群組結構方程模型分析方法驗證假說 H3-1、H3-2、H3-3，由於背景變項分組的有效樣本分配不均勻，為縮小分組有效樣本的差異，以及考量分組的合理性，除了性別變項因差異過大不考慮外，其他各背景變項重新分組如后：小於等於 35 歲及大於 35 歲的年齡分組，樣本分別為 168 及 147、高中(含)以下及大專(含)以上的教育程度分組，樣本分別為 200 及 115、已婚與未婚的婚姻狀況分組，樣本分別為 145 及 161)、小於等於 2 年及大於 2 年服務年資分組，樣本分別為 157 及 158。此外，因工作地區非屬單純的個人特性因素，且內含可能混淆分析的混沌因素 (Confound Factors) 如工作內容差異、工作特性差異等，故也不納入後續分析。

##### (一) 年齡分組的構念平均數差異檢定及干擾效果分析

年齡分組的多群組驗證性分析結果如表十四，模型一的 M1 為適配，M2 對 M1 及 M3 對 M2 的  $\Delta\chi^2$  皆不顯著，顯示年齡分組的完全量尺恆等獲得支持；M4 對 M3 的  $\Delta\chi^2$  顯著，代表完全截距恆等未獲支持；進一步建立部份恆等模式 M4-Partial 和 M5-Partial，M4-Partial 對 M3 的  $\Delta\chi^2$  不顯著，M5-Partial 對 M4-Partial 的  $\Delta\chi^2$  顯著但  $\Delta CFI$  小於 0.01，以 CFI 的變化為認定標準，故部份截距恆等獲得支持。另外，模型二的結果也是部份截距恆等獲得支持。



表十五 年齡分組之構念平均數差異檢定結果

模式	模型一		模型二	
	df	$\chi^2$	df	$\chi^2$
M5-Partial 模式	1536	3001.67	176	2854.97
因子平均恆等模式	1540	3843.58	172	3683.12
假設 M5-Partial 模式為正確時之因子平均恆等模式	4	841.91***	4	828.15***

年齡分組構念平均數差的檢定		
構念	模型一	模型二
工作壓力	.189	.204
問題取向因應行為/情緒取向因應行為	-.117	.107
生活滿意度	3.54	3.50

\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$

年齡變項於「壓力因應行為對生活滿意度影響」或「工作壓力對生活滿意度影響」的干擾效果分析，即是檢定非受限模式與受限模式的 $\Delta\chi^2$ 的顯著性。以模型一和 H3-2 而言，此時的受限模式即二個年齡分組模式的問題取向因應行為至生活滿意度的路徑係數，設為相等。檢定結果當 $\Delta\chi^2$ 顯著時，表示受限模式比非受限模式差，應接受非受限模式，亦即代表不同年齡組別在「壓力因應行為對生活滿意度影響」有顯著不同的路徑係數，而使得干擾效果存在。模型一及二的年齡干擾效果分析結果如表十六所示，其中各個非受限模式與受限模式皆顯示適配，但年齡對於「問題取向對生活滿意度影響」或「情緒取向對生活滿意度影響」的干擾效果皆不顯著（ $\Delta\chi^2$ 分別為 3.01、2.66），代表年齡的差異在模型一不是「問題取向因應行為對生活滿意度影響」的干擾因素，在模型二不是「情緒取向因應行為對生活滿意度影響」的干擾因素。另外，年齡於「工作壓力對生活滿意度影響」的干擾效果在模型一為不顯著（ $\Delta\chi^2=1.95$ ），但在模型二為顯著（ $\Delta\chi^2=11.22^{***}$ ）且小於等於 35 歲的工作壓力對生活滿意度影響的標準化路徑係數為-0.443\*\*\*，高於大於 35 歲的工作壓力對生活滿意度影響的路徑係數為 0.325 但不顯著，代表以情緒取向因應行為處理工作壓力的宅配人員中，年齡於工作壓力對生活滿意的干擾是存在的，且小於等於 35 歲的工作壓力對生活滿意度的負向影響，明顯高於大於 35 歲的宅配人員。

表十六 年齡之干擾效果分析結果

干擾模式	模型一		模型比較				
	$\chi^2$	df	RMSEA	SRMR	CFI	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$
問題取向因應行為對生活滿意度影響	非受限模式	2915.35	1462	.056	.0730	.841	
	受限模式	2918.36	1463	.056	.0736	.841	3.01 1
工作壓力對生活滿意度影響	非受限模式	2915.35	1462	.056	.0699	.842	
	受限模式	2817.29	1463	.056	.0696	.842	.000 1.95 1

干擾模式	模型二		模型比較				
	$\chi^2$	df	RMSEA	SRMR	CFI	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$
情緒取向因應行為對生活滿意度影響	非受限模式	2760.45	1312	.059	.0730	.821	
	受限模式	2763.11	1313	.059	.0736	.821	.000 2.66 1
工作壓力對生活滿意度影響	非受限模式	2760.45	1312	.059	.0730	.821	
	受限模式	2771.67	1313	.060	.0732	.820	.001 11.22 1

\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$

## (二) 教育程度分組的構念平均數差異檢定及干擾效果分析

表十七顯示模型一及二的教育程度分組的型態恆等及量尺恆等都獲得支持，但完全截距恆等皆未獲得支持，進一步檢視部份衡等模式的 $\Delta\chi^2$ 的顯著性與參考 $\Delta CFI$ 小於 0.01 的標準，模型一及二的部份截距恆等（即 M5-Partial 模式）都獲得支持。模型一及二的教育程度分組的構念平均數差異檢定結果（ $\Delta\chi^2 = 849.06^{***}$ 、 $850.76^{***}$ ）為顯著，如表十八所示。模型一的問題取向因應行為和生活滿意度的平均值，在教育程度分組是有顯著差異，且大專以上宅配人員的問題取向因應行為和生活滿意度的平均值大於高中以下的，但工作壓力的平均值在教育程度分組則無顯著差異；模式二的生活滿意度的平均值在教育程度分組是有顯著差異，且大專以上宅配人員的生活滿意度的平均值大於高中以下的，但工作壓力和情緒取向因應行為的平均值，在教育程度分組則無顯著差異。

