

過量教育、學用不一 對於工作滿意度的影響

趙子揚 國立成功大學教育研究所研究助理

陸偉明 國立成功大學教育研究所特聘教授

摘 要

隨著高等教育的擴張，過量教育或學用不一的問題漸漸浮現。本研究旨在建構教育與職業不相稱之客觀及主觀評量方法與比較，進而探討過量教育、學用不一對於工作滿意度之負面影響，以及學用不一在不足教育、適量教育與過量教育組透過薪資中介影響工作滿意度之情形。本研究母群為臺灣 20-65 歲全職工作人口，並以自編網路問卷「臺灣工作型態與滿意調查」共計 1,522 筆資料進行分析。結果顯示，在教育部的 18 個學門中，法政與生命科學學群反應出主觀知覺的過量教育；生命科學、生物資源與藝術學群有較高的學用不一；教育、資訊工程學門則有較高的工作滿意度。另外，本研究所建構的客觀與主觀評量之間雖有關聯，但與過往實證結果比較後僅選擇主觀評量進行後續分析。在考量了工作相關變項與薪資後，階層迴歸分析顯示過量教育及學用不一對於工作滿意度仍有顯著的解釋力，其中以過量教育組與不足教育組的工作滿意度顯著低於適量教育組。進一步路徑分析結果顯示，在不足教育組，學用不一會透過薪資中介進而影響工作滿意度，但在適量教育組及過量教育組則無此問題，顯示學用不一且薪資不佳時間問題最大，建議未來教育必須更強化與勞動市場的連結。

關鍵詞：工作滿意度、生涯與就業協助系統、教育－職業不相稱、過量教育、學用不一



The Effects of Over-education and Mismatch on Job Satisfaction

Tzu-Yang Chao

Research Assistant, Institution of Education, National Cheng Kung University

Wei-Ming Luh

Distinguished Professor, Institution of Education, National Cheng Kung University

Abstract

As the population of students in higher education increases, the issues of over education and mismatch of study field emerge. The purpose of present study is threefold. First was to construct subjective and objective assessments to measure over-education and job-education mismatch. Second was to investigate the incremental variation of job satisfaction that over-education and job-education mismatch could account for. Third was to explore the path of mismatch to job satisfaction mediated by salary for groups of adequate, over-, and under-education. A self-reported on-line survey was administered, and 1522 subjects were recruited. After comparing the results of contingent tables and Gamma coefficients, the subjective approach was selected to use for subsequent analysis. The hierarchical regression analyses showed that over-education and job-education mismatch negatively affected job satisfaction after controlling for job-related variables and salary. Finally, the mediating effects between salary and job satisfaction were not significant for adequate and over-educated groups but significant for under-educated group. Based on the findings, further direction for research and suggestion for policy were provided.

Keywords: career & vocational helping system, job-education mismatch, job satisfaction, over-education



壹、緒論

教育與職業不相稱 (education mismatch)，在概念上可以從垂直 (vertical) 和水平 (horizontal) 兩個向度來探討，前者涉及教育是否超過個人工作所需，包含了不足教育 (under-education)、適量教育 (adequate) 與過量教育 (over-education) 三種；後者探討個人專業訓練與目前工作的關聯程度，亦即學用不一問題，包含了無關聯 (unrelated)、部分關聯 (semi-related) 與核心關聯 (core related) 三種類型。教育與職業不相稱概念的探討，隨著經濟現代化的發展而逐漸成為教育政策與教育財政關注的議題，特別在臺灣高等教育普及之後的今時今日更顯重要 (傅祖壇、楊佳茹、黃美瑛，2010)。

臺灣的高等教育自 1990 年以來快速擴張，從 1991 年的 50 所大專院校，到 2001 年的 135 所，2011 年 148 所 (教育部統計處，2017a)。臺灣的高等教育粗在學率比起九 0 年代的 29.65% 而言，2016 年已達到 83.99% (教育部統計處，2017b)。高等教育入學機會雖有如此驚人的成長，但隨著勞動素質提升，勞動報酬卻沒有反映在薪資水準上。105 年度大專以上畢業者 25-29 歲區間的平均月薪只有 33,509 元 (行政院主計處，2017a)，而與前年相比較，104 年度平均每人每月消費為 20,421 元 (行政院主計處，2017b)，兩者僅相差 13088 元。整體而言，市場的勞動條件對於初出社會的勞動者不利。此外，隨著高等教育人數增加造成勞動市場供過於求的情形，使得薪資下降、失業率上升或垂直教育不相稱的情形更加凸顯 (劉秀曦、黃家凱，2011)。

高等教育擴張所造成的市場勞動條件不佳，不僅反映於工作者的薪資，更對於工作滿意度造成影響。工作滿意度一直以來皆是工商心理學和人力資源研究的重要變項，在理論上將影響工作滿意度的因素區分成工作的內在滿意和外在滿意。前者係指工作本身與個體主觀的意義和連結性，後者則包含工作特質諸如便利性、經濟誘因、職場人際關係和職業生涯發展等 (Kalleberg, 1977)。個體工作滿意度不僅與職場的工作涉入及正向工作情緒呈現交互為用的影響 (Harter, Schmidt, & Hayes, 2002; Kompaso & Sridevi, 2010)，更對於離職意圖有重要的預測力 (Tett & Meyer, 1993)。

從古典人力資本論 (human capital theory) 的觀點，主張過量教育意味提升個人的人力資本與教育存量，可提高個人的生產能力，進而增進個人薪資所得與

工作滿意度。個人受到比起工作需求更多的教育投資並非壞事，但國內外的實徵結果都顯示了過量教育與學用不一對於工作滿意度有負面影響（洪嘉瑜、銀慶貞、陶宏麟，2015；黃毅志、林俊瑩，2010；Allen & van der Velden, 2001; Allen & Weert, 2007; Badillo Amador & Vila, 2013; Béduwé & Giret, 2011; McGuinness & Sloane, 2011）。對於學用不一而言，勞工從事與自身修習領域不同的職業，反映了經濟政策對於合理分配市場人力資源以及教育投資的效率低落。不僅企業的產值有所貶抑，更直接影響工作者本身的工作表現和對工作不滿（Kalleberg, 2008）。

有鑒於國內外文獻對教育與職業不相稱的主客觀測量方式有許多討論，因此本研究首要結合國內外職業分類編碼和臺灣學習領域與職業之關聯系統，兼採客觀和主觀評量來測量受訪者的過量教育與學用不一程度，以比較兩者的關連程度。其次，已經有研究從單純探討過量教育、轉移到探討學用不一或兩者交互的關係。因此本研究擬從工作特質論（job characteristics model）來建構工作滿意度模型，在控制了工作相關變項與薪資後，分別探討過量教育與學用不一對於工作滿意度獨特的解釋力為何？再進一步使用因徑分析探究不足教育、適量教育與過量教育者，其學用不一透過薪資的中介對於工作滿意度的不利影響，以完整解釋教育與職業不相稱的後果。

