

國立臺灣大學社會科學院社會學研究所

碩士論文

Graduate Institute of Sociology

College of Social Science

National Taiwan University

Master Thesis



當代臺灣的低度就業與勞動風險：

探討雇用關係的差異及影響

The Underemployment and Labor Risks in Taiwan:
Difference and Consequences of Employment Relations

黃宇弘

Yu-Hung Huang

指導教授：柯志哲 博士

Advisor: Jyh-Jer Ko, Ph.D.

中華民國 106 年 6 月

June, 2017

國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

當代台灣的低就度就業與勞動風險：
探討雇用關係的差異及影響

本論文係黃宇弘君 (R03325011) 在國立臺灣大學社會學系完成之碩士學位論文，於民國 106 年 6 月 22 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

口試委員：(指導教授)

林志揚

(簽名)

張晉芳

于春華

謝辭

開始寫謝辭的感覺好不真實，沒想到真的來到這一天，我終於結束在臺大的八年學生生活了。如果要八年前進入工管系的自己，設想未來會從社會學研究所畢業，我當時一定不敢相信。然而，感激在椰林中經歷的每一件事、每一個人，種種體驗都幫助我成長茁壯，進而能昂首面對離開校園的時刻。

首先，一定要感謝我的指導教授－柯志哲老師。柯老師是從經濟系畢業，然後轉入社會學的學術生涯。我何等榮幸擁有與老師相似的經歷，並共享相近的關懷。謝謝老師最初陪我討論將管理學與社會學結合的構想，並引導我進入可行的研究方向；此外，老師在碩士班的旅程中，無論修課、工作、生活、研究、發表等，都給了我最大的關心、最高的耐心、與最強的支持。衷心感謝遇見柯老師，並在老師的指導下完成這篇碩士論文，實在是學生莫大的福氣。

其次，感謝我的口試委員－于若蓉老師、張晉芬老師。于老師總是耐心又細心，一字一句地閱讀我的論文初稿，並逐一提供建議。謝謝于老師對論文組織、文句編排、統計方法、分析結果等，諸多寶貴的意見；無論是這篇論文的修改，還是我後續的其他寫作，于老師的教導都讓我受用無窮。張老師總是充滿才氣，也總是一針見血地點出問題，並提出令人眼睛為之一亮的修正建議。謝謝張老師的嚴格要求，並在兩次口試中幫助我將論文架構調整得更好，也提醒我如何精煉社會學的意涵。感激兩位經驗豐富又熱於分享的口委，讓這篇拙作增添光彩。

感謝「台灣社會變遷基本調查」的執行團隊，無論是各位老師、研究助理、行政支援、督導與訪員等等。謝謝您們長時間的付出與耐心，我們才能有如此高品質的資料進行研究，實在是辛苦了。

感謝大學前五年在工管系的老師，引導我關注組織的運作及人力資源管理。朱文儀老師對於企業管理的啟蒙，以及在後續的諸多請益中，老師清晰的邏輯思維、對於生活與研究生涯的建議，都幫助我釐清自己的方向。也特別感謝教授人力資源與組織管理的教授們，瓊嘉老師、陸洛老師、樹誠老師、文政老師；及教授營運與決策管理的教授們，瑞祥老師、明晃老師、崇興老師、鉅秉老師、峻瑜老師。謝謝您們培養我對於「組織」的系統性概念，讓我在良好的基礎上發展這份研究。同時感謝農經系的雷立芬老師，在因緣際會下修習您的農場管理學，並試著撰寫營運計畫書，讓我對於組織的實務運作產生新的體會。

感謝雙主修社會系之後，培養我們從結構角度關心社會議題的老師，拓寬我對於這個世界的想像。無論是東升老師、嘉苓老師、明修老師、佩嘉老師、好儒老師、中興老師的必修課程，還是選修的嬿芬老師、鶴玲老師、國賢老師、承泰老師、明璁老師，都讓我更加瞭解社會學的意義與價值。其中，更特別感謝嬿芬老師對於經濟社會學的導論，以及對我日常生活的關懷，老師的溫暖是引領我進入社會學的重要暖流；也感謝嘉苓老師、國賢老師在做研究上的指引，讓我堅定地進入量化研究領域。還要感謝生傳系的謝雨生老師，能參加您的工作坊、修習您一學年的量化方法課程，讓這篇論文有了最紮實的基礎。

感謝在學生涯中，能擔任于玲老師、國賢老師、鶴玲老師的助教，以及中研院伊慶春老師所主持「台灣青少年成長歷程研究」的助理，除了獲得經濟收入，也讓我學習做人處事的道理，更在智識上獲得成長。同時，還要感謝臺大工管系的王姐、嘉琪助教、淑蕙助教，與臺大社會系的冠萍助教、瑜君助教、林小姐，謝謝您們的種種支持與幫助。

此外，同儕的陪伴與互助，更是讓這八年能順利完成的最大動力。但由於在這段歲月中，有幸相逢的人們何其多，雖想一一列名，但唯恐掛一漏萬；因此，這裡謹以至誠，感謝工管系百二級的夥伴們，九九級到百一級的學長姐、大宗學長、柏菁學長，還有百三級到百六級的學弟妹們。與你們的相處、在各種機緣下的交流，都讓我更加成熟，並不斷反省團隊與合作的重要。感謝在修課中相遇的外系同學們，讓我獲得不同知識領域的收穫，拓寬生活的視野。也感謝在雙主修社會系的過程中，一起做報告、讀文本、分享體悟的同學們；謝謝你們的光芒，讓我深刻體會社會學的魅力，並在跌跌撞撞中跟著大家努力學習。

同時，特別感謝進入社會所之後，遇見的各位良師益友。謝謝你們包容我的笨拙，並不吝和我分享學術領域的一切，能夠走到畢業，大家的幫助不可或缺。謝謝親愛 R03 的宸豪、舒晴、亭叡、詠瑛、陳霖、子瑄、淑涵、亞晴、定皇、冠宇、稚驛，祝福各位都能完成理想的研究。謝謝 R02 的明中、玉欣、聖義、意婷、昕樺、贊文、佳玉、國偉、宜武、耕任、科量、郡瑤、庭瑄、成瑤、亦甫、明緯，還有 R01 的庭萱、昀青、馥瑢、新誼，以及博班的思瑩、凱衡、孟宗、子壹、安琪、勤之、傳凱，TYP 的舜元、郁安、婉婷、永燊等等學長姐，以及晨佑，能有你們的帶領，無論是學術生涯或未來出路，都減少我的摸索與徬徨。謝謝 R04 的侑謙、易澄、卓元、乙平、廣彥、奎彥、仲玄、靖豪、劭杰、予婷，以及 R05 的宇修、哲維、韋宏、振傑、尉倫、婷婷、昕華，即將成為研究生的士玆、瑞清、永昌，與你們的相處總是充滿歡樂，也總是能幫助我認識自己的不足。謝謝你們帶給我充實又豐富的研究所回憶。

最後，這裡以最大的感激，萬分感恩我的父母。謝謝您們從小到大、無微不至的照顧，讓我能毫無後顧之憂地為學業努力；也謝謝您們包容我的任性，允許我追求自己的目標，讓我能徜徉在喜愛的知識領域；更謝謝您們如此為我著想，付出無數心血。能獲得臺大的碩士學位，一切的榮耀都歸於您們。同時，也要感謝親愛的家族成員，姑姑、祖母、外婆、姨嬪全家人、大姨、大姨丈、小阿姨、小姨丈、大舅舅、大舅媽、小舅舅、小舅媽、子鈞、子榆、宇婷、采薇、曉媛，謝謝你們讓我的生活如此多采多姿，並從小就能體會家人滿滿的愛。此外，更要感恩尊貴的 聖皇新天公師父的庇佑，還有佛國亥子道宗教的眾師兄師姐關心，讓我在人生旅途中擁有清晰的方向、終極的目標、與永恆的價值。

無數的感激也道不盡完成一篇論文所獲得的幫助，謹此再次深表謝意。

黃宇弘 2017 年 08 月 於臺大社會系

中文摘要



伴隨 1970 年代全球勞動市場的變革，當代臺灣也發生重大轉變。在眾多變化趨勢中，工作品質與勞動風險往往成為學術研究的焦點。本研究藉由低度就業探討工作品質的影響，包含非自願從事部份工時工作、薪資過低、及教育與職業不相稱；勞動風險部份，我們則透過工作不安全感的視角來分析，並分為失去工作可能性與尋找相似工作困難度。此外，在低度就業與不安全感的影響因素中，雇用關係的效果尚未受到完整討論。我們藉由彈性企業模式的指引，將雇用關係分為典型員工、組織雇用非典型、及市場雇用非典型，以釐清非典型雇用型態的異質性。本研究的樣本來自 2015 年七期一次「臺灣社會變遷基本調查」的工作與生活組問卷，並且建立兩階段的研究架構。在方法上，我們透過多類別邏輯迴歸、Poisson 回歸、序列邏輯迴歸、及定型邏輯迴歸，探討雇用關係的影響效果。研究發現，非典型工作者比較可能非自願工作、教育與職業不相稱，整體低度就業的發生率也較高，但薪資過低的效果並不顯著。其次，非典型工作者面臨更大的失去工作可能性，但典型工作者也比較容易感受到尋找相似工作困難度。不同類型的非典型人員，會對低度就業及不安全感造成不同的影響。我們將討論上述結果的意涵，並說明研究限制與建議。

關鍵詞：雇用關係、非典型雇用型態異質性、低度就業、工作不安全感

Abstract



This study explores the issues of underemployment and perceived job insecurity in Taiwan. Regarding the former, I discussed involuntary working, low income, and the mismatch between education and occupation. Respecting the latter, I differentiated it between the probability of job-loss and the difficulty of finding comparable jobs. Besides, this paper focused on the impacts and the heterogeneity of employment relations. I used data from the 2015 Taiwan Social Change Survey, First Wave of the Seventh Phase: Work and Life Module, and applied multinomial logit, Poisson regression, ordinal logit, and stereotype logit model, to conduct the analysis. Results show that nonstandard workers tend to be involuntarily employed in current jobs and be overeducated to positions, but do not receive low income in terms of hourly wages. They also perceive higher probability of job-loss; however, standard workers are more worried about not being able to find comparable jobs. The outcomes vary whether nonstandard workers are organization-employed or market-mediated.

Keywords: employment relations, heterogeneity of nonstandard employment, underemployment, perceived job insecurity

目錄



謝辭	i
中文摘要	iii
英文摘要	iv
第一章 導論	1
第一節 雇用關係與就業適當性	1
第二節 工作不穩定化的後果	4
第二章 文獻回顧	7
第一節 當代雇用關係的發展	7
第二節 介於失業與就業之間：低度就業的議題	9
(一) 非自願部分工時工作	12
(二) 薪資過低	13
(三) 教育與職業不相稱	16
第三節 雇用關係與低度就業的關聯	18
(一) 非自願工作狀態	19
(二) 薪資過低	21
(三) 教育與職業不相稱	22
第四節 雇用關係對工作不安全感的影響	24
(一) 工作不安全感的意涵	24
(二) 失去工作可能性	26
(三) 尋找相似工作困難度	27
第三章 研究方法	30
第一節 資料來源	30
第二節 變項衡量	31
(一) 依變項	31
(二) 自變項	35
(三) 控制變項	35
第三節 研究設計與分析方法	39
(一) 第一階段：雇用關係與低度就業的關聯	39
(二) 第二階段：雇用關係對工作不安全感的影響	40
第四章 不適當就業困境－雇用關係與低度就業	43
第一節 整體樣本描述統計	43
(一) 2015 年臺灣受雇者的就業概況	43
(二) 樣本結構描述統計	44
第二節 低度就業的描述統計	48
(一) 互斥分類	48

(二) 相依分類.....	50
第三節 低度就業的迴歸分析.....	52
(一) 低度就業（互斥分類）.....	52
(二) 低度就業（相依分類）.....	61
第四節 本章小結.....	66
第五章 勞動風險的蔓延－雇用關係與不安全感.....	67
第一節 不安全感的描述統計.....	67
第二節 不安全感的迴歸分析.....	70
(一) 失去工作可能性.....	70
(二) 尋找相似工作困難度.....	75
第三節 本章小結.....	80
第六章 結論與討論.....	81
第一節 研究結論.....	81
(一) 雇用關係與低度就業的關聯.....	81
(二) 雇用關係對工作不安全感的影響.....	83
(三) 雇用關係的階序差異.....	84
(四) 研究貢獻.....	85
第二節 討論.....	86
(一) 非典型雇用型態的另類異質性.....	86
(二) 薪資過低的爭議.....	87
(三) 性別不平等.....	88
(四) 尋找相似工作困難度的意義.....	89
第三節 研究限制與建議.....	90
參考文獻.....	92
附錄.....	100
附錄一 各個迴歸模型的檢驗結果.....	100

圖 目 錄

圖一 雇用型態（粗分類）對於就業狀態的預測機率圖.....	56
圖二 雇用型態（細分類）對於就業狀態的預測機率圖.....	58
圖三 雇用型態（粗分類）對於低度就業面向數的預測圖.....	63
圖四 雇用型態（細分類）對於低度就業面向數的預測圖.....	64
圖五 雇用型態（粗分類）對於失去工作可能性的預測機率圖.....	72
圖六 雇用型態（細分類）對於失去工作可能性的預測機率圖.....	73
圖七 雇用型態（粗分類）對於尋找相似工作困難度的預測機率圖.....	77
圖八 雇用型態（細分類）對於尋找相似工作困難度的預測機率圖.....	78

表 目 錄

表一 1991-2016 年臺灣勞動力運用狀況.....	14
表二 本研究之研究假說列表.....	29
表三 低度就業的依變項設定.....	33
表四 工作不安全感的依變項設定.....	34
表五 2015 年臺灣就業人口之雇用型態.....	43
表六 樣本結構描述統計.....	45
表七 連續變項之描述統計量.....	47
表八 低度就業之交叉列聯表（互斥分類）.....	49
表九 低度就業之發生比例（相依分類）.....	50
表十 低度就業的多類別邏輯迴歸分析（粗分類）.....	54
表十一 低度就業的多類別邏輯迴歸分析（細分類）.....	59
表十二 低度就業面向數的 Poisson 回歸分析（粗分類）.....	62
表十三 低度就業面向數的 Poisson 回歸分析（細分類）.....	65
表十四 雇用關係與低度就業的關聯.....	66
表十五 不安全感之描述統計量（雇用型態粗分類）.....	67
表十六 不安全感之描述統計量（非典型細分類）.....	68
表十七 不安全感與連續變項之相關係數表.....	69
表十八 失去工作可能性的序列邏輯迴歸分析（粗分類）.....	71
表十九 失去工作可能性的序列邏輯迴歸分析（細分類）.....	74
表二十 尋找相似工作困難度的定型邏輯迴歸分析（粗分類）.....	76
表二十一 尋找相似工作困難度的定型邏輯迴歸分析（細分類）.....	79
表二十二 雇用關係與不安全感的關聯.....	80

第一章 導論

第一節 雇用關係與就業適當性

自 1970 年代中葉以來，當代工作世界發生許多重大變革。變革的來源一方面是各種政治、經濟、與社會等制度結構的變遷，另一方面則是當今勞動力組成與工作者偏好的轉變。諸如新自由主義興起，造成經濟整合與價格競爭白熱化；科技創新導致全球生產基地的重新配置，與新的工作組織模式；管理階層的權力擴大，並要求雇用關係具有更大的彈性；服務業成為就業主流，並產生技能高度異質性的工作型態。在此同時，勞動人口也變得更加分歧，如女性、少數族裔、移民工作者、年長者、與雙薪家庭逐漸增加，教育更成為工作報酬的關鍵差異。這些勞動市場供給與需求的雙方面變化透過「工作結構」彼此連結，使得今日的工作品質更加兩極化(polarization)，不穩定的工作(precarious work)也逐步擴大 (Green 2013: 5-8; Kalleberg 2011: 12-17, 61)。

過去對於勞動市場的研究，大多著重在就業與失業的對比，但在當今種種變化之下，即使失業率維持在較低水準，工作者仍持續感到焦慮並面臨經濟壓力，這是因為先前的討論大多忽略就業適當性(employment adequacy)的緣故(Dooley 2003)。其中，低度就業(underemployment)代表勞動者目前的工作低於其目標與期待，核心面向包含非自願從事部分工時或臨時性工作、薪資過低、以及教育或技能等資格高於職位需求(Maynard and Feldman 2011)。低度就業在世界上眾多工業國家都變得比過去更加嚴重，無論景氣繁榮與否都持續存在，受影響人口也比失業更多，其後果更不會比失業輕微。低度就業者容易產生負面的工作態度，引起身心健康問題，也可能導致薪資懲罰(wage penalty)並持續抑制未來的收入，還可能傷害家庭關係及友誼網絡(Dooley 2003; Maynard and Feldman 2011)。因此，在當代勞動市場逐漸朝向彈性生產模式轉型，好工作與壞工作的分野更加嚴重，並且強調個人必須負擔脫貧責任之下(Jensen and Slack 2003)，研究者也應該超越就業與失業的二元觀點，以「就業連續光譜」檢視不同的適當就業程度差異。



面對這股全球性工作結構變革的浪潮，臺灣沒有置身其外，同樣面臨新自由主義帶來的種種衝擊。由於經濟全球化加速產業外移的腳步，以及服務業成為就業主流而導致「成本弊病」現象，不但我國的長期失業者大幅增加，也出現大量的低薪與低技術層級工作(李健鴻 2011)。如果從行政院主計總處的《人力運用調查》觀察我國低度就業現象，從 1991 年到 2016 年間，整體低度就業比例都大致在 10% 上下徘徊，¹ 並在 2009 年金融海嘯達到最高點 (12.38%)，即使最低也沒有少於 7%。相對來講，除了少數景氣衰退的年份，我國的失業率幾乎都維持在 5% 以下，2009 年的最高點也只有 5.82%。因此，比起失業造成的衝擊，臺灣基本上都有兩倍的人口面臨不適當就業困境，我們確實有必要檢視低度就業對於我國勞動市場造成影響。

雖然低度就業一直以來都缺乏足夠的學術研究關注(Li, Duncan and Miranti 2015; Maynard and Feldman 2011)，然而在少數探討低度就業影響因子的研究中也並未留意雇用關係(employment relationship)可能帶來的差異，特別是缺乏關於非典型工作者(nonstandard workers)就業經驗的討論(Connelly, Wilkin and Gallagher 2011; Jensen and Slack 2003)。Li et al. (2015)認為低度就業的影響因子主要包含三類，分別是人口與社會經濟特徵 (如性別、年齡、教育程度、家庭背景等等)、經濟環境 (如景氣變化、金融危機、政府規範等等)、與工作的相關特徵 (如人力資本、職業、職涯歷史、尋找工作策略等等)，各類群體經歷低度就業的方式也不盡相同。但是，對於雇用關係而言，其代表一種個人與社會的重要聯繫機制。一方面受到法律規範、組織結構、管理政策等等制度環境的形塑，另一方面，則影響個體工作者的薪資報酬與生命機會(Benner 2002: 29)。因此，雇用關係作為重要的社會學關懷，連結鉅觀環境的變革及微觀工作者的變化，究竟與

¹ 我們這裡的低度就業比例並未包含「教育與職業不相稱」，主因是主計處自 2005 年後不再發佈相關的統計數據，因此我們無法比較之後的變化狀況。為了便於做整體討論，我們僅加總「工時不足」與「所得偏低」。對此，主計處的說明為「隨著勞動環境、產業結構轉變快速，高等教育擴展普及，個人工作價值觀及行為模式改變等」，有關教育與職業不相稱的測量「已不合時宜且難有客觀標準」(行政院主計處 2004: (12))。然而，如同本研究後續將討論的，納入教育與職業不相稱仍有助於分析我國產業與教育體系的落差，因此我們仍將探討這個類別。

低度就業具有什麼關聯，值得我們深入探討。

從勞動市場的運作模式來看，雇用關係代表一個勞動者的「工作身分」，也就是其如何進入職場並且在特定組織中佔據什麼職位，而勞動者處在失業、低度就業、或適當就業的類別，則是這些工作者的「就業狀態」；換句話說，前者是指工作者參與勞動市場的受雇型態，後者則是參與之後所面臨的結果，兩者具有一前一後的影響關係(如 Connally et al. 2011: Fig. 8.1)。Kalleberg, Reskin and Hudson(2000)也認為我們應該將雇用關係所代表的工作身分，與工作者所獲得的工作品質區別開來，才能比較典型與非典型雇用型態對於勞動市場結果的影響。在這段影響過程中，非典型工作者面對市場風險逐漸從雇主移轉至員工，企業藉由降低雇用關係的義務節省勞動成本，非典型工作者因此更容易遭逢邊緣性就業(marginal employment)，不僅獲得比較低的薪資，也缺乏雇主提供的健康保險及退休金等福利安排(Jensen and Slack 2000)；然而，我們需要注意，仍然有些非典型工作者受雇於高技能的職位，執行高附加價值的活動，他們也比較不偏好典型正職工作(Benner 2002: 32)，我們便無法認定他們處於低度就業。更重要地，典型員工也無法避免不適當就業的困境。在當代企業要求更大的彈性之下，員工的收入越來越不是以年資或內部薪資結構決定，反而更仰賴個人或組織的績效，如此使得典型工作者的薪水更加不穩定，並且同樣將企業面臨的風險轉嫁給員工(Kalleberg 2011: 73)。當這種工作環境不符合工作者的意願，他們也面臨大幅的薪資損失時，典型員工仍有可能發生低度就業。

在臺灣的脈絡中，Hsiao(2013)發現我國勞動市場呈現非正式化的就業趨勢。由於企業與政府都受到全球化競爭壓力，必須透過彈性雇用關係節省勞動成本，因此正式受雇者逐漸偏離傳統就業型態，非正式工作者也變得更加不穩定與不安全。洪敬舒(2014)也發現在這股變化中，雇主、股東與少數管理階層取得勞動市場的優勢，不僅控制勞雇關係的條件，還能利用非典型勞工替代傳統就業者，受害者更波及一般正職員工。因此，我國無論典型或非典型工作者都共同面臨勞動市場彈性化的衝擊，也都有可能面臨不適當的就業條件。

在典型與非典型工作者都有可能面臨低度就業，非典型工作者也可能獲得高薪與自主性的好工作之下，便引導我們關注「非典型雇用型態的異質性」，本研究認為這種異質性主要來自組織的人力運用(*manpower utilization*)策略。企業可以依照需要時間長短，直接使用部份工時或短期契約工作者，這些非典型員工不是長期正式聘用，也僅提供低於典型員工的薪水，獲得比較少或幾乎沒有福利；此外，組織還可以透過派遣機構(*temporary help agency*)或外包公司(*contract company*)招募人力，這些勞動者不是內部的員工，企業便得以外部化管理責任、節省相關雇用成本，並且可能使用高技能或低技能的勞工(Atkinson 1987)。

綜上所述，本研究的第一個研究問題，便在於探討雇用關係與低度就業具有什麼關聯？同時，對於不同的非典型工作者而言，我們也想知道是否因為組織的結構安排，導致彼此存在差異的低度就業經驗？

第二節 工作不穩定化的後果

以上討論大多著重在工作品質的兩極化，但在當今勞動市場的轉變下，工作的不穩定化也成為重要議題。過去有許多學者使用工作年資或流動性等客觀指標測量市場變革的影響，但只有少數研究檢驗勞動者主觀知覺的不安全感。然而，即使處於低失業率與經濟持續成長的年代，當代的工作者卻比過去更加焦慮失去工作的潛在威脅(Anderson and Pontusson 2007; Schmidt 1999)，這種落差也成為本研究關注的契機。

工作不安全感(*job insecurity*)的重點不是工作者是否真實失業，而是目前有工作的勞動者是否面臨失業的威脅。由於雇用關係的持續進展是工作生活品質的核心成分，如果工作不安全感提高，會降低勞動者的福祉，並造成個人壓力、身體疾病、對工作感到不滿意，甚至對於家庭、鄰里、政治穩定度、民主社會都會產生負面影響，並且和失業的後果一樣巨大(Green 2013: 129; Kalleberg 2009)。因此，我們將「工作不安全感」當成最主要的不穩定性指標。

在本研究的脈絡中，雇用關係與工作不安全感具有潛在的關聯。由於非典型工作者缺乏穩定契約與集體力量的保障，他們無法避免不合理的解雇，也無法確保自己能獲得多少工作量及工作時數(Anderson and Winefield 2011)。因此，非典型工作者更容易認為自己會失去工作。然而，這並不表示典型員工可以免於工作不穩定性的衝擊。面對組織裁員風潮的盛行與勞資之間失去互信，典型員工也同樣受到緊迫的管理控制、增加的工作強度等威脅，甚至還可能被非典型工作者取代工作(Fullerton and Wallace 2007)。因此，無論典型或非典型工作者都共同面臨更大的不安全感。此外，不同的非典型工作者仍存在差異。Giesecke(2009)便發現，由於部分工時工的雇用狀態比較接近典型員工，只是在工作時數上明顯縮短。因此，他們仍享有一定程度的就業保障，工作不安全感也相對較低。但對於定期契約工、派遣工而言，由於他們缺乏永久的雇用契約，因此面臨更大的失去工作風險。對於主觀知覺而言，這兩種非典型也容易產生更高的不安全感。

綜上所述，本研究的第二個研究問題，即在於瞭解雇用關係對於工作不安全感可能造成什麼影響？除了比較典型與非典型雇用關係的差異，我們也想瞭解不同的非典型雇用型態，是否在工作不安全感上仍具有異質性？

在本研究的後續討論中，我們以勞動市場的兩股變化趨勢為焦點。在工作品質兩極化的趨勢中，我們以低度就業為核心指標，探討好工作與壞工作的分野日益擴大之下，「不適當就業」主要成為何種工作者的困境。在工作不穩定性擴大的趨勢中，我們以不安全感為核心指標，探討在失業率不高的脈絡下，何種工作者容易感受到主觀的「勞動風險」，不同的工作者是否也存在差異。同時，我們將這兩股趨勢連結到雇用關係的轉變，探討 1970 年代的大環境變革如何對雇用關係造成衝擊，這股衝擊又會如何影響勞動市場結果。

本研究將首先回顧當代雇用關係的發展方向，並借用「彈性企業模式」界定不同的雇用型態。接著，本研究再參考「勞動力運用架構」的原始精神，為低度就業提供概念與測量的基礎。在清楚定義研究範圍之後，本研究將比較雇用關係

對於低度就業的效果。最後，我們透過工作不安全感的討論，分析勞動風險的擴張對於工作者的心理狀態造成什麼影響。



第二章 文獻回顧

如同第一章所述，本研究將從當代雇用關係的轉變開始，探討這種轉變對於兩股勞動市場趨勢（低度就業、工作不安全感）的影響。在本章中，我們將依序介紹各個概念的分類與定義，並提出對應的研究假說。



第一節 當代雇用關係的發展

受到 1970 年代勞動市場變革的衝擊，當今的雇用關係逐漸轉往市場化與個體化的方向轉變(Kalleberg 2011: 83)。市場化消解雇主與員工的心理契約，及勞資整體的社會契約。企業越來越傾向依照經營狀況終止雇用關係，並按照需求程度彈性使用人力。工會勢力及勞動法規的衰退，也加強個體主義的意識形態。工作者越來越仰賴教育、技能、工作經驗等可以增進個人可雇用性(employability)的資源，也傾向離開原本受雇的公司，追求更好的工作機會。整體而言，今日的雇用關係變得更不穩定，工作者也更容易感到不安全(Kalleberg 2009, 2011)。

在種種雇用關係的變化中，最明顯者莫過於非典型雇用型態(nonstandard employment)日益增加。非典型工作型態指涉雇用關係在不同層面上，偏離過去典型雇用型態，以替代式(alternative)、權變式(contingent)、定期契約(fixed-term contracts)的模式使用人力(Connelly and Gallagher 2004)。柯志哲也參考 Polivka 和 Nardone 的看法，認為非典型雇用型態的嚴格定義應是「勞資雙方皆不期待雇用關係的持續，工作時數上也不固定，並特別強調工作時間的不可預期性」(引自柯志哲 2008: 4)。在市場化與個體化的變革下，非典型工作者更容易面臨不安全的雇用型態，不僅容易落入失業或持續非典型就業的陷阱中、獲得較低的薪資待遇，也更容易被去組織化(disorganizing)而難以集體行動爭取勞動權益(de Vries and Wolbers 2005; 柯志哲、張珮青 2014)。