表十七 教育程度分組之多群組驗證性分析結果

模式	模型一					模型比較		
	$\chi^2$	df	RMSEA	SRMR	CFI	$\Delta CFI$	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$
M1	2990.40	1463	.058	.0680	.836			
M2	3031.28	1497	.057	.0682	.835	-.001	40.87	34
M3	3043.33	1502	.057	.0729	.835	.000	12.05	5
M4	4095.52	1540	.073	.3736	.726	-.109	1052.19	38
M4-Partial	3091.05	1536	.057	.0727	.833	-.002	47.72	34
M5-Partial	3101.72	1540	.057	.0727	.832	-.001	10.68	4
	模型二							
M1	2773.50	1312	.060	.0674	.822			
M2	2820.54	1344	.059	.0687	.820	-.002	47.05	32
M3	2831.27	1349	.059	.0804	.829	.009	10.73	5
M4	4017.24	1385	.078	.4358	.699	-.130	1185.97	36
M4-Partial	2871.40	1380	.059	.0806	.818	-.011	40.31	31
M5-Partial	2869.60	1384	.059	.0807	.817	-.001	8.20	4

\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$

表十八 教育程度分組之構念平均數差異檢定結果

模式	模型一		模型二	
	df	$\chi^2$	df	$\chi^2$
M5-Partial 模式	1538	3094.69	1382	2875.37
因子平均恆等模式	1842	3943.75	1386	3276.13
假設 M5-Partial 模式為正確時之因子平均恆等模式	4	849.06 <sup>***</sup>	4	850.76 <sup>***</sup>
	分組之構念平均數差異檢定			
構念	模型一		模型二	
工作壓力	.075		.081	
問題取向因應行為 / 情緒取向因應行為	.185		.137	
生活滿意度	3.46		3.55	

\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$

教育程度的干擾效果分析結果如表十九所示，其中各個非受限模式與受限模式皆顯示適配，模型一的教育程度於問題取向因應行為對生活滿意度影響的干擾模式中，非受限與受限模式的 $\Delta\chi^2$ 為顯著，代表教育程度差異是「問題取向因應行為對於生活滿意度影響」的干擾因素，檢視非受限模式的高中(含)以

下分組的標準化路徑係數為 0.64<sup>\*\*\*</sup>，大專(含)以上的為 0.33<sup>\*\*\*</sup>，代表高中(含)以下教育程度的宅配人員採用問題取向的因應行為以提升生活滿意度的影響效果，較大專(含)以上的大。模型二的教育程度於問題取向因應行為對生活滿意度影響的干擾模式中，非受限與受限模式的 $\Delta\chi^2$ 為不顯著，代表教育程度差異不是「情緒取向因應行為對於生活滿意度影響」的干擾因素。另外，教育程度於「工作壓力對生活滿意度影響」的干擾效果在模型一為不顯著，但在模型二為顯著，且高中(含)以下的工作壓力對生活滿意度影響的標準化路徑係數為-0.059，但不顯著，大專(含)以上的標準化路徑係數為-0.527<sup>\*\*\*</sup>，代表當以情緒取向因應行為處理工作壓力的宅配人員中，教育程度於工作壓力對生活滿意的干擾是存在的，且大專(含)以上的宅配人員的工作壓力對生活滿意度的負向影響是明顯的大於高中(含)以下的宅配人員。

表十九 教育程度之干擾效果分析結果

干擾模式	模型一							
	模型適配				模型比較			
	$\chi^2$	df	RMSEA	SRMR	CFI	$\Delta CFI$	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$
問題取向因應行為對生活滿意度影響	非受限模式	2989.20	1462	.058	.0681	.836		
	受限模式	2996.27	1463	.058	.0692	.835	-0.001	7.07 <sup>**</sup>
工作壓力對生活滿意度影響	非受限模式	2989.20	1462	.058	.0681	.836		
	受限模式	2992.52	1463	.058	.0704	.836	.000	3.33
模型二								
情緒取向因應行為對生活滿意度影響	非受限模式	2773.50	1312	.060	.0674	.822		
	受限模式	2774.98	1313	.060	.0678	.822	.000	1.48
工作壓力對生活滿意度影響	非受限模式	2773.50	1312	.060	.0674	.822		
	受限模式	2778.77	1313	.060	.0727	.821	-0.001	5.27 <sup>*</sup>

\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$

### (三) 婚姻分組的構念平均數差異檢定及干擾效果分析

表二十的多群組驗證性分析結果顯示，模型一及二的婚姻分組的型態 $\eta^2$ 等獲得支持，但是完全量尺 $\eta^2$ 等未獲得支持，故也無法再進行截距 $\eta^2$ 等檢測。因此，條件不足以多群組結構方程模型分析繼續進行結構模型路徑關係的變項干擾效果和構念平均數差異檢定。

表二十 婚姻分組之多群組驗證性分析結果

模式	模型一								
	模型適配				模型比較				
	$\chi^2$	df	RMSEA	SRMR	CFI	$\Delta$ CFI	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ df	
M1	2913.34	1463	.057	.0767	.843				
M2	2980.18	1497	.057	.0787	.839	-.004	66.84***	34	
M3	2994.47	1502	.057	.0844	.838	-.001	14.29***	5	
模式	模型二								
	M1	2730.31	1312	.059	.0759	.825			
	M2	2798.43	1344	.059	.0780	.821	-.004	68.12***	32
	M3	2810.80	1349	.059	.1038	.820	-.001	12.37***	5