貳、文獻探討

一、工作滿意度

工作滿意度反映了「個人評價自身工作經驗而產生的愉快或正向的情緒狀態」（Locke, 1976），而人們評價自身工作的向度包含了工作的內在特質，諸如：薪給待遇、晉升機會、工作條件、工作時數及福利等；或包含工作的外在特質，諸如：上級關係、同儕關係、社會評價等。工作滿意度的良窳與工作的個別差異及其不同的向度有關。探究工作滿意度的理論模型繁多，本研究企以工作特質模型作為理論依據。該論主張工作本身的核心特質包含技能多樣性、工作重要性、認同、自主以及回饋等五種。此五種特質將影響個人的工作意義、責任感及知識等關鍵心理特質，進而影響其工作滿意度以及其他相關之結果。而薪資與其他工作

特徵例如與主管的關係與同事的關係或工作保障等，被界定為情境滿意度（context satisfaction），在組織行為研究中被視為重要的調節變項（Judge & Bono, 2001; Kalleberg, 1977; Oldham & Hackman, 2005）。

工作滿意度的測量主要採取主觀自陳的方式進行，已發展出不同向度的多題量表，如明尼蘇達滿意度問卷（Minnesota Satisfaction Questionnaire）的二十向度長短版量表、精簡工作滿意度情感指標（Brief Index of Affective Job Satisfaction）的四向度量表，或工作描述指標（Job Descriptive Index）的五向度量表。然而，工作滿意度被視為單一向度或多向度量測，應視研究問題而定。本研究的研究旨趣最終在於探究水平的學用不一或者垂直的教育不相稱對於工作滿意度的影響，且有許多實徵證據顯示使用單一題目作為評估個人工作滿意度的水準是可行且有效率的方式（Nagy, 2002; Wanous, Reichers, & Hudy, 1997），因此選用整體的工作滿意來主觀自陳。

二、教育與職業不相稱與其評量

教育與職業不相稱反映了個人所受教育訓練的程度、教育投資的總量或者所學習的領域內容與工作場域需求的程度、內容有差異。回顧教育與職業不相稱之文獻，過去以垂直的過量教育為主之探討較多（張雯玲，2011；黃毅志、林俊瑩，2010；Burris, 1983；Dolton & Silles, 2008；Duncan & Hoffman, 1981；Groot & Maassen van den Brink, 2000；Hartog, 2000；Verdugo & Verdugo, 1989；Verhaest & Omev, 2006b, 2006a），而涉及水平的學用不一問題探討較少（洪嘉瑜、銀慶貞、陶宏麟，2015；Badillo Amador & Vila, 2013；Budría & Moro-Egido, 2008；DiPietro & Urwin, 2006；Nordin, Persson, & Rooth, 2010；Robst, 2007a, 2007b）。教育與職業不相稱現象研究發展之初期，多聚焦探討過量教育與薪資的關聯，如 Mincer（1974）根據人力資本論的教育年數薪資模型和 Duncan 與 Hoffman 擴展的工作需求教育年數薪資模型。對於主觀意識層面的探究則較晚，例如 Burris（1983）以美國勞動市場資料，探究過量教育與勞工意識的關係，以及 Tsang（1985）探究過量教育對於工作滿意度的負面影響。隨著研究領域的發展，教育不相稱的探討漸擴及學用關聯，例如 Allen 與 Van der Velden（2001）研究顯示過量教育與學用不一分別對應影響了薪資及工作滿意度，而此兩者是不同但高度重疊的概念。因此在迴歸模型中，同時使用過量教育及學用合一來預測工作滿意度會導致前者的迴歸

係數由負變正，在統計分析上必須妥適處理。

另一個在分析上的問題是教育與職業不相稱的測量，文獻上至少包含有客觀（objective）、主觀（subjective）及實質配對法（realized match）三種方式。就垂直不相稱來看，客觀評量法是由專家認定各職業工作所需的教育年數為標準來界定個體屬於何種垂直不相稱。學者普遍主張此為最佳的方式，因為它具有客觀的優點。但其缺點在於成本過高且忽略工作類型的內在差異，並且為了貼近現實必須隨著科技技術的進步而時時更新標準（Hartog, 2000; Verhaest & Omey, 2006b; 傅祖壇、楊佳茹、黃美瑛，2010；黃毅志、林俊瑩，2010）。主觀評量法則以受訪者主觀認定的工作需求為依據來判斷自己屬於垂直不相稱中的哪個分類，能克服不同工作類型內在差異的偏誤，但易受到社會期許的影響，並會隨著工作經驗的增加低估工作實際需求的教育程度。至於實質配對法則是透過將工作所需的教育程度重新分類，計算各工作類型所需教育年數的平均數（或者眾數），並計算正負一個標準差的區間定義為適量教育，低於一個標準差者則分類為不足教育，高於一個標準差者為過量教育（Groot & Maassen van den Brink, 2000; Verdugo & Verdugo, 1989）。這種做法是為了將職業內的垂直不相稱分配趨近常態，但缺點可能會過度低估過度教育和不足教育的比例（蔡瑞明、莊致嘉、葉秀珍，2005；蕭霖，2003）。

為避免測量方式所產生的偏誤，本研究在客觀垂直與水平不相稱方面，研究者與合作研究者李芷芸同學結合了輔仁大學王思峰（2014）主持建置的生涯與就業協助系統（Career & Vocational Helping System, CVHS）與美國勞工部 O*NET 職業分類，將職業分類表、職業專長分類以及職業級區資料等進行串接，以此界定出客觀職業所需之教育領域及學歷。此方式類似法國 Beduwe & Giret（2011）的做法。另一方面，同時蒐集受訪者主觀的過量教育與學用不一作為參照比較。

三、教育與職業不相稱對工作滿意度之影響

教育與職業不相稱之理論係從勞動市場的觀點進行分析，主要包含人力資本論及分配理論（assignment theory）兩者。人力資本論主張教育投資能提升個體的人力資本，進而提升工作表現與報酬。其後 Mincer（1974）及 Duncan 與 Hoffman（1981）驗證了人力資本論的薪資方程式。而分配理論則強調職業的最佳化配置（optimal allocation），亦即根據個人的技能高低和關聯程度，安排工作的難度和

複雜度 (Sattinger, 1993)。在此種觀點下，學用不一會隨著個人被安排到不屬於他們專業的位置，學用不相符者將表現出較低的生產力、獲得較低的報酬，進而影響工作滿意度。Montt (2015) 的研究即發現即便沒有薪資的問題，也會反映出較低的工作滿意度。