對於我國雇用關係的轉變情況，柯志哲(2008)利用 2002 年勞委會（今行政院勞動部）的全國調查資料發現，國內使用非典型雇用型態的企業比率約為

37.45%，將近整體的四成。如果從細部的類型來看，使用部分工時工、定期契約工、派遣工、和外包工的企業所占比率，各為 12.4%、21.38%、3.25%、和 21.48%；如果只看有使用非典型雇用關係的企業，則以使用外包工和定期契約工最多，使用比率均達到 57% 以上，甚至高達 75% 使用非典型工作者的企業都表示會維持或增加非典型人力使用，可見非典型工作在臺灣的盛行。如果從勞動者的角度來看，Hsiao(2013)透過《人力運用調查》的資料發現，在 2001 年到 2006 年之間，非典型人力占總就業人口的比例成長兩倍，並且在 2008 年到 2010 年間更大幅增加，將近總就業人口的 8.8%（約 924,000 人）都屬於非典型工作者。其中，以部份工時工作者占總就業人口 3.65%（約 384,000 人）最多，但以派遣工作者成長的幅度最快，2006 年僅占 1.25%（約 126,898 人），2010 年卻增加到 3.36%（約 353,097 人）。這些結果均顯示臺灣的非典型工作者呈現穩定增加趨勢，也顯示我國勞動市場確實受到 1970 年代大環境變革的影響。

不過值得注意的是，即使勞動市場經歷大幅轉變，目前卻呈現典型與非典型雇用關係並存的局面。這是因為企業面對經營環境的變化，便試圖尋找更靈活的人力配置方式，以同時利用典型員工的專屬技能，與非典型工作者的調度彈性，因應新的市場狀態(Hudson 2002)。其中，一個深具影響力的解釋模型，是 John Atkinson 在 1980 年代提出的彈性企業模式(flexible firm model)。在這個模式的定義之下，企業依照工作者與組織的關係，將使用的勞動力分成三種類型。

(一)核心員工(core workers)：他們是全時工作的永久雇員，位在最內層的勞動市場，執行企業最重要的營運活動。由於核心員工的技能無法從外部獲得，這些工作者獲得免於市場波動的安全保障，但也必須接受彈性的工作安排，包含短期內執行多種專案，長期可能要改變職涯軌道(Atkinson 1984, 1987)。

(二)邊陲員工(periphery workers)：這個群體處於第二層的勞動市場，並且同樣是組織雇用的員工。但邊陲工作者執行的多半是日常性或重複的工作，因此無法得到安全保障，也缺乏訓練及職涯發展機會。邊陲員工由組織依照當下需要，彈性調度使用，並大多屬於非典型雇用關係，包含部分工時、臨時工、

定期契約工等等(Atkinson 1984, 1987)。

(三)外部工作者(external workers)：第三種群體位在最外部的勞動市場，對使用企業而言，他們是由外部組織雇用而不是內部編制的員工。外部工作者執行的活動可能是高度專業的，也可能是較單調乏味的工作。企業比較可能合作的外部組織，主要包含派遣機構、外包公司等等(Atkinson 1984, 1987)。

從上述討論可以發現，組織在追求彈性人力配置方式的同時，也造成個體層級的雇用關係差異。典型正職員工通常成為核心成員，非典型工作者則經常落入邊陲群體。組織因此獲得成本效益優勢，但也使得兩者的薪資與福利更加不平等(Kalleberg 2003)。此外，非典型工作者更存在邊陲與外部的分野，邊陲群體是由組織直接使用的非典型員工，如部分工時工、定期契約工、臨時工；外部群體則是組織透過市場招募的人力，如派遣工、外包工。因此，本研究將雇用關係區分為典型正職員工、組織雇用非典型工作者、與市場雇用非典型工作者，分別對應彈性企業模式定義的三種類型。我們認為，非典型雇用型態的異質性，很可能根源於組織的人力運用策略。

第二節 介於失業與就業之間：低度就業的議題

在衡量一個國家的勞動力規模與特徵方面，勞動力取徑(labor force approach)是目前最重要的測量工具。這個取徑包含兩個主要元素，一是定義活動的概念，分別是正在工作的受雇狀態(employed)、與尋找工作的失業狀態(unemployed)；其次，在統計調查時為這些活動定義時間參照點，如測量前的一個禮拜(Hauser 1974: 1-3)。此外，由勞動力取徑推導的失業率，更作為主要的社會經濟指標，政府與研究者可以透過時間序列資料探討勞動市場的變遷，也能藉由跨期資料比較不同類型勞動者的社會條件差異。

雖然勞動力取徑在已開發國家獲得相當好的測量成果，但隨著人口結構的轉變，不適當就業(inadequate employment)的問題與日俱增，使得失業統計無法再提供當前勞動市場的真實資訊(Clogg 1979; Clogg and Sullivan 1983; Hauser and Shapiro 1993; Sullivan 1978)。勞動適當性(labor adequacy)探討勞動參與的品質與穩定性，也就是一個社會能否提供適當數量與品質的工作，給身處其中的經濟活動人口(Clogg 1979; Sullivan 1978)。但目前無論任何社會都存在勞動力低度運用(labor underutilization)的問題(Sullivan 1978)，影響層面甚至大於失業(Maynard and Feldman 2011)。在開發中國家方面，由於相當比例的人口從事小規模的農業或其他形式的自我雇用工作，當面臨工作中斷的空檔時期，他們既無法被當成員工而計入受雇狀態，也不處於尋找工作的失業狀態，令勞動統計出現一大缺口；此外，開發中國家的工作者也經常面臨工時較低或經濟報償較差等問題，但失業率卻無法呈現低度就業(underemployment)帶來的負面影響，²令政策制定者不能獲得正確資訊作為人力規畫的參考(Hauser 1974; Jensen and Slack 2003)。在已開發國家方面，由於工作人口的技能成長速度高於經濟體的產能需求，造成大量工作者無法發揮習得的技能；雇用結構朝向部分工時、臨時性、合約關係的方向發展，也造就龐大的部分就業(partial employment)人力(Hauser and Shapiro 1993)。這些勞動力低度運用問題超出勞動力取徑的二元分類，當代工作者的就業狀態也不再只是單純的就業或失業，我們便需要新的測量架構反應當前社會現實。

為了回應上述問題，在國際勞工組織的委託下，Philip M. Hauser(1974)提出勞動力運用架構(labor utilization framework; LUF)作為新的分類體系，並經由Sullivan(1978)、Clogg(1979)、Clogg and Sullivan(1983)的後續修正，整體架構包含六種類別。在排除非勞動力(not in labor force)³之後，依照勞動力低度運用的嚴

² 為了釐清本研究探討的概念，本文參考 Sullivan(1978: 7)的分類系統，「勞動力低度運用」涵蓋失業與低度就業等兩種類別；「低度就業」則包含三種不適當就業型式，分別是非自願部分工時工作、薪資過低、教育與職業不相稱。我們因此發現，低度就業包含在勞動力低度運用的分類當中，但本文若沒有特別說明的話，將交替使用這兩個名詞。

³ 「非勞動力」屬於沒有從事任何經濟活動的人口，他們可能完全退出勞動市場，例如高齡退休者、家庭主婦、全職學生等等。勞動力運用架構則將其他的經濟活動人口，分為「適當利用」與

重程度從高到低分為：怯志工作者(discouraged workers)⁴、失業(unemployment)、非自願部分工時工作(involuntary part-time work)、薪資過低(low income)、教育與職業不相稱(mismatch of occupation and education)、適當就業者(adequate employment)。必須特別注意的是，這六種類別彼此互斥(mutually exclusive)，並存在優先次序的位階關係(priority system)(Hauser 1974: 10)。⁵舉例來說，當一個工作者被歸類為薪資過低，即使他/她同時面臨教育與職業不相稱，仍只會被認定為所得面的不適當運用，不會在教育面重複計算。

在臺灣的脈絡中，從 1980 年到 2000 年之間，低度就業者始終佔整體就業人口的 15% 以上，並在 1985 年達到最高點 (25.66%)，而且以「教育與職業不相稱」與「所得偏低」較嚴重。其中，服務業的低度就業比例一直比製造業高，兩種主要低度就業類別也呈現上升趨勢，但製造業的「所得偏低」卻逐漸下降。此外，男性主要面臨「教育與職業不相稱」困境，女性則較容易遭遇「所得偏低」問題(黃冠穎、游玉卿、李孟壕 2001)。Tseng, You and Ho(2002)也發現，在 1990 年代，我國的失業率僅維持在 1.6% 到 2.3% 之間，但是低度就業比例卻高達 30% 左右，並以「教育與職業不相稱」最為嚴重，更足以證明不適當就業為我國必須重視的課題。

在過去使用勞動力運用架構的研究中，研究者通常會依照需要而增減討論的類別(Jensen and Slack 2003)。本研究的重點，在於比較不同雇用關係的就業狀態差異，也就是目前有工作的典型或非典型工作者的就業狀況。因此，我們將採用

「不適當利用」兩種類型(Hauser 1974: 5)。此外，Clogg(1979: 6)也將怯志工作者獨立出來，稱為邊緣經濟活動工作者(marginally economically active workers)。

⁴ 「怯志工作者」代表目前沒有工作，也沒有在找工作的勞動者，可能是過去的負面經驗讓他們心生退意，但如果有適當工作仍願意繼續就業(Clogg 1979: 6; Hauser 1974: 6)。Clogg(1979)、Clogg 與 Sullivan(1983)均以次級失業(subunemployment)作為怯志工作者的代理變項，包含探討沒有工作的理由是否為「無法找到工作」，或是先前為兼職的工作者，目前沒有工作的理由是否為「持續尋求全職工作」(Clogg and Sullivan 1983: 120)。

⁵ 勞動力運用架構在提出之後，一直受到非常穩定的採用，幾乎沒有受到任何挑戰。後續學者主要是依照研究需要，增加或減少討論的類別(如 Friedland and Price 2003)。然而，如同我們在第三章即將提到的，由於低度就業在本質上彼此相關，一名工作者如果非自願從事部份工時工作，可能因此獲得較低的薪資，也可能無法將其教育程度用在日常任務中。是故，我們將比較勞動力運用架構的「互斥作法」，以及將變項設立成並非互斥的「相依作法」，兩者是否有什麼差異。

勞動力運用架構探討「現在就業狀態」的分類，也就是非自願部分工時工作、薪資過低、教育與職業不相稱、適當就業等四種類型。以下分別介紹前三者。



(一)非自願部分工時工作

在勞動力運用架構的原始分類中，非自願部分工時工作代表受訪者因為經濟或非個人理由而無法達到全時工作標準(Clogg 1979: 7; Sullivan 1978: 40)，從事部分工時的工作者想要更多的工作量(Hauser 1974: 9)，或是通常為全時工作的勞動者被迫減少工作時間(Sullivan 1978: 182)。這個定義包含兩種重要議題，首先，我們需要定義適當的全時工作標準，低於這個標準時，政府有義務創造更多的工作量以刺激經濟發展並提升生活水準(Hauser 1974: 10)。其次，非個人的理由則包含產能閒置、原物料短缺、工廠設備正在修復中、與無法找到全時工作等等(Clogg and Sullivan 1983: 120)。

由於非自願部分工時工作代表雇用量的不充分，提供與失業率互補的資訊，因此屬於各國人口統計的焦點之一。然而，因為不同國家的定義與測量存在大幅差異，而使得國際比較變得困難(Wilkins and Wooden 2011)。在 OECD 國家中，只有歐盟使用較為相同的測量，探討哪些工作者因為找不到全時工作，只能從事部分工時。其中，以義大利的 4.3% 最為嚴重，匈牙利的 0.4% 較為輕微，但大都比失業的影響更低。此外，英國設定的部分工時門檻，是週工時低於 40 小時，澳洲、紐西蘭、美國等等，則設定在 35 小時以下(Wilkins and Wooden 2011)。

在臺灣的情況中，我國自 1973 年引進 Hauser 的勞動力運用架構，並從 1977 年開始，配合《人力運用調查》資料，逐年提出《台灣地區勞動力低度運用》調查報告(劉鶯釧、黃智聰 1990)。目前我國將非自願部分工時工作⁶定義為「工作時數低於正常情形，而希望增加工作時數者」(蔡憲唐、韋伯韜 2004: 21)，並從 2001 年開始將正常情形設定為「每週工時未滿 35 小時」(行政院主計總處 2016:

⁶ 在《人力運用調查》的用詞為「工時不足」，本研究則採取 Hauser(1974)的原文翻譯（非自願部分工時工作），兩者指的是同一種概念。

20-21)。然而，非自願部分工時工作一直是最輕微的低度就業類別(黃冠穎等 2001)，只有在 Tseng et al.(2002)的分析中，發現個人服務業同時存在廣泛的時間面與收入面之低度就業，並以女性工作者為主。本研究查看 1991 年到 2016 年的《人力運用調查》也發現，非自願部分工時工作平均維持在 2.64%，只有在 2009 年的金融海嘯達到最高點 (5.60%)，但在 2011 年便下降到 2.46%。

雖然非自願部分工時工作是定義較明確的低度就業類型，但當我們探討典型及非典型雇用關係的影響時，卻會產生概念的問題。因為在雇用型態的定義中，典型正職員工屬於全時工作，非典型工作者則可能擁有全時或部分工時工作 (Kalleberg 2003)，如果我們討論哪種類型的員工容易陷入部分工時狀態，則毫無疑問地，只有非典型工作者會面臨這種風險，如此便失去比較的意義。為了解決這個矛盾，我們參考 Connelly et al. (2011)的討論，目前有許多的非典型研究探討意願(volition)議題，也就是工作者是否自願接受現在的雇用狀態。此外，意願研究的焦點在於雇用狀態的整體態度(overall attitudes)，而不是對於雇主或同事等特定面向的態度(Connelly et al. 2011)。由於意願研究不會排除典型員工的經驗，因此能克服討論部份工時的矛盾，我們便可以比較，典型與非典型雇用型態何者更可能「非自願」從事目前的工作。

(二)薪資過低

在勞動力運用架構的界定中，薪資過低代表工作者即使擁有全時工作，卻無法獲得足以維生的薪資報酬。對於完全仰賴工作收入生存的人口，可能產生極大風險(Clogg 1979; Sullivan 1978)。此外，勞動力運用架構只考量個人層次的工作收入，而不納入移轉支付(transfer payments)或福利補貼(welfare subsidies)(Clogg and Sullivan 1983: 121)。換句話說，我們可以將有工作卻獲得過低薪資的情形，視為個人層面的工作貧窮(working poor)，並和社會福利學界討論個人或家戶的貧窮狀態(poverty status)加以區分(Clogg 1979: 11; Clogg and Sullivan 1983: 130)。

表一 1991-2016 年臺灣勞動力運用狀況



年別	失業率(%)	小計 (A)+(B)	低度就業占勞動力之比率(%)		
			工時不足 (A)	所得偏低 (B)	教育與職業 不相稱 (C)
1991 年	1.43	9.99	1.35	8.64	9.08
1992 年	1.40	10.79	1.82	8.97	9.22
1993 年	1.29	10.64	1.55	9.09	5.54
1994 年	1.43	9.52	1.95	7.57	5.52
1995 年	1.63	9.55	2.14	7.41	5.67
1996 年	2.35	9.63	3.09	6.54	5.99
1997 年	2.51	11.38	3.19	8.19	6.42
1998 年	2.37	8.95	2.50	6.45	6.65
1999 年	2.84	9.11	2.73	6.38	6.88
2000 年	2.78	8.76	2.37	6.39	7.24
2001 年	4.22	10.11	3.86	6.25	7.30
2002 年	5.02	10.75	3.75	7.00	7.77
2003 年	4.98	10.73	3.66	7.07	8.22
2004 年	4.41	9.63	3.08	6.55	8.42
2005 年	4.10	8.17	2.37	5.80	
2006 年	3.84	7.85	2.39	5.46	
2007 年	3.87	7.05	2.02	5.03	
2008 年	3.84	8.16	2.18	5.98	
2009 年	5.82	12.38	5.60	6.78	
2010 年	5.14	9.79	3.25	6.54	
2011 年	4.27	8.62	2.46	6.16	
2012 年	4.12	10.54	2.43	8.11	
2013 年	4.06	9.25	2.66	6.59	
2014 年	3.85	8.01	2.37	5.64	
2015 年	3.62	7.02	1.82	5.20	
2016 年	3.84	7.54	2.07	5.47	

資料來源：2016 年人力運用調查，「教育與職業不相稱」取自同調查的 2004 年資料。

雖然薪資過低的定義看起來簡單，但學者們對於測量標準的意見卻相當分歧 (Sullivan 1978: 41)。Hauser 最初建議我們參考各國官方的貧窮定義，並可考量區域或種族等等群體差異設定不同的截略點(cutting points)(Hauser 1974: 9-11)。

Sullivan(1978)、Clogg(1979)則利用美國的社會安全行政貧窮指數(Social Security Administration poverty index)作為薪資過低標準，並依照居住地、性別、年齡、主要或次要收入者設定不同的截略點。然而，這套流程卻過於複雜且難以複製，並且考量點仍是經濟福利而非適當就業的指標。因此，Clogg 和 Sullivan 又提倡使用單一貧窮標準的一點二五倍，並證明這個門檻(threshold)確實能反應收入的不足(Clogg and Sullivan 1983)，後續研究者也廣泛使用這種作法。

我國《人力運用調查》對薪資過低的定義為「工作時數已足夠，但所得卻偏低者」(蔡憲唐、韋伯韜 2004: 21)，並且依照是否為全時工作而有不同的標準。部分工時工將單純比較截略點，全時工作者則可能比較截略點或基本工資。這些截略點是「依就業者性別、教育程度、與受僱與否分為 36 組，各組以其工作收入中位數的半數為截略點」，如果截略點低於基本工資時，全時工作者將以基本工資為標準(行政院主計總處 2016: (13))。在歷年的情況中，薪資過低是主要的低度就業類型之一。如果觀察 1991 年到 2016 年的資料，薪資過低的平均比例為 6.74%，大約是平均失業率 (3.64%) 的兩倍。洪敬舒(2014)便認為，在政府的幫助下，我國企業透過低薪職缺與廉價外勞就能獲得龐大利潤，便不願投入具有風險的產業轉型。因此，即使臺灣經濟維持成長，受僱人員報酬佔國內生產毛額(GDP)的比重，卻從 1990 年的 51.71% 下滑至 2009 年的 46.09%，甚至出現實質平均薪資負成長的現象(洪敬舒 2011)，加劇我國薪資過低的趨勢。

在本研究的脈絡中，對於薪資過低類別，我們仍要處理非自願工作狀態提到的概念問題。由於非典型雇用型態包含全時與部分工時等兩種類型(Kalleberg 2003)，如果我們發現非典型工作者薪資過低，這可能是他們的工時無法達到全時就業標準，使得加總之後的整體薪資較少，而不是雇用型態本身造的的低薪。換句話說，如果我們沒有適當標準，又會令本研究失去可比較性。為了解決這個矛盾，我們參考 Kalleberg, Rasell, Cassirer, Reskin, Hudson, Webster, Appelbaum and Spalter-Roth(1997)的建議，將工作者的收入除以工作時間，轉換為「時薪」。如此就能在消除工時的影響下，比較典型與非典型何者更容易面臨薪資過低。而

在劉鶯釧、黃智聰(1990)對於《人力運用調查》的檢討中，也提出相同考量。



(三)教育與職業不相稱

教育與職業不相稱包含兩種涵義，分別是工作者的教育程度高於目前受雇職位的需求(Clogg and Sullivan 1983: 121)，或是過去累積的技能成就大於工作要求(Clogg 1979: 9)。在這種狀態下，教育與職業不相稱代表工作者對於教育的過度投資，因此存在未被使用的產能，更顯示教育擴張(increases in education)與職業結構(occupational structure)無法調合，整體社會面臨資源分配失當的問題(Clogg and Sullivan 1983; Hauser 1974; Sullivan 1978)。

在當前世界各國都存在高教擴張的趨勢下(曾柏文 2015)，工作者能否將教育成就應用到職場中，確實成為重要的研究議題(翁康榮、張峰彬 2011)。然而，過去研究者對於如何評估教育與職業不相稱卻存在諸多爭議，到目前為止都沒有定論。就我們所知，主要有四種測量方法(Luksyte and Spitzmueller 2011; Wilkins and Wooden 2011)。第一種是 Sullivan(1978)發展的統計分配法，其首先計算各個職業的平均教育年數，再加上一個標準差；如果工作者的教育年數高於這個截略點，則代表教育程度過高。第二種是參考專業工作分析師(job analysts)的判斷，例如美國的職業分類典(Dictionary of Occupational Titles)以及後續的職業網絡(Occupational Network; O*NET)分類，並比較特定職業的教育要求，與工作者的實際教育水準。第三種請工作者主觀評估目前職位所需的最低教育程度，再比較其實際的教育成就。第四種則直接請工作者回答，他們目前是否處於過度教育(overeducated)的狀態。這四種方法分別存在不同的問題。第一種方法假設相同職業的教育要求都相同，忽略職業內部存在異質的工作型態；而且使用一個標準差為標準，也有過於武斷的爭議。第二種方法同樣有忽略異質性的問題，而且職業分類典不會頻繁更新，因此面臨工作要求是否隨時間改變的爭議。第三種和第四種方法則面臨主觀偏誤的批評，受訪者可能因為自我膨脹或不滿現狀，導致高估或低估不相稱程度；同時，受訪者也需要真正瞭解工作內容，而不只是重複雇主

的徵才要求，才可以做出適當判斷((Luksyte and Spitzmueller 2011; Wilkins and Wooden 2011; 蔡瑞明、莊致嘉、葉秀珍 2005)。

我國主計總處對於教育與職業不相稱的定義「包含了『高教低就』和『學非所用』兩部分。高教低就是指有較高教育水準的人，擔任所需教育較低的職務；學非所用指的就是工作上所需的技能與在學校所學的不一致」(蔡憲唐、韋伯韜 2004: 21)。在 2004 年以前，《人力運用調查》測量方法是「各中職類就業者之受教育年數超過各中職類就業者平均受教育年數之 1.25 倍[，]並輔以科系別判定」(行政院主計處 2004: (12))，然而 2005 年後就不再發布相關資料（見「註 1」）。

劉鶯鈞、黃智聰(1990)認為，雖然《人力運用調查》的核心精神是分析「大才小用」及「學用不符」，但 1.25 倍的界定仍較為主觀，而且比較職業與科系別的差異，在各科系的分野逐漸消弭之下，也可能存在爭議。本研究則在觀察 1991 年到 2004 年的資料後發現，教育與職業不相稱的平均比例為 7.14%，是我國低度就業類型中最嚴重者，並從 1993 年開始便呈現直線上升趨勢。顏敏娟、葉秀珍 (1997)也有類似結論，雖然就整體趨勢而言，從 1979 年到 1996 年有小幅下降的現象，但高教育程度者卻更容易發生不相稱，而且年輕世代、男性、已婚者、下層職業階級、邊陲產業、與雇主等，也更容易有不相稱的情形。翁康容、張峰彬 (2011)藉由對高教擴張世代的質性訪談也證實，雖然有教育與職業相稱的案例，但也有受訪者認為學歷對於工作根本沒有用，進而貶抑高等教育的價值。

在本研究的脈絡中，基於不同的測量方法各有優劣，我們便傾向支持「工作者主觀評估法」。由於本研究的重點在比較雇用型態造成的影響，每個職業也都可能存在典型與非典型工作者，工作內容不一定相同，因此無論 Sullivan 的統計分配法或職業分類典都無法提供有效測量，主觀評估法則較能避免這些問題。此外，Borghans and Grip 也認為，如果調查程序夠完善、問卷內容夠恰當，主觀評估法比較能反應真正的不相稱現象(引自蔡憲唐、韋伯韜 2004: 58)。

第三節 雇用關係與低度就業的關聯



在低度就業的研究歷程中，邊緣性(marginality)作為一種重要的概念分類，代表一群特定的工作者比較容易陷入勞動力低度運用狀態。此外，邊緣性與低度就業也存在一種機率關係，具有邊緣性的工作者並不必然面臨低度就業，但擁有這種特性卻會提高勞動力低度運用的勝算(odds)。換句話說，邊緣性是導致低度就業的可能原因，低度就業則是邊緣化工作者的可能結果(Sullivan 1978)。

Sullivan(1978)探討邊緣性的四種充分條件，這四個條件都會導致勞動力低度運用，包含失能者(disabilities)、先天特質(ascriptive characteristics)、後天特質(achieved characteristics)、結構特質(structural characteristics)。⁷其中，前三種又被稱為邊緣工作者(marginal workers)，代表勞動者處在社會結構邊緣的不同原因，並是任何社會幾乎都存在的現象，例如身心障礙者、女性、少數族裔、年輕人、老年人、低教育程度的工作者等等。第四種則稱為邊緣性工作(marginal jobs)，代表該工作落在經濟結構的邊緣，其可能位於邊緣經濟結構之中，或屬於主流經濟結構內的邊緣性工作，並且會因為國家或經濟體的不同而存在差異－某個國家的邊陲產業可能是另一個國家的核心事業。在使用資料的限制下，Sullivan(1978)討論三種邊緣性工作的來源，分別是邊緣產業(marginal industries)、邊緣職業(marginal occupation)、邊緣企業(marginal firm)。

由於勞動市場在 1970 年代中葉發生重大變革，Sullivan 的討論便忽略當代另一種結構特質，也就是「雇用關係」造成的邊緣性，其效果甚至超越企業或產業部門對工作者的影響(Kalleberg et al. 2000)。這是因為雇用關係逐漸轉往短期、市場基礎的方向改變，工作者也面臨更大的不穩定性，除了減少在組織中享有的權利、越來越難和雇主集體協商，為了獲得一份工作與伴隨的社會福利，勞動者也更可能接受低薪及不適當就業條件，使得低度就業的問題更加擴張(Hauser and Shapiro 1993; Jensen and Slack 2003)。此外，我們仍要注意 Sullivan(1978)對於邊

⁷ 然而，Sullivan 也認為應該將邊緣性視為一種程度(degree)，擁有超過一種條件者可以視為更加邊緣(more marginal)，也更可能導致勞動力低度運用(Sullivan 1978: 23-24, 201)。

緣性及勞動力低度運用的討論；不能將不穩定的雇用關係等同於低度就業，而是將雇用關係的邊緣性當成可能原因，並將低度就業當成可能結果。唯有分別處理不同的雇用型態並探討對於就業狀態造成影響，才能真正釐清兩者的關聯。

在低度就業的早期研究中，研究者很容易認為非典型工作者必定面臨勞動力低度運用，但現實狀況沒有這麼單純(Connelly et al. 2011)。由於非典型雇用關係涵蓋多種異質的工作類型，某些非典型工作者即使缺乏公司提供的福利安排，仍享有比典型工作者更高的薪資，及對工作期程(schedule)更大的掌控力。例如，自由業者、擁有專業技能的外包工作者等等，我們不能認為這些工作者面臨低度就業。此外，即使是相同的非典型雇用型態，也存在兩極化的分歧，如臨時工、派遣工、外包工等等都同時涵蓋高階與低階的工作，他們可能擔任大學教授、軟體工程師、部門經理，也可能作為行政人員、秘書、低技術的批發業與製造業勞工，非典型工作者並不必然從事壞工作(Kalleberg 2011: 76-77)。相對地，在當今企業要求更大的彈性之下，典型正職員工也可能面臨不適當就業的衝擊。由於雇主不再提供明顯的安全保障，典型雇用關係也走向開放式的協商。員工需要依照潛在的市場價值和雇主議價交換，並且承受更大的工作要求，獲得更少的薪資與福利(Benner 2002: 34)。除此之外，典型員工的工時也要配合企業的需要調整，並可能被迫在相同或更低的技能水準之下，接受更多的工作任務(Hudson 2002)。因此，無論從低度就業的何種層面來看，典型與非典型工作都不再截然二分。兩種雇用關係都可能獲得好工作，也都可能因為缺乏議價能力而具有邊緣性，並且導致勞動力低度運用。

以下我們將依序比較典型及非典型員工與本研究探討的三種低度就業類型，並深入探討影響兩者陷入勞動力低度運用的機制，最後推論兩種群體的差異。

(一)非自願工作狀態

在第一種低度就業中，典型員工可能非自願從事目前工作的原因，在於他們必須接受彈性的工作安排。為了讓既有的核心人力更能因應市場需求，企業需要

在不同的工作中重新配置員工，並配合不同的任務調整工作內容(Atkinson 1984, 1987)。在達成目標的壓力下，又不能增加過多的人事成本，組織必須趨使有限的典型員工，承受更大的工作負擔、接受可能的超時工作、以及持續不斷的加速(Hudson 2002)。這種組織彈性的要求，帶來強大的不穩定性及壓力，使得典型員工面臨惡化的就業環境，但又可能為了生計而無法輕易離開目前的工作。