\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$ 

#### (四) 服務年資分組的構念平均數差異檢定及干擾效果分析

表二十一的多群組驗證性分析結果顯示，模型一及二的服務年資分組的型態恆等及完全量尺恆等都獲得支持，但完全截距恆等皆未獲得支持，進一步檢視部份恆等模式的 $\Delta\chi^2$ 的顯著性和參考 $\Delta$ CFI 小於 0.01 的標準，模型一及二的部份截距恆等（即 M5-Partial 模式）都獲得支持。模型一和二的服務年資分組的構念平均數差異檢定結果（ $\Delta\chi^2 = 17.76^{***}$ 、 $839.04^{***}$ ）皆顯著，如表二十二所示。模型一的工作壓力和生活滿意度的平均數在服務年資分組是有顯著差異，且大於 2 年年資的宅配人員的工作壓力和生活滿意度，高於大於等於 2 年年資的，但問題取向因應行在服務年資分組則無顯著差異；模型二中的工作壓力和生活滿意度的平均數在服務年資分組也有顯著差異，且大於 2 年年資的宅配人員的工作壓力和生活滿意度，高於大於等於 2 年年資的，但情緒取向因應行為在教育程度分組則無顯著差異。

表二十一 服務年資分組之多群組驗證性分析結果

模式	模型一								
	模型適配				模型比較				
	$\chi^2$	df	RMSEA	SRMR	CFI	$\Delta$ CFI	$\Delta\chi^2$	$\Delta$ df	
M1	2872.93	1463	.055	.0743	.846				
M2	2930.15	1497	.055	.0744	.844	-.002	57.21*	34	
M3	2939.83	1502	.055	.0763	.843	-.001	9.69	5	
M4	3986.99	1540	.071	.3385	.733	-.110	1047.16***	38	
M4-Partial	2978.60	1536	.055	.0765	.843	.000	38.77	34	
M5-Partial	2994.42	1538	.055	.0762	.841	-.002	15.82**	2	
模式	模型二								
	M1	2691.88	1312	.058	.0710	.829			
	M2	2755.82	1344	.058	.0720	.825	-.004	69.94**	32
	M3	2763.61	1349	.058	.0740	.825	.000	7.79	5
	M4	3923.55	1385	.077	.4489	.684	-.122	1019.98***	36
	M4-Partial	2806.62	1381	.057	.0744	.823	-.002	43.01	32
M5-Partial	2823.64	1385	.058	.0722	.822	-.001	17.02**	4	

\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$



表二十二 服務年資分組之構念平均數差異檢定結果

模式	模型一		模型二	
	df	$\chi^2$	df	$\chi^2$
M5-Partial 模式	1535	2976.66	1383	2810.74
因子平均恆等模式	1538	2994.42	1387	3649.78
假設 M5-Partial 模式為正確時之因子平均恆等模式	3	17.76***	4	839.04***
分組之構念平均數差異檢定				
構念	模型一		模型二	
工作壓力	.188***		.182***	
問題取向因應行為/情緒取向因應行為	-.124		.062	
生活滿意度	.13		3.53***	

\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$

服務年資的干擾效果分析結果如表二十三所示,其中各個非受限模式與受限模式皆顯示適配,模型一及二中的各個干擾模式的受限與非受限模式的 $\Delta\chi^2$ 皆為不顯著,代表服務年資的差異不是「問題取向因應行為對於生活滿意度影響」的干擾因素、服務年資的差異不是「情緒取向因應行為對於生活滿意度影響」的干擾因素、服務年資差異不是「工作壓力對於生活滿意度影響」的干擾因素。

表二十三 服務年資之干擾效果分析結果

干擾模式	模型一				模型比較			
	$\chi^2$	df	RMSEA	SRMR	CFI	$\Delta CFI$	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$
問題取向因應行為對生活滿意度影響	非受限模式	2872.93	1462	.056	.0743	.846		
	受限模式	2873.74	1463	.056	.0743	.846	.000	.81 1
工作壓力對生活滿意度影響	非受限模式	2872.93	1462	.056	.0743	.846		
	受限模式	2873.38	1463	.055	.0751	.846	.000	.45 1
模型二								
情緒取向因應行為對生活滿意度影響	非受限模式	2691.88	1312	.058	.0710	.829		
	受限模式	2692.99	1313	.058	.0711	.829	.000	.11 1
工作壓力對生活滿意度影響	非受限模式	2691.88	1312	.058	.0710	.829		
	受限模式	2692.67	1313	.058	.0713	.829	.000	.79 1

\* :  $p < .05$  ; \*\* :  $p < .01$  ; \*\*\* :  $p < .001$

綜合上述年齡、教育程度、婚姻、服務年資等背景變項多群組結構方程模型分析結果整理於表二十四,在構念平均數差異檢定上,模式一與二僅在教育程度分組有不同的結果,其他皆相同,而在干擾效果分析上,教育程度於模型一中的「問題取向因應行為對生活滿意度的影響」有顯著的干擾效果,年齡和教育程度於模型二中的「工作壓力對生活滿意度的影響」有顯著的干擾效果,故可知研究假設 H3-1、H3-2、H3-3 都獲得部份支持。