過量教育與工作滿意度之實證研究始於勞工生產力的研究 (Tsang, 1987; Tsang & Levin, 1985)。Allen & van der Velden (2001) 進一步使用「歐洲高等教育與畢業聘僱」比較教育研究計畫的樣本，其來源包含歐洲加上日本共 12 國家受訪者的主觀評量及工作外部特質，其模型中同時納入垂直教育不相稱 (education mismatch)、技能不相稱 (skill mismatch) 以及教育領域是否不符工作 (job outsides own field) 以釐清三者概念上的差異。該結果指出縱然垂直教育不相稱和教育領域在滿意度上皆與參照組無異，然而考量了技能不相稱後將使得前兩變項之係數由正轉負。該研究凸顯從勞動市場的角度而言，受教育 (schooling) 和實際工作技能的差異，以及學歷—教育領域—技能之間或有重疊及交互作用的可能。而 Allen 及 Weert (2007) 的研究使用 CHEERS (Careers after Higher Education: a European Research Study) 的資料比較歐洲四國以及日本，將性別與個人就讀領域納入考量後，顯示過量教育可負面預測工作滿意度，但技能不相稱只在部分國家 (西班牙、荷蘭) 負面預測工作滿意度，而英國的技能短缺 (skill shortage) 能正向預測工作滿意度。與 2001 年 Allen 的研究相比，顯示教育不相稱與技能不相稱對於工作滿意度的效果仍然混淆不明。Badillo-Amador & Vila (2013) 的研究則以西班牙勞動市場為樣本，取自歐盟家戶調查 (European Community Household Panel)，結果顯示訓練不足 (inadequate training) 對於工作滿意度有強烈的負面影響，過量教育則不然。但是其他同樣在單一國家的研究如美國的 Robst (2008) 同時納入垂直與水平兩種不相稱時均顯示對於薪資或工作滿意度造成不利影響。法國 Bédoué 與 Giret (2011) 則是發現不足教育與學用無關都對薪資有負面影響，但卻是學用不一影響工作滿意度。Pecoraro (2016) 在瑞士的研究也發現垂直不相稱不一定是技能不相稱，兩者也會有交互作用；且除客觀評量外，主觀評量也很重要。至於在評量方面，Perry、Wiederhold 與 Ackermann-Piek (2014) 整理了主客觀等方法的優缺點，Grapsa (2017) 則建議以主觀評量為上，此主題正方興未艾。

國內學者黃毅志與林俊瑩 (2010) 為處理主觀評估法容易高估過量教育的比

例，他們發展了「修正自評半標準差法」，以和前人（蔡瑞明、莊致嘉、葉秀珍，2005；蕭霖，2003）所提出的「半標準差模式」、「修正自我評量法」及「資格模式」比較。黃毅志等人使用「臺灣社會變遷基本調查」2002年第四期第三次的樣本，結果顯示在控制了教育程度與薪資後，過量教育者對於工作滿意度有負面的影響。¹但就工作滿意度的理論而言，學用相符係屬於工作滿意度的內在滿意，在排除了外在滿意的變異例如薪資、職業等第、教育水準、升遷與同儕關係（Kalleberg, 1977）後，學用不符應也會對工作滿意度具有負向的影響，所以我們應考慮建構更大的模型來包含過量教育與學用不一兩者。洪嘉瑜、銀慶貞、陶宏麟（2015）使用「臺灣高等教育整合資料庫」2006年的女性樣本，將主觀評量的過量教育與學用不一交乘後納入模型，結果顯示在控制工作相關變項及薪資的影響後，垂直的「適量/過量教育」與中高程度「學用不一」的交乘項均對於工作滿意有負面影響。然而「適量教育」與低程度「學用不一」交乘時，其工作滿意度與適量教育且學用相符者比較無顯著差異，意味著就適量教育者而言，學用不一對於工作滿意度的影響效果較弱，但過量教育與四個類型的學用交乘項皆與參照組有顯著差異。

綜上所述，近年來國內外研究已將垂直及水平教育不相稱區分探討，兩者不相稱對於工作滿意度的效果不盡相同亦不一致。因此，本研究擬繼續探究對不足教育、適量教育與過量教育者而言，其學用不一對於工作滿意度的直接效果及間接效果，以將教育與職業的垂直、水平不相稱對於工作滿意度的影響予以釐清。

參、研究方法

一、研究對象

針對研究對象的年齡劃分，雖然在 Korpi 與 Tahlin（2009）的縱貫研究中已經證實教育不相稱確實存在，但在勞動者的職涯發展中，人力資本還是有補償效果——教育不相稱於薪資的負面影響會逐漸消失，過多的人力資本會補償至其他面向。由於目前並無實徵資料探討工作年資對於工作相關變項的補償效果的發生年齡，因此在本研究中仍然將研究對象的年齡設為 20-65 歲，為具有全職工作的人口。此外，由於各學群的工作性質差異極大，因此本研究依據教育部公告各學群

人數比例來進行樣本選取（參見表 1）。至於針對研究對象的職業劃分，雖有一些國外文獻在探討自營業者的教育職業不相稱現象（Benz & Frey,2008; Blázquez & Budría,2012; Kupets, 2016），但自營業者就業在臺灣勞動市場結構屬於比較異質案例，因此本研究蒐集資料時同時調查就業類型，並在分析時刪除自營業者。

本研究於 2018 年 2 月 6 日透過 Facebook、臺大批踢踢實業坊等網路平臺進行問卷發放，截至 2018 年 4 月 15 日共蒐集 1,840 筆，刪除無效作答反應後保留 1,726 筆資料。由於教育學群人數比例過高共 260 名，研究者進一步依 107 年臺灣北中南東離島地區人數比例，依地區進行隨機抽樣，僅保留共 104 位教育學門者，最後以 1,522 筆有效資料進行後續分析。

表 1 教育部 104 學年度各學群畢業人數表

學群	畢業人數	%
法政	4,132	1.34
工程	65,001	21.03
資訊	15,954	5.16
數理化	4,490	1.45
教育	8,838	2.86
管理	41,088	13.29
社會與心理	19,108	6.18
文史哲	7,390	2.39
遊憩與運動	33,301	10.77
財經	20,445	6.61
藝術	5,917	1.91
外語	16,066	5.20
醫藥衛生	28,057	9.08
地球與環境科學	5,053	1.63
生命科學	5,012	1.62
建築與設計	16,761	5.42
大眾傳播	6,022	1.95
生物資源	6,445	2.09

資料來源：整理自教育部（2015），104 學年度大專校院各科系所畢業生人數。

二、研究工具

由於資料庫調查內容的限制，因此本研究自編網路問卷「工作型態與滿意調查網路問卷」，以瞭解受訪者之人力與工作相關情形。其他問卷中有關學群、薪資、工作滿意度及主觀的垂直教育不相稱等題目，則參考自臺灣社會變遷調查（傅仰止，2017）和行政院主計總處的人力運用調查資料。

三、研究變項

（一）依變項：工作滿意度

工作滿意度係指個人對於工作整體的滿意程度。操作型定義為 7 點量尺從非常不滿意到非常滿意，題目修改自社會變遷調查 2015 年：工作與生活組（傅仰止，2017）。

（二）自變項：

1. 水平教育不相稱（學用不一）

學用不一係指個人受教育領域與職業技能、職業進路的關聯性低落，或稱技能不相稱（skill mismatch）或與學習領域無關（out of field）。在客觀的測量上，係透過職業領域專家針對科系與未來職場的進路進行職業網絡描繪與規劃，符合職業標準設定的學群即為學用合一，反之則為無關聯。客觀職業標準設定係指研究者依據 CVHS 及受訪者職業與工作所界定之關聯，共分為核心關聯、部分關聯以及無關聯三類。研究者參考財團法人大學入學考試中心、並從 CVHS 網站中擷取生涯進路頁面中各學群職業生涯的核心與部分關聯職業作為個人水平教育不相稱的編碼依據，經整理並編排成為本研究測量學群、學類、職業類型的學類職業串接表，共計 18 學群、123 大類、1583 細類，可以用來客觀衡量受訪者的教育職業不相稱程度。主觀測量則為「您在畢業科系（所）接受的教育內容符合您現在的工作需求嗎？」，由非常不相符（5）到非常相符（1）。為解釋上的邏輯一致性，後續將其反向計分。