相對地，非典型工作者的非自願狀態，則來自於他們沒辦法自由選擇。對於美國的情況而言，大致上都有五成到七成的非典型工作者偏好典型工作，以獲得可能的技能發展機會、經濟安全感、與向上流動的管道。然而，他們卻可能因為處在企業經營環境的淡季、無法找到典型正職工作、被資遣後重新聘為非典型員工、希望透過非典型職位轉成正職等等，被迫接受現在的雇用型態(Bernasek and Kinnear 1999; Marler, Barringer and Milkovich 2002)。Hardy and Walker(2003)對於紐西蘭的研究也發現，大約有九成的非典型工作者，都希望得到典型正職工作。他們通常因為無法找到典型職缺、被裁員後需要一份新工作，因此被迫接受非典型雇用型態。非典型工作甚至是除了失業以外，唯一擁有的底線選擇。就臺灣的情況來說，Hsiao(2013)發現，非典型工作者大約有三分之一都希望轉變工作，並以高中畢業者的 27.46% 最為明顯；相對地，典型工作者只有 6.64% 想改變目前的工作，並以 15-24 歲的年輕族群最為鮮明 (13.42%)。辛炳隆(2011)則指出，我國大約有七成以上的非典型工作者，想尋找全時正職工作。非典型工作者的從業原因，也以「找不到合適的全時正職工作」佔最高的比例 (70.4%)。

在此，即使典型員工也可能非自願從事目前的工作，他們至少享有雇用契約的保障，無論聘期或薪資福利都能得到適當安排。但非典型工作者不僅工作條件不如典型員工穩定，他們也可能因為經濟環境或雇主的人力運用考量，被迫接受非典型雇用型態，所以希望轉正職的傾向便更加鮮明。因此，本研究推論非典型工作者的非自願程度更高，並提出第一項研究假說：

H1：相對於典型正職員工而言，非典型工作者非自願從事目前工作的機率更高。



(二)薪資過低

在薪資過低方面，對於典型正職員工而言，受雇於中小企業或個人事業者，由於組織需要壓低人事費用以維持經營條件，使得正式職員可能無法得到高額收入。而因為公司倒閉或裁員失去工作的中高齡員工，即使他們可以再度就業，過去所累積的技能與經驗也不一定能應用在新的工作，新的公司也不願意提供高薪給予對組織幫助不大者。更甚者，即使受雇於大型企業，經歷併購或組織重整等勞動市場彈性化衝擊還能倖存者，他們也必須承擔加重的工作量，並且無法申報超額工作時數及申請加班費，令典型員工面臨超時過勞的困境(門倉貴史 2008)，將薪資除以工作時數得到的平均時薪更不符合付出的心血。⁸

對於非典型員工來說，由於非典型工作者通常不是組織的核心人力，可以依照企業需要隨時增減，因此獲得的薪資與福利水準通常較低(de Vries and Wolbers 2005)。即使他們擁有足夠的能力及教育程度，也會因為薪資計算方式以時間或契約為準，難以依照個人表現向上調整。更甚者，當年輕族群進入職場時就難以被聘為典型正職員工，他們無法得到企業的栽培累積資歷，收入自然無法隨工作年資向上提升，與正職員工的終生所得更會產生極大差距(門倉貴史 2008)。⁹

在此，雖然薪資過低可能同時發生在典型與非典型員工身上，但由於非典型工作者無論生產力高低都只能獲得固定薪水，即使工作內容與典型員工相同，也无法得到同等薪資待遇。而且非典型工作者還面臨更大的不穩定風險，由於缺乏企業提供的退休金、勞健保、資遣費等福利待遇(Jensen and Slack 2003; 李健鴻 2011)，當他們突然失去工作時，會在經濟上陷入極大困境。因此本研究推論，

⁸ 臺灣的職場目前也存在超時過勞現象，不僅有 26.75%的勞工之每日工作時間超過《勞動基準法》規定的十二小時上限，也有 12.29%無法領到加班費或得到補休，政府更無法落實勞動檢查制度，使得這些違法現象甚至被當成常態看待(李健鴻 2011)。

⁹ 臺灣由於產業結構的轉型，自 1980 年代以來，傳統製造業、資訊電腦與電子科技產業紛紛外移，導致就業機會大幅減少、結構性長期失業大量增加，即使工作者再就業也容易成為低薪或非典型勞工。此外，在服務業成為就業主流之下，更出現雇主以降低薪資水準或增加非典型人力等方式因應市場競爭—即所謂的「成本弊病」現象，使得大量工作者面臨薪資過低。因此，臺灣也已經陷入全職工作機會越來越少、非典型就業越來越多的困境(李健鴻 2011)。

非典型工作者更可能面臨薪資過低，並提出第二項研究假說：

H2：相對於典型正職員工而言，非典型工作者薪資過低的機率更高。



(三)教育與職業不相稱

最後，在教育與職業不相稱方面，目前全世界國家都面臨高等教育擴張 (higher education expansion)的衝擊，由美國在第二次世界大戰後首開先河，進而擴展到英國歐陸，再到亞非等開發中國家(曾柏文 2015)。臺灣政府也為了促進經濟發展，分別於 1960 年代末到 1972 年第一次大幅增加專科學校；然後在 1990 年代後，將專科學校改制成技術學院、並將過去的技術學院升格為科技大學，使得整體大專院校數量擴增到一百六十三所。也因此有高達 95%的高中畢業生、80%左右的高職畢業生可以繼續升學，這個比例甚至高居全球前五名，連大學的在學率¹⁰都接近七成(林宗弘 2015)。然而，我國的教育體系雖然持續擴張，產業結構卻並能配合得當，使得工作者普遍都面臨過度教育(overeducation)的問題。對於臺灣主要的三種產業來說，勞力密集的中小企業在西進大陸或向東南亞投資的過程，大多仰賴「從做中學」的生產方式，他們不認為高教人才可以提供多大的幫助。臺灣本土內需產業的經營權與管理權，也大多掌控在家族成員手中，很少引進碩博士人才協助研發或從事專業管理。至於由政府主力發展的高科技業，雖然比較可能雇用大學以上畢業生，也因為不景氣衝擊，降低人力需求(林宗弘 2015)。而且科技業就業人口僅佔臺灣總就業人口的 7%，每投入一億元資本只能創造 6.4 個就業機會(洪敬舒 2011)，因此更難以緩解高教人才過度增加的問題。由於整體社會都面臨教育與職業結構無法調合，即使大學為社會培養訓練良好的人才，工作者也因為缺乏市場需求而無法發揮所學。

高教擴張是整個勞動市場共同面臨的困境，因此無論典型或非典型員工都可能發生過度教育。然而，非典型勞動的特性仍然讓工作者更容易經歷教育與職業不相稱。在客觀層面上，非典型工作者更有可能隨著案件移動改變工作性質，或

¹⁰ 高等教育的在學率意指，在 18 到 21 歲人口中，就讀大學者占此年齡層比例(林宗弘 2015)。

伴隨更換組織及部門而需要適應新的工作群體。在不斷變動的環境下，工作者與目前職位的適配程度也會不斷改變，因此更容易產生低度就業。在主觀層面上，由於非典型工作者的短期性質及外來者形象，容易導致他們被正職員工排除，而缺乏非正式學習機會。他們原先的資格可能高於工作要求，卻會隨著時間逐漸面臨劣勢。此外，由於組織無法充分瞭解非典型工作者的能力，也難以調整安排來減少工作內容的落差。更重要地，如果非典型工作者的教育程度高於或相等於典型員工，由於非典型的薪資待遇通常不如正式職員，他們更可能產生教育與職業不相稱的不平等感受(Connelly et al. 2011)。在此，我們提出第三項研究假說：

H3：相對於典型正職員工而言，非典型工作者更有可能面臨教育與職業不相稱，也就是過度教育的機率更高。

第四節 雇用關係對工作不安全感的影響

在分析雇用關係對於低度就業的影響之後，我們瞭解非典型工作者比較可能面臨三種低度就業困境。除此之外，勞動市場的第二股變化趨勢，在於主觀勞動風險的擴大。因此，我們首先釐清工作不安全感的概念，然後區分兩種可能的面向，並探討這兩種不安全感與雇用關係存在何種關聯。

(一)工作不安全感的意涵

工作不安全感是由於工作的不確定性所造成的福祉損失，主要可以從經濟面或工作內容本身來衡量。其中，由於經濟面的影響比較容易測量，而且會影響到工作場所外的其他生活，因此是主要的切入觀點。在工作者從現在到未來獲得的收入現金流(income stream)之中，如果我們將可能發生的收入損失畫成一個統計分配，當出現不確定的事件造成平均損失增加，將導致工作者的生活水平下降。此外，如果工作的風險提高導致損失的變異數(variance of the loss)擴大，也會讓未來收入更不確定，並降低風險趨避者(averse to risk)的福祉。在此，從平均損失的觀點來看，其可能因為工作非預期終止，使得收入損失大幅提高；也可能在雇用關係持續進行時，因為減薪或無法升遷導致未來收入減少。又由於工作終止的影響最大，甚至成為工作不安全感的同義詞，學者們也因此主要集中探討工作損失的風險與成本(Green 2013:130)。

雖然上述定義看似有客觀衡量標準，但其實在勞動市場彈性化的趨勢下，勞動者對於工作是否安全的感受變得更加重要。這是因為，無論失業率或非自願失去工作的比例，通常只是少數群體的經驗。如果我們想知道，整體勞動人口如何受到工作穩定性下降、失業率上升的衝擊，以瞭解雇用關係如何受到工作不安全感的影響，我們只能觀察工作者的主觀信念才最為恰當(Schmidt 1999)。此外，學者們提出幾個重視主觀測量的理由，由於受訪者擁有專屬於個人的資訊能判斷面臨多大風險，因此工作不安全感可以有效預測未來是否真實失去工作。工作者

的知覺，也對於後續行為及情感福祉有重要影響，並且形塑他們對於雇主與工會的態度。因此，主觀測量不但具有效度也是唯一實際的衡量方法，對於工作者本身、工作場所的其他群體、甚至整體經濟而言，都富有重要的研究意涵(Fullerton and Wallace 2007; Green 2013: 131)。也因為主觀信念的研究結果，幾乎都與失業率、非自願失去工作比例等等客觀指標密切相關，Green and McIntosh 認為主觀測量確實能反映工作者在勞動市場上的狀態(引自 Kalleberg 2011: 231)。

雖然當代工作不安全感的變化，與經濟環境的動態相當一致，但是事實上，工作者的主觀知覺仍呈現明顯的變遷趨勢。如 Schmidt(1999)發現，在 1993-1996 的景氣復甦時期，工作者對於安全感的焦慮，相較於 1970 或 1980 年代的復甦期而言，變得更加嚴重；在 1990-1991 的景氣衰退期間，工作者也比 1982-1983 年更擔心可能會失去工作。因此，當代工作者確實變得更加悲觀，連過去處於高階職位的白領階級、高學歷者等等，也都出現更大的工作不安全感。Fullerton and Wallace(2007)利用 1977 到 2002 年的一般社會調查(General Social Survey)資料也發現，在控制失業率之後，越接近今日的工作者，安全感確實呈現下降趨勢。如果再結合實質薪資、工會密度、臨時性員工比例、收入不平等、去工業化等等，形成勞動市場的彈性轉向指標(flexible turn index)，將對於工作安全感帶來最強烈的負面效果。因此，在 1970 年代之後，伴隨著裁員浪潮的擴大、臨時性雇用的提高、組織重整風氣的盛行，當今的工作不穩定性確實變得更加普遍，並且造成工作不安全感的蔓延。

最後，回顧上述工作不安全感的討論，我們發現，既有研究主要分成「失去工作可能性」與「尋找相似工作困難度」等兩種類型(如 Anderson and Pontusson 2007)。前者指涉工作損失的風險，代表受訪者主觀認定可能失去工作的機率；後者則討論工作損失的成本，並且可以藉由工作者判斷是否容易找到與目前一樣好的工作來衡量。由於兩者分別代表工作不安全感的兩種面向，並且各自提供有意義的資訊，本研究也將藉由這兩種指標，探討雇用關係的可能影響。

(二)失去工作可能性

作為工作不安全感的第一個面向，「失去工作可能性」代表個人主觀判斷在不遠的將來中，他/她有可能喪失工作的機率(Anderson and Pontusson 2007)。學者們認為這樣的測量方式具有效度，並且在兩種層面上也都有信度。首先，受訪者的知覺風險，確實與外在客觀因子密切相關，例如勞動市場環境、過去失業經驗、是否為臨時性工作者等等。其次，工作者對於失業的恐懼，也與未來真實失業的經驗具有正相關。換句話說，目前知覺風險程度越大的受訪者，後續也越有可能失去工作(Fullerton and Wallace 2007; Green 2013: 132-133)。

對於典型正職工作者而言，他們面對企業不斷將業務外包的處境，無論高端或低端工作都可能被非典型工作者取代。再加上逐漸擴大的精減人事風潮，即使典型員工仍屬於企業的核心員工，組織提倡彈性的態度，仍增加他們的不穩定性與受到裁員的機率(Hollister 2011; Kalleberg 2011: 89-92, 96-98)。此外，既有研究也發現，當代員工在特定雇主底下的工作年資呈現下降趨勢，特別是私部門與介於主要工作年齡的男性，都呈現長期年資降低(Hollister 2011)。顯示以前最受到保護與最安全的勞動者，目前都變得更不穩定。面對這種動盪的就業環境，典型員工很容易認為，自己只是被企業當成獲利的工具，組織根本不在乎他們的貢獻或福祉(Bishop, Goldsby and Neck 2002; Mankelow 2002)。因此，在組織重整風氣的盛行下，典型員工也可能產生不安全感，並認為自己可能會失去工作。

對於非典型工作者而言，他們主要面對失去心理契約的困境。由於雇主與員工不再有長期穩定相處的期待，組織越來越傾向依照需要來調派人力，更讓非典型工作者的每週工時可能從一到三十八小時隨意變動，令他們無論在銀行借款、規劃孩童照護、準備長期預算等等，都面臨不確定性與壓力。再加上勞資之間也失去社會契約的承諾，雇主更可以自由調整勞動條件，非典型工作者也沒有能力爭取自己受到的待遇(Anderson and Winefield 2011; Giesecke 2009)。除此之外，當非典型工作者看到典型員工面對擴大裁員的機率，他們更有理由認為，組織都不重視正職員工的福祉，也更不可能考量屬於邊陲群體的非典型人員(Bishop et al.

2002)。因此，非典型工作者容易因為不穩定的地位，認為自己會失去工作。

在此，雖然典型與非典型工作者都面臨普遍的工作不安全感，但由於非典型工作者缺乏穩定契約的保障—無論是有形的雇用契約或無形的心理契約—使得他們更容易成為組織可拋棄的人力。換句話說，非典型工作者比起典型員工，更容易被組織終止工作。因此，本研究推論，非典型工作者認為自己會失去工作的可能性更高，並提出第四項研究假說：

H4：相對於典型正職員工而言，非典型工作者預期自己會失去工作的機率更高。

(三)尋找相似工作困難度

接續前面的討論，工作不安全感的第二個面向，在於失去工作之後可能碰到什麼狀況。換句話說，這是由工作者主觀判斷工作損失的後果，並主要探討是否可能找到與目前一樣好的工作(Anderson and Pontusson 2007)。然而，這種衡量方式只能部份且不完美地捕捉失去工作的可能成本。由於工作損失的後果包含三種元素—失業之後的薪資損失、失業的期間、以及找到新工作後可能面臨較低的薪資，「尋找相似工作困難度」只能試圖掌握後兩種概念，在效度上便受到挑戰。此外，在信度方面，研究者也缺乏直接檢驗方式，只能透過勞動市場的相關指標進行間接檢測(Green 2013: 139)。幸好，Green(2013: 139-140)分析美國與英國的資料後發現，尋找相似工作困難度確實伴隨失業率的起伏變動；具有工會保障或在衰退產業中工作的受訪者，也都認為較難找到相等的工作。因此，這項指標仍可以適度反應工作損失的後果。

在本研究脈絡中，雇用關係同樣會對尋找相似工作困難度的感受帶來差異，特別就典型正職工作者而言，他們目前更容易覺得無法找到相等品質的新工作。這是因為當代勞動市場將風險從雇主移轉至員工，伴隨大企業的內部勞動市場弱化，典型員工要自己提升可雇用性以對於現在與潛在的雇主更有價值，並且同時面臨組織越來越傾向從外部招募人才，也減少中階的升遷職位。即使他們進入職

業的內部勞動市場(occupation ILMs)，企圖在不同公司的相同職位中尋找更好的工作機會，既有研究也發現向上與向下流動都同時增加，因此造成工作者更大的不穩定性(Hollister 2011; Kalleberg 2011: 94-95)。這一切都說明，如果離開目前職務，典型員工將面臨強烈的不確定性，也難以保證找到一樣好的工作。此外，由於長期失業在近年更加盛行，企業雇用員工的比例同時降低，人們比起過去更難得到一份新工作(Hollister 2011)。即使可以再度就業，大多數人的薪水都比上個工作低很多，新的公司也不願提供高薪給予對組織幫助不大的新進者(門倉貴史 2008)。因此，典型工作者確實可能感到更強烈的尋找相似工作困難度。

相對來講，對於非典型工作者而言，由於他們原本就不是組織的核心人力，在薪資計算方式以時間或契約為準之下，獲得收入通常較低。再加上他們難以得到企業提供的退休金、勞健保、資遣費等福利，因此本身已經屬於勞動市場邊陲的工作者，並且這類的工作機會甚至日益增多(Jensen and Slack 2003; 李健鴻 2011; 門倉貴史 2008)。我國的研究更發現，典型與非典型雇用型態形成區隔的勞動市場，即使非典型工作者尋找下一份工作，也比較可能繼續從事非典型勞動(柯志哲、張珮青 2014)。因此，非典型工作者無論現在或未來，都可能面對類似的就業環境，新工作的品質也較為相同。本研究據此推論，非典型工作者比較不會認為難以找到相等的工作型態。

綜上所述，我們認為在工作不安全感的第二個層面上，典型員工的困境可能比非典型工作者更高。雖然典型員工可能自願轉職或非自願離職，他們要在勞動市場上找到相等工作的困難程度，仍比非典型工作者更不容易。因此，我們提出第五個研究假說：

H5：相對於典型正職員工而言，非典型工作者預期的尋找相似工作困難度比較低。

綜合本章討論，我們將本研究的五個假說整理如「表二」。在接下來的研究方法章節中，我們將說明本研究的資料來源、各個變項的設定方式、並提出適合的分析方法，逐一檢驗各個假說是否成立。



表二 本研究之研究假說列表

編號	探討面向		假說內容
H1	低度就業	非自願工作狀態	相對於典型正職員工而言，非典型工作者非自願從事目前工作的機率更高。
H2		薪資過低	相對於典型正職員工而言，非典型工作者薪資過低的機率更高。
H3		教育與職業不相稱	相對於典型正職員工而言，非典型工作者更有可能面臨教育與職業不相稱，也就是過度教育機率更高。
H4	工作不安 全感	失去工作可能性	相對於典型正職員工而言，非典型工作者預期自己會失去工作的機率更高。
H5		尋找相似工作困難度	相對於典型正職員工而言，非典型工作者預期的尋找相似工作困難度比較低。

第三章 研究方法

第一節 資料來源



本研究使用中央研究院社會學研究所與中央研究院人社中心調查研究專題中心，在2015年執行的七期一次「臺灣社會變遷基本調查－工作與生活組」(以下簡稱變遷調查)為資料來源。此計畫的主持人為傅仰止教授，並由張晉芬教授擔任本次工作與生活組的問卷召集人，以及杜素豪教授擔任研究方法小組的共同主持人。變遷調查的抽樣母體是在臺灣地區具有國籍且設有戶籍，年齡在18歲(含)以上的民眾，並採用分層多階段PPS抽樣法(stratified multi-stage probability proportional to size sampling)，依照鄉鎮市區、村里、人之三階段進行等距取樣。調查結果的總樣本數共計2,031份，粗完訪率為50%，扣除根據The American Association for Public Opinion Research (AAPOR)定義的不合格受訪者，校正後的完訪率為51% (中央研究院社會學研究所 2016: 21)。經過不等機率抽樣(unequal selection probabilities)權值進行加權後樣本代表性檢定，結果顯示抽出樣本與母體特徵均無顯著差異，因此這份樣本具有全國代表性(中央研究院社會學研究所 2016: 13)。¹¹此外，由於回答工作身分的人數總共1,933位，扣除636位現在沒有工作、97位雇主、173位自我雇用者，本次的受雇者樣本共計1,027人。¹²

本次變遷調查延續2005年第一次「工作與生活組」問卷，並納入2015年國際社會調查計畫(International Social Survey Programme)的「工作取向」題組，及2014年東亞社會調查(East Asia Social Survey)的「工作生活」核心題組。在我國所有的勞動調查中，變遷調查有三個優勢，使其成為最適合本研究的分析樣本。首先，變遷調查是國內少數涵蓋多種非典型雇用型態，並區分受訪者屬於全職或兼職的問卷，因此不僅可以比較典型與非典型雇用關係的差異，也能釐清非典型

¹¹ 唯需特別註明的是，變遷調查的地理區域並未包含福建省金門縣和連江縣，受訪民眾也沒有涵蓋軍事單位、醫院、療養院、學校、職訓中心、宿舍、監獄等機構內之居民及通緝犯(中央研究院社會學研究所 2016: 6)，因此調查結果主要適用於臺灣本島的民間人口。

¹² 然而，由於不同的變項還存在不知道、不適用、拒答、跳答等遺缺值(missing values)。因此，後續的分析結果將因為不同的模型而有不同的樣本數，我們會在之後的章節進行說明。

的群體異質性；其次，相較於 2005 年的同主題第一次調查問卷，本次變遷調查有詢問受訪者從事目前工作的意願，同時請他們主觀評估教育與職業不相稱的程度，如此更能幫助我們探討不同雇用型態的低度就業狀況；最後，變遷調查涵蓋豐富的人口統計特徵、工作內容、組織狀況、工作品質等資料，因此可以在通盤考量多種干擾因子(confounding factors)之下回答本研究的問題。

第二節 變項衡量

(一) 依變項

本研究第一階段的依變項是「低度就業」，但在說明變項操作化之前，我們要先釐清兩種方法論的考量。首先，如果我們依照「勞動力運用架構」的指引，會將低度就業設立為彼此互斥並具有先後次序的變項(Hauser 1974)，過去使用這個架構的研究也大多這麼操作(Jensen and Slack 2003)。然而，低度就業在本質上卻彼此相關，類別之間的先後順序也並非絕對成立。例如一位剛出社會的大學畢業生，因為找不到全職工作而先到便利商店打工，他可能非自願從事部分工時，也可能發生教育與職業不相稱(Edgell 2009: 150)。如果我們依照 Hauser(1974)的原始構想，將無法探討低度就業隱藏的關聯性，也忽略對於工作者來說，他們認為比較嚴重的問題可能是過度教育等等，在勞動力運用架構中位階較低的類別。因此，為了比較彼此互斥(mutually exclusive)與彼此相依(mutually dependent)兩種操作方法的差異，以及設定或不設定次序造成的影響，我們建立兩種依變項進行討論。依序說明如下。

1. 低度就業（互斥分類）

第一種低度就業的依變項主要遵循勞動力運用架構，設立為彼此互斥並具有先後次序的變項。這個變項主要分為適當就業、非自願工作狀態、薪資過低、教育與職業不相稱，總共有四個類別，為名目尺度的類別變項。

以下說明互斥變項的設定過程。首先，我們檢視受訪者的就業狀態，並排除工作狀況為「高齡、身心障礙、生病不能工作」、「已經退休」、「沒有工作，待業中」、「家庭主婦/料理家務且沒有工作」、「學生/進修在學且沒有工作」、以及「服義務役」的受訪者；此外，本研究也排除每週工時在 15 小時以下的「無酬家屬工作者」(行政院主計總處 2015)，以符合「勞動人口」的嚴謹定義，再根據剩下的受訪者編列他們的就業狀態。其次，本文依據受訪者是否希望從事別的工作當成「工作意願」的代理變項；題目的原始問項為「請問您同不同意下面這些說法？a.我會希望做不同於現在這份工作的事情。01 非常同意；02 同意；03 既不不同意也不反對；04 不同意；05 非常不同意」，筆者將本題回答 01 或 02 的受訪者編碼為「非自願工作狀態」。第三，本研究首先觀察受訪者的每月工作收入，題目原始問項為「請問您平均每個月稅前的工作收入差不多是多少？(含兼差，包括薪資、年終獎金、年節分紅、加班費、執行業務收入、自營收入等)」，答項為「(01)沒有工作；(02)有工作，但沒有收入；(03) 1 萬元以下；(04) 1-2 萬元以下……(23) 20-30 萬元以下；(24) 30 萬元以上」，筆者將回答 01 者編碼為遺缺值，將回答 02 者編碼為 0，接著依序取各組中點，最後一類則直接編碼為 30 (萬元)；然後，筆者再將受訪者的每月工作收入除以平均每週工作時數的 4.3 倍，轉換成時薪收入；接著，筆者檢視整體樣本的薪資分配狀況，並計算時薪分配的最低 20% 闊限數值（約為 116.279 元），將低於此水準者編碼為時薪的「薪資過低」(參考 Kalleberg et al. 2000)。第四，我們檢視受訪者自評的教育與工作相符程度，題目的原始問項為「您認為您的教育程度符合您現在的工作要求嗎？(01)我的教育程度符合工作要求；(02)我的教育程度高於工作要求；(03)我的教育程度低於工作要求」，本研究將回答(02)者編碼為「教育與職業不相稱」。最後，在依序編輯完上述類別後，剩下的受訪者全部歸類為「適當就業」。

以上作法完全符合勞動力運用架構的精神，運用「排除法」並按照低度就業的嚴重程度，從高到低依序分類受訪者的就業狀態，在前面被歸類過的受訪者就不會在後面的類別重複計算(蔡憲唐、韋伯韜 2004: 14)。



2. 低度就業（相依分類）

在第二種依變項中，我們將三個低度就業類別視為彼此相依，不排除重複的樣本；此外，我們也不設定低度就業的先後次序，讓三者具有相同權重。然而，當我們檢視低度就業的三個原始指標，由於 Cronbach's alpha 值過低(0.1188)，無法形成合併指標；因此，我們參考 Kalleberg et al.(2000)的作法，計算每位受訪者面臨幾種低度就業的面向，藉以分析低度就業的發生狀況。

在變項的設定上，本研究將「工作意願」的類別 01（非常同意）和類別 02（同意）視為發生，其他視為沒有發生；然後觀察受訪者的時薪，將低於薪資分配的最低 20% 闊限數值者視為發生，高於者視為沒有發生；再將自評的教育與工作相符程度的類別 3（教育程度高於工作要求）視為發生，其他視為沒有發生。接下來，我們加總每位受訪者在三個面向的次數，如果三者都發生為 3 次、發生任兩者為 2 次、只發生任一者為 1 次，都沒有發生為 0 次，這是一種次數類型的資料(count data)。

為了方便讀者理解本研究的依變項，我們先將「低度就業」的兩種類型整理如表三。

表三 低度就業的依變項設定

編號	變項類型	測量內容
1	多類別名目變項	四種就業狀態的類別，包含適當就業、非自願工作狀態、薪資過低、教育與職業不相稱。
2	次數變項	受訪者在低度就業的三種類別中，面臨幾種面向，可能的數量從 0 次到 3 次。

接下來，第二階段主要探討勞動者的工作不安全感，並分成「失去工作可能性」以及「尋找相似工作困難度」兩種面向。以下依序說明變項的設定方式。



1. 失去工作可能性

我們使用受訪者對於「工作是否有保障」的知覺，作為第一種工作不安全感的代理變項。Green(2013: 140-142)發現直接詢問安全感的測量結果，與失去工作的風險相當一致，Anderson and Pontusson(2007)也使用國際社會調查詢問「工作是否安全」的題目探討失去工作可能性，因此，本研究相信這種測量方式具有信度與效度。題目的原始問項為「請問您同不同意下面關於您工作的說法：a.我的工作有保障。01 非常同意；02 同意；03 既不同意也不反對；04 不同意；05 非常不同意」，我們保留量表的原始順序，分數越高代表失去工作的可能性越大，這是一個序列尺度的類別變項。