表二十四 背景變項干擾效果與構念平均數差異檢定結果

背景變項	干擾效果					構念平均數差異檢定					
	模型一		模型二			模型一		模型二			
	問題取向 因應行為 對生活滿 意度影響	工作壓 力對生 活滿意 度影響	情緒取向 因應行為 對生活滿 意度影響	工作壓 力對生 活滿意 度影響	工作壓 力	問題取 向因應 行為	生活滿 意度	工作壓 力	情緒取 向因應 行為	生活滿 意度	
年齡	≤ 35 歲	不顯著	不顯著	不顯著	顯著	顯著	不顯著	顯著	顯著	不顯著	顯著
	> 35 歲										
教育程度	高中(含)以下	顯著	不顯著	不顯著	顯著	不顯著	顯著	顯著	不顯著	不顯著	顯著
	大專(含)以上										
婚姻	已婚	測量不恆 等	測量不 恆等	測量不恆 等	測量不 恆等	測量不 恆等	測量不 恆等	測量不 恆等	測量不 恆等	測量不 恆等	測量不 恆等
	未婚										
服務年資	≤ 2 年	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著	顯著	不顯著	顯著	顯著	不顯著	顯著
	> 2 年										

## 五、綜合討論與管理意涵

綜合問卷調查之問項得分，以及研究假說 H1 獲得支持、假說 H2-1 獲得支持、假說 H2-2 未獲支持、假說 H3-1、H3-2、H3-3 獲得部份支持的驗證結果，分別進行理論與管理意涵的討論如下。

### (一) 理論意涵

宅配業角色在網購逐漸盛行的現今社會中更形重要，但由於其為私人企業，過去較少被作為研究對象，但以企業永續經營的角度而言，員工的工作表現、去留、成就感等就職狀況都影響著企業的經營績效。因此，本研究以工作壓力、工作壓力因應行為以及生活滿意度構面，建立研究架構以探討宅配業工作人員面臨工作壓力時的因應行為與其生活滿意度的關係。本研究的研究架構與過去探討工作壓力因應行為的研究不同，將不同的工作壓力因應行為分開建立模型，以便可以更清楚地分析宅配員工在使用不同的工作壓力因應行為下，其與工作壓力和生活滿意度的關係。其他職業別亦可透過此架構，深入探討其工作人員的工作壓力、工作壓力因應行為、生活滿意度的相互關係，以對症下藥，改善企業經營。

研究假說 H1 獲得支持，印證了文獻上針對其他職業別工作人員的相同研究結果（李逸，2004；林欣怡，2004；陳慧芳，2006；蔡麗儷等人，2008；林韻翔等人，2009）；假說 H2-1 獲得支持的結果，印證了文獻上針對其他職業別工作人員的相同研究結果（Hays, et.al., 2006；林韻翔等人，2009）；假說 H2-2 未獲支持的結果與文獻研究結果（Hays, et.al., 2006；林韻翔等人，2009）不同，但藉由假說 H3-1 中的情緒取向因應行為構面的各個背景變項的平均數差異檢

定的不顯著結果、假說 H3-2 中的背景變項於「情緒取向因應行為對生活滿意度影響」的干擾效果的不顯著結果，以及問題取向因應行為構面得分顯著大於情緒取向因應行為構面得分（平均數差異 t 檢定值=20.02<sup>\*\*\*</sup>）等三種結果，得知本研究的受測宅配員工面對工作壓力時，較不傾向採取情緒取向的因應行為，所以，假說 H2-2 才無法獲得支持。

在上述說明假說 H2-2 未獲支持的三種不顯著結果中的前二項，都是透過多群組結構方程模型分析而得，此種分群的結構模型分析方法，近來逐漸受到重視，因其能考量衡量構面與其衡量問項的因果關係和各衡量構面之間的共變異，且在比較各組的構面平均值差異之前，先經由型態恆等的檢測以確保衡量模型在各組是一致的，再透過測量恆等的檢測以確保構面的意義在各組是相同的。故，多群組結構方程模型分析方法在理論上，是較傳統上的平均數差異 t 檢定適合用於比較潛在構面的分組平均數差異（Dimitrov, 2006；Müller & Schäfer, 2017）。以下以表二十五經由傳統的平均數差異 t 檢定所得的結果，與表二十四以多群組結構方程模型分析所得的構念平均數差異檢定的結果說明。

表二十五的結果與表二十四的構念平均數差異檢定結果，有二處明顯的差異。第一個不同為表二十五中各背景變項在生活滿意度上是沒有顯著差異，但表二十四為在年齡、教育程度和服務年資變項都有顯著差異；第二個不同為表二十五中教育程度變項在情緒取向因應行為是有顯著差異，但表二十四為各背景變項在情緒取向因應行為皆是無顯著的差異。第一個不同結果顯示出傳統平均數差異 t 檢定結果，異於文獻的研究結果，因為生活滿意度是會因個人能力、人格特質、人生階段不同的交互影響下而產生差異（Russell, 1987；Moon, et al., 2006）。

假說 H3-1、3-2、3-3 的探討是本研究異於文獻研究的地方，其針對宅配人員的背景變項，逐一探討它們對於各個構面的影響，以及構面間影響關係的干擾，並據此獲得更詳細的訊息，以回饋理論的應用探討或有利於企業提出直接對應的管理策略。以研究假說 H3-3 獲得部份支持的結果為例，這是一個未見於文獻的研究發現，其內容為：小於等於 35 歲且大專（含）以上教育程度又傾向於採取情緒取向壓力因應策略的宅配員工，其工作壓力對生活滿意度的負向影響，是顯著地高於大於 35 歲且高中（含）以下學歷又傾向於採取情緒取向壓力因應策略的宅配員工的，但是，後者的工作壓力對生活滿意度的負向影響是不顯著的。這個新發現也是經由多群組結構方程模型分析所得，它引發了工作壓力因應行為理論應用在實務上值得進一步探討的議題：由於宅配業是屬於勞力較密集的產業，宅配人員常需使用勞力以完成日常工作，這個新發現