2. 垂直教育不相稱

垂直教育不相稱係指個人衡量自己所受教育年數是否高於 / 符合 / 低於工作所需的教育年數。客觀評量係指研究者依據國內中華民國職業分類標準、美國 O*NET 職業系統對於受訪者工作級區與學歷之要求分類，製成 1111 細類的職業級

區串接表，分為教育不足、適量教育與過量教育三類。在主觀測量上則詢問「您認為您的教育程度符合您現在的工作要求嗎？」同樣分成教育不足、適量教育與過量教育三類。

3. 薪資

同社會變遷調查，薪資係指個體陳述包含獎金、分紅、加班費與業務等各種收入來源後的平均月薪，以 1 萬元為級距單位，從月薪不足 2 萬至月薪 30 萬以上共 21 個級距。資料分析時將區間資料轉換成各區間的組中點，不足 2 萬組以 20000 代表、月薪 30 萬以上組以 300000 代表，並以連續變項的形式進行分析（黃毅志、林俊瑩，2010）。此外，由於薪資的分配屬正偏態性質，故在分析時取對數（log）放入模型中。

4. 工作相關變項

學群係詢問受訪者：「請問您最高學歷的畢業科系為哪一學群？」作答選項為教育部公告的 18 學群。此外，為了在解釋係數的方便，本研究參照歐洲工作滿意度與主修領域的研究結果，將「法政學群」設為參照組（Vila, Garcia-Aracil, & Mora, 2007）。

受教年數係調查受訪者的最高學歷，並依照國內文獻轉換成我國學制所接受正規教育之年數，高中職 12 年、專科副學士 14 年、技術學院、科技大學與普通大學 14 年、碩士 16 年、博士 21 年，為連續變項，以利於迴歸結果的解釋並與其他研究接軌（張宜君、林宗弘，2015；黃毅志，2009）。

工作級區係採用 O*NET 的定義，包含五個工作等級。第五級為專業人員，大多數的要求碩士以上學位；第四級通常要求學士學位；第三級要求職業專門學校訓練之副學士學位；第二級至少必須擁有高中職文憑；第一級要求完成義務教育以上之文憑。

工作時數係受訪者該月平均每週工作時數、不超過 84 小時者。本研究因考量我國實際工作樣態，因此比起勞基法規定兩週不得超過 84 小時更加寬鬆。

四、研究假設與資料分析

由於水平及垂直不相稱的分類可視為次序量尺，本研究以關聯表細格維度較少時表現穩定的 Goodman-Kruskal's gamma 係數（Atila Göktaş, 2011）來檢驗研究假設一：本研究建構之主觀評量法與客觀評量法有關聯。並以此結果選擇較

合宜的評量法以供後續階層迴歸與路徑分析使用。階層迴歸則考驗研究假設二：控制了工作相關變項與薪資後，過量教育與學用不一對於工作滿意度有顯著解釋力。最後分別以適量教育、過量教育及不足教育者三組進行路徑分析之中介模式以考驗研究假設三，藉以瞭解學用不一透過薪資對於工作滿意度的中介效果，並依學者建議的拔靴法進行直接與間接效果係數之估計（Preacher & Hayes, 2004; 2008）。所有的資料分析都是使用 R 的套件完成。每個統計檢定的顯著水準設為 0.05。

肆、研究結果

一、各變項之描述統計

（一）工作滿意度

整體工作的滿意程度為 7 點量表，平均值為 3.88，標準差為 1.50，偏態係數為 -0.02，峰態係數為 2.35。由於本研究樣本中 20-40 歲之年輕人較多¹，故比臺灣社會變遷調查結果有較佳的滿意度（傅仰止，2017）。表 2 為工作滿意度與其他工作相關變項之相關情形，可看到工作滿意度與薪資、工作級區二者呈現低度正相關，而與工作時數呈現低度負相關，皆符合理論與實證預期。至於薪資則與教育年數、工作級區呈現中度的相關，亦符合理論與實證預期。

表 2 工作滿意度與其他變項之相關係數矩陣

變項	1	2	3	4	5
工作滿意度	1.00				
薪資 (log)	0.20 (.000)	1.00			
教育年數	0.05 (.049)	0.34 (.000)	1.00		
工作級區	0.15 (.000)	0.24 (.000)	0.17 (.000)	1.00	
工作時數	-0.09 (.002)	0.12 (.000)	0.06 (.017)	0.02 (.518)	1.00

註：括號內為 p 值。

1 20-25 歲佔 21.89%、26-30 歲佔 37.40%、31-35 歲佔 21.17%、36-40 歲佔 11.60%、40-45 歲佔 3.10%、46-50 歲佔 1.71%、51-55 歲佔 2.44%、55-60 歲佔 0.53%、61-65 歲佔 0.13%。

（二）垂直教育不相稱：客觀與主觀評量

本研究依據受訪者職業地位與所需之教育地位，客觀區分成適量教育、過量教育以及教育不足三個類別，各組在工作滿意度之平均與人數分配情形如表 3。結果顯示客觀評量過量教育者高達 62.48%，而教育不足者工作滿意度最高（4.23）但是人數最少。本研究調查之主觀評量受訪者選擇自身職業與學歷相符程度，其人數分配情形與工作滿意度之敘述摘要如表 5。從表 5 可知，主觀評量自身教育程度符合工作要求的人數最多，其次為高於工作要求。其分配與國內其他文獻的分配相仿（洪嘉瑜、銀慶貞、陶宏麟，2015；黃毅志、林俊瑩，2010）。再者，自評符合工作要求者（適量教育）的平均工作滿意度最高。

表 3 工作滿意度在客觀垂直教育不相稱之敘述統計

垂直教育不相稱	平均值	標準差	人數	行百分比
教育不足	4.23	1.53	100	6.57
適量教育	4.00	1.49	471	30.94
過量教育	3.79	1.49	951	62.48

（三）學用不一：客觀與主觀評量

在客觀評量部分，其人數分配情形與依變項工作滿意度的敘述統計如表 4，顯示隨著客觀評量學用越趨近核心關聯，工作滿意度的平均隨之增加。表中亦顯示，被 CVHS 載明部分關聯和核心關聯的職業所對應的樣本僅有 199+384 共 583 位，未被 CVHS 收錄之相關職業便被直接劃入無關聯（佔 61.70%）。

表 4 工作滿意度在客觀學用不一之敘述統計

	平均值	標準差	人數	行百分比
無關聯	3.78	1.50	939	61.70
部分關聯	3.99	1.44	199	13.07
核心關聯	4.07	1.49	384	25.23

至於主觀評量是由受訪者選擇自身職業與學群相關聯的程度（5 點）（請參看表 5）。從表 5 可以看出，主觀學用不一程度最高且主觀教育不足者，其工作滿

意度最低(2.92)，而主觀學用不一程度最低且適量教育者，其工作滿意度最高(4.68)。隨著學用不一程度增加(5點)，工作滿意度的平均數呈現減少的趨勢(參看圖1)。