2. 尋找相似工作困難度

工作不安全感的第二個面向探討失去工作的成本，並主要詢問受訪者是否可能找到與目前一樣好的工作。題目的原始問項為「對您來說，您認為要找到至少跟現在一樣好的工作容不容易？(01)很容易；(02)還算容易；(03)不容易也不難；(04)有點難；(05)很難」，由於我們在〈附錄一〉說明的原因，我們合併類別(01)到類別(03)為 1 分，類別(04)為 2 分，類別(05)為 3 分。分數越高代表找到相似工作的困難度也越大，這是一個序列尺度的類別變項。鑑於過去研究都利用與這個題目類似的指標，來測量尋找相似工作困難度(如 Anderson and Pontusson 2007; Green 2013: 138-139; Kalleberg 2011: 99)，因此我們相信使用本題是有效度的。

表四 工作不安全感的依變項設定

編號	變項名稱	變項類型	測量問項
1	失去工作可能性	序列量表 (1-5 分)	請問您同不同意下面關於您工作的說法：a.我的工作有保障。
2	尋找相似工作困難度	序列量表 (1-3 分)	對您來說，您認為要找到至少跟現在一樣好的工作容不容易？



(二)自變項

1. 雇用型態（粗分類）

本研究的主要自變項為「現在的雇用型態」，問卷原始題項為「請問您現在主要的工作屬於下列哪一種？(01)長期正式編制人員；(02)定期契約人員（含約聘、約雇、特約、委任）；(03)臨時人員(含暫雇、工讀、代班（課）等形式)；(04)人力派遣人員或外包（或承包）人員；(05)自己是老闆；(06)自己一人工作，沒有雇用其他人；(07)現在沒有工作」。我們首先將(05)到(07)編碼為遺缺值，然後將剩下四種類別分為「正職人員」與「非典型人員」兩類，正職人員即為答項的「(01)長期正式編制人員」，非典型人員即為答項的(02)到(04)類別。此外，本研究也參考受訪者的工時狀況，如果受訪者的雇用型態是正職人員，但目前的工時狀況是「學生/進修在學且有工作」、「不固定(打零工)」、「有兼職工作」，我們便將他們視為接近典型正職工作的「長期部份工時工作者」，並列入非典型人員的類別(Kalleberg 2003: 161)。正職人員與非典型人員都以二元類別變項表示，並將「是」編碼為 1，「否」編碼為 0。

2. 雇用型態（細分類）

為了探討非典型雇用關係的異質性，本研究再將現在的雇用型態細分類為正職人員、組織雇用非典型、市場雇用非典型等三類。「組織雇用非典型」包含上述的長期部份工時工作者、定期契約人員、臨時人員，即為 Atkinson(1984, 1987)定義的邊陲員工。「市場雇用非典型」則包含人力派遣人員或外包人員，也就是 Atkinson (1984, 1987)定義的「外部工作者」。這三個自變項都以二元類別變項表示，並將「是」編碼為 1，「否」編碼為 0。

(三)控制變項

由於不同雇用型態的工作者面臨的勞動市場結果，同時會受到個人特徵、工

作和職務特徵、職業與產業等等影響(Fullerton and Wallace 2007; Li et al. 2015; Kalleberg et al. 2000)。因此，本研究分別將這些變項納入研究考量，避免自變項與依變項出現虛假關係(spurious relationship)。這裡依序說明如下。

1. 個人特徵

影響工作者的就業狀態與工作不安全感的個人特徵，主要包含性別、年齡、教育年數、婚姻狀態、及工作年資，因此本研究同時探討這些個人特性變項。

(1)性別：主要分成男性與女性兩個類別，並以二元類別變項表示，我們將「女性」編碼為 1，「男性」編碼為 0。

(2)年齡：本研究將調查年份(2015 年)減去受訪者的出生年次，得到其年齡，這是一個等比尺度(ratio scale)的連續變項。

(3)教育年數：我們使用受訪者實際填答的正式教育年數，題目原始問項為「從國小一年級算起，請問您總共受幾年的學校教育？」，這是一個等比尺度的連續變項。

(4)婚姻狀態：由於有沒有伴侶將影響受訪者如何選擇工作，以及他們對於工作品質的感受，本研究也將其納入考量。題目的原始問項為「請問您目前的婚姻狀況是？(01)單身且從沒結過婚；(02)已婚且與配偶同住；(03)已婚但沒有與配偶同住；(04)同居；(05)離婚；(06)分居；(07)配偶去世」，本研究將答項(02)、(03)、(04)編碼為 1，視為「有伴侶」，再將答項(01)、(05)、(06)、(07)編碼為 0，視為「沒有伴侶」，以二元類別變項表示。

(5)工作年資：我們主要探討受訪者在特定雇主底下的工作資歷，題目原始問項為「請問您在現在(以前)這家公司(或機構)工作多久了？_年_月」，筆者首先將月份除以 12，然後與年份相加，形成等比尺度的連續變項。¹³

¹³ 在既有研究中，有些研究者(如 Fullerton and Wallace 2007)會加入工作年資的平方項，以掌握可能的非線性效果。然而，在我們的實際測試中，大部份的模型納入平方項之後，無論一次項或二次項都沒有顯著效果。因此，我們只加入工作年資的一次項，以節省模型的自由度。

2. 工作和職務特徵

由於工作環境也會影響勞動者是否面臨低度就業，以及他們的安全感受，因此我們也探討組織規模、是否參與工會、與部門別可能產生的效應。



(1)組織規模：配合變遷調查的問卷設計，本研究以工作場所內的員工人數代表組織規模。題目原始問項為「請問在您現在的工作單位（或場所）裡，總共有多少員工？(01)1 人；(02)2~4 人；(03)5~9 人；(04)10~29 人；(05)30~99 人；(06)100~299 人；(07)300~499 人；(08)500~999 人；(09)1,000~1,999 人；(10)2,000~9,999 人；(11)10,000 人或以上」，雖然根據經濟部中小企業處發布的《中小企業認定標準》，中小企業應該比較適當地定義為「經常僱用員工數未滿二百人者」(經濟部中小企業處 2016: 239)，但由於問卷題目的限制，我們將答項(01)到(05)編碼為 1，也就是將「中小企業」的員工數設定在 100 人以下，避免把其規模過度擴張，然後將答項(06)到(11)編碼為 0，視為「大企業」，以二元類別變項表示。

(2)參與工會：由於是否參與工會將影響工作者落入低度就業的可能性，與他們的安全感受，因此我們也探討「參與工會」的效果。題目原始問項為「請問您現在（或以前）有沒有加入工會？(01)現在有；(02)以前有，但現在沒有；(03)從沒加入」，我們將答項(01)編碼為 1，代表「有參與工會」，然後將答項(02)與(03)編碼為 0，也就是「目前沒有參與工會」，以二元類別變項表示。

(3)部門別：由於實際上樣本分布的考量，我們主要探討受訪者是否受雇於私部門。題目的原始問項為「請問您現在(以前)是老闆還是員工？(01)自己當老闆(包括與配偶或合夥人)，而且有雇用別人；(02)自己一人工作(包括與配偶或合夥人)，沒有雇用別人；(03)幫家裡工作，有拿薪水；(04)幫家裡工作，沒有拿薪水；(05)為私人雇主或私人機構工作；(06)為公營企業工作；(07)為政府機構工作；(08)為非營利(或非政府)組織工作；(09)為別人工作，沒有固定雇主；(10)家庭代工」，我們將答項(01)和(02)編碼為遺缺值，以符合本研究的研究對向，再將(03)到(05)、(09)、和(10)編碼為 1，代表「私部門」，然後

將(06)到(08)編碼為 0，代表「公部門或第三部門」，以二元類別變項表示。



3. 職業與產業

在當代社會學研究中，職業被視為個人社會階層的最佳代理變項，對於人們的日常生活及生命機會都造成深遠影響。因此，即使研究者沒有將職業當成主要探討標的，通常仍會納入為控制變項(黃毅志 1998)。此外，不同產業也會影響工作者的勞動市場結果，特別是服務業的成長更加劇當代工作品質的兩極化(Kalleberg 2011:61-63)。因此，職業與產業有必要特別探討。再加上我們參考的既有研究中，例如 Bernasek and Kinnear(1999)、De Jong and Madamba(2001)、Giesecke(2009)、Kalleberg et al.(2000)、Marler et al.(2002)、顏敏娟、葉秀珍(1997)等等，幾乎都會在分析中納入職業與產業，我們也將這兩者當成控制變項。

(1)產業：本研究根據《台灣地區行業標準分類表》的說明(中央研究院社會學研究所 2016: 413-419)，將產業區分為編號 010 到 060 的「農林漁牧業」、編號 080 到 430 的「製造業」，以及編號 450 到 960 的「服務業」。這三個變項都以二元類別變項表示，並將「是」編碼為 1，「否」編碼為 0。

(2)職業：為了恰當反映職業的社會階層意涵，並兼顧我國特有的職業類別，但又考量統計模型的自由度問題；因此，我們參考黃毅志(2008)發展的「五等社經地位量表」，並依照樣本數分佈，進行適當的併類。在此，我們將職業區分成三個類別，分別涵蓋第五等級的行政主管及經理人員、專業人員，並分類成「主管及專業人員」；涵蓋第四等級與第三等級的技術員及助理專業人員、事務工作人員，並分類成「技術及事務人員」；涵蓋第二等級與第一等級的服務工作人員及售貨員、技術工及有關工作人員、機械設備操作工及組裝工、農林漁牧工作人員、非技術工及體力工，並分類成「基層勞工」。這三個變項（主管及專業人員、技術及事務人員、基層勞工）都以二元類別變項表示，並將「是」編碼為 1，「否」編碼為 0。

第三節 研究設計與分析方法

如同前文重複提到的，本研究的分析分成兩大部分，分別探討勞動市場的兩股變化趨勢。第一階段的重點，在於釐清雇用關係與低度就業的關聯，第二階段則討論雇用關係對於工作不安全感的影響。以下分別敘述兩個階段的研究設計，並提出適合的分析方法。

(一)第一階段：雇用關係與低度就業的關聯

我們首先使用「彼此互斥」的低度就業類型作為依變項，並使用不同的雇用型態作為自變項，藉以比較典型與非典型雇用關係對於低度就業的影響。除了雇用型態作為焦點自變項之外，本研究也逐步納入個人特徵、工作和職務特徵、職業與產業等控制變項，形成巢狀模型結構(nested model)，確認自變項對於依變項的影響效果保持顯著。由於依變項屬於多類別的名目變項，我們認為比較適合的分析方法是多類別邏輯迴歸(multinomial logistic regression model)。這種方法假定各類別不具有次序，並將特定分類當成參考組，分別建立每個類別相對於參考組的二元邏輯估計式(binary logit)，然後同時估計所有自變項對於每個二元邏輯的影響效果(Agresti 2002; Long and Freese 2006)。在過去使用「勞動力運用架構」的研究中，如 De Jong and Madamba(2001)也曾應用多類別邏輯迴歸，分析少數族群及移民身分對於低度就業的影響。此外，為了確認多類別邏輯迴歸的獨立且無相關假定(independence of irrelevant alternatives; IIA)確實成立，也就是每個二元邏輯估計式的勝算，不受到其他二元邏輯估計式是否發生的影響，我們參考 StataCorp.(2013: 2234)的建議，使用看似無相關估計式(seemingly unrelated estimation; SUE)的 Hausman-McFadden test 進行檢驗。¹⁴

¹⁴ 根據 Long and Freese(2006: 243-244)的討論，過去檢驗 IIA 的方法，主要有 Hausman-McFadden test(HM test)以及 Small-Hsiao test(SH test)等兩種方式。然而，這兩種方法各自存在不同的問題，也時常產生不一致的結論。HM test 即使樣本數大於 1,000 位以上，仍無法估計出較佳的結果；SH test 雖然在某些資料結構中，只要樣本數有 500 位就可以得到較佳結果，但在其他資料結構中，即使樣本數更大也無法提供更好的結論。因此，Long and Freese(2006: 244)認為，這兩種檢驗方法都不建議使用。為此，StataCorp.(2013: 2234)認為，以 SUE 為基礎的 HM test 將可以克服

此外，如同第二節的討論，我們也將三種低度就業視為「彼此相依」，並且不設定類別之間的先後次序；藉以比較在鬆綁「勞動力運用架構」的假定之後，對於分析結果造成什麼影響。在此，我們使用低度就業的「次數變項」作為依變項，並重複與上面相同的分析，探討雇用關係對低度就業發生率的影響。由於依變項屬於次數類型的資料(count data)，我們認為比較適合的分析方法是 Poisson regression (Long and Freese 2006: 349)。Poisson 迴歸透過可觀察的異質性(observe heterogeneity)來估計參數 μ ，並假定觀察的次數是從以 μ 為平均數的 Poisson 分配推導而來，這些次數只能是 0 或正整數(Long and Freese 2006: 356)。此外，在使用 Poisson 迴歸之前，我們需要檢測次數變項是否存在變異數的過度離散(overdispersion)問題。如果依變項的變異數大於平均數，則要改用負二項式迴歸(negative binomial regression)(Long and Freese 2006: 372-374)。本研究參考 Long and Freese(2006: 376-377)的建議，透過概似比檢定(likelihood-ratio test)以及模型比較的方式，檢驗負二項式迴歸的參數 α 。

(二)第二階段：雇用關係對工作不安全感的影響

如同我們在第一階段的做法，本研究將針對兩種工作不安全感的依變項—「失去工作可能性」與「尋找相似工作困難度」，分別建立兩個迴歸模型。焦點自變項為不同的雇用型態，並逐步納入個人特徵、工作與職務特徵、職業與產業等等控制變項，藉以比較典型與非典型雇用關係的不安全感差異。

由於「失去工作可能性」是序列尺度的類別變項，我們認為比較適合的分析方法是序列邏輯迴歸(ordinal logistic regression model)(Agresti 2002; Long and Freese 2006)。雖然序列尺度的類別可以排出大小順序，但我們無法確認各類別之間的距離是否相等，如果使用線性迴歸(linear regression model)將違反假設並造成錯誤的結論(Long and Freese 2006: 183)。因此，我們採用分析序列變項時，

傳統 HM test 的問題（例如因為違反漸進特性(asymptotic properties)而無法估計結果、只能檢驗兩個估計式是否相等、估計式必須完全有效等等），並得到較為適當的結論。

經常使用的等比例勝算模型(proportional odds model)，其同時利用所有的累積邏輯估計式(cumulative logits)，探討各個自變項對於依變項反應順序的影響。值得注意的是，序列邏輯迴歸對每個累積邏輯估計式都會計算一個截距(intercept)，但假設所有估計式的係數(β)都相等，也就是所謂的平行迴歸假定(parallel regression assumption)(Agresti 2002; Long and Freese 2006)。是故，為了確認「失去工作可能性」符合等比例勝算模型的假定，我們使用 Wolfe and Gould(1998)發展的近似概似比檢定(approximate likelihood-ratio test)進行檢驗。

再者，由於「尋找相似工作困難度」也屬於序列尺度的類別變項，我們會先採用 Wolfe and Gould(1998)的檢驗方法，探討是否能使用序列邏輯迴歸。當模型違反平行迴歸假定時，通常有三種可能的因應方式(Fullerton and Wallace 2007)。首先，我們可以放棄原始的序列尺度，改用不具有次序性的多類別邏輯迴歸。其次，我們可以使用鬆綁平行迴歸假定的「概化序列邏輯迴歸」(generalized ordered logit)，其根據各個分割點(cut point)，產生分別的二元邏輯估計式，不同估計式的係數不需要相等；然而，這種方法並未限定每個類別的預測機率介於 0 到 1 之間，因此可能產生超出範圍的機率值。最後，我們可以參考由 J.A. Anderson 提出的「定型邏輯迴歸」(stereotype logistic regression)。其採用定型邏輯估計式(stereotype logit)，變項的係數(β_s)透過共同因子(ϕ)變動(可以註記為 $\beta_s = \phi_s * \beta$)，故能允許不同估計式的係數存在差異，也不會製造超出範圍的預測機率。因此，基於保持依變項原有的序列尺度，並確保估計的準確性，我們參考 Fullerton and Wallace(2007)的作法，在違反假定時使用「定型邏輯迴歸」進行分析。

然而，在使用定型邏輯迴歸之前，我們還要處理三個重要議題，這裡依序說明。首先，依變項的各類別要滿足可區辨性(distinguishability)，也就是不同類別要能清楚區分(Long and Freese 2006: 286)。其次，我們需要考慮依變項的面向性(dimensionality)，也就是需要幾條線性方程式來描述依變項與自變項的關係(Anderson 1984)。在本研究中，面向的最大值為依變項之類別數減一，當我們採用最大數值的面向時，即等同多類別邏輯迴歸(Long and Freese 2006: 291; Lunt

2001)。第三，我們需要檢查依變項的類別，是否符合 $\phi_1 > \phi_2 > \phi_3$ 的次序關係，也就是次序性(ordinality)的議題(Long and Freese 2006: 288-291)。關於上述議題的處理結果，我們都會在〈附錄一〉進行詳細說明，提供讀者參考。



第四章 不適當就業困境—雇用關係與低度就業

在本章開頭，我們首先檢視 2015 年「變遷調查」的受雇者樣本特性，以及與主要變項的關係。其次，我們再探討「低度就業」相關的描述統計。接下來，我們會呈現不同類型的迴歸分析結果，並檢驗第二章的研究假說是否獲得證實。最後，以整個章節的初步結論來作結。

第一節 整體樣本描述統計

(一) 2015 年臺灣受雇者的就業概況

我們首先檢視 2015 年「變遷調查」的整體勞動力狀況。在 2,031 份有效樣本中，除了 1 位拒答之外，有 97 位受訪者從來沒有做過任何工作、636 位現在沒有工作、97 位自己是老闆。扣除這些個案之後，整體的就業者共計 1,200 位。如表五所呈現的，所有就業人口包含 757 位(63.1%)典型正職人員、10 位(0.8%)長期部份工時人員、94 位(7.8%)定期契約人員、127 位(10.6%)臨時人員、39 位(3.3%)人力派遣或外包人員、以及 173 位(14.4%)自我雇用人員。

表五 2015 年臺灣就業人口之雇用型態

雇用型態	包含自雇者		排除自雇者	
	人數(位)	比例(%)	人數(位)	比例(%)
典型正職人員	757	63.10	757	73.70
長期部份工時人員	10	0.80	10	1.00
定期契約人員	94	7.80	94	9.20
臨時人員	127	10.60	127	12.40
人力派遣或外包人員	39	3.30	39	3.80
自我雇用人員	173	14.40		
總計	1,200	100.00	1,027	100.00

如果將「自我雇用者」列為非典型人員，則臺灣在 2015 年大約有 36.9% 的就業者從事非典型雇用型態。但若排除自我雇用者，只探討就業人口中屬於受雇

者的樣本，則在傳統雇用關係定義下的勞工共有 1,027 位。我們可以發現，非典型人員大約佔整體受雇者的 26.3%，相當於四分之一的勞工從事非典型工作。

此外，我們也檢視不同的非典型人力。屬於本研究定義的「組織雇用型」包含長期部分工時人員、定期契約人員、臨時人員，總共有 231 位(22.6%)；「市場雇用型」則主要是人力派遣或外包人員，共計 39 位(3.8%)。因此，臺灣的非典型人員以 Atkinson(1984, 1987)定義的「邊陲群體」為主，「外部群體」則佔相對較低的比重。

(二) 樣本結構描述統計

在表六中，我們呈現本研究在各階段的主要變項描述統計特徵。特別說明的是，為了確保後續分析樣本的一致性，避免混淆「增減變項」以及「樣本結構改變」造成的影響，我們參考 Long and Freese(2006: 79-80)的建議，將各個變項的遺缺值予以刪除。在 1,027 位受雇者中，扣除 84 位分別在不同變項存在的缺漏資訊後，總共有 943 位完整回答表六的全部問題。

整體而言，受訪者的性別分布大致平均，男性只比女性高出四個百分點。此外，受訪者的年齡主要集中在 25-54 歲的青年到中年之間，並以 25-34 歲的人口最多，超過整體的四分之一。在教育年數方面，呼應我國近年高教擴張(林宗弘 2015)，以受大學教育（教育年數=13-16 年）的人數最多，如果加上取得研究所以上學位（教育年數=17-28 年）的受訪者，人數更超過整體樣本數的一半(約占 56.41%)。就工作年資而言，超過半數的受訪者在 5 年以下，並呈現依序遞減的趨勢。這也呼應在勞動市場彈性化之下，員工對於特定雇主的依附程度逐漸降低 (Hollister 2011)。關於受訪者的婚姻狀態，超過一半都處在有配偶或同居的伴侶關係中。從以上的個人特性來看，本次「變遷調查」的受雇者，主要屬於年紀較輕、教育程度較高、工作年資較短、以及具有伴侶的工作者。

如果進一步比較雇用型態的差異，非典型人員以 15-24 歲的青年人口居多，超過整體的四分之一；然而，相較於典型人員，也有較多的中高齡人口（55 歲

以上)從事非典型工作。此外，有七成的非典型人員年資在5年以下，教育年數在9年以下者也偏多。因此，這份樣本的非典型人員，主要為青年、流動性高、教育程度偏低。另外，值得注意的是，本次樣本也呈現非典型人員以男性居多，以及過半數沒有伴侶的樣貌，與既有研究(如王雅雲 2011)存在些許差距。

表六 樣本結構描述統計

變項名稱	典型員工		非典型人員		合計	
	次數	百分比	次數	百分比	次數	百分比
性別						
男性	364	50.77	126	55.75	490	51.96
女性	353	49.23	100	44.25	453	48.04
年齡						
15-24 歲	50	6.97	60	26.55	110	11.66
25-34 歲	224	31.24	45	19.91	269	28.53
35-44 歲	214	29.85	28	12.39	242	25.66
45-54 歲	140	19.53	41	18.14	181	19.19
55-64 歲	78	10.88	39	17.26	117	12.41
65 歲以上	11	1.53	13	5.75	24	2.55
教育年數						
1-6 年	22	3.07	32	14.16	54	5.73
7-9 年	53	7.39	36	15.93	89	9.44
10-12 年	211	29.43	57	25.22	268	28.42
13-16 年	319	44.49	81	35.84	400	42.42
17-28 年	112	15.62	20	8.85	132	13.99
工作年資						
5 年以下	378	52.72	164	72.57	542	57.48
6-10 年	111	15.48	26	11.50	137	14.53
11-15 年	77	10.74	15	6.64	92	9.76
16-20 年	67	9.34	9	3.98	76	8.06
21-25 年	31	4.32	4	1.77	35	3.71
26 年以上	53	7.39	8	3.54	61	6.47
婚姻狀態						
沒有伴侶	309	43.1	126	55.75	435	46.13
同居或已婚	408	56.9	100	44.25	508	53.87
組織規模						
大企業	194	27.06	36	15.93	230	24.39



中小企業	523	72.94	190	84.07	713	75.61
參與工會						
目前未參與	620	86.47	217	96.02	837	88.76
有參與	97	13.53	9	3.98	106	11.24
部門別						
公部門或第三部門	85	11.85	31	13.72	116	12.3
私部門	632	88.15	195	86.28	827	87.7
產業別						
農林漁牧業	14	1.95	7	3.10	21	2.23
製造業	300	41.84	78	34.51	378	40.08
服務業	403	56.21	141	62.39	544	57.69
職業別						
主管及經理人員	27	3.77	2	0.88	29	3.08
專業人員	77	10.74	22	9.73	99	10.5
技術員及助理專業	185	25.8	25	11.06	210	22.27
事務工作人員	126	17.57	25	11.06	151	16.01
服務工作及售貨員	99	13.81	47	20.8	146	15.48
農林漁牧人員	11	1.53	6	2.65	17	1.8
技藝有關工作人員	64	8.93	42	18.58	106	11.24
機械操作及組裝	95	13.25	18	7.96	113	11.98
非技術工及體力工	33	4.6	39	17.26	72	7.64

註 1：由於四捨五入的關係，百分比總計不一定為 100.00%。

註 2：典型員工的人數為 717 人，非典型人員為 226 人，合計 943 人，為排除遺缺值的結果。

對於整體受雇者的工作與職務特徵，大多數的受訪者在中小企業內工作(約 75.61%)，反映臺灣的中小企業比例較高的現象(經濟部中小企業處 2016: 51)。然而，絕大多數的工作者目前都沒有參與工會(約 88.76%)，也顯示在新自由主義擴張之下，工會勢力萎縮，受雇者缺乏集體保障的現狀(Kalleberg 2011: 84)。就部門別而言，大多數的受訪者在私部門工作，占整體樣本的 85% 以上。在產業別方面，從事服務業的工作者約占整體的 57% 左右，略高於平均值，其次為製造業的 40.08%，顯示臺灣產業朝向服務業轉型的趨勢(Hsiao 2013)。從職業別分布來看，整體以技術員及助理專業人員較多，約佔 22.27%；其次為事務工作人員、服務工作及售貨員，大約都佔 15% 左右。此外，除了技藝工作人員、機械操作及

組裝人員、及專業人員佔 10%-12%，其他職業分類都在 10% 以下。整體來說，2015 年「變遷調查」確實反映臺灣勞動市場的現況。

當我們再比較雇用型態的差異，非典型人員更明顯受雇於中小企業，比典型人員高 12 個百分點，並幾乎無法參與工會(目前未參與=96.02%)，也有更高比例(62.39%)在服務業工作。這些結果都反映臺灣在產業結構的轉變下，雇主以增加非典型人力因應市場競爭(李建鴻 2011)。此外，非典型人員也有高於平均值的人口，從事技藝相關工作(18.58%)、非技術工及體力工(17.26%)。這個結果呼應柯志哲、張珮青(2014)的發現，非典型人員主要是教育程度及技能水準較低者。

最後，在主要變項中屬於連續變項者，基本的描述統計量如表七所示。

表七 連續變項之描述統計量

	典型人員			非典型人員			合計		
	平均值	標準差	樣本數	平均值	標準差	樣本數	平均值	標準差	樣本數
年齡	39.67	11.28	717	39.50	15.96	226	39.63	12.55	943
教育年數	14.05	3.28	717	12.11	3.92	226	13.58	3.54	943
工作年資	9.04	9.35	717	5.34	8.69	226	8.15	9.32	943

第二節 低度就業的描述統計



(一) 互斥分類

在第一部份的描述統計中，我們參考主計總處的《人力運用調查》以及「勞動力運用架構」的作法，藉由 Hauser(1974)發展的互斥分類架構，分析低度就業佔受雇者的比例。從表八可以發現，就整體來看，超過一半的受雇者都屬於非自願從事目前的工作，約佔全體的 55.44%；接續為 7.46%的工作者，時薪落在薪資分配的最低 20% 區間；以及 3.3%的受訪者認為，其教育程度高於目前職位的需求。如果我們回頭觀察表一的主計總處資料，兩者呈現某些差異。在《人力運用調查》中，2015 年只有 1.82%的人口非自願從事部分工時工作；接續為 5.20%的工作者，即使工作時數已符合需求，所得卻低於節略點或基本工資。¹⁵

當我們再比較雇用型態的差異，從表八的第一部份來看，典型與非典型人員呈現相近的分布模式。兩者都以非自願工作狀態的比例為最高，其次是適當就業的人口，再依序為薪資過低及過度教育。然而，無論就何種低度就業類型而言，非典型人員的比例都高於典型人員；特別在過度教育方面，非典型工作者幾乎是典型人員的兩倍。相對地，在適當就業分類中，典型人員也比非典型高出近十個百分點。因此，我們或許可以初步推論，非典型人員在整體上，仍比典型人員更容易面臨低度就業。如果我們再看到第二部份，有關非典型人員的細部差異，雖然整體分布模式沒有改變，但兩種非典型卻面臨不同的低度就業議題。組織雇用非典型的薪資過低及過度教育的比例，不僅大於典型人員，也比市場雇用非典型及整體平均更高；這個結果或許說明，組織雇用非典型的工作內容，主要偏向技能水準及附加價值較低的型態，使得他們僅能獲取較低的薪資，並且無法將學校教育的所學應用到日常工作活動。相對地，市場雇用非典型卻面臨更大的非自願工作狀態，其比例大幅高於組織雇用非典型及典型人員，更比整體平均高出十一

¹⁵ 由於本研究與主計總處的分類方式不同，再加上自 2005 年開始，《人力運用調查》不再發佈「教育與職業不相稱」的資料，使得兩者難以比較。因此，我們僅說明兩種分類方式有差距；以及從「薪資過低」的結果來看，我們與主計總處的差異僅為 2%左右，顯示兩者也有一定程度的相似性。

個百分點；由於市場雇用與組織雇用非典型的最大差異，在於派遣或外包公司等第三方機構，介入雇主與勞工之間的雇用關係，因此，這樣的介入可能對於受雇者的工作意願產生某些影響，我們將在後續進行檢證。綜上所述，我們可以得到初步結論，典型人員的適當就業程度比非典型更高，而組織雇用非典型主要面臨薪資過低、過度教育的問題，市場雇用非典型則比較容易非自願工作。