是否隱含著年輕且高學歷的人，當其屈就於宅配工作又面臨工作壓力時，由於沒有工作經驗的歷練，反而比年紀較大但學歷較低的人容易採取情緒取向的壓力因應行為，而導致對生活滿意度產生較大的負向影響？

表二十五 背景變項於衡量構面的平均數差異 *t* 檢定結果

背景變項	平均數差異檢定 <i>t</i> 值				
	工作壓力	生活滿意度	問題取向因應行為	情緒取向因應行為	
年齡	≤ 35 歲	-3.813***	.868	1.392	-1.730
	> 35 歲				
教育程度	高中(含)以下	-1.555	-1.170	-2.076*	-2.271*
	大專(含)以上				
婚姻	已婚	.687	-.802	.067	-.403
	未婚				
服務年資	≤ 2 年	-3.276**	-.254	-1.254	-1.332
	> 2 年				

\*:  $p < .05$ ; \*\*:  $p < .01$ ; \*\*\*:  $p < .001$

## (二) 管理意涵

在工作壓力衡量問項中，平均得分最高前二項依序為「生涯發展」、「工作負荷」，而在其中得分最高前三個問項依序為工作負荷的「限時送達，常讓我疲於奔命」、生涯發展的「如果現在有和宅配工作相同的薪資待遇，我會考慮更換工作」、工作負荷的「我的工作、值勤時間太長」。這些結果顯示宅配人員普遍有生涯發展的壓力且工作負荷重，也較會有想換工作以減輕壓力的念頭，證實了宅配工作為勞力密集且工時長的特性，值得業者考量改善員工工作壓力或從提高福利面向以補償工作壓力帶來的負面影響。假說 H1 獲得支持的結果也代表工作壓力對於生活滿意度是有負面影響的，所以，公司應重視並積極地提供減輕員工工作壓力的管理策略，達到雙贏的目的。假說 H3-1 獲得部份支持的結果顯示，年齡較大或服務年資較久的宅配人員的工作壓力較大，這也提醒了管理階層，應注意較高齡的宅配人員的體力是會影響其工作壓力，以及服務年資較久的員工會產生工作倦怠感，並須採取適當的鼓勵或福利措施以因應。另外，再進一步由假說 H3-3 獲得部份支持的結果顯示，管理者對於年輕、高學歷且傾向於採取情緒取向因應行為處理工作壓力的員工，應特別的關注其工作壓力，以有效降低其工作壓力對生活滿意的負向影響力。

在工作壓力因應行為衡量問項中，「問題取向」的平均數顯著地大於「情緒取向」的，且問題取向得分最高前二問項依序為「遇到挫折時，我會聽取資深或專業之工作人員的經驗及建議」、「遇到挫折時，我會記取經驗且告訴自己絕對不讓同樣的事情再發生」；情緒取向得分最高前二問項依序為「遇到挫折時，我會因既然無法改變的事實，只好接受」、「遇到挫折時，我會因為事情無

法避免而鬱鬱寡歡」。這些結果顯示宅配人員較偏向於認同或採用問題取向的工作壓力因應方式，屬於正向的自發反應行為，有利於公司的經營，但是採情緒取向因應者則呈現默默承受的特質，管理者可提供適當的教育訓練以幫助容易採取情緒取向因應行為的員工。假說 H2-1 獲得支持的結果顯示，採取問題取向的因應行為是有助於提升生活滿意度，而假說 H3-1 獲得部份支持的結果顯示，大專以上學歷者較高中以下學歷者認同或採用問題取向因應行為，這代表公司應針對教育程度較低的員工，提供相對應的教育訓練，以提升其對於問題取向因應行為的認同或採用傾向。另外，假說 H3-2 獲得部份支持的結果顯示，管理者對於較低學歷的員工應加強提供教育訓練，鼓勵其面臨工作壓力時採取問題取向的因應行為，以提升對生活滿意度的影響效果。

在生活滿意度衡量問項中，各問項的平均分數皆大於 3 分，顯示受測員工的生活滿意度屬於普通以上，尚無非常不滿意的狀況；另外，問項得分最高者為「我對於和父母、兄弟姊妹等自己親人的關係，感覺到滿意」，其次為「對別人而言，我感覺到自己是有用的人，感覺到滿意」和「我對於自己的生活始終保持積極與樂觀的態度，感覺到滿意」，顯示員工的內、外在生活滿意度並無太大的差異。再者，假說 H3-1 獲得部份支持的結果顯示，年紀較輕、教育程度較低或服務年資較淺的宅配人員，其生活滿意度是相對較低的，這是否意味著薪資較低或福利較差的影響？值得管理階層進一步探討。

綜合以上分析結果，年齡較大且服務年資較久、年紀較輕、學歷較低且服務年資較淺、年紀較輕、高學歷且有採取情緒取向因應行為的三類宅配員工，是本研究調查對象業者應特別關照的員工；另外，業者應對年齡較大且服務年資較久的員工，適度的調配工作或提供激勵或福利措施，以減低的工作壓力，進而提升其生活滿意度；對年紀較輕、高中(含)以下學歷（佔 30%）且服務年資較淺的員工，提供適當的教育訓練與管道，以提升其工作壓力因應行為的知能，進而穩定公司的人力；對於年紀較輕、大專（含）以上學歷且有採取情緒取向因應行為的員工，提供適度的關懷、幫助與適當的教育訓練，以導正其情緒取向的壓力因應行為。