表5 工作滿意度在主觀學用不一、垂直教育不相稱之敘述統計

學用不一	垂直教育不相稱			平均數	標準差	人數	行百分比
	教育不足	適量教育	過量教育				
	(10.91%)	(68.86%)	(20.24%)				
	平均數 (標準差)	平均數 (標準差)	平均數 (標準差)				
1	3.71 (1.70)	4.68 (1.51)	4.13 (1.71)	4.61	1.54	207	13.60
2	4.09 (1.24)	4.47 (1.22)	3.63 (1.42)	4.34	1.28	460	30.22
3	3.48 (1.39)	3.69 (1.25)	3.16 (1.35)	3.56	1.30	393	25.82
4	2.98 (1.32)	3.72 (1.39)	3.01 (1.54)	3.37	1.47	260	17.08
5	2.92 (1.66)	3.81 (1.78)	3.04 (1.44)	3.38	1.69	202	13.27
	3.36 (1.47)	4.16 (1.42)	3.22 (1.48)				

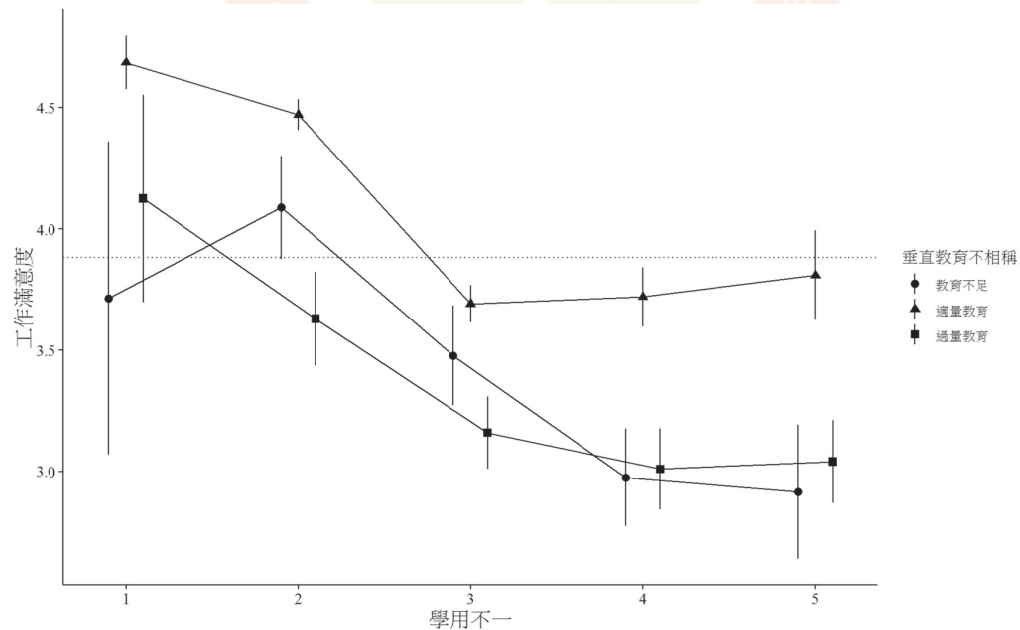


圖1 主觀學用不一與垂直教育不相稱在工作滿意度的摘要圖

（四）薪資及工作相關變項

本研究將研究樣本與社會變遷調查（2015）兩者之薪資作比較如圖 2。從圖中可以發現，除了兩萬元以下組人數在本研究明顯較低之外，其餘人數分配比例皆相近。研究者推論兩萬元以下組人數較低的原因，可能係由於 2016 年至 2017 年間我國最低基本薪資與每小時基本工資的數次微調，致使 2018 年時本研究調查所得薪資低於兩萬者已大幅度減少。另外，表 6 呈現主觀垂直不相稱中的不足、適量與過量教育者在不同學用不一的薪資平均數與標準差，以資後續比較。我們可以看到適量教育者在不同的學用不一程度都比不足與過量教育者有較高的平均薪資。

表 6 主觀垂直不相稱中的不足、適量與過量教育者在不同學用不一的薪資平均數與標準差

學用不一	不足教育	適量教育	過量教育
1	40714.27 (9759.00)	55896.74 (33102.51)	40625.00 (11528.95)
2	46617.65 (21131.64)	50443.55 (26731.26)	43518.52 (14163.12)
3	42717.39 (21074.12)	44323.31 (23773.95)	42222.22 (18165.90)
4	33953.49 (10776.86)	45340.91 (20575.62)	41882.35 (17977.77)
5	35000.00 (15071.26)	45957.45 (29939.69)	36180.56 (14352.04)

註：括號內為標準差

受訪者之工作時數集中於每週工時 40-50 小時（平均值 = 47.32，標準差 9.44），但工程學群的工作時數明顯較高（平均值 = 49.48），而在藝術、大眾傳播、管理、地球與環境和生命科學學群中較低於平均值。在教育年數的部分，本研究中絕大多數的受訪者擁有學士含以上的學歷，所以教育年數的平均值為 16.46，標準差只有 1.3。工作級區方面，分配集中於 3-4 區間，平均值為 3.35，標準差也只有 0.94。最後，各學群之工作滿意度之摘要繪製如圖 3，顯示工作滿意度最高者為教育學群，法政學群的平均滿意度最低。在不同學群之工作滿意度分布亦有差異，高於全體平均數者，其中遊憩與運動、生命科學學群有較大的標準差；低於全體平均數者，其中生物資源、大眾傳播、藝術及法政學群，呈現出較大的標準差。