表八 低度就業之交叉列聯表（互斥分類）

	非自願工 作狀態	薪資過低	過度教育	適當就業	合計
【第一部份】					
典型人員					
次數	390	48	20	258	716
百分比	54.47	6.70	2.79	36.03	100.00
非典型人員					
次數	130	22	11	59	222
百分比	58.56	9.91	4.95	26.58	100.00
【第二部份】					
典型人員					
次數	390	48	20	258	716
百分比	54.47	6.70	2.79	36.03	100.00
組織雇用非典型					
次數	110	20	10	52	192
百分比	57.29	10.42	5.21	27.08	100.00
市場雇用非典型					
次數	20	2	1	7	30
百分比	66.67	6.67	3.33	23.33	100.00
【合計】					
次數	520	70	31	317	938
百分比	55.44	7.46	3.30	33.80	100.00

註：【第一部份】的卡方檢定結果為 $\chi^2=9.7255$, $Pr>\chi^2=0.021$ ，因此，在 95% ($\alpha=0.05$) 的信心水準下，我們可以拒絕雇用型態與低度就業彼此獨立的虛無假設，兩個變項具有顯著關聯，也代表典型與非典型在就業狀態上確實存在差異。此外，由於【第二部份】的市場雇用非典型，有兩個細格的數值小於 5，因此，卡方檢定結果無效(林惠玲、陳正倉 2014: 451)，我們便嘗試費雪精確檢定(Fisher's exact test)。檢驗結果的 p 值為 0.069，並未達到統計上的顯著。但如果將統計顯著水準放寬至 $\alpha=0.10$ ，則細分類的雇用型態仍與低度就業存在關聯。

(二) 相依分類

為了掌握低度就業面向的潛在關聯(Edgell 2009)，本研究也參考 Kalleberg et al.(2000: Table 4)的呈現方式，在表九提供低度就業的相依分類及平均次數等敘述統計結果。



表九 低度就業之發生比例（相依分類）

	非自願工作狀態		薪資過低		過度教育		平均次數
	次數	比例	次數	比例	次數	比例	
【第一部份】							
典型人員	390	54.78	100	14.22	87	12.25	0.82
非典型人員	132	58.93	60	28.30	49	22.27	1.13
【第二部份】							
典型人員	390	54.78	100	14.22	87	12.25	0.82
組織雇用非典型	112	57.73	56	30.43	43	22.40	1.44
市場雇用非典型	20	66.67	4	14.29	6	21.43	1.04
【合計】							
整體次數	522	55.77	160	17.49	136	14.62	0.89

註：關於各項比例的分母，主要是由該類別的樣本數，扣除此類的遺缺值。非自願工作狀態為 936 位，薪資過低為 915 位，過度教育為 930 位，平均次數則為 898 位。

從非自願工作狀態來看，由於這是勞動力運用架構第一個分析的類別，在沒有任何樣本因為與其他類別重複而被排除之下，兩種分類方式沒有太大差異，平均都有 55% 的受訪者想從事不同於目前工作的事情。但在薪資過低的類別中，包括非自願工作重複的樣本在內，則大約有 17.49% 的受雇者，時薪落在薪資分配的最低 20% 區間，平均約每五個人就有一人時薪低於 116.28 元。當我們再參考 2014 年開始實施的基本工資，每小時為 115 元(勞動部 2016)；再下一次的基本工資調整，則是 2015 年 7 月 1 日開始實施的每小時 120 元。因此，從本次「變遷調查」的結果來看，大約有五分之一的受雇者，收入低於基本薪資水準，突顯低薪問題的嚴重性(洪敬舒 2014)。此外，對於過度教育議題，在沒有排除非自願工作狀態及薪資過低的重複樣本下，大約有 14.62% 的受訪者認為自己的教育

程度高於工作要求，這個數據比互斥分類高出約 11%。最後，當我們將以上三種類別視為分別的事件，並計算每位受訪者可能面臨幾種低度就業的面向時（範圍從零次到三次，從完全不會發生，到三種低度就業都發生），則每位受雇者平均會發生 0.89 次的低度就業事件，相當於所有工作者都可能面臨任一種低度就業狀態。

當我們再比較雇用型態的差異，相依分類的結果也與互斥分類很相似。典型與非典型人員都以非自願工作狀態佔最高的比例，其次為薪資過低，再來才是過度教育。表九的平均次數更凸顯典型與非典型的差距，典型人員的低度就業平均次數大約是 0.82 次，但非典型人員卻達到 1.13 次，比全體受雇者的平均次數還高出 0.24 次，顯示非典型的低度就業發生率明顯較高。此外，如果我們再看到第二部份的細部差異，相依分析和互斥分析也呈現有趣的異同。組織雇用非典型仍面臨比較大的薪資過低及過度教育，其比例也明顯高於整體平均；更重要地，組織雇用非典型的平均次數高達 1.44 次，顯示其低度就業發生率是所有雇用型態中最高者，也再度確認我們的推論，組織雇用非典型比較可能從事技能水準與附加價值較低的工作。市場雇用非典型同樣面臨最高程度的非自願工作狀態，但令人驚訝地，其過度教育的比例也高達 21.43%，和組織雇用非典型只差距一個百分點。如此便說明，我們需要比較互斥分析與相依分析的結果，才能掌握低度就業不同面向的關聯。

綜上所述，我們透過描述統計可以發現，2015 年臺灣受雇者主要面臨非自願性的議題，超過一半的受訪者都希望從事與目前工作不同的事情，接下來才是薪資過低以及過度教育。此外，我們也可以得知，比起典型人員而言，非典型人員更容易發生低度就業，不同的非典型也面臨不同類型的議題。然而，描述統計只能提供資料的初步面貌，我們仍需藉由迴歸分析及統計控制的方式，才能確認變項之間的關聯。我們將在下一節進行詳細檢驗。

第三節 低度就業的迴歸分析



為了探討臺灣工作者面臨的低度就業議題，並比較不同操作方法的差異，我們將依序檢驗「互斥分類」與「相依分類」的迴歸分析結果。此外，我們也將雇用型態分成「粗分類」與「細分類」等兩種類型進行討論。粗分類僅包含典型正職人員與非典型人員，在此的非典型人員是個總稱，涵蓋組織雇用與市場雇用等兩種狀況。細分類則包含典型正職人員、組織雇用非典型、與市場雇用非典型等三種狀況。我們將藉由這兩種類型，討論就整體而言，典型與非典型人員的低度就業程度差異，並比較不同非典型雇用型態的異質性。

(一) 低度就業（互斥分類）

1. 互斥分析：自變項為雇用型態的「粗分類」

在第一種低度就業分析中，扣除依變項與自變項的遺缺值之後，整體模型樣本數為 938 位。根據〈附錄一〉的檢驗結果，我們使用多類別邏輯迴歸，以「適當就業」為參考組，據此解釋目前雇用型態為典型或非典型的工作者，面臨非自願工作狀態、薪資過低、過度教育等三種低度就業的機率差異。

模型逐步加入四組自變項，第一組是雇用型態的粗分類變項，分為典型正職工作者、非典型工作者兩類，以典型工作者為參考組。第二組自變項是與工作者個人特徵有關的控制變項，包含性別、年齡、教育年數、婚姻狀態、工作年資，性別以男性為參考組，婚姻狀態以沒有伴侶為參考組。第三組自變項是與工作和職務特徵相關的變項，包含組織規模、是否參與工會、部門別，組織規模以大企業為參考組，部門別以公部門及第三部門為參考組。第四組自變項是職業與產業變項，產業變項以製造業為參考組，職業變項以技術及事務人員為參考組。

本研究假設納入的自變項對於低度就業造成影響，因此，迴歸係數的正負向便能讓我們檢驗，相對於「適當就業」，不同類型的自變項比較可能或不可能面臨三種低度就業。

表十顯示逐步加入所有自變項的結果。我們首先看到只加入雇用型態變項的模型一，在 95% 的信心水準下 ($\alpha=0.05$)，相對於典型正職工作者，非典型工作者可能面臨三種低度就業。但是逐步加入其他控制變項之後，薪資過低的係數便不再呈現顯著，只有非自願工作狀態及過度教育維持穩定的正向關聯。因此，我們可以發現，2015 年臺灣的非典型工作者比較有可能面臨非自願工作狀態以及過度教育等兩種低度就業問題，驗證本研究的研究假說 H1 及 H3。然而，由於薪資過低係數不顯著，我們便無法證明本研究的 H2 假說。

針對雇用型態的分析結果，我們認為，非典型工作者由於被迫接受目前的雇用型態，故更希望從事不同於目前這份工作的事情(Hardy and Walker 2003; Hsiao 2013; 辛炳隆 2011)。在薪資過低方面，雖然推翻我們的研究假設，但與部份的研究相互呼應，我們留待〈第六章〉的討論再做說明。在過度教育方面，由於非典型人員在客觀上隨著工作不斷移動，以及在主觀上反映出短期雇用的性質與外來者的形象，令他們更容易經歷教育與職業不相稱(Connelly et al. 2011)。

在個人特徵方面，相較於適當就業，女性比起男性更容易薪資過低，但較不容易面臨過度教育，因此反映性別不平等的差異待遇(張晉芬、杜素豪 2012)。年齡越大的受訪者，非自願從事目前工作以及薪資過低的機率較低。教育年數越高者，面臨非自願工作及過度教育的機率也越高，但薪資過低的機率比較低。另外，相對於沒有伴侶者，已婚或同居的受訪者比較不容易非自願從事目前工作，也不容易面臨薪資過低。最後，工作年資越長者，面臨薪資過低的機率也較高；如果將統計顯著水準放寬至 $\alpha=0.10$ ，工作年資對於過度教育存在負向關聯。由於我們的薪資過低以時薪為標準，因此，當工作年資越長卻越容易薪資過低，¹⁶便可能反映雇主沒有將獲利妥善分給受雇者(洪敬舒 2011)，使得年資並未與時薪成正比；或是因為我國職場存在超時過勞現象(李建鴻 2011)，抵銷年資帶來的薪資成長效果，使得勞動報酬除以工作時間的結果更加低廉。

¹⁶ 除了本研究提出的兩種解釋，讀者可能會懷疑，工作年資是否存在二次項的非線性效果？然而，如同我們於「註 13」的說明，在實際測試中，模型納入平方項之後，無論一次項或二次項都沒有顯著影響。因此，我們只加入工作年資的一次項，以節省模型的自由度。

表十 低度就業的多類別邏輯迴歸分析（粗分類）

依變項	模型一			模型二			模型三			模型四				
	自變項	非自願工作	薪資過低	過度教育	非自願工作	薪資過低	過度教育	非自願工作	薪資過低	過度教育	非自願工作	薪資過低	過度教育	
非典型工作者		0.377*	0.695*	0.878*	0.469*	0.319	1.093*	0.490*	0.253	1.067*	0.499*	0.150	1.135*	
		(0.176)	(0.295)	(0.402)	(0.199)	(0.335)	(0.445)	(0.201)	(0.337)	(0.457)	(0.205)	(0.342)	(0.467)	
女性			0.231		1.067***	-0.956*	0.220		1.027***	-0.979*	0.195		1.023***	-0.983*
			(0.150)		(0.290)	(0.451)	(0.151)		(0.294)	(0.452)	(0.158)		(0.305)	(0.464)
年齡			-0.0374***		-0.0382*	0.00651	-0.0366***		-0.0360*	0.00736	-0.0329***		-0.0225	0.0143
			(0.00892)		(0.0155)	(0.0209)	(0.00898)		(0.0156)	(0.0212)	(0.00924)		(0.0161)	(0.0216)
教育年數			0.0435+		-0.264***	0.203***	0.0611*		-0.227***	0.216***	0.101**		-0.110+	0.294***
			(0.0248)		(0.0503)	(0.0530)	(0.0265)		(0.0530)	(0.0565)	(0.0326)		(0.0619)	(0.0712)
有無伴侶			-0.352*		-0.697*	-0.00737	-0.356*		-0.711*	0.0119	-0.316+		-0.671*	0.0953
			(0.173)		(0.316)	(0.461)	(0.173)		(0.320)	(0.462)	(0.174)		(0.333)	(0.467)
工作年資			0.00163		0.0348*	-0.0566+	0.00681		0.0426*	-0.0562+	0.00716		0.0440*	-0.0578+
			(0.0102)		(0.0163)	(0.0319)	(0.0106)		(0.0166)	(0.0330)	(0.0108)		(0.0176)	(0.0335)
中小企業						0.155		1.518**	0.578	0.0800		1.235*	0.435	
						(0.178)		(0.553)	(0.493)	(0.181)		(0.558)	(0.502)	
參與工會						-0.211		-1.093	0.106	-0.192		-0.958	0.169	
						(0.235)		(0.757)	(0.606)	(0.236)		(0.768)	(0.608)	
私部門						0.314		0.110	-0.115	0.309		0.0803	-0.211	
						(0.241)		(0.579)	(0.545)	(0.249)		(0.601)	(0.571)	
農林漁牧業										1.014		1.304	1.368	
										(0.679)		(0.814)	(1.251)	
服務業										0.184		0.643*	0.0259	
										(0.167)		(0.322)	(0.442)	
主管及專業人員										-0.543*		-0.822	-1.212+	
										(0.243)		(1.088)	(0.651)	

基層勞工									0.218	1.607***	0.205
									(0.193)	(0.434)	(0.485)
常數項	0.413***	-1.682***	-2.557***	1.375*	2.684*	-5.047***	0.699	0.780	-5.621***	-0.0955	-2.369
	(0.0803)	(0.157)	(0.232)	(0.551)	(1.046)	(1.196)	(0.684)	(1.386)	(1.530)	(0.780)	(1.553)
Pseudo R ²	0.005				0.093			0.103			0.121
χ^2	9.608*				174.9***			192.9***			226.6***
樣本數	938				938			938			938

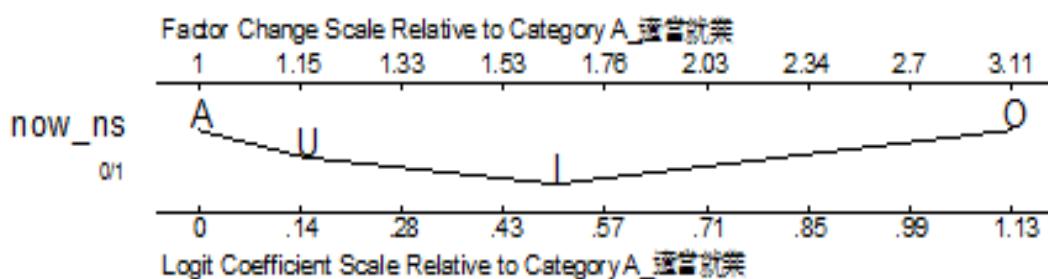
註 1：括號內為標準誤。

註 2：+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001 (雙尾檢定)。

在工作特徵方面，相較於大企業，在中小企業工作者更容易面臨薪資過低。這也呼應張晉芬、杜素豪(2012)的發現，由於大企業傾向遵循正式管理制度，敘薪過程也較為平等；因此，任職的組織規模越大，對於薪資有正面影響。此外，是否參與工會和部門別，對於三種低度就業的影響都不顯著。

對於產業結構而言，相較於製造業，服務業更容易面臨薪資過低，反映既有研究討論的成本弊病現象(李建鴻 2011)。對於職業結構而言，相較於技術及事務人員，主管及專業人員比較不容易面臨非自願工作，如果將統計顯著水準放寬至 $\alpha=0.10$ ，則主管及專業人員也不容易過度教育；此外，基層勞工更容易薪資過低。如此便反映出，職業結構存在階層化的影響效果(黃毅志 1998)，無論工作者的個人背景如何，只要位於職業結構的高位，就比較不容易面對非自願工作或過度教育的低度就業問題；而屬於低階職業者，則容易獲得最低水準的薪資。

綜觀粗分類的分析過程，即使加入不同的自變數，相較於典型正職工作者，非典型工作者都更容易面臨非自願工作及過度教育，但較不容易發生薪資過低。圖一的預測機率也再次證實這個結果，相對於適當就業(A)，非典型人員都更有可能發生非自願工作(I)、過度教育(O)，但薪資過低(U)與適當就業的差異卻沒有達到顯著。因此，從 I 與 O 的顯著影響來看，典型與非典型人員確實存在核心／邊陲的區隔(Kalleberg 2003)，非典型工作者更容易面臨不平等的後果。



圖一 雇用型態（粗分類）對於就業狀態的預測機率圖

註：A 代表適當就業，I 代表非自願工作，U 代表薪資過低，O 代表過度教育。圖型上方的數值為勝算比(odds ratio)，圖型下方的數值為模型係數。此外，直線相連的就業狀態，代表兩者差異並未達到顯著；相對地，沒有直線相連的就業狀態，則代表彼此具有顯著差異。

2. 互斥分析：自變項為雇用型態的「細分類」¹⁷

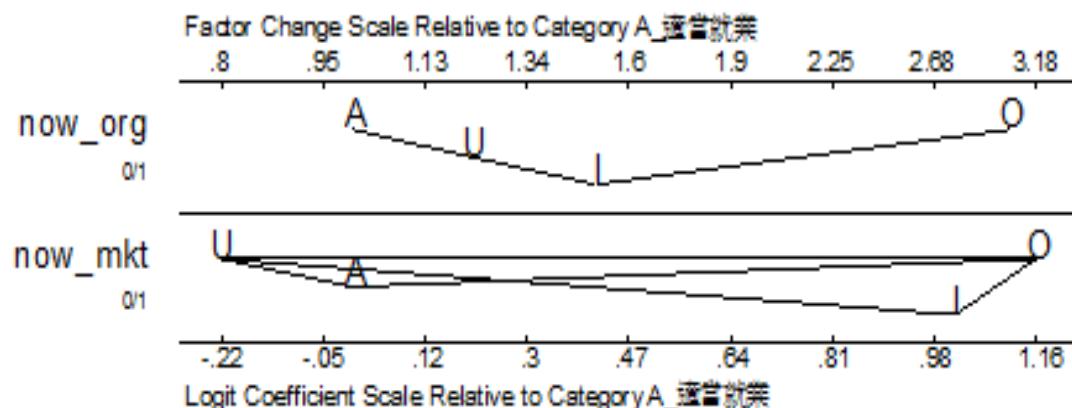
這部分的分析仍然想檢驗各組自變項對於低度就業造成的影響，而迴歸係數正負項則是我們的主要判斷依據。表十一顯示逐步加入所有自變項的分析結果，在 95% 的信心水準下 ($\alpha=0.05$)，從「非自願工作狀態」來看，比起典型正職工作者，市場雇用非典型工作者更容易非自願從事目前的工作，從模型二到模型四都維持穩定的正向顯著。如果將統計顯著水準放寬至 $\alpha=0.10$ ，對於組織雇用非典型工作者而言，也比較希望從事不同於目前工作的事情。然而，由於市場雇用非典型的係數都穩定大於組織雇用非典型，因此，我們可以推論市場雇用非典型的非自願程度更強。在「過度教育」方面，組織雇用非典型從模型一到模型四都維持穩定的正向關聯，市場雇用非典型則都不顯著。這兩個變項的結果顯示，典型與非典型之間確實存在明顯分野，非典型工作者更容易面臨兩種低度就業；除此之外，組織雇用與市場雇用之間也呈現差異，組織雇用非典型比較容易發生過度教育，市場雇用非典型則更容易面臨非自願工作。最後，由於「薪資過低」的效果幾乎都不顯著，只有組織雇用非典型在模型一呈現正向關聯，係數也從模型一到模型四不斷下降。因此，我們無法推論兩種非典型的影響效果。

針對兩種非典型的差異，我們認為，由於在 Atkinson(1984, 1987)的彈性企業模式中，市場雇用非典型屬於最外層的勞動市場，面對更強烈的市場化及個體化力量(Kalleberg 2011: 83)。因此，他們不僅對於非典型雇用型態不滿意，也更有可能為了追求較好的職涯發展而離職。例如從 Kalleberg et al.(1997)的統計來看，高達 95% 的派遣工作者都希望離開人力派遣業，也有 80% 以上的外包工作者想離開外包公司，呼應我們的發現。對於薪資過低而言，這個結果同樣推翻我們的研究假說 H2，這裡同樣留待〈第六章〉再作說明。對於過度教育而言，由於在 Atkinson(1984, 1987)的彈性企業模式中，組織雇用非典型主要從事日常性或重複

¹⁷ 在細分類的討論中，有關樣本數、依變項的設定方式、統計方法、控制變項的表現等等，均和「粗分類」相同，在此就不再贅述。此外，模型逐步加入的四組自變項也與「粗分類」相似，僅在雇用型態變項中，我們納入雇用型態的「細分類」變項，並分為典型正職工作者、組織雇用非典型、市場雇用非典型等三類，以典型工作者為參考組。

的工作，在臺灣的高教擴張背景下(林宗弘 2015)，他們即使從學校獲得高階的知識技能，卻因為雇用型態的限制，無法發揮在日常工作活動中。至於市場雇用非典型則可能從事高度專業或單調乏味的工作，因此在兩種工作內容綜合之下，令他們的教育與職業不相稱問題比較不明顯。

綜觀細分類的分析過程，我們發現將非典型人員分成兩種類型之後，迴歸結果明顯反映非典型雇用型態的異質性(如 Benner 2002: 32; Kalleberg 2011: 76-77; 柯志哲、張珮青 2014)。圖二的預測機率也再次證實這個結果，相對於適當就業(A)，就組織雇用非典型（圖二上半部）而言，無論非自願工作(I)、過度教育(O)的效果都相當鮮明，但薪資過低(U)與適當就業的差異卻沒有達到顯著；就市場雇用非典型（圖二下半部）而言，只有非自願工作與適當就業的差異達到顯著。因此，這些發現驗證 Atkinson(1984, 1987)的觀點，亦即非典型雇用型態存在邊陲人力與外部人力的差別；是否有市場中介機構介入工作者與組織的關係，將明顯影響受雇者的工作品質，也確認本研究對非典型工作者的分類確實有其必要。



圖二 雇用型態（細分類）對於就業狀態的預測機率圖

註：A 代表適當就業，I 代表非自願工作，U 代表薪資過低，O 代表過度教育。圖型上方的數值為勝算比(odds ratio)，圖型下方的數值為模型係數。此外，直線相連的就業狀態，代表兩者差異並未達到顯著；相對地，沒有直線相連的就業狀態，則代表彼此具有顯著差異。

表十一 低度就業的多類別邏輯迴歸分析（細分類）

依變項	自變項	模型一			模型二			模型三			模型四		
		非自願工作	薪資過低	過度教育	非自願工作	薪資過低	過度教育	非自願工作	薪資過低	過度教育	非自願工作	薪資過低	過度教育
組織雇用非典型		0.336+	0.726*	0.909*	0.380+	0.355	1.074*	0.405+	0.302	1.048*	0.412+	0.204	1.114*
		(0.186)	(0.306)	(0.416)	(0.208)	(0.346)	(0.456)	(0.211)	(0.349)	(0.469)	(0.216)	(0.355)	(0.479)
市場雇用非典型		0.637	0.429	0.611	1.021*	0.0559	1.101	1.002*	-0.0754	1.095	1.022*	-0.222	1.157
		(0.446)	(0.817)	(1.094)	(0.474)	(0.850)	(1.138)	(0.475)	(0.852)	(1.142)	(0.477)	(0.857)	(1.153)
女性				0.235	1.072***	-0.961*	0.223	1.034***	-0.983*	0.194	1.030***	-0.987*	
				(0.150)	(0.291)	(0.452)	(0.151)	(0.294)	(0.453)	(0.158)	(0.306)	(0.464)	
年齡				-0.0376***	-0.0387*	0.00682	-0.0368***	-0.0364*	0.00762	-0.0332***	-0.0227	0.0146	
				(0.00893)	(0.0155)	(0.0209)	(0.00899)	(0.0156)	(0.0211)	(0.00925)	(0.0161)	(0.0216)	
教育年數				0.0457+	-0.264***	0.202***	0.0625*	-0.227***	0.216***	0.102**	-0.111+	0.293***	
				(0.0249)	(0.0503)	(0.0532)	(0.0265)	(0.0530)	(0.0566)	(0.0326)	(0.0619)	(0.0711)	
有無伴侶				-0.366*	-0.682*	-0.0102	-0.369*	-0.690*	0.00776	-0.328+	-0.650+	0.0906	
				(0.173)	(0.317)	(0.462)	(0.173)	(0.322)	(0.462)	(0.174)	(0.334)	(0.467)	
工作年資				0.00199	0.0350*	-0.0567+	0.00699	0.0428*	-0.0562+	0.00737	0.0443*	-0.0578+	
				(0.0102)	(0.0163)	(0.0319)	(0.0106)	(0.0167)	(0.0329)	(0.0109)	(0.0176)	(0.0335)	
中小企業						0.158	1.522**	0.579	0.0804	1.245*	0.434		
						(0.178)	(0.553)	(0.493)	(0.182)	(0.558)	(0.502)		
參與工會						-0.208	-1.096	0.107	-0.188	-0.961	0.168		
						(0.235)	(0.757)	(0.606)	(0.236)	(0.768)	(0.608)		
私部門						0.294	0.138	-0.113	0.293	0.0996	-0.208		
						(0.241)	(0.580)	(0.546)	(0.249)	(0.601)	(0.571)		
農林漁牧業								1.054	1.261	1.372			
								(0.680)	(0.816)	(1.252)			
服務業								0.198	0.635*	0.0250			
								(0.167)	(0.324)	(0.443)			

主管及專業人員									-0.542*	-0.820	-1.210+	
基層勞工									(0.244)	(1.088)	(0.651)	
常數項	0.413*** (0.0803)	-1.682*** (0.157)	-2.557*** (0.232)	1.354* (0.551)	2.693** (1.045)	-5.036*** (1.196)	0.706 (0.684)	0.755 (1.386)	-5.617*** (1.528)	-0.0745 (0.781)	-2.399 (1.552)	-6.799*** (1.720)
Pseudo R ²	0.006				0.095			0.104			0.122	
χ^2	10.74+				177.8***			195.6***			229.5***	
樣本數	938				938			938			938	

註 1：括號內為標準誤。

註 2：+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001 (雙尾檢定)。

(二) 低度就業（相依分類）

在第二小節中，我們參考 Edgell(2009: 150)的構想，將不同的低度就業類別視為彼此相依，以探討三者的潛在關聯；此外，我們也不設定類別的先後次序，以完全鬆綁「勞動力運用架構」的假定，並比較互斥及相依分析的差異。

特別說明的是，本小節所有的「粗分類」分析，各個模型的自變項設定都如同表十；所有的「細分類」分析，各個模型的自變項設定都如同表十一。我們也將依靠迴歸係數的正負向，判斷自變項對於依變項的影響。後續不再贅述。

1. 相依分析：自變項為雇用型態的「粗分類」

在第二種低度就業分析中，扣除依變項與自變項的遺缺值之後，整體模型樣本數為 898 位。根據〈附錄一〉的檢驗結果，我們使用 Poisson 迴歸，分析雇用型態為典型或非典型的工作者，面對三種低度就業面向的發生率差異。

表十二顯示逐步加入所有自變項的結果，在 95% 的信心水準下 ($\alpha=0.05$)，相較於典型正職工作者，非典型工作者確實更容易發生低度就業，從模型一到模型四都維持穩定的正向顯著。因此，即使從不同的低度就業類別來看，雇用型態的影響存在分歧（如在「互斥分析」中，薪資過低的效果並不顯著），但就整體期望次數來說，非典型工作者更有可能發生多種面向的低度就業。

在個人特徵方面，年齡越大的受訪者，低度就業的發生率比較低。教育年數在模型二與模型三都不顯著，直到模型四加入產業與職業變項之後，才呈現正向關聯。此外，相對於沒有伴侶的受訪者，具有配偶或同居的工作者，其低度就業發生率比較低。至於性別與工作年資，對於低度就業發生率沒有顯著影響；但如果將統計顯著水準放寬至 $\alpha=0.10$ ，則在模型四中，女性也更容易低度就業。

在工作特徵方面，相對於公部門或第三部門的受雇者，私部門工作者更有可能發生低度就業。如果我們將統計顯著水準放寬至 $\alpha=0.10$ ，中小企業的係數在模型三呈現正向顯著，但在模型四就不顯著，因此我們難以推論其效果。