## 伍·結論與建議

本研究旨在探討宅配人員之工作壓力、工作壓力因應行為與生活滿意度之關係，並根據壓力因應理論探討宅配人員的工作壓力因應策略與生活滿意度之關係。綜合問卷分析、結構方程模型的路徑分析、多群組結構方程模型分析的

研究假說驗證結果，得出以下結論：

- (一) 宅配人員的工作壓力對生活滿意度有顯著的負向影響的假說 H1 獲得支持，顯示宅配人員工作壓力的改善，也是有助於其提升生活的滿意度。
- (二) 宅配人員採用問題取向因應行為對其生活滿意度有顯著正向影響力的假說 H2-1 獲得支持，顯示宅配人員面對工作壓力時，若能透過問題取向的方式因應，可提升其生活滿意度。採用情緒取向因應行為對其生活滿意度有顯著負向影響的假說 H2-2，並未獲得支持。
- (三) 不同背景變項分組的宅配人員，在工作壓力、工作壓力因應行為、生活滿意度上存有差異的假說 H3-1 獲得部份支持。其中，年齡變項在工作壓力和生活滿意度有顯著的差異，且大於 35 歲的宅配人員的工作壓力和生活滿意度都高於小於等於 35 歲者；教育程度變項在模型一的問題取向因應行為和生活滿意度有顯著的差異，而在面臨工作壓力時，大專（含）以上學歷宅配人員較高中（含）以下學歷者，傾向採用問題取向的因應行為策略，且大專（含）以上學歷宅配人員的生活滿意度高於高中（含）以下學歷者；服務年資變項在工作壓力和生活滿意度有顯著的差異，且服務年資大於 2 年的宅配人員的工作壓力和生活滿意度，都大於服務年資小於等於 2 年者。
- (四) 研究假說 H3-2 獲得部份支持，宅配人員的背景變項中，僅教育程度是「問題取向因應行為對生活滿意度影響」的干擾因素，年齡、教育程度、工作年資變項都不是「情緒取向因應行為對生活滿意度影響」的干擾因素。高中（含）以下教育程度的宅配人員採取問題取向因應行為對提升生活滿意度的影響效果，較大專（含）以上的大。
- (五) 研究假說 H3-3 獲得部份支持，宅配人員的年齡和教育程度變項，在模型二是「工作壓力對生活滿意度影響」的干擾因素。小於等於 35 歲的大專（含）以上教育程度的宅配人員的工作壓力對生活滿意度的負向影響，高於大於 35 歲且高中（含）以下學歷者。
- (六) 理論意涵：(1)研究假說 H1、H2-1 獲得支持，印證了以其他職業別工作人員為研究對象的文獻結果；(2)研究假說 H2-2 未獲支持的結果與文獻研究結果有異，此乃因受測業者的宅配人員，不論年齡、教育程度或工作年資的差異，都較不傾向採取情緒取向的工作壓力因應行為；(3)研究假說 H3-1、3-2、3-3 的探討是本研究異於文獻研究的地方，其針對宅配人員的背景變項，逐一探討它們對於各個構面的影響，以及構面間影響關

係的干擾，並據此以獲得更詳細的訊息，以回饋理論的應用探討或有利於企業提出直接對應的管理策略；(4)本研究所應用以驗證研究假說 H3-1、3-2、3-2 的多群組結構方程模型分析方法，較傳統的平均數差異  $t$  檢定適用在潛在變項的樣本分組的平均數差異的檢定，因為此方法考量了衡量構面與其衡量問項的因果關係，以及各衡量構面間的共變異，且透過型態恆等及測量恆等以確保構面在各樣本分組的衡量模是一致且意義是相同的。

- (七) 管理意涵：依據研究假說驗證結果，得出有關人力資源管理上的意涵以及建議的做法如下：(1)年齡較大且服務年資較久、年紀較輕、學歷較低且服務年資較淺、年紀較輕、高學歷且有採取情緒取向因應行為的三類宅配員工，是受調查的宅配業者應特別關照的員工。(2)職業工作壓力對於員工生活滿意度的負向影響在宅配業亦是如此，而問題取向因應行為有利於紓解工作壓力以提高生活的滿意度，尤其是對年紀較輕、高中(含)以下教育程度且服務年資較淺的員工，業者需提供相關職業訓練或管道，幫助其學習正向的行為因應策略，以降低工作壓力並提升生活滿意度，避免因其較少或不知道如何採用問題取向因應行為以紓解工作壓力而造成生活滿意度低與潛藏著轉職的可能性，不利於公司的經營。對於年紀較輕、大專(含)以上學歷又傾向採取情緒取向壓力因應行為的員工，業者也須提供適度的關懷、幫助與適當的教育訓練，以降低其情緒取向的壓力因應行為對於生活滿意度的負向影響力。再者，由於宅配業為勞力密集的行业，年齡較大的員工容易因體力不佳而影響工作、服務年資較久的容易產生工作倦怠、年資較淺學歷較低的年輕員工的生活滿意度較差，這些都是提醒業者在追求永續經營上，應不忘提供相對合理的福利和教育訓練，以彌補工作壓力對員工產生的負向影響。

最後，提出以下建議供後續研究參考：(1)因研究課題及問項內容敏感性的影響，本研究僅獲得少數專業宅配公司支持，雖然有效樣本已足夠研究分析使用，後續研究若允許可再徵詢更多的廠商進行調查，以利檢視不同業者間是否存在差異性。(2)本研究礙於受調查對象之顧忌，無法將工作壓力構面中很關鍵的「每日工作時數」變項納入考慮，後續若能取得業者允許並納入分析，應可獲得更進一步的關聯結果。