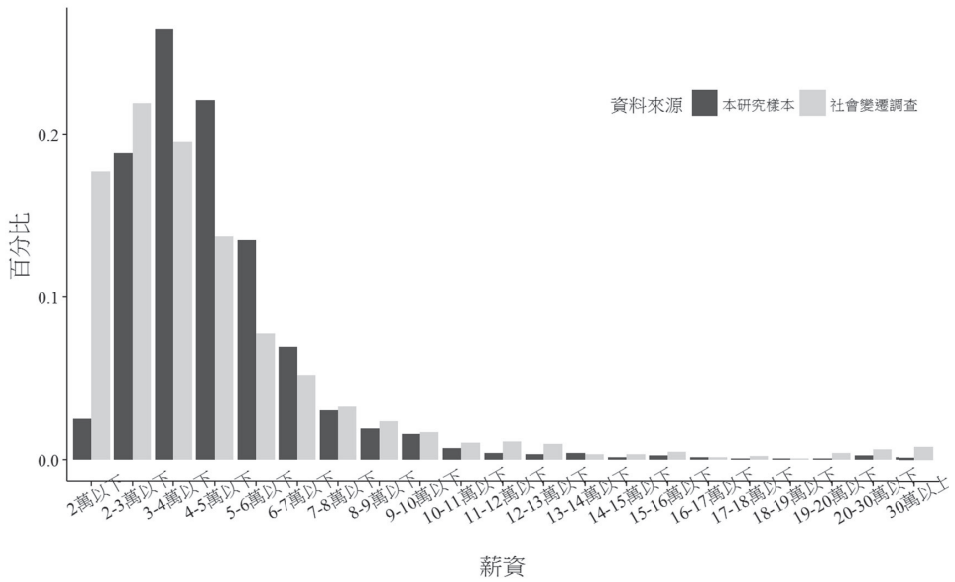


圖 2 研究樣本與社會變遷調查之薪資比較圖

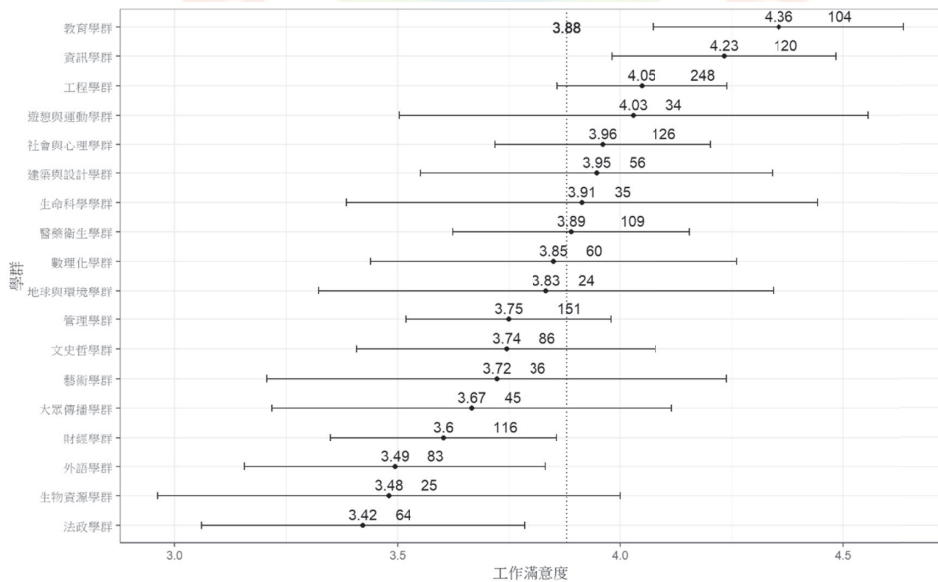


圖 3 工作滿意度於學群之摘要圖

註：線上中點為平均數，同列右側數值為樣本數，虛線表示工作滿意度之平均（3.88）

為了瞭解哪個學群最容易產生學用不一及過量教育的情形，研究者將其整理為表 7 及 8。表 7 顯示在生物資源學群，非常學用不一（5）所佔的人數比例最高（44%），其次為生命科學學群 28.57%。而在學用不一（4）之中，藝術學群所佔的人數比例最高（44.44%），其次為生命科學學群 25.71%。在過量教育方面，表 8 顯示有法政學群（39.06%）、生命科學學群（37.14%）。自評低於工作要求（不足教育）者，有地球與環境（20.83%）、遊憩與運動（17.65%）及資訊學群（16.67%）。

表 7 不同學群之主觀學用不一人數分配列百分比

學群	學用不一				
	1	2	3	4	5
資訊	8.33	35.83	25.83	15.00	15.00
工程	13.31	31.85	29.44	14.11	11.29
數理化	15.00	38.33	11.67	21.67	13.33
地球與環境	16.67	33.33	12.50	20.83	16.67
生物資源	8.00	16.00	16.00	16.00	44.00
生命科學	5.71	11.43	28.57	25.71	28.57
醫藥衛生	29.36	24.77	22.94	10.09	12.84
社會與心理	15.87	38.10	23.81	14.29	7.94
教育	31.73	30.77	15.38	13.46	8.65
外語	12.05	26.51	24.10	20.48	16.87
文史哲	19.77	29.07	19.77	15.12	16.28
藝術	5.56	16.67	25.00	44.44	8.33
大眾傳播	0.00	33.33	33.33	20.00	13.33
建築與設計	8.93	23.21	35.71	21.43	10.71
遊憩與運動	17.65	26.47	29.41	17.65	8.82
法政	9.38	29.69	34.38	15.62	10.94
財經	7.76	33.62	28.45	15.52	14.66
管理	4.64	29.14	31.79	21.19	13.25

表 8 不同學群之主觀垂直教育不相稱人數分配列百分比

學群	垂直教育不相稱		
	教育不足	適量教育	過量教育
資訊學群	16.67	70.00	13.33
工程學群	16.13	64.52	19.35
數理化學群	10.00	66.67	23.33
地球與環境學群	20.83	58.33	20.83
生物資源學群	8.00	72.00	20.00
生命科學學群	11.43	51.43	37.14
醫藥衛生學群	12.84	73.39	13.76
社會與心理學群	3.97	79.37	16.67
教育學群	6.73	80.77	12.50
外語學群	8.43	72.29	19.28
文史哲學群	9.30	69.77	20.93
藝術學群	13.89	61.11	25.00
大眾傳播學群	4.44	68.89	26.67
建築與設計學群	10.71	67.86	21.43
遊憩與運動學群	17.65	73.53	8.82
法政學群	4.69	56.25	39.06
財經學群	3.45	76.72	19.83
管理學群	14.57	58.94	26.49

二、主觀和客觀評量的比較

(一) 學用不一的比較

表 9 為學用不一的主觀與客觀評量之人數與列百分比摘要表。為了水平與垂直教育不相稱進行主客觀比較的一致性，在此將主觀的水平不相稱視為次序變項與客觀評量進行分析。發現主觀和客觀評量法彼此不獨立 ($Z = 14.77$, $p < .000$)，兩次序量尺之關聯強度，Goodman-Kruskal's Gamma 係數 0.46 為中度的關聯。從表 8 可知，在客觀之學用無關聯項下，主觀學用不一以 3、4 及 5 居多，尤以主觀評價學用非常不一致者 (5) 更顯與客觀結果比例一致。在客觀之部分關聯

項下，主觀學用不一以 1、2、3 居多。在客觀之核心關聯項下，主觀學用不一的人數以 1、2 居多，尤以主觀評價學用非常一致者（1）與客觀結果較吻合；整體而言，水平教育不相稱的主客觀比較，顯示隨著客觀學用愈是合一、相符，主觀評量的學用不一程度愈下降。但是在客觀評量被分類至無關聯的比例仍高。即使 Gamma 係數顯示兩測量方式有關聯性，然而究竟要選何種方式作為後續分析時採納的變項，仍應進一步就理論和實證兩層面進行分析比較其適切性。

表 9 學用不一的主觀與客觀評量之人數與列百分比摘要表

主觀評量	客觀評量		
	無關聯	部分關聯	核心關聯
	人數（列百分比）	人數（列百分比）	人數（列百分比）
5	183（ 90.59 ）	8（3.96）	11（5.45）
4	199（ 76.54 ）	24（9.23）	37（14.23）
3	256（ 65.14 ）	51（ 12.98 ）	86（21.88）
2	218（47.39）	87（ 18.91 ）	155（ 33.70 ）
1	83（40.10）	29（ 14.01 ）	95（ 45.89 ）

從表 9 可知，透過本研究建構的學類職業串接表，未被登錄為核心關聯、部分關聯者，都被歸為無關聯。這種方式可能忽略了客觀評量無法充分反映勞動市場的多元就業型態，因此將過多的受訪者歸類為無關聯者。而另一方面，受訪者主觀評量自身學習領域與職業間關聯的研究已在所多有，雖然不盡然與本研究詢問的用語如出一轍，但結果的分配與前人的結果大致符合（Allen & Van der Velden, 2001; Allen & Weert, 2007; Green, McIntosh, & Vignoles, 2002; McGuinness & Sloane, 2011; Robst, 2007a, 2007b）。故後續的分析確定採用主觀評量。