表十二 低度就業面向數的 Poisson 迴歸分析（粗分類）



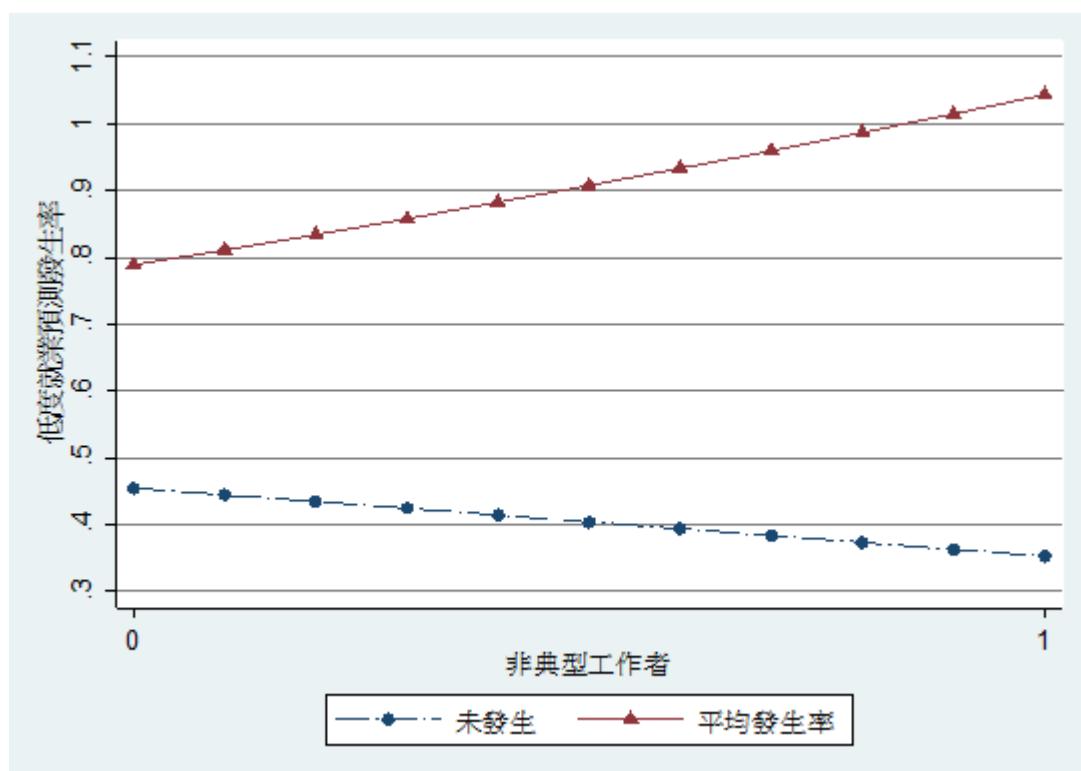
自變項	模型一	模型二	模型三	模型四
非典型工作者	0.328*** (0.0779)	0.282*** (0.0635)	0.305*** (0.0646)	0.280*** (0.0632)
女性		0.0837 (0.0548)	0.0798 (0.0547)	0.103+ (0.0563)
年齡		-0.0131*** (0.00361)	-0.0122*** (0.00354)	-0.00952** (0.00338)
教育年數		-0.000383 (0.00986)	0.0125 (0.0104)	0.0428*** (0.0123)
有無伴侶		-0.157* (0.0659)	-0.156* (0.0660)	-0.125+ (0.0658)
工作年資		-0.00227 (0.00459)	0.000894 (0.00458)	0.000516 (0.00441)
中小企業			0.127+ (0.0696)	0.0716 (0.0706)
參與工會			-0.104 (0.106)	-0.0696 (0.106)
私部門			0.249** (0.0930)	0.240** (0.0922)
農林漁牧業				0.356* (0.141)
服務業				0.0920 (0.0626)
主管及專業人員				-0.190+ (0.109)
基層勞工				0.296*** (0.0694)
常數項	-0.205*** (0.0421)	0.362+ (0.211)	-0.185 (0.262)	-0.866** (0.287)
Pseudo R ²	0.008	0.028	0.032	0.041
χ^2	16.87***	94.90***	109.9***	148.4***
樣本數	898	898	898	898

註 1：括號內為標準誤。

註 2：+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001 (雙尾檢定)。

對於產業結構而言，相較於製造業，農林漁牧業更容易發生低度就業。對於職業結構而言，相較於技術及事務人員，基層勞工的低度就業發生率更高；如果將統計顯著水準放寬至 $\alpha=0.10$ ，則主管及專業人員的發生率比較低。因此，這裡再次反映職業結構的階層化效果(黃毅志 1998)，職業地位越高的工作者，比較不容易發生低度就業，反之亦然。

綜觀低度就業次數的粗分類分析，在加入不同的自變項之後，相對於典型人員，非典型工作者都更可能發生低度就業。圖三的預測也再次證實這個結果，相對於典型正職工作者，非典型工作者不發生低度就業的可能性較低，並擁有更高的平均發生率。因此，這裡呼應既有研究的發現，非典型工作者更容易落入邊緣性就業，並面臨低劣的工作品質(Jensen and Slack 2000)。



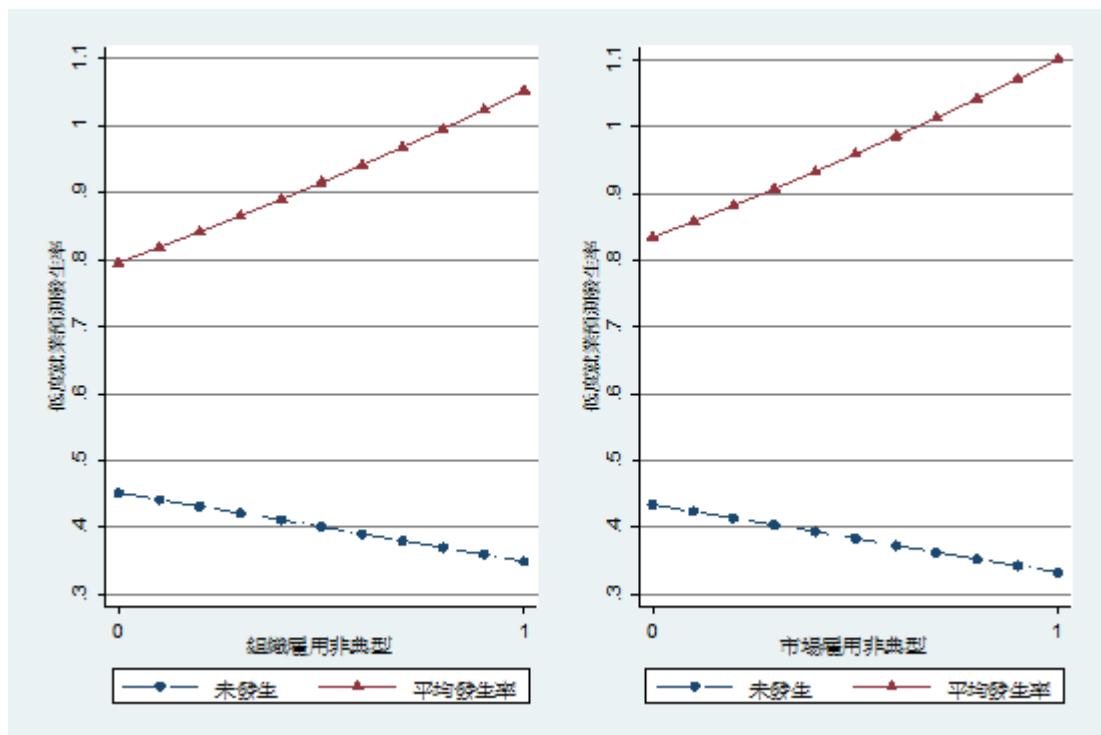
圖三 雇用型態（粗分類）對於低度就業面向數的預測圖

註：橫軸的 0 代表典型正職工作者，1 則是非典型工作者。

2. 相依分析：自變項為雇用型態的「細分類」¹⁸

表十三顯示逐步加入所有自變項的結果，在95%的信心水準下($\alpha=0.05$)，相較於典型正職工作者，組織雇用非典型更容易發生低度就業，從模型一到模型四都維持穩定的正向顯著。如果將統計顯著水準放寬至 $\alpha=0.10$ ，市場雇用非典型也從模型二到模型四具有正向關聯。此外，從整體來看，市場雇用非典型的係數都比較小，因此，我們推論組織雇用非典型的低度就業發生率更高。這部份的討論也補充「互斥分析」的不足，雖然兩種非典型各自面臨不同的低度就業議題，但從總體發生率來看，組織雇用非典型更有可能發生多種面向的低度就業。

綜上所述，我們發現在臺灣的勞動市場中，源自於組織人力運用策略的核心邊陲模式，確實對於雇用型態帶來不平等的影響(Kalleberg 2011: 75-76)。圖四的預測也再次證實這個結果，相對於典型正職工作者，兩種非典型工作者不發生低度就業的比例都較低，也都擁有更高的平均發生率。



圖四 雇用型態（細分類）對於低度就業面向數的預測圖

註：橫軸的0都代表典型正職工作者，1則是兩種非典型工作者。

¹⁸ 在細分類的討論中，有關樣本數、依變項的設定方式、統計方法、控制變項的表現等等，均和「粗分類」相同，在此就不再贅述。

表十三 低度就業面向數的 Poisson 回歸分析（細分類）



自變項	模型一	模型二	模型三	模型四
組織雇用非典型	0.339*** (0.0814)	0.281*** (0.0662)	0.308*** (0.0673)	0.280*** (0.0661)
市場雇用非典型	0.242 (0.197)	0.285+ (0.148)	0.281+ (0.146)	0.278* (0.140)
女性		0.0837 (0.0548)	0.0795 (0.0547)	0.103+ (0.0564)
年齡		-0.0131*** (0.00361)	-0.0122*** (0.00355)	-0.00952** (0.00339)
教育年數		-0.000370 (0.00988)	0.0124 (0.0104)	0.0428*** (0.0123)
有無伴侶		-0.157* (0.0659)	-0.156* (0.0660)	-0.125+ (0.0658)
工作年資		-0.00226 (0.00460)	0.000863 (0.00458)	0.000513 (0.00442)
中小企業			0.127+ (0.0697)	0.0716 (0.0706)
參與工會			-0.104 (0.106)	-0.0696 (0.106)
私部門			0.251** (0.0934)	0.240** (0.0924)
農林漁牧業				0.355* (0.142)
服務業				0.0919 (0.0627)
主管及專業人員				-0.190+ (0.109)
基層勞工				0.296*** (0.0694)
常數項	-0.205*** (0.0421)	0.362+ (0.212)	-0.186 (0.262)	-0.866** (0.287)
Pseudo R ²	0.008	0.028	0.032	0.041
χ^2	17.10***	94.95***	110.1***	148.4***
樣本數	898	898	898	898

註 1：括號內為標準誤。

註 2：+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001 (雙尾檢定)。

第四節 本章小結



整體來說，低度就業的分析大致符合我們的研究假說。非典型工作者比較可能面臨非自願工作狀態、過度教育，特別就組織雇用非典型而言，也較可能面臨這兩種低度就業。至於市場雇用非典型，我們發現其非自願程度比組織雇用非典型更強；但在過度教育方面，與典型正職工作者沒有顯著差異。此外，對於薪資過低的議題而言，本研究的分析結果不支持其研究假說；無論從粗分類或細分類的迴歸結果來看，非典型都與典型人員都沒有顯著差異。

另外，為了探討「勞動力運用架構」的彼此互斥及先後次序假設，是否影響迴歸分析結果，我們也使用整體的「低度就業面向數」來做討論。Poisson 回歸的模型顯示，非典型人員確實更容易發生低度就業；如果從比較寬鬆的顯著水準 ($\alpha=0.10$) 來看，兩種非典型都呈現一致的結果，組織雇用非典型的發生率也更高。¹⁹是故，雖然就個別的三種面向而言，非典型人員不完全會面臨所有的低度就業問題，但如果將三種面向視為彼此相依，探討整體的發生率，則非典型人員仍更可能發生多種低度就業。因此，非典型工作者主要是受到不平等待遇的群體 (Kalleberg 2003)。我們將以上的討論，整理如表十四，提供讀者參考。

表十四 雇用關係與低度就業的關聯

	非自願工作	薪資過低	過度教育	整體發生率
典型人員	—	(不顯著)	—	—
非典型人員	+	(不顯著)	+	+
組織雇用型	+	(不顯著)	+	++
市場雇用型	++	(不顯著)	(不顯著)	+

註：(-)代表不容易發生，(+)代表容易發生，(++)則意謂著發生的機率更高。

¹⁹ 雖然根據「圖四」的預測結果，市場雇用非典型的平均發生率(1.10)比組織雇用非典型(1.05)更高；然而，從「表十三」的迴歸分析結果來看，組織雇用非典型的係數幾乎穩定地大於市場雇用非典型。因此，我們從總體的角度推論，組織雇用非典型仍是整體發生率較高的群體。

第五章 勞動風險的蔓延—雇用關係與不安全感

經過第四章的討論，我們發現在雇用關係與低度就業的關聯中，確實存在特定的「不適當就業」困境。典型人員比較容易適當就業，非典型人員則容易低度就業，不同的非典型也面臨相異的不適當就業議題。延續探討工作品質的初衷，本研究第二個主題在於「主觀勞動風險」的變化。於本章節中，我們首先分析工作不安全感的相關描述統計；其次，我們呈現兩種迴歸分析的結果，驗證第二章的剩餘研究假說；最後，仍以整個章節的初步結論來作結。

第一節 不安全感的描述統計

我們從表十五可以看到，2015 年全體受雇者感受到的失去工作可能性，並未超過量表分數的一半（2.25 分／5 分），對於此項問題同意程度的百分比大約佔 45%；相對地，尋找相似工作困難度卻高達 1.84 分（滿分為 3 分），對於此項問題同意程度的百分比大約佔 61.33%。兩種不安全感比較起來，顯示人們即使比較不擔心工作缺乏保障的狀況，卻更加憂慮在勞動市場彈性化的趨勢下，低薪工作與非典型雇用等沒有前途的工作型態(dead-end jobs)更加盛行，令自己更難找到與目前相等的就業環境。這與洪敬舒(2014)的發現相似，也反映當代臺灣受雇者的不安全感，著重在 Green(2013: 138)討論的工作損失之成本面向，也就是失去工作之後可能遭遇更大的困難。

表十五 不安全感之描述統計量（雇用型態粗分類）

	典型人員			非典型人員			合計		
	平均值	標準差	樣本數	平均值	標準差	樣本數	平均值	標準差	樣本數
失去工作 可能性	2.08	0.93	715	2.79	1.21	226	2.25	1.05	941
尋找相似 工作困難 度	1.87	0.76	713	1.75	0.76	222	1.84	0.76	935

註：平均值與標準差的單位為「分」。

我們也繼續比較兩種雇用型態的差異，從工作損失的風險來說(Green 2013: 131)，非典型人員的失去工作可能性(2.79 分)高於典型人員的感受(2.08 分)；但在第二種不安全感方面，非典型人員(1.75 分)反而低於典型人員(1.87 分)。這個結果呼應我們在第二章〈文獻回顧〉的假說，不同的雇用關係對於不安全感的兩種面向造成影響。

最後，我們在表十六呈現非典型雇用型態的內部異質性。從失去工作可能性來看，兩種非典型人員都高於全體受雇者的平均值(2.25 分)，並以市場雇用非典型的 3.1 分為最高。相對地，在尋找相似工作困難度方面，雖然兩種非典型人員都低於整體平均值(1.84 分)，但市場雇用非典型的 1.83 分，不但高於組織雇用非典型的得分(1.74 分)，也相當接近全體受雇者的平均狀態。我們或許可以推論，市場雇用非典型是更加受到工作不穩定化衝擊的群體。以上的描述統計也再次反映，不同的雇用關係對於不安全感的差異結果。

表十六 不安全感之描述統計量（非典型細分類）

	典型人員			組織雇用非典型			市場雇用非典型		
	平均值	標準差	樣本數	平均值	標準差	樣本數	平均值	標準差	樣本數
失去工作 可能性	2.08	0.93	715	2.74	1.22	196	3.10	1.12	30
尋找相似 工作困難 度	1.87	0.76	713	1.74	0.76	193	1.83	0.76	29

註：平均值與標準差的單位為「分」。

在表十七中，我們呈現本研究的兩種工作不安全感，以及主要變項中屬於連續變項者，兩兩變項的彼此相關程度。雖然我們可以從描述統計得到變項之間的基本圖像，但為了確認不同變項的關聯，我們仍需使用統計控制與迴歸分析進行探討。這是我們下一節的主題。

表十七 不安全感與連續變項之相關係數表

	失去工作	尋找相似 工作	年齡	教育年數	工作年資
失去工作可能性	1				
尋找相似工作困難度	-0.02	1			
年齡	0.07*	0.32***	1		
教育年數	-0.17***	-0.18***	-0.42***	1	
工作年資	-0.08*	0.32***	0.60***	-0.16***	1

註：+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001 (雙尾檢定)。



第二節 不安全感的迴歸分析



在第二節中，我們呈現兩種工作不安全感的迴歸模型，並將雇用型態區分成「粗分類」與「細分類」等兩種類型，以探討雇用關係的差異。此外，本節所有的粗分類分析，各個模型的自變項設定都如同表十；所有的細分類分析，各個模型的自變項設定都如同表十一。我們也依靠迴歸係數的正負向，判斷自變項對於依變項的影響效果，後續不再贅述。

(一) 失去工作可能性

1. 自變項為雇用型態的「粗分類」

在第一種工作不安全感中，扣除依變項與自變項的遺缺值之後，整體模型樣本數為 941 位。根據〈附錄一〉的檢驗結果，我們使用序列邏輯迴歸，分析雇用型態為典型或非典型的工作者，對於失去工作可能性的感受差異。

表十八顯示逐步加入所有自變項的結果，在 95% 的信心水準下 ($\alpha=0.05$)，相較於典型正職工作者，非典型工作者更容易認為自己會失去工作，在四個模型都維持穩定的正向顯著。因此，這個結果驗證我們的研究假說 H4，非典型工作者由於缺乏穩定契約的保障，在沒有任何依靠之下，他們認為自己可能失去工作的機率更大(Anderson and Winefield 2011; Bishop et al. 2002)。

在個人特徵方面，年齡越大的受訪者越容易認為自己會失去工作。此外，在比較寬鬆的統計顯著水準下 ($\alpha=0.10$)，教育年數越高者認為自己的工作保障程度比較高，但在模型四則沒有顯著影響。工作年資越長者，對於工作具有保障的感受更強。至於性別及有無伴侶，對於失去工作可能性沒有顯著影響。

在工作特徵方面，目前參與工會的受雇者，認為自己比較不容易失去工作。受雇於私部門者，相對於公部門及第三部門，比較容易認為自己會失去工作。此外，組織規模則沒有顯著效果。

表十八 失去工作可能性的序列邏輯迴歸分析（粗分類）



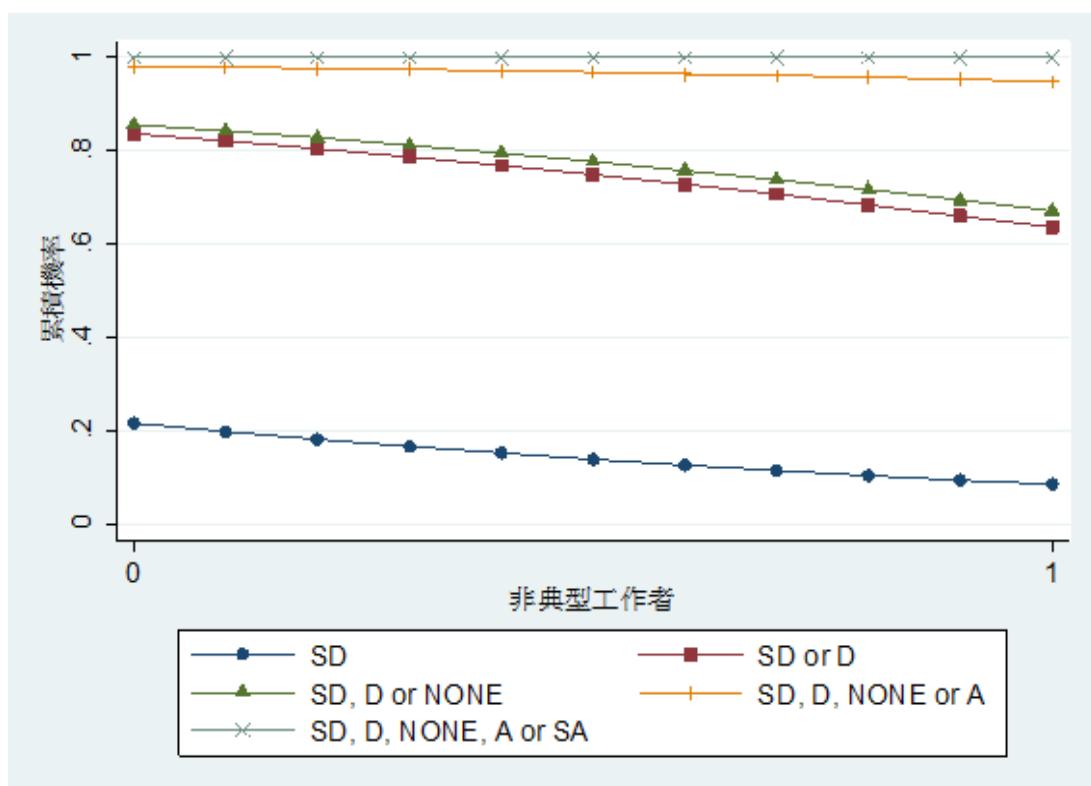
自變項	模型一	模型二	模型三	模型四
非典型工作者	1.286*** (0.155)	1.060*** (0.164)	1.091*** (0.166)	1.075*** (0.167)
女性		0.0923 (0.129)	0.0697 (0.129)	0.0763 (0.134)
年齡		0.0135+ (0.00751)	0.0153* (0.00756)	0.0183* (0.00774)
教育年數		-0.0644** (0.0208)	-0.0389+ (0.0222)	-0.00958 (0.0270)
有無伴侶		-0.114 (0.151)	-0.109 (0.152)	-0.0824 (0.152)
工作年資		-0.0264** (0.00890)	-0.0196* (0.00907)	-0.0176+ (0.00916)
中小企業			0.0990 (0.158)	0.0589 (0.161)
參與工會			-0.480* (0.214)	-0.453* (0.215)
私部門			0.549* (0.216)	0.565* (0.222)
農林漁牧業				-0.602 (0.464)
服務業				0.138 (0.143)
主管及專業人員				-0.258 (0.220)
基層勞工				0.309+ (0.164)
Pseudo R ²	0.033	0.044	0.051	0.055
χ^2	70.22***	93.91***	108.2***	116.5***
樣本數	941	941	941	941

註 1：括號內為標準誤。

註 2：+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001 (雙尾檢定)。

職業結構方面，在比較寬鬆的統計顯著水準下 ($\alpha=0.10$)，相較於技術及事務人員，基層勞工感受到的失去工作可能性較高。產業結構則沒有顯著影響。

最後，綜觀失去工作可能性的粗分類分析，在加入不同的自變項之後，相對於典型正職人員，非典型工作者都更可能認為自己會失去工作。圖五的預測也再次證實這個結果，典型正職工作者從「完全不會發生」(SD)到「既不同意也不反對」(NONE)的累積機率大約為 85.72%，相對地，非典型工作者的累積機率約為 67.19%；因此，非典型工作者認為可能失去工作的預測機率，大於典型正職工作者(兩者差距 18.53%)。這也回應 Kalleberg(2009)的討論，非典型雇用型態代表短期、以市場為基礎的交易型契約(transactional contracts)；交易型契約的擴散將伴隨更大的不穩定性，不但降低工作者身為組織公民的權利，也令受雇者必須更加仰賴自己在勞動市場的價值。



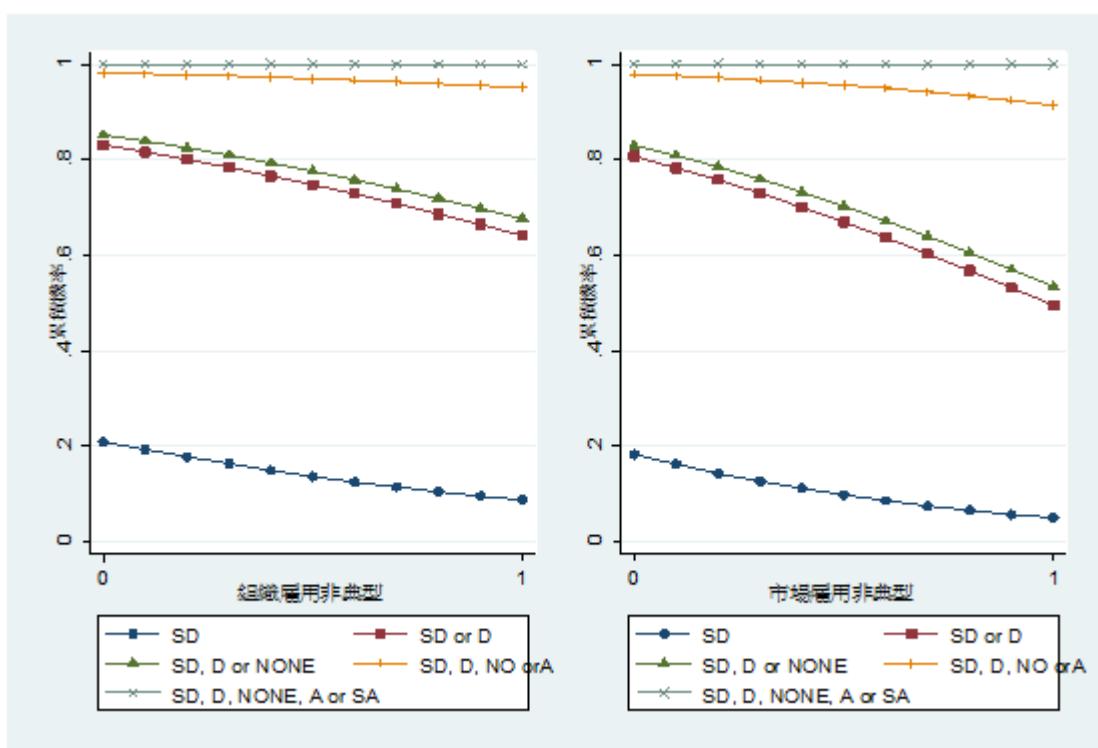
圖五 雇用型態（粗分類）對於失去工作可能性的預測機率圖

註：橫軸的 0 代表典型正職工作者，1 則是非典型工作者。此外，SD 代表完全不會發生，D 代表不會發生，NONE 代表既不同意也不反對，A 代表可能發生，SA 代表完全有可能發生。

2. 自變項為雇用型態的「細分類」²⁰

表十九顯示逐步加入所有自變項的結果，在 95% 的信心水準下 ($\alpha=0.05$)，相較於典型正職工作者，兩種非典型人員都認為自己更有可能失去工作。此外，由於市場雇用非典型的係數穩定大於組織雇用非典型，從模型一到模型四都呈現相同結果，我們可以推論市場雇用非典型的工作缺乏保障感受更強。

圖六的預測也證實這個結果，典型工作者從「完全不會發生」(SD)到「既不同意也不反對」(NONE)的累積機率都在 80% 以上，相對地，兩種非典型人員的累積機率都小於 70%；因此，兩種非典型人員認為可能失去工作的預測機率，都大於典型正職工作者。此外，我們還可以發現，市場雇用非典型從「既不同意也不反對」到「完全有可能發生」(SA)的累積機率為 46.55%，組織雇用非典型則是 32.42%：是故，市場雇用非典型認為可能會失去工作的機率更高。



圖六 雇用型態（細分類）對於失去工作可能性的預測機率圖

註：橫軸的 0 代表典型正職工作者，1 則是兩種非典型工作者。SD 代表完全不會發生，D 代表不會發生，NONE/NO 代表既不同意也不反對，A 代表可能發生，SA 代表完全有可能發生。

²⁰ 在細分類的討論中，有關樣本數、依變項的設定方式、統計方法、控制變項的表現等等，均和「粗分類」相同，在此就不再贅述。



表十九 失去工作可能性的序列邏輯迴歸分析（細分類）

自變項	模型一	模型二	模型三	模型四
組織雇用非典型	1.199*** (0.164)	0.988*** (0.172)	1.027*** (0.174)	1.012*** (0.176)
市場雇用非典型	1.799*** (0.344)	1.503*** (0.352)	1.478*** (0.353)	1.444*** (0.355)
女性		0.0986 (0.129)	0.0750 (0.129)	0.0781 (0.134)
年齡		0.0135+ (0.00752)	0.0153* (0.00757)	0.0182* (0.00775)
教育年數		-0.0629** (0.0208)	-0.0380+ (0.0222)	-0.00966 (0.0270)
有無伴侶		-0.131 (0.152)	-0.124 (0.152)	-0.0959 (0.153)
工作年資		-0.0260** (0.00891)	-0.0194* (0.00908)	-0.0173+ (0.00918)
中小企業			0.103 (0.158)	0.0608 (0.161)
參與工會				-0.476* (0.214) -0.449* (0.215)
私部門				0.534* (0.217) 0.555* (0.222)
農林漁牧業				-0.569 (0.466)
服務業				0.152 (0.144)
主管及專業人員				-0.255 (0.220)
基層勞工				0.304+ (0.165)
Pseudo R ²	0.034	0.045	0.052	0.055
χ^2	72.99***	95.92***	109.7***	117.9***
樣本數	941	941	941	941