## 參考文獻

- 白靜芳，「農家老人社會支持對其生活滿意度之影響研究」。台灣大學農業推廣學研究所碩士論文，2002 年。
- 石東生、陳秋蓉、張振平，「93 年受僱者工作環境安全衛生狀況認知調查」，台北：行政院勞工委員會勞工安全衛生研究所，2005 年。
- 吳秀蓉，「金融理財專員人格特質、工作壓力、情緒智力、情緒勞動與工作滿意度關係之研究」，成功大學高階管理碩士在職專班碩士論文，2012 年。
- 巫惠貞，「國小教師社會網絡、工作特性、專業進修與生活滿意之研究」，臺東師範學院教育研究所碩士論文，2000 年。
- 李逸，「公共衛生護理人員工作壓力感受、因應策略與壓力結果之探討－以互動型工作壓力模式為架構」。《台灣衛誌》，第 23 卷第 5 期，2004 年 10 月，頁 398-405。
- 李旻蕙，「消費者健康概念、旅行生活型態與生活滿意度關係之研究」，亞洲大學休閒與遊憩管理學系碩士論文，2007 年。
- 李美萱，「護理人員休閒參與、工作無聊感與生活滿意之研究」，朝陽科技大學休閒事業管理系碩士論文，2004 年。
- 邱皓政，「量化研究與統計分析：SPSS(PASW)資料分析範例解析」，第 5 版，台北：五南書局，2010 年。
- 林欣怡，「國小教師 A 型人格工作壓力與生活滿意度相關之研究」，嘉義大學家庭教育研究所碩士論文，2004 年。
- 林韻翔、李思賢、范巧逸，「計程車司機工作壓力、因應行為與生活滿足感之關係」，《健康促進與衛生教育學報》，第 32 期，2009 年 12 月，頁 87-106。
- 林麗玲，「員工工作滿意度和生活滿意度之關係探討－以護理人員為例」，中央大學人力資源管理研究所碩士論文，2001 年。
- 林麗惠，「高齡者參與學習活動與生活滿意度關係之研究」，中正大學成人及繼續教育研究所博士論文，2002 年。
- 施亭如，「社會參與在壓力源與憂鬱情緒、生活滿意度的調節作用」，臺北護理健康大學長期照護研究所碩士論文，2015 年。



- 張靜方，「臺中市國小教師工作壓力、因應行為與身心健康之研究」，中臺科技大學醫療暨健康產業管理系碩士論文，2013年。
- 曹輝雄，「國際觀光旅館餐飲部主管工作壓力、壓力因應與職業倦怠之研究」，銘傳大學觀光研究所碩士在職專班碩士論文，2007年。
- 連雅棻，「社區獨居老人人格韌性、社會支持與生活滿意度間之相關性探討」，長庚大學護理學研究所碩士論文，2002年。
- 郭淑嫻、吳旭泰，「台灣地區宅配人員職業焦崩對工作滿足、組織承諾與離職傾向關係之研究」，中華民國運輸學會98年學術論文研討會論文集，2009年12月，頁585-612。
- 經濟部商業司，智慧商業暨物流知識服務網，2018年，<https://like.logistics.org.tw/Statistic/Index>。
- 陳慧芳，「女性軍訓教官工作壓力、社會支持與生活滿意度之研究」，嘉義大學家庭教育研究所碩士論文，2006年。
- 曾中正、張清標，「基層員警之工作壓力、休閒參與、休閒滿意度與生活滿意度之探討—以台南地區為例」，*運動知識學報*，第5期，2008年9月，頁293-304。
- 黃寶園，「工作壓力對工作滿足、職業倦怠影響之研究：統合分析取向」，*教育心理學報*，第40卷第3期，2009年3月，頁439-461。
- 楊雅筑，台鐵司機員工作壓力與影響因素之研究，交通大學運輸科技與管理學系碩士論文，2001年。
- 蔡麗儷、呂佩珍、黃珊、許紋鳳、桂淑萍，「腫瘤科護理人員壓力之調適」，*安寧療護雜誌*，第13卷第1期，2008年2月，頁1-13。
- Arbuckle, J. L., "IBM SPSS Amos 22 User's Guide", Amos Development Corporation, 2013.
- Beehr, T. A., & Newman, J. E., "Job Stress, Employee Health, and Organizational Effectiveness: A Facet Analysis, Model, and Literature Review", *Personnel Psychology*, Vol. 31(4), 1978, pp. 665-699.
- Brandmeyer, D. D., "Higher Education Activity and Life Satisfaction in the Older Adult", Ph.D. dissertation, University of Georgia, 1987.
- Campbell, A., Converse, P. E., & Rodgers, W. L., "The Quality of American Life: Perceptions, Evaluations, and Satisfactions", New York: Russell Sage Foundation, 1976.