（二）垂直教育不相稱的比較

表 10 為比較垂直教育不相稱主觀與客觀評量的兩次序量尺之關聯強度，發現主觀和客觀評量法彼此不獨立（ $Z = 3.84$ ， $p < .000$ ），Goodman-Kruskal's gamma 係數 0.19 為低度的關聯。

表 10 垂直教育不相稱的主觀與客觀評量之人數與列百分比摘要表

主觀評量	客觀評量		
	不足教育	適量教育	過量教育
	人數 (列百分比)	人數 (列百分比)	人數 (列百分比)
不足教育	11 (6.63)	65 (39.16)	90 (54.22)
適量教育	83 (7.92)	558 (53.24)	407 (38.84)
過量教育	10 (3.25)	118 (38.31)	180 (58.44)

從表 10 可知，客觀評為不足、適量與過量教育與主觀評量的一致性分別有 6.63%、53.24%、58.44%，一致性的情況並不佳，主要的問題在於對不足教育的歸類。透過本研究建構的職業級區串接表，客觀評量法會將教育不足者的比例壓低，形成與主觀評量相互矛盾的結果。例如，受訪者主觀認定自身教育程度不足，但放到了客觀評量之中，卻因為工作級區而導致歸類於符合工作要求的現象。另外，由於自高等教育擴張後，大部分進入職場的勞動人口都具備學士級的文憑，也就是說，技術學院、科技大學和普通大學等學士級的勞動者，都被歸類為級區 4；碩士、博士則被歸類為級區 5。大部分民眾均受過高等教育或學院教育，所以在本研究中學歷級區學士含以上的樣本佔絕大多數（人數為 1,422，約佔總樣本的 94%，本研究樣本年齡多集中於 20-40 歲間（平均數 30.80、標準差 7.01）。然而美國接受高等教育與投入勞動市場的情形與臺灣不同，造成臺灣的學士級的學歷級區為 4，與美國的職業等級相減後，大量的受訪者在本研究就被歸類為客觀評量裡的過量教育者，但在主觀評量上卻會被認為是適量教育，顯現出客觀評量的偏誤。

另一方面，主觀評量也有可能存在中間傾向的偏誤（Hartog, 2000）。為了探討此問題，研究者依據黃毅志、林俊瑩（2010）建議，將受訪者教育年數與需求年數相減，需求教育年數係詢問受訪者「您認為如果要在您目前的職位上做好工作，至少需要怎樣的教育程度？」，再分別針對年數差的標準差和半標準差定為主觀評量標準差法及半標準差法，並與本研究的主觀與客觀評量法進行比較如表 11。從表 11 的人數分配結果可知，調整年數差的方式並不適合，因為適量教育者的比例會過度膨脹（分別為 88.83% 與 75.82%）。所以本研究的後續統計分析，決定採用主觀評量。

表 11 垂直教育不相稱之各種主觀評量比較

	教育不足	適量教育	過量教育
	人數 (列百分比)	人數 (列百分比)	人數 (列百分比)
本研究之主觀評量法	166 (10.91)	1048 (68.86)	308 (20.24)
本研究之主觀評量標準差法	96 (6.31)	1352 (88.83)	74 (4.86)
本研究之主觀評量半標準差法	96 (6.31)	1154 (75.82)	272 (17.87)

綜合以上所述，本節驗證了本研究使用之主觀和客觀評量在人數細格分配上彼此不獨立，但是關聯強度並不高。在學用不一的部分，雖然客觀評量與主觀評量的結果有關聯，但客觀評量的結果不符國情，故在本研究僅採用主觀評量的資料。而在過量教育的部分，縱使研究者採納早先文獻所建議的主觀評量標準差或半標準差調整，亦會造成過量教育與不足教育者大幅萎縮。倘若退而求其次使用客觀評量法，則會凸顯外國職業標準不適用我國勞動市場運作的現實，過量教育者比例大幅增加而違反客觀評量的邏輯²。因此本研究使用主觀評量作為後續分析之用。

三、主觀垂直教育不相稱及學用不一對於工作滿意度的影響

本研究以階層迴歸分析檢驗工作相關變項與薪資被控制時，主觀垂直教育不相稱及主觀學用不一對於工作滿意度的影響。迴歸結果摘要如表 12。

表 12 工作滿意度之階層迴歸分析摘要表

變項	Model 1			Model 2			Model 3		
	b	SE	β	b	SE	β	b	SE	β
學群（參照組：法政）									
資訊	.66	.22	.12**	.59	.22	.11**	.66	.21	.12**
工程	.44	.20	.11*	.41	.20	.10*	.45	.20	.11*
數理化	.23	.26	.03	.19	.25	.02	.25	.25	.03

（續下頁）

2 國內外對於過量教育與學用不一之人數比例已有許多探討（黃毅志、林俊瑩，2010；蔡瑞明、莊致嘉、葉秀珍，2005；蕭霖，2003；Hartog, 2000）。

表 12 工作滿意度之階層迴歸分析摘要表 (續)

變項	Model 1			Model 2			Model 3		
	b	SE	β	b	SE	β	b	SE	β
地球與環境	.23	.35	.02	.24	.34	.02	.29	.33	.02
生物資源	.06	.34	.01	-.07	.33	-.01	.17	.33	.01
生命科學	.40	.30	.04	.44	.30	.04	.66	.29	.07*
醫藥衛生	.32	.23	.06	.23	.22	.04	.20	.22	.03
社會與心理	.48	.22	.09*	.32	.22	.06	.33	.21	.06
教育	.78	.23	.13***	.63	.23	.11**	.61	.22	.10**
外語	.00	.24	.00	-.10	.23	-.01	-.02	.23	.00
文史哲	.28	.24	.04	.18	.23	.03	.22	.23	.03
藝術	.29	.30	.03	.25	.30	.03	.42	.29	.04
大眾傳播	.22	.28	.03	.14	.28	.02	.24	.27	.03
建築與設計	.56	.27	.07*	.48	.26	.06	.54	.25	.07
遊憩與運動	.67	.31	.07*	.52	.30	.05	.49	.29	.05*
財經	.08	.23	.01	-.04	.22	-.01	.03	.22	.01
管理	.34	.22	.07	.30	.21	.06	.37	.21	.07
教育年數	-.03	.03	-.03	.00	.03	.00	-.04	.03	-.04
工作級區	.16	.04	.10***	.11	.04	.07*	.05	.04	.03
工作時數	-.02	.00	-.12***	-.02	.00	-.11***	-.02	.00	-.11***
薪資 (log)	.69	.10	.19***	.51	.10	.14***	.46	.10	.13***
主觀垂直教育不相稱 (參照組：適量)									
不足教育				-.70	.12	-.15***	-.54	.12	-.11***
過量教育				-.76	.10	-.21***	-.56	.10	-.15***
主觀學用不一									
R ²	.09			.13			.17		
ΔR^2	.09			.04			.04		
ΔF	7.35			43.22			67.83		

*** $p < .001$ 、** $p < .01$ 、* $p < .05$

Model 1 結果顯示在學群中，資訊、工程、社會心理、教育、建築設計、遊憩運動學群相對於參照組法政學群，工作滿意度顯著較佳。而工作級區、工作時數與薪資三者則顯著預測工作滿意度，其中工作級區的效果為正（ $\beta = .10$ ）、工作時數的效果為負（ $\beta = -.12$ ）、薪資的效果為正（ $\beta = .19$ ）。