註 1：括號內為標準誤。

註 2：+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001 (雙尾檢定)。

(二) 尋找相似工作困難度

1. 自變項為雇用型態的「粗分類」

在第二種工作不安全感的分析中，扣除依變項與自變項的遺缺值之後，整體模型樣本數為 935 位。根據〈附錄一〉的檢驗結果，我們透過定型邏輯迴歸，分析典型或非典型的工作者，認為能否找到相似工作的困難程度差異。

表二十顯示逐步加入所有自變項的結果，乍看之下，雇用型態似乎對於尋找相似工作困難度沒有顯著影響；然而，如果我們將統計顯著水準放寬至 $\alpha=0.10$ ，則相較於典型正職工作者，非典型工作者比較不認為自己難以找到相等工作，除了模型二之外都呈現負向顯著。因此，在 90% 的信心水準下，這個結果驗證研究假說 H5。由於非典型工作者本身即面臨低劣的就業環境，即使轉換工作也可能持續非典型勞動(柯志哲、張珮青 2014)，是故他們不認為難以找到品質相似的工作；相對地，由於當代職場對於員工的保障越來越低，如果典型人員離開目前職務，將面臨向上與向下流動同時增加的不確定性(Hollister 2011)，新工作的薪資也可能更低(Kalleberg 2011: 98)，因此面臨更大的尋找相似工作困難度。

在個人特徵方面，相對於男性，女性比較不認為難以找到品質相似的工作。年齡越大的受訪者，尋找相等工作困難程度更高。此外，教育年數越高的受雇者，尋找相等工作困難度比較低；工作年資越長者，則認為比較難找到與目前類似的就業環境。最後，有無伴侶則對於尋找相似工作困難度沒有顯著影響。

在工作特徵方面，只有私部門呈現負向顯著；代表相對於公部門或第三部門的受雇者，私部門勞工不認為難以找到與目前相似的工作。至於組織規模或是否參與工會，對於尋找相似工作困難度沒有顯著影響。

對於職業結構與產業結構而言，也幾乎沒有顯著影響。惟在比較寬鬆的統計顯著水準之下 ($\alpha=0.10$)，服務業與尋找相似工作困難度具有負向關聯。

最後，綜觀尋找相似工作困難度的粗分類分析，加入不同群的自變項之後，在 90% 的信心水準下，典型人員比較容易認為難以找到相等工作，因此與 Kalleberg (2011: 102)的討論相互呼應。圖七的預測也證實這個結果，典型工作者



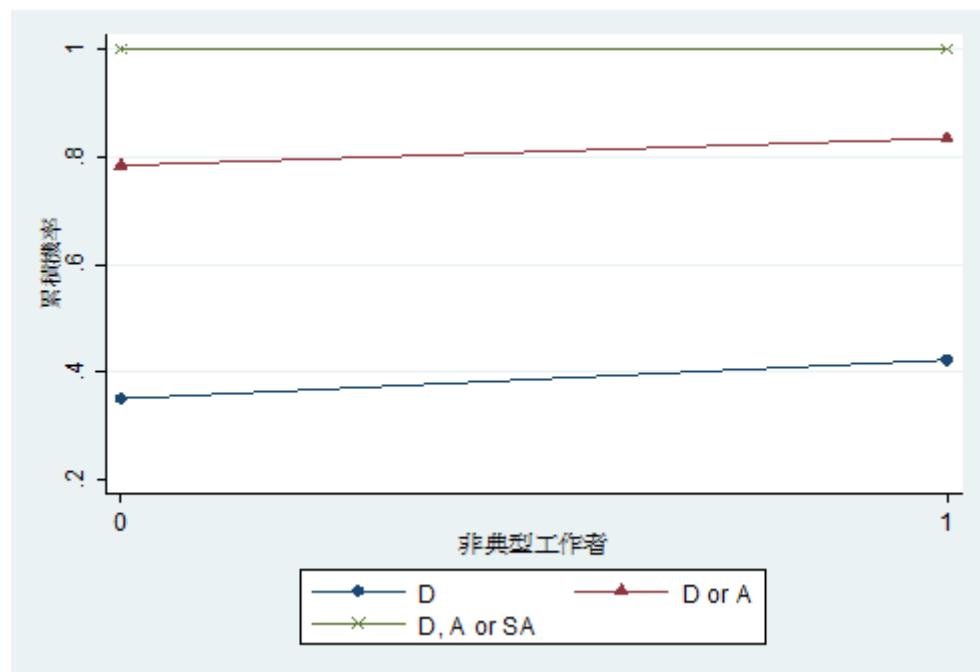
表二十 尋找相似工作困難度的定型邏輯迴歸分析（粗分類）

自變項	模型一	模型二	模型三	模型四
非典型工作者	-0.369+ (0.208)	-0.386 (0.239)	-0.466+ (0.240)	-0.450+ (0.242)
女性		-0.456* (0.190)	-0.448* (0.190)	-0.355+ (0.197)
年齡		0.0343** (0.0111)	0.0312** (0.0111)	0.0335** (0.0113)
教育年數		-0.0841** (0.0302)	-0.107*** (0.0324)	-0.0818* (0.0389)
有無伴侶		0.0871 (0.217)	0.0939 (0.215)	0.0826 (0.216)
工作年資		0.0635*** (0.0139)	0.0597*** (0.0141)	0.0580*** (0.0143)
中小企業			0.147 (0.228)	0.182 (0.231)
參與工會			0.181 (0.308)	0.200 (0.308)
私部門			-0.841** (0.311)	-0.957** (0.319)
農林漁牧業				0.161 (0.654)
服務業				-0.356+ (0.206)
主管及專業人員				-0.0294 (0.319)
基層勞工				0.142 (0.235)
ϕ_1	1 (.)	1 (.)	1 (.)	1 (.)
ϕ_2	0.207 (0.506)	0.510*** (0.0706)	0.478*** (0.0691)	0.467*** (0.0682)
ϕ_3	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
χ^2	3.140+	112.3***	117.0***	119.1***
樣本數	935	935	935	935

註 1：括號內為標準誤。

註 2：+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001 (雙尾檢定)。

的「不困難」(D)之累積機率為 35.10%，但從「不困難」到「很難」(SA)的累積機率卻是 64.9%；相對地，非典型工作者的「不困難」之累積機率為 42.31%，再從「不困難」到「很難」的累積機率為 57.69%。因此，典型工作者認為難以找到相等工作預測機率，大於非典型工作者(兩者差距 7.21%)。由於兩種工作不安全感呈現相反結果，我們便能發現雇用型態對於主觀安全感受帶來的影響。非典型工作者由於缺乏雇用契約的保障，因此更容易面臨低度就業及失去工作的威脅；但也因為這種低劣就業環境的普及化，非典型工作者不認為自己無法找到相似的工作，反而是典型人員更擔心能否找到與目前一樣好的就業型態。



圖七 雇用型態（粗分類）對於尋找相似工作困難度的預測機率圖

註：橫軸的 0 代表典型正職工作者，1 則是非典型工作者。此外，參考〈附錄一〉的「註 24」，D 代表不困難，A 代表有點難，SA 代表很難。

2. 自變項為雇用型態的「細分類」²¹

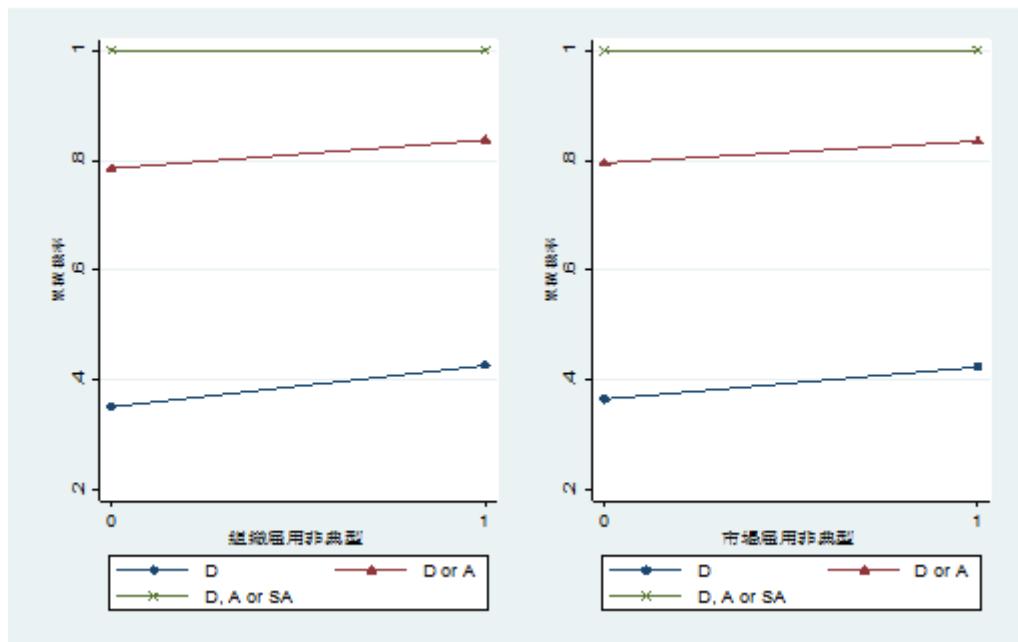
表二十一顯示逐步加入所有自變項的結果，在 90% 信心水準下 ($\alpha=0.10$)，相對於典型正職工作者，組織雇用非典型比較不認為自己難以找到相等工作，

²¹ 在細分類的討論中，有關樣本數、依變項的設定方式、統計方法、控制變項的表現等等，均和「粗分類」相同，在此就不再贅述。

除了模型二都呈現負向顯著。然而，由於市場雇用非典型的效果都不顯著，我們無法推論其與尋找相似工作困難度的關聯。

這個結果呼應「粗分類」的觀點，相對於組織雇用非典型，典型工作者比較擔心能否找到與目前一樣好的工作。圖八的預測也證實這個結果，典型工作者的「不困難」(D)累積機率都在 35% 到 36% 之間，但從「不困難」到「很難」(SA)的累積機率卻都在 64% 左右；相對地，組織雇用非典型的「不困難」之累積機率為 42.73%，再從「不困難」到「很難」的累積機率為 57.27%。因此，典型人員認為難以找到相等工作的預測機率，大於組織雇用非典型人員。此外，由於市場雇用非典型的影響效果不顯著，我們便不討論其預測機率。

由於組織雇用非典型屬於組織的邊陲人力，在工作內容並非核心業務的情況下，便容易得到較低的薪資，關於年資及工作經驗的報酬也相對較差(Kalleberg 2000)，因此比較可能再製非典型工作者的普遍經驗。至於市場雇用非典型工作者，則可能從事高度專業或不重要的低薪任務；在兩種工作內容的綜合之下，令他們的尋找相似工作困難度與典型人員的差距較小。



圖八 雇用型態（細分類）對於尋找相似工作困難度的預測機率圖

註：橫軸的 0 代表典型正職工作者，1 則代表兩種非典型工作者。參考〈附錄一〉的「註 24」，D 代表不困難，A 代表有點難，SA 代表很難。

表二十一 尋找相似工作困難度的定型邏輯迴歸分析（細分類）



自變項	模型一	模型二	模型三	模型四
組織雇用非典型	-0.401+ (0.221)	-0.393 (0.252)	-0.490+ (0.252)	-0.465+ (0.255)
市場雇用非典型	-0.0854 (0.439)	-0.343 (0.541)	-0.317 (0.539)	-0.360 (0.540)
女性		-0.456* (0.190)	-0.446* (0.190)	-0.355+ (0.197)
年齡		0.0343** (0.0111)	0.0312** (0.0111)	0.0335** (0.0114)
教育年數		-0.0840** (0.0303)	-0.107*** (0.0324)	-0.0818* (0.0389)
有無伴侶		0.0859 (0.217)	0.0902 (0.216)	0.0805 (0.216)
工作年資		0.0635*** (0.0139)	0.0598*** (0.0141)	0.0580*** (0.0143)
中小企業			0.148 (0.228)	0.182 (0.231)
參與工會			0.182 (0.308)	0.200 (0.308)
私部門			-0.849** (0.312)	-0.961** (0.320)
農林漁牧業				0.168 (0.655)
服務業				-0.353+ (0.207)
主管及專業人員				-0.0292 (0.319)
基層勞工				0.141 (0.235)
ϕ_1	1 (.)	1 (.)	1 (.)	1 (.)
ϕ_2	0.167 (0.511)	0.510*** (0.0707)	0.478*** (0.0691)	0.467*** (0.0682)
ϕ_3	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
χ^2	3.311	112.3***	117.0***	119.1***
樣本數	935	935	935	935

註 1：括號內為標準誤。

註 2：+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001 (雙尾檢定)。

第三節 本章小結



整體而言，工作不安全感的討論明顯支持本研究的研究假說。非典型工作者比較容易感受到失去工作可能性，市場雇用非典型的傾向也更強烈；但在 90% 的信心水準下 ($\alpha=0.10$)，典型人員則困擾於尋找相等工作的困難程度，市場雇用非典型與典型人員沒有顯著差異，組織雇用非典型卻比較不擔心。因此，本章結果確實反映，主觀勞動風險在臺灣勞動市場的蔓延。相對於低度就業的分析，典型人員是最容易適當就業的群體；在勞動風險的議題上，無論典型或非典型人員都分別面臨特定的不安全感。這些結果與既有研究相互呼應，當代已經沒有完全穩定的就業型態，所有工作者都共同承受勞動市場不穩定的衝擊(Fullerton and Wallace 2007; Kalleberg 2009)。

除此之外，勞動風險的分析也呈現另一種雇用型態的高低階序關係。典型與非典型人員各自對於兩種不安全感具有影響效果，但比較起來，市場雇用非典型面臨更大的工作損失風險，以及與典型人員差距不大的工作損失成本，組織雇用非典型受到的衝擊卻相對較小。是故，市場雇用非典型是最容易感受到主觀勞動風險的群體。我們也將上述討論的關聯，整理如表二十二，提供讀者參考。

表二十二 雇用關係與不安全感的關聯

	失去工作可能性	尋找相似工作困難度
典型員工	—	+
非典型員工	+	—
組織雇用型	+	—
市場雇用型	++	(不顯著)

註：(-)代表不容易發生，(+)代表容易發生，(++)則意謂著發生的機率更高。

第六章 結論與討論

第一節 研究結論

在當代資本主義國家中，雇用關係作為個人與社會的重要聯繫機制。藉由受雇於單一或多個雇主，工作者取得維持生活的薪資收入，以及勞健保與退休金等社會福利的資格。然而，經歷 1970 年代勞動市場的變革，即使國家的財富持續增加，人們的工作生活品質卻產生許多複雜變化。其中最明顯的兩股變化趨勢，即是工作品質的兩極化，與工作不穩定性的擴大(Kalleberg 2011: 12-16)。是故，本研究的主要目的，即透過「低度就業」與「主觀勞動風險」捕捉這兩股趨勢的影響；並藉由分析雇用關係與兩股趨勢的關聯，以及在這些關聯中，探討非典型雇用型態的異質性，以填補既有研究的空白。

(一) 雇用關係與低度就業的關聯

在典型與非典型雇用關係的比較中，既有研究經常呈現非典型工作者的弱勢處境(如 Anderson and Winefield 2011; de Vries and Wolbers 2005; Giesecke 2009)。由於缺乏穩定契約的保障，非典型工作者容易落入不安全的就業環境，不但獲得比典型員工更少的薪資收入、偏好永久正職雇用型態，也在不斷的變動中，難以發揮過去教育學到的知識技能(Connelly et al. 2011; Jensen and Slack 2000, 2003)。此外，非典型雇用關係也存在更細緻的內部差異(Atkinson 1984, 1987)。

本研究的結果在相當程度上證實這些推論。當我們參考「勞動力運用架構」的作法，將低度就業區分成互斥的三種類型，非典型工作者都更可能非自願從事目前的工作，也更容易回報自己的教育程度高於職務的需求。此外，當我們鬆綁勞動力運用架構的假定，並從工作者可能發生幾種低度就業的面向來看，非典型工作者更有可能面臨多種低度就業的衝擊。由於我們在各個統計模型中，均控制住代表人力資本的個人特徵，以及代表結構力量的工作與職務特徵，即使如此，非典型雇用型態仍存在穩定且一致的負面影響；因此，非典型工作者確實是雇主



追求人力運用彈性中，受到犧牲的勞動群體(Kalleberg 2003)。無論個人背景或受雇於何種類型的組織，只要從事非典型工作就會產生「結構邊緣性」，因此被區隔在邊緣經濟結構之中，或從事主流經濟結構內的邊緣性工作，遭遇不適當就業的後果。

當我們將非典型雇用型態進一步區分為「組織雇用型」與「市場雇用型」，迴歸分析結果確實反映兩者的差異。從非自願工作狀態來看，兩種非典型的機率都顯著高於典型工作者，市場雇用型的係數也比組織雇用型更大，因此是非自願程度最強的群體；由於在 Atkinson(1984, 1987)的界定中，市場雇用型位在最外部的勞動市場，更容易面臨市場化與個體化的衝擊，因此，他們比較可能為了追求更好的職涯發展而離開目前的工作。對於過度教育而言，組織雇用非典型比典型人員更容易發生教育與職業不相稱，市場雇用非典型則沒有顯著差異。我們便推論，由於組織雇用型主要從事日常性與重複的工作，在當前普遍的高教擴張之下(曾柏文 2015)，更難將學校教育的知識應用到平常的工作活動；市場雇用型則可能從事高度專業或單調乏味的工作，因此在兩種型態綜合之下，發生過度教育的機率相對較低。此外，從相依分析的 Poisson 回歸結果來看，兩種非典型都更有可能面臨多種低度就業，組織雇用型的發生率也比市場雇用型更高；我們便能確認，由於組織雇用型受制於附加價值及技術水準較低的組織部門，在雇用型態與工作內容的效果彼此加乘之下，組織雇用非典型面臨更大的邊緣性力量，因此大幅提高勞動力低度運用的機率(Sullivan 1978: 23-24, 201)。

然而，本研究對於薪資過低的研究結果，卻與過去文獻產生分歧。由於我們在互斥分類的模型中發現，無論粗分類或細分類分析，非典型人員獲得最低水準時薪的機率和典型員工沒有明顯差異；我們或許能推論，非典型人員的薪資率(hourly rate)不一定過低，只是因為工作時間較短，才讓加總後的整體收入較少(Sullivan 1978: 48)。對於這個現象，我們將在第二節的「討論」進一步說明。

(二) 雇用關係對工作不安全感的影響

對於主觀勞動風險的討論，我們根據既有文獻的導引，將焦點放在工作不安全感上。此外，我們也根據工作損失的風險與成本等兩種面向，將不安全感區分為「失去工作可能性」與「尋找相似工作困難度」(Anderson and Pontusson 2007; Green 2013: 130-131; Schmidt 1999)。在過去研究的發現中，無論典型或非典型人員都面臨增加的不安全感。非典型工作者在缺乏雇用契約的保障下，工作時間與內容都要配合組織的需求調整，也隨時可能因為中止合約而失去工作；相對地，典型員工則在面臨低薪工作與非典型雇用的擴大之下，越來越難確保自己找到與目前相等的就業環境(Bishop et al. 2002; Fullerton and Wallace 2007; Kalleberg 2011: 99-103)。更甚者，非典型雇用關係的組織雇用型及市場雇用型差異，也可能導致兩者產生相異的安全感受(Giesecke 2009)。

本研究的結果也相當符合過去的討論。從失去工作可能性來看，非典型工作者的不安全感顯著高於典型員工，無論加入控制變項前後都呈現一致結果，顯示缺乏雇用契約保障造成的嚴重後果(Anderson and Winefield 2011)。對於非典型工作者而言，由於被視為臨時與補充的人力，因此能隨著雇主的需要與不需要，任意調度或受到解雇，也完全不受勞動法規的保障；再加上控制個人背景與工作特徵之後，雇用型態仍呈現顯著影響，因此，只要具有非典型身分就會受到邊緣性就業待遇(Jensen and Slack 2000)，無論在何種工作環境都是如此。然而，當我們看到尋找相似工作困難度的分析，在 90%的信心水準下，非典型人員的擔心程度則顯著低於典型員工。如此便證實在勞動市場環境的惡化下，相較於非典型工作者，典型員工比較擔心離職後難以找到與目前相似的新工作，與 Hollister(2011)及李健鴻(2011)對於當今勞動市場的觀察相當接近。根據這個研究發現，也說明我們探討兩種工作不安全感確實有其必要。失去工作可能性可以讓我們瞭解，在勞動市場益趨不穩定之下，終身受雇於單一組織已經是過去的職涯想像，今日的工作者實際上面臨更大的裁員及解雇威脅；然而，即使有工作者能長久保持一份工作，當今雇用關係的市場化與個體化變革，也讓人們更傾向離職並追求其他就

業機會，卻因為今日的壞工作越來越多，工作者更擔心無法找到相似或更好的工作環境。因此，透過兩種不安全感，我們可以更完整地捕捉，主觀勞動風險如何蔓延在當代臺灣的勞動市場。

當我們再次將非典型區分為「組織雇用型」及「市場雇用型」，兩者的差異也相當鮮明。就失去工作可能性而言，不但兩種非典型的感受都高於典型員工，市場雇用型的程度更明顯大於組織雇用型。我們可以參考 Atkinson(1984, 1987)的洞見，雖然組織雇用型主要從事例行性業務，他們仍是維持日常運作的成員；相對地，市場雇用型則是組織以商業契約的方式，向外部機構調派人力，因此更容易因為合約的改變或外部機構的安排，讓他們失去工作。從尋找相似工作困難度來看，在 90%的信心水準下，組織雇用型的擔心程度顯著低於典型員工，市場雇用型則與典型人員沒有顯著差異。因此，這個結果呼應 Kalleberg et al.(1997)以及本研究在低度就業的發現，由於組織雇用型屬於薪資待遇最低的群體，在勞動條件低落之下，相對於典型人員面臨的困境，他們比較不認為難以找到與目前相等的工作；市場雇用型則包含高度專業或簡單重複的工作，在兩者綜合之下，使得市場雇用非典型的經驗與典型員工差距不大。對於兩種非典型的差異，我們可以得知，組織雇用型比較容易沉浸在不好的工作；雖然在處理例行任務中佔有一席之地，比較不擔心失去目前工作，但也無法找到更好的就業環境。相對地，市場雇用型面對更不穩定的就業條件；不僅擔心無法保住手頭上的工作，也容易在派遣或外包公司的重新調度中，煩惱下一份工作的品質是否更加惡化。因此，雖然非典型工作者都在壞工作之中流動，但藉由「彈性企業模式」的視角，我們發現兩種非典型人員經歷不安全感的方式，存在相當程度的異質性。

(三) 雇用關係的階序差異

在分析兩股勞動市場的變化趨勢中，本研究除了驗證 Atkinson(1984, 1987)的觀點，也進一步深化「非典型雇用型態異質性」的意涵。首先，從低度就業來看，典型員工比較不會面臨勞動力低度運用；組織雇用非典型則比較可能非自願

工作、過度教育，也最有可能面臨多種低度就業問題；市場雇用型擁有最強烈的非自願性，但其他兩種低度就業類型都不顯著，整體發生率也比組織雇用非典型還低。因此，在不適當就業的分析中，典型員工位在勞動市場的最高層級，市場雇用非典型介於中間，組織雇用非典型則獲得最差的工作品質。

相對地，就工作不安全感而言，雖然典型員工比較可能面臨尋找相似工作困難度，但市場雇用非典型卻與典型人員沒有顯著差異，組織雇用非典型的感受則較低。在失去工作可能性中，典型員工的擔心程度明顯最低，組織雇用非典型則自認為比較容易失業，但市場雇用非典型的感受比組織雇用非典型更強。因此，在主觀勞動風險的分析中，雖然我們無法明確斷言典型員工與組織雇用非典型的高低，但市場雇用非典型卻最容易受到衝擊，因此是位階最低者。

藉由把梳勞動市場的兩股變化，並對雇用型態進行細分類，本研究確實更能釐清當代臺灣工作環境的轉變，也對非典型雇用關係的差異提供新的啟發。

(四) 研究貢獻

整體而言，我們認為本研究的貢獻總共有以下三點。首先，在理論層面，本研究驗證「彈性企業模式」的分類確實具有效度；並在勞動市場的兩股趨勢中，發現非典型工作者的不同階序關係，進而深化理論的內涵。

其次，在經驗層面，本研究藉由探討雇用關係對於低度就業的影響，填補既有研究的空白。同時，我們也藉由多種型態的低度就業、不安全感等分類，釐清這些概念與雇用關係的細緻關聯。

最後，在政策層面，藉由呈現不同的雇用型態的工作者面臨差異的勞動市場結果，我們更可以得知不同工作者分別受制於何種就業困境，因此能提供適當的政策協助。

第二節 討論

在這一節中，我們討論本研究幾個重要議題的意涵，分別是：非典型雇用型態的另類異質性、薪資過低的爭議、性別不平等，以及尋找相似工作困難度的意義。



(一) 非典型雇用型態的另類異質性

在本研究的結論中，我們發現市場雇用非典型的工作內容差異，導致他們在過度教育、尋找相似工作困難度等面向，與典型員工沒有顯著差距。對於這個現象，Atkinson(1987: 94)曾說明，市場雇用非典型的工作特質，相較於典型員工與組織雇用非典型，具有最大的分歧性；對於使用組織來說，市場雇用非典型可能被視為次級的彈性人力，但對於真實雇主（即雇用他們的外部機構）而言，則可能將他們視為核心員工。

由於我們缺乏市場雇用非典型的組織資料，因此無法直接驗證 Atkinson 的觀點。然而，我們可以從 Kalleberg(2003)的分析得到部分解答。延續 Atkinson 的討論，Kalleberg 也依照「組織內部勞動市場」的區隔，將典型與非典型員工區分為核心人力與邊陲人力；不過，非典型人員能不能從他們的雇用型態獲益，將依據個人或集體能否控制該份工作的技能水準，以及工會或專業協會能否透過集體力量掌握市場權力，導致勞動市場結果產生差異(Kalleberg 2003: 163)。換句話說，雖然非典型工作者無法在單一公司獲得穩定的雇用契約，但如果他們擁有市場高度需要的技能，將可以在「職業內部勞動市場」不斷獲得高薪工作。更甚者，即使典型員工佔據組織的核心地位，從事低技能或日常任務的工作者，仍只能獲得低薪以及較低的安全保障。Kalleberg(2011: 63-65)同時發現，職業結構也出現工作品質的兩極化，高端職業（如管理、專業、技術人員）與低端職業（如銷售或服務員）同時增加，中間職業（如行政支援、維修人員、作業員）則明顯下降。

在本研究的分析中，職業結構也呈現這樣的影響。特別從低度就業的結果來看，相較於技術及事務人員，主管及專業人員比較不可能非自願工作；在 90% 的信心水準下，主管及專業人員也比較不容易過度教育、面臨多種面向的低度就業。至於基層勞工，則更有可能薪資過低，並發生多種低度就業。此外，在失去工作可能性的分析中，基層勞工也在 90% 的信心水準下有正向影響。因此，本研究同樣證實職業地位越高者，比較可能避免不適當就業困境；職業地位越低者，則比較可能面臨低度就業、主觀勞動風險的威脅。

最後，我們再回到 Kalleberg(2003)的討論。通常在「組織內部勞動市場」處於邊陲，但在「職業內部勞動市場」位居高位者，主要是高技能的派遣工作者，以及與外包工較為相似的獨立契約工作者(independent contractors)，兩者都屬於市場雇用非典型；此外，市場雇用非典型也包含在兩種勞動市場都處於邊陲的低技能派遣工。相對地，組織雇用非典型卻主要包含同樣面臨雙重邊陲的定期契約人員，以及在組織中比較接近核心人力，但處理低技能業務的長期部分工時工。因此，我們可以發現，職業結構確實帶來非典型雇用型態的另類異質性。