- Caplan, R. D., Cobb, S., French Jr, J. R. P., Harrison, R. V., Pinneau Jr, S. R., "Job Demands and Worker Health: Main Effects and Occupational Differences", National Institute for Occupational Safety and Health, 1975.
- Chen, F.F., Sousa, K. H., and West, S. G., "Testing Measurement Invariance of Second-Order Factor Models", *Structural Equation Modeling*, Vol. 12(3), 2005, pp. 471-492.
- Cooper, C. L., Sloan, S. J., & Williams, S., "Occupational Stress Indicator Manual: Management Guide", Windsor, England: ASE a Division of NFER-Nelson, 1988.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S., "The Satisfaction with Life Scale", *Journal of Personality Assessment*, Vol. 49(1), 1985, pp. 71-75.
- Dimitrov, D. M., "Comparing Groups on Latent Variables: A Structural Equation Modeling Approach", *Work*, Vol. 26(4), 2006, pp. 429-436.
- George, J. M. & Jones, G. R., "Understanding and Managing Organizational Behavior", 6<sup>th</sup> ed., New York: Pearson Prentice Hall, 2014.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., and Anderson, R. E., "Multivariate Data Analysis-A Global Perspective", 7<sup>th</sup> ed. New York: Pearson Prentice Hall, 2010.
- Hays, M. A., All, A. C., Mannahan, C., Cuaderes, E., & Wallace, D., "Reported Stressors and Ways of Coping Utilized by Intensive Care Unit Nurses", *Dimensions of Critical Care Nursing*, Vol. 25(4), 2006, pp. 185-193.
- Heller, D., Watson, D., & Ilies, R., "The Role of Person versus Situation in Life Satisfaction: A Critical Examination", *Psychological Bulletin*, Vol. 130(4), 2004, pp. 574-600.
- Herman-Stahl, M., & Petersen, A. C., "The Protective Role of Coping and Social Resources for Depressive Symptoms among Young Adolescents", *Journal of Youth and Adolescence*, Vol. 25(6), 1996, pp. 733-753.
- Kyriacou, C., "Teacher Stress: Directions for Future Research", *Educational Review*, Vol. 53(1), 2001, pp. 27-35.
- Lazarus, R. S., "Emotion and Adaptation", Oxford University Press, 1994.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S., "Stress, Appraisal, and Coping", Springer Publishing Company, 1984.
- Long, B. C., & Schutz, R. W., "Temporal Stability and Replicability of a Workplace Stress and Coping Model for Managerial Women: A Multiwave Panel Study", *Journal of Counseling Psychology*, Vol. 42(3), 1995, pp. 266-278.

- Manek, N. J. & MacGregor, A. J., "Epidemiology of Back Disorders: Prevalence, Risk Factors, and Prognosis", *Current Opinion in Rheumatology*, Vol. 17(2), 2005, pp. 134-140.
- Martin, T. N., & Schermerhorn, J. R., "Work and Nonwork Influences on Health: A Research Agenda Using Inability to Leave as a Critical Variable", *Academy of Management Review*, Vol. 8(4), 1983, pp. 650-659.
- Moons, P., Budts, W., & De Geest, S., "Critique on the Conceptualisation of Quality of Life: A Review and Evaluation of Different Conceptual Approaches", *International Journal of Nursing Studies*, Vol. 43(7), 2006. pp. 891-901.
- Müller, P. and Schäfer, S., "Latent Mean (Comparison)", In J. Matthes, C. S. Davis and R. F. Potter (Eds), *The International Encyclopedia of Communication Research Methods*. John Wiley & Sons, Inc., 2017.
- Neugarten, B. L., Havighurst, R. J., & Tobin, S. S., "The Measurement of Life Satisfaction", *Journal of Gerontology*, Vol. 16, 1961, pp. 134-143.
- Okunribido, O. O., Magnusson, M., & Pope, M. H., "Delivery Drivers and Low-back Pain: A Study of the Exposures to Posture Demands, Manual Materials Handling and Whole-body Vibration", *International Journal of Industrial Ergonomics*, Vol. 36(3), 2006, pp. 265-273.
- Oláh, A., "Coping Strategies among Adolescents: A Cross-Cultural Study", *Journal of Adolescence*, Vol. 18(4), 1995, pp. 491-512.
- Putnick, D. L. and Bornstein, M. H., "Measurement Invariance Conventions and Reporting: The State of the Art and Future Directions for Psychological Research", *Developmental Review*, Vol. 41, 2016, pp. 71-90.
- Russell, R. V., "The Importance of Recreation Satisfaction and Activity Participation to the Life Satisfaction of Age-Segregated Retirees", *Journal of Leisure Research*, Vol. 19(4), 1987, pp. 273-283.
- Ryff, C. D., & Keyes, C. L., "The Structure of Psychological Well-Being Revisited", *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 69(4), 1995, pp. 719-727.
- Weiten, W., "Psychology Applied to Modern Life: Adjustment in the 80s", Cole Publishing Company, 1986.

# Effects of Working Pressure and Response Behavior on Life Satisfaction of Delivery Drivers

CHAO-HUA CHEN, CHAO-HSUAN HUANG\*

## ABSTRACT

Delivery activities are becoming more closely related to people's living activity as the progress and prosperity of E-commerce. The satisfaction and comfort of the delivery drivers in both work and life are not only coherent with firm performance but also with the effectiveness of economic activities. The aim of this research is to investigate the relationship between working pressure, response behavior, and life satisfaction of delivery drivers of logistics companies in Taiwan. The research framework is constructed based on literature review and objectives of the study, which is composed of working pressure and response behavior as independent variables and life satisfaction as the dependent variable. Three hundred and fifteen valid samples are obtained through questionnaire survey among logistics companies in Taiwan. Based on the Structural Equation Modeling (SEM) method and Multi-group SEM Analysis, research results show that (1) working pressure has significant negative effect on life satisfaction and age as well as education are two significant factors which moderate the effect; (2) problem-oriented response behavior has significant positive effect on life satisfaction and education is a significant factor which moderates the effect; (3) delivery drivers with different years of age and seniority reveal significant difference in working pressure and life satisfaction, and those who with different education background reveal significant difference in response behavior and life satisfaction. Finally, theoretical and managerial implications drawn from research results are provided for future research and the practice.

Keywords: working pressure, response behavior, life satisfaction, Multi-group SEM Analysis

---

\* Chao-Hua Chen, Associate Professor, Department of Transportation Technology and Logistics Management, Chung Hua University. Chao-Hsuan Huang, Mater Student, Department of Transportation Technology and Logistics Management, Chung Hua University.