(二) 薪資過低的爭議

從低度就業的「互斥分析」來看，無論粗分類或細分類模型，本研究都發現雇用型態對於薪資過低沒有顯著影響。在此，我們的研究結果與 de Vries and Wolbers(2005)、Jensen and Slack(2000)、李建鴻(2011)、門倉貴史(2008)等等有所差異；但如果從勞動經濟學的補償性工資理論(Compensating Wage Differentials)來看，卻是相當合理。由於非典型工作者面臨更不穩定性的工作環境，並缺乏組織的福利保障，因此，雇主傾向給與更高的薪資水準，彌補其他工作條件的劣勢(Rosen 1986)。

在既有文獻中，我們也發現有些研究呼應本文的結果。江豐富(2011)分析 2008 年《人力運用調查》的薪資時，依變項也以時薪為標準。結果發現，在將就業者樣本分割為典型與非典型兩者，並分別估計工資之下，兩種雇用型態的效

果沒有顯著差距；更甚者，對於碩博士的非典型工作者而言，男性薪資是典型就業者的 1.92 倍，女性薪資則是典型就業者的 2.77 倍。對於這個結果，江豐富認為，非典型工作者因為非自願從事部分工時工作，或是受到彈性工時影響，才導致整體薪資較低，但他們的勞動條件不一定比較差。柯志哲、張珮青(2014)藉由計算時薪收入，也發現雖然整體非典型的時薪是典型的 82%，但長期部份工時工的時薪卻比全時正職員工高出 14%，只有臨時性或派遣工作者的時薪大約是典型人員的 74%。

因此，呼應 Kalleberg (2011: 76-77)的討論，不同的非典型雇用型態之間具有薪資差異，例如自由業者、外包工作者，即使無法享有組織福利，仍可能獲得比典型員工及其他非典型更高的薪水。而在相同的非典型雇用型態之內，例如臨時工、派遣工、外包工，也同時涵蓋高薪與低薪的工作。是故，對於薪資是否過低的議題，特別從時薪來看，非典型工作者的待遇確實相當分歧。

(三) 性別不平等

當我們檢視各個迴歸分析的結果，也發現勞動社會學與性別研究時常探討的議題，男性與女性的待遇確實存在差異。相較於男性，女性更容易獲得最低水準的時薪；並在 90%的信心水準下，更容易面臨多種面向的低度就業。對此，既有研究從多種面向，描述女性受到不利待遇的原因，諸如職業與工作的性別隔離、無酬家務勞動的負擔、以及無法適當發揮教育與技能成就，使得女性獲得的報酬總是比男性更低；也因此，女性更容易面臨低度就業困境(Weststar 2011)。我們發現這些觀點與本研究相當吻合，雖然女性的教育水準與勞動參與率不斷提高(行政院主計總處 2016: (4)-(5))，但卻始終無法獲得與男性相等的待遇(張晉芬、杜素豪 2012)，反而被區隔在次級勞動市場，面臨較為低劣的工作品質。

除了上述統計分析的結果，張晉芬(2002)也藉由對公部門女性的訪談，發現組織在實務上透過「性別意識型態」操作，讓看似中立客觀的制度規範，仍無法保障女性獲得平等就業機會。例如內部勞動市場的工作等級只適用於男性，女性

只能從事售票員等已經到底的(dead-end)職務，處在被截斷的等級；再加上男性與女性的職務名稱差異、升級考試的性別限制、與同級不同酬的現象，都讓薪資產生性別歧視；更甚者，藉由女性需要負擔家務工作的想像，無論實際上是否如此，都可以阻礙女性獲得升遷機會（甚至女性自己都會主動拒絕），並再製性別不平等。因此，我們除了從「彈性企業模式」發現，組織的人力運用策略導致雇用關係的差異，在性別議題上，組織的人事操作也造成結構性的負面後果。

(四) 尋找相似工作困難度的意義

本研究對於工作不安全感的重大發現之一，是驗證典型工作者比較可能面臨尋找相似工作困難度。然而，由於我們必須在 90% 的信心水準下，才得到這個結果；而且市場雇用非典型也與典型員工沒有顯著差異，只有組織雇用非典型才比典型員工更低。因此，我們也必須承認，典型與非典型的差距並不明顯。

對於這個現象，我們想點出既有文獻提到的，當代每位工作者都屬於某個面向的非典型勞工。Fullerton and Wallace(2007: 203)曾經討論，在勞動市場彈性化之下，典型與非典型工作者都遭遇管理者的「分化並征服」(divide and conquer)策略，彼此高度不信任，並且共同面臨緊密的管理控制、強化的工作負擔、與更大的不安全感。此外， Benner(2002: 13)在分析 AT&T 人力資源副總的談話中，也點出所有工作者都必須將自己視為自我雇用，來到某間公司販售技能；因此，即使典型雇用關係也經歷基礎性的轉變，所有受雇者都不再能預期企業給予長期承諾(Benner 2002: 32)。是故，我們或許可以慶幸典型與非典型的不安全感差距不顯著，代表典型工作者的處境沒有變得太糟；然而，我們也需要注意，這可能意謂所有受雇者的就業處境都共同惡化，令當代職場變得更為嚴峻，離職後尋找新工作的品質也變得更加不穩定。

第三節 研究限制與建議



第一個研究限制在於「非自願工作狀態」的測量問題，本研究採用的題目是「我會希望做不同於現在這份工作的事情」。雖然在 Kalleberg et al.(1997: 64-66)的討論中，利用「受訪者是否想尋找其他工作」來測量意願程度，但我們也無法排除，可能有某些工作者自願希望做不同工作，卻無法在這個題目中清楚區分。由於在我國的勞動調查中，除了《人力運用調查》及「變遷調查」有區分自願與非自願從事部份工時之外，幾乎沒有問卷探討非典型工作者的就業意願；又因為我們在〈第二章〉的考量，本研究比較適合分析整體的非自願程度。因此，雖然這個題目不夠完美，仍能提供我們初步的探索結果。

其次，這份樣本的「市場雇用非典型」人數過少，可能對於研究結果產生影響。如同我們在「表五」所呈現的，市場雇用非典型只有 39 位；在「表八」與「表九」的描述統計表格中，市場雇用非典型在各種低度就業類型的人數都不到 30 位，因此導致迴歸分析結果難以顯著。然而，由於我們在非自願工作狀態、失去工作可能性等等，都發現市場雇用非典型的顯著影響，因此，我們認為這份研究仍能適度反映非典型雇用關係的內部差異。

第三，由於我們對依變項的選擇與考量，在資料限制下，只能使用 2015 年的「變遷調查」進行分析，因此仍屬於橫斷面的(cross-sectional)研究。我們無法推論研究結果是否屬於長期存在的趨勢，以及存在趨勢的話，是否伴隨時代變遷而有所轉變。此外，另一個相似問題，在於無法分析工作者的流動狀態。一個既有研究的命題是，非典型工作者即使處於適當就業，他們也會因為工作環境的不穩定，隨時可能落入失業的勞動力低度運用類別(Jensen and Slack 2003: 26)。如果我們能獲得針對特定工作者的長期追蹤調查資料(panel data)，將更有機會探討不同雇用型態的變化軌跡(如 Li et al. 2015)。

最後，如同我們在〈第四章〉的樣本結構描述統計，這份樣本的非典型人員主要為青年、工作年資較短、教育程度偏低等，與典型人員呈現不少差距。由於

在推論因果關係時，我們通常要參考實驗設計的作法，確認實驗組與對照組的共變項沒有差異（或是平衡的）。因此，為了避免研究結果來自於自我選擇，造成實質上是共變項差異的後果，而不是自變項對於依變項有顯著影響，研究者可以採用「反事實因果推論方法」(counterfactuals and causal inference)，彌補觀察研究難以進行實驗設計的不足(謝雨生 2015)。由於本研究涉及多個依變項與多種估計方法，難以逐一進行嘗試，這裡僅建議未來的研究者，可以從我們的研究結果挑選感興趣的類別，進行更細緻的因果推論。

參考文獻



中央研究院社會學研究所，2016，台灣社會變遷基本調查計畫第七期第一次調查
計畫執行報告。<http://www.ios.sinica.edu.tw/sc/cht/datafile/tscs15.pdf>，取用日期：2017年4月6日。

王雅雲，2011，〈我國非典型就業概況〉。《台灣勞工季刊》27: 100-111。

江豐富，2011，〈失業、非典型就業的人口組成與工資率分析〉。《臺灣經濟預測
與政策》42(1): 75-118。

行政院主計處，2004，中華民國九十三年臺灣地區人力運用調查報告。
<https://www.dgbas.gov.tw/public/Attachment/06281661971.pdf>，取用日期：2016
年12月29日。

行政院主計總處，2015，無酬家屬工作者應視為「就業者」或「非勞動力」？
<http://www.dgbas.gov.tw/ct.asp?xItem=715&ctNode=2331>，取用日期：2017年
04月08日。

——，2016，105年人力運用調查報告。
<http://ebook.dgbas.gov.tw/public/Data/61227163154L3E53FL6.pdf>，取用日期：
2016年12月29日。

李健鴻，2011，〈第3章 工作貧窮化〉。頁123-160，收錄於《崩世代—財團化、
貧窮化與少子女化的危機》。台北：台灣勞工陣線協會。

辛炳隆，2011，《非典型就業之衝擊機制—經濟面之研究》。行政院經建會委託研
究計畫報告。

林宗弘，2015，〈第一章 學術資本主義崛起—新自由主義與臺灣社會結構轉型〉。
頁2-33，收錄於《高教崩壞：市場化、官僚化與少子女化的危機》。新北市：
群學。

林惠玲、陳正倉，2014，《統計學—方法與應用（下冊）》。台北：雙葉書廊。
門倉貴史著、龔婉如譯，2008，《窮忙族：新貧階級時代的來臨》。台北：聯經。

柯志哲，2008，〈我國使用非典型工作型態之探討－使用情況與決定因素〉。論文發表於「臺灣社會學會年會」，台北：中央研究院社會學研究所，民國 97 年 12 月 13-14 日。

柯志哲、張珮青，2014，〈區隔的勞動市場？：探討臺灣典型與非典型工作者的工作流動與薪資差異〉。《臺灣社會學刊》55: 127-177。

洪敬舒，2011，〈第 2 章 財團化危機〉。頁 51-122，收錄於《崩世代－財團化、貧窮化與少子女化的危機》。台北：台灣勞工陣線協會。

——，2014，〈失落的一代－當前青年世代的結構性就業困境〉。《社區發展季刊》146: 65-76。

翁康容、張峰彬，2011，〈高等教育擴張後學校到職場的轉銜：學用之間的反思〉。《社會科學論叢》5(1): 1-38。

張晉芬，2002，〈找回文化：勞動市場中制度與結構的性別化過程〉。《臺灣社會學刊》29: 97-125。

張晉芬、杜素豪，2012，〈第 6 章 性別間薪資差距的趨勢與解釋：新世紀之初的台灣〉。頁 217-250，收錄於謝雨生、傅仰止編，《台灣的社會變遷 1985~2005：社會階層與勞動市場》。台北：中央研究院社會學研究所。

傅仰止、章英華、杜素豪、廖培珊，2015，台灣社會變遷基本調查計畫 2015 第七期第一次：工作與生活組 (C00315_2)【原始數據】。取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫。
doi:10.6141/TW-SRDA-C00315_2-1

勞動部，2016，基本工資之制訂與調整經過。

<https://www.mol.gov.tw/media/3809953/1050920-%E5%9F%BA%E6%9C%AC%E5%B7%A5%E8%B3%87%E4%B9%8B%E5%88%B6%E8%A8%82%E8%8%87%E8%AA%BF%E6%95%B4%E7%B6%93%E9%81%8E.pdf>, 取用日期：2017 年 05 月 20 日。

曾柏文，2015，〈推薦序 後冷戰的高教變遷：歷史脈絡與三組核心問題〉。頁

XIV-XXXVII，收錄於《高教崩壞：市場化、官僚化與少子女化的危機》。新北市：群學。

黃冠穎、游玉卿、李孟壕，2001，〈變動中的勞動市場：論台灣低度就業之現況〉。《資訊社會研究》1: 229-255。

黃毅志，1998，〈台灣地區新職業分類的建構與評估〉。《調查研究》5: 5-36。

——，2008，〈如何精確測量職業地位？「改良版台灣地區新職業聲望與社經地位量表」之建構〉。《台東大學教育學報》19(1): 151-160。

經濟部中小企業處，2016，2016中小企業白皮書。

http://book.moeasmea.gov.tw/book/doc_detail.jsp?pub_SerialNo=2016A01268&click=2016A01268，取用日期：2017年04月08日。

劉鶯鈞、黃智聰，1990，〈台灣地區人力低度運用之計量分析〉。論文發表於「人口變遷與經濟社會發展研討會」，台北：中央研究院經濟研究所，民國79年5月8-9日。

蔡瑞明、莊致嘉、葉秀珍，2005，〈「教育與職業不相稱」對薪資的影響：「標準差法」與「自我評量法」兩種不相稱測度方法之比較〉。《人口學刊》30: 65-95。

蔡憲唐、韋伯韜，2004，《人力低度運用衡量方法之研究》。行政院主計處委託研究計畫報告。

謝雨生，2015，〈第3章 研究設計〉。頁65-106，收錄於瞿海源、畢恆達、劉長萱、楊國樞編，《社會及行為科學研究法：總論與量化研究法》。臺北：東華書局。

顏敏娟、葉秀珍，1997，〈台灣地區「教育與職業不相稱」階層化變遷之研究：1979與1996〉。《國立中正大學學報》8(1): 37-71。

Agresti, Alan, 2002, *Categorical data analysis*. New York : Wiley-Interscience.

Anderson, Christopher J. and Jonas Pontusson, 2007, "Workers, worries and welfare states: Social protection and job insecurity in 15 OECD countries." *European Journal of Political Research* 46: 211-235.

Anderson, J.A., 1984, "Regression and Ordered Categorical Variables." *Journal of the Royal Statistical Society Series B (Methodological)* 46(1): 1-30.

Anderson, Sarah and Anthony H. Winefield. 2011, "The Impact of Underemployment on Psychological Health, Physical Health, and Work Attitudes." Pp. 165-185 in *Underemployment: Psychological, Economic, and Social Challenges*, edited by Douglas C. Maynard and Daniel C. Feldman. New York: Springer.

Atkinson, John, 1984, "Manpower Strategies for Flexible Organisations." *Personnel Management* 16(8): 28-31.

—, 1987, "Flexibility or Fragmentation? The United Kingdom Labour Market in the Eighties." *Labour and Society* 12(1): 87-105.

Benner, Chris, 2002, *Work in the New Economy: Flexible Labor Markets in Silicon Valley*. Oxford: Blackwell.

Bernasek, Alexandra and Douglas Kinnear, 1999, "Workers' Willingness to Accept Contingent Employment." *Journal of Economic Issues* 33(2): 461-469.

Bishop, James W., Michael G. Goldsby and Christopher P. Neck, 2002, "Who goes? Who cares? Who stays? Who wants to?: The role of contingent workers and corporate layoff practices." *Journal of Managerial Psychology* 17(4): 298-315.

Clogg, Clifford C., 1979, *Measuring Underemployment: Demographic Indicators for the United States*. New York: Academic Press.

Clogg, Clifford C. and Teresa A. Sullivan, 1983, "Labor Force Composition and Underemployment Trends, 1969-1980." *Social Indicators Research* 12: 117-152.

Connelly, Catherine E., Christa L. Wilkin and Daniel G. Gallagher, 2011, "Understanding Underemployment Among Contingent Workers." Pp. 145-162 in *Underemployment: Psychological, Economic, and Social Challenges*, edited by Douglas C. Maynard and Daniel C. Feldman. New York: Springer.

Connelly, Catherine E. and Daniel G. Gallagher, 2004, "Emerging Trends in

Contingent Work Research.” *Journal of Management* 30(6): 959-983.

De Jong, Gordon F. and Anna B. Madamba, 2001, “A Double Disadvantage? Minority Group, Immigrant Status, and Underemployment in the United States.” *Social Science Quarterly* 82(1): 117-130.

de Vries, M. Robert and Maarten H.J. Wolbers, 2005, “Non-standard employment relations and wages among school leavers in the Netherlands.” *Work, employment and society* 19(3): 503-525.

Dooley, David, 2003, “Unemployment, Underemployment, and Mental Health: Conceptualizing Employment Status as a Continuum.” *American Journal of Community Psychology* 32(1/2): 9-20.

Edgell, Stephen 著、郭寶蓮、袁千雯譯，2009，《工作社會學導讀》。台北：韋伯文化國際。

Friedland, Daniel S. and Richard H. Price, 2003, “Underemployment: Consequences for the Health and Well-Being of Workers.” *American Journal of Community Psychology* 32(1/2): 33-44.

Fullerton, Andrew S. and Michael Wallace, 2007, “Traversing the flexible turn: US workers’ perceptions of job security, 1977–2002.” *Social Science Research* 36: 201-221.

Giesecke, Johannes, 2009, “Socio-economic Risks of Atypical Employment Relationships: Evidence from the German Labour Market.” *European Sociological Review* 25(6): 629-646.

Green, Francis, 2013, *Demanding Work: The Paradox of Job Quality in the Affluent Economy*. Princeton, US: Princeton University Press.

Hardy, Derrylea J. and Robyn J. Walker, 2003, “Temporary but seeking permanence: a study of New Zealand temps.” *Leadership & Organization Development Journal* 24(3): 141-152.

Hauser, Philip M., 1974, "The Measurement of Labour Utilization." *Malayan Economic Review* 19(1): 1-17.

Hauser, Philip M. and Leo J. Shapiro, 1993, "Labor Force Measurements for the Census 2000." Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association, <http://ww2.amstat.org/sections/srms/Proceedings> (Date visited: November 26, 2016).

Hollister, Matissa, 2011, "Employment Stability in the U.S. Labor Market: Rhetoric versus Reality." *Annual Review of Sociology* 37: 305-324.

Hsiao, Hsin-Huang Michael, 2013, "Precarious Work in Taiwan: A Profile." *American Behavioral Scientist* 57(3): 373-389.

Hudson, Maria, 2002, "Flexibility and the reorganisation of work." Pp. 39-60 in *Job Insecurity and Work Intensification*, edited by Brendan Burchell, David Ladipo and Frank Wilkinson. New York: Routledge.

Jensen, Leif and Tim Slack, 2000, "Marginal Employment." Pp. 1719-1725 in *Encyclopedia of Sociology*, edited by Edgar F. Borgatta and Rhonda J.V. Montgomery. New York: Macmillan Reference USA.

—, 2003, "Underemployment in America: Measurement and Evidence." *American Journal of Community Psychology* 32(1/2): 21-31.

Kalleberg, Arne L., 2000, "Nonstandard Employment Relations: Part-time, Temporary and Contract Work." *Annual Review of Sociology* 26: 341-365.

—, 2003, "Flexible Firms and Labor Market Segmentation: Effects of Workplace Restructuring on Jobs and Workers." *Work and Occupations* 30(2): 154-175.

—, 2009, "Precarious Work, Insecure Workers: Employment Relations in Transition." *American Sociological Review* 74(1): 1-22.

—, 2011, *Good Jobs, Bad Jobs: The Rise of Polarized and Precarious Employment Systems in the United States, 1970s-2000s*. New York: Russell Sage Foundation.

Kalleberg, Arne L., Barbara F. Reskin and Ken Hudson, 2000, "Bad Jobs in America: Standard and Nonstandard Employment Relations and Job Quality in the United States." *American Sociological Review* 65(2): 256-278.

Kalleberg, Arne L., Edith Rasell, Naomi Cassirer, Barbara F. Reskin, Ken Hudson, David Webster, Eileen Appelbaum and Roberta M. Spalter-Roth, 1997, *Nonstandard Work, Substandard Jobs: Flexible Work Arrangements in the U.S.* Washington, D.C.: Economic Policy Institute and Women's Research and Education Institute.

Li, Jinjing, Alan Duncan and Riyana Miranti, 2015, "Underemployment among Mature-Age Workers in Australia." *Economic Record* 91(295): 438-462.

Long, J. Scott, and Jeremy Freese, 2006, *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. College Station, Texas: Stata Press.

Luksyte, Aleksandra and Christiane Spitzmueller, 2011, "Behavioral Science Approaches to Studying Underemployment." Pp. 35-56 in *Underemployment: Psychological, Economic, and Social Challenges*, edited by Douglas C. Maynard and Daniel C. Feldman. New York: Springer.

Lunt, Mark, 2001, "Stereotype Ordinal Regression." *Stata Technical Bulletin* 61: 12-18.

Mankelow, Roy, 2002, "The organisational costs of job insecurity and work intensification." Pp. 137-153 in *Job Insecurity and Work Intensification*, edited by Brendan Burchell, David Ladipo and Frank Wilkinson. New York: Routledge.

Marler, Janet H., Melissa Woodard Barringer and George T. Milkovich, 2002, "Boundaryless and Traditional Contingent Employees: Worlds Apart." *Journal of Organizational Behavior* 23(4): 425-453.

Maynard, Douglas C. and Daniel C. Feldman, 2011, "Introduction." Pp. 1-9 in *Underemployment: Psychological, Economic, and Social Challenges*, edited by

- Douglas C. Maynard and Daniel C. Feldman. New York: Springer.
- Rosen, Sherwin, 1986, "The Theory of Equalizing Differences." Pp. 641–692 in *Handbook of Labor Economics, vol. 1*, edited by Orley C. Ashenfelter and Richard Layard. New York: Elsevier.
- Schmidt, Stefanie R., 1999, "Long-Run Trends in Workers' Beliefs about Their Own Job Security: Evidence from the General Social Survey." *Journal of Labor Economics* 17(4): S127-S141.
- StataCorp., 2013, *Stata: Release 13. Statistical Software*. College Station, Texas: Stata Press.
- Sullivan, Teresa A., 1978, *Marginal Workers, Marginal Jobs: The Underutilization of American Workers*. Austin, Texas: University of Texas Press.
- Tseng, Shu-Fen, Yu-Ching You and Chin-Chang Ho, 2002, "New Economy, Underemployment, and Inadequate Employment." 《資訊社會研究》3: 215-237.
- Weststar, Johanna, 2011, "A Review of Women's Experiences of Three Dimensions of Underemployment." Pp. 105-125 in *Underemployment: Psychological, Economic, and Social Challenges*, edited by Douglas C. Maynard and Daniel C. Feldman. New York: Springer.
- Wilkins, Roger and Mark Wooden, 2011, "Economic Approaches to Studying Underemployment." Pp. 13-34 in *Underemployment: Psychological, Economic, and Social Challenges*, edited by Douglas C. Maynard and Daniel C. Feldman. New York: Springer.
- Wolfe, Rory and William Gould, 1998, "An approximate likelihood-ratio test for ordinal response models." *Stata Technical Bulletin* 7(42): 24-27.

附錄

附錄一 各個迴歸模型的檢驗結果

在附錄一中，我們討論各個迴歸模型是否符合各自的假定，判斷能否使用對應的統計方法。在此，我們主要檢驗多類別邏輯迴歸的「獨立且無相關假定」、序列邏輯迴歸的「平行迴歸假定」，以及 Poisson 回歸是否存在變異數的「過度離散問題」。以下依序進行探討。

(一) 低度就業（互斥分類）

由於低度就業的「互斥分類」變項為名目尺度，我們參考 StataCorp.(2013: 2234)的建議，使用看似無相關估計式(SUE)的 Hausman-McFadden test，來檢驗多類別邏輯迴歸的獨立且無相關假定是否成立。結果顯示，在表十的模型四中，三個低度就業變項的卡方檢定都沒有達到顯著(非自願工作狀態為 $\chi^2=24.746$, $Pr>\chi^2=0.642$ ，薪資過低為 $\chi^2=21.379$, $Pr>\chi^2=0.809$ ，過度教育的結果為 $\chi^2=17.980$, $Pr>\chi^2=0.927$)；而在表十一的模型四中，三個低度就業變項的卡方檢定也都沒有達到顯著(非自願工作狀態為 $\chi^2=24.714$, $Pr>\chi^2=0.739$ ，薪資過低為 $\chi^2=21.741$, $Pr>\chi^2=0.863$ ，過度教育的結果為 $\chi^2=17.998$, $Pr>\chi^2=0.959$)。因此，這些結果無法拒絕低度就業的類別彼此獨立的虛無假設，我們便可以合理使用多類別邏輯迴歸進行分析。

(二) 低度就業（相依分類）

由於低度就業的「相依分類」屬於於次數類型的變項，我們參考 Long and Freese(2006: 376-377)的作法，透過概似比檢定以及模型比較的方式，檢驗負二項式迴歸的參數 α ，判斷是否需要改用負二項式迴歸。結果顯示，由於表十二的模型四($\chi^2=0.00$, $Pr>\chi^2=1.000$)，與表十三的模型四($\chi^2=0.00$, $Pr>\chi^2=1.000$)，兩者均

沒有達到顯著；因此，依變項不存在過度離散問題，²²我們能合理使用 Poisson 迴歸進行分析。



(三) 失去工作可能性

由於失去工作可能性屬於序列尺度的類別變項，我們使用 Wolfe and Gould (1998)的近似概似比檢定，探討平行迴歸假定是否成立。結果顯示，表十八的模型四($\chi^2=50.02$, $Pr>\chi^2=0.1112$)，與表十九的模型四($\chi^2=55.28$, $Pr>\chi^2=0.0822$)，兩者均沒有達到顯著，因此無法拒絕平行迴歸假定成立的虛無假設，我們便可以合理使用序列邏輯迴歸進行分析。

(四) 尋找相似工作困難度

由於尋找相似工作困難度為序列尺度的類別變項，我們使用 Wolfe and Gould (1998)的近似概似比檢定，探討平行迴歸假定是否成立。結果顯示，表二十的模型四($\chi^2=65.73$, $Pr>\chi^2=0.0047$)，與表二十一的模型四($\chi^2=77.97$, $Pr>\chi^2=0.0006$)，兩者均達到顯著。因此，我們改用「定型邏輯迴歸」進行分析。

這裡依序檢驗定型邏輯迴歸的三大議題。第一個是依變項類別的可區辨性，我們透過限制依變項的五個類別，彼此兩兩合併的方式進行比較。結果發現，類別 1 (很容易)、類別 2 (還算容易)、與類別 3 (不容易也不難) 可能都無法清楚區分。²³因此，我們將三個類別合併，也就是將原始的五個類別縮減成三個，

²² 對於這個結果，我們也另外檢視依變項的敘述統計。由於依變項的平均數為 0.888，標準差為 0.768，我們再將標準差除以樣本數(898 位)的平方根，得到標準誤為 0.026。因此，這裡再次確認，低度就業的「相依分類」變項確實沒有過度離散問題。也由於變異數沒有大於平均數，針對過多的零次與擴大的變異數設計的零膨脹模型(zero-inflated count models)(Long and Freese 2006: 394)，便不符合我們的資料特性（此變項的變異數並未過大）。

²³ 在表二十的模型四中，類別 1 和類別 2、類別 1 和類別 3、類別 2 和類別 3，彼此合併的 p 值分別為 0.3691、0.3476、0.0391；在表二十一的模型四中，對應的 p 值分別為 0.3522、0.3656、0.0385。雖然從預設的統計顯著水準 ($\alpha=0.05$) 來看，類別 2 和類別 3 應該能清楚區分，但如果我們僅合併類別 1 與類別 2，會造成依變項的次序發生混亂：根據本研究的測試結果，類別 2 的 ϕ 參數幾乎都大於 1，顯示統計軟體是按照「類別 2>類別 1>類別 3>類別 4」的順序進行估計。因此，鑑於類別 1 和類別 3 無法清楚區分，並為了確保合併後的依變項能保持適當順序，我們仍選擇合併類別 1、類別 2、與類別 3。

形成新的依變項。²⁴第二個議題是依變項的面向性，我們使用 Lunt(2001)的檢驗方法。結果發現，定型邏輯迴歸模型的表現，比基準模型(null model)來得好，²⁵也不會比多類別邏輯迴歸的表現更差。²⁶因此，我們可以合理使用單一面向的定型邏輯迴歸。第三個是依變項的次序性，由於我們所有模型的 ϕ 參數，都符合 $1=\phi_1>\phi_2>\phi_3=0$ 的順序，因此，在迴歸結果的詮釋上不會有次序混亂的問題。

²⁴ 在新的依變項中，各類別代表的意義為「不困難=1」、「有點難=2」、「很難=3」。由於原始題目詢問受訪者「找到至少跟現在一樣好的工作容不容易」，因此，這個順序仍符合我們探討的尋找相似工作困難程度。

²⁵ 表二十的模型四與表二十一的模型四，兩者的 p 值均為 0.0000，代表定型邏輯迴歸的適配度明顯較佳。

²⁶ 表二十的模型四與表二十一的模型四，兩者 p 值分別為 0.2679、0.3251，代表多類別邏輯迴歸的適配度不會比定型邏輯迴歸更好。