Model 2 結果顯示在考量了工作相關變項與薪資後，不足教育者、過量教育者之工作滿意度顯著低於適量教育者。至於原先的社會與心理學群、建築與設計學群以及遊憩與運動學群之工作滿意度與法政學群相較變成無顯著差異，其他學群則維持不變。

Model 3 結果顯示在考量了工作相關變項、薪資與垂直教育不相稱後，學用不一對於工作滿意度仍有獨特的解釋力。學用不一可負向預測工作滿意度（ $\beta = -.22$ ）。而此時生命科學及遊憩與運動學群之工作滿意度與法政學群相較顯著較佳，其餘學群維持不變。至於工作級區也變成不顯著。此外，為檢視 Model 3 垂直教育不相稱與學用不一是否有多元共線性，研究者根據 Fox 與 Monette（1992）的建議使用廣義變異膨脹因素（generalized variance-inflation factors, GVIF）指標，發現兩者之 GVIF 分別為 1.27 與 1.26，皆低於多元共線性判定標準 10（Belsley, 1991）。

綜合上述，過量教育與教育不足、學用不一，在控制了工作相關變項與薪資的變異後，對於工作滿意度仍有獨特的解釋力，其預測效果為負，研究假設二學用不一與垂直教育不相稱對於工作滿意度之負面影響獲得支持。

四、學用不一透過薪資影響工作滿意度之路徑分析

在進行中介模式適配考驗前，首先進行觀察資料之多變量常態分配檢定，發現所有觀察變項之單變量常態分配檢驗結果均達顯著。Mardia 的多變量偏態檢定值為 894.67（ $p < .001$ ），多變量峰態檢定值為 15.33（ $p < .001$ ）顯示本研究觀察值不符合多變量常態分配之假定。因此本研究使用強韌標準誤的最大概似估計（maximum likelihood estimation with robust stand error, MLR），此方法對非常態分配具有強韌性，能夠修正模型適配度的估計值，也能提供強韌的標準誤估計值（Rossel, 2012）。

（一）模型適配度

路徑分析程序將模型分成適量教育者、過量教育者與不足教育者，茲將其適

配度指標摘要如表 13。表 13 顯示學用不一透過薪資對於工作滿意度之中介模型，除了不足教育者之非基準適配指標 TFI 為 .85 低於 .9 以外，其餘適配指標皆符合學者建議的標準，CFI 與 TFI 均大於 .95，RMSEA 小於 .06，SRMR 小於 .08，表示路徑模式適配良好（Hu & Bentler, 1999）。

表 13 中介模式適配度摘要表

	n	baseline	χ^2	χ^2/df	CFI	TFI	RMSEA	SRMR
適量	1048	471.78	8.28	1.66	.99	.98	.03	.02
過量	308	122.25	3.17	0.63	1.00	1.05	.00	.02
不足	166	91.93	8.78	1.76	.95	.85	.07	.05

（二）中介效果

圖 4、5 與 6 分別顯示適量、過量、不足者之模型標準化路徑係數估計值，灰色線表示該係數不顯著。其中，JobSat 表示工作滿意度，Salary 表示薪資（log），EduYear 表示教育年數，JobZone 表示工作級區，Hours 表示每週工時，Mismatch 表示學用不一。圖 4 顯示，學用不一負向預測工作滿意度（ $\beta = -.23$ ）且薪資正向預測工作滿意度（ $\beta = .13$ ）。顯示對適量教育者而言，學用不一對於工作滿意度之直接效果為 .23，間接效果不顯著。

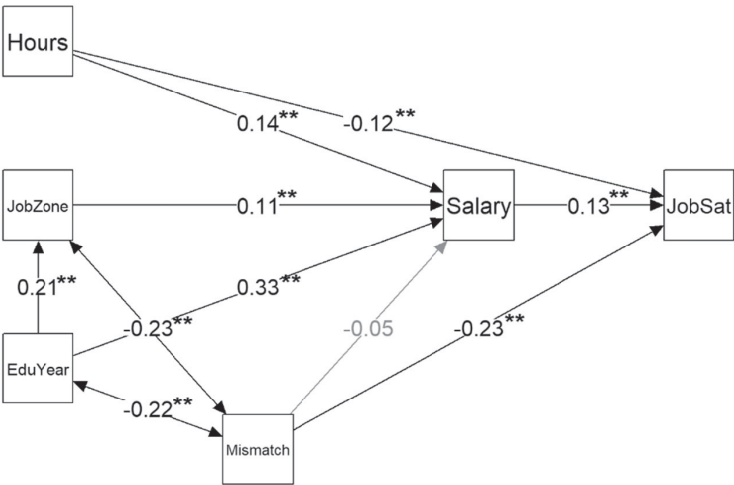


圖 4 適量教育者學用不一透過薪資中介工作滿意度路徑模式（n = 1048）

註：** $p < .01$ 、* $p < .05$

圖 5 為過量教育者的模型，顯示學用不一負向預測工作滿意度 ($\beta = -.16$)，但薪資預測工作滿意度不顯著。學用不一對於工作滿意度之直接效果只有 .16，間接效果不顯著。

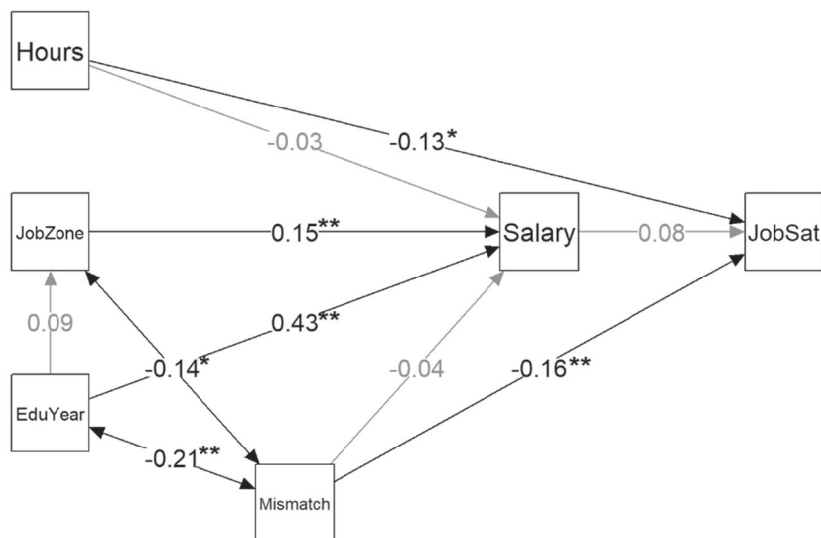


圖 5 過量教育者學用不一透過薪資中介工作滿意度路徑模式 (n = 308)

註：** $p < .01$ 、* $p < .05$

圖 6 為不足教育者的模型，還是顯示學用不一負向預測工作滿意度 ($\beta = -.20$)，但值得注意的是學用不一顯著負向預測薪資 ($\beta = -.21$)，薪資正向預測工作滿意度 ($\beta = .27$)。易言之，不足教育者樣本中，在考量了其他變項影響時，學用不一對於工作滿意度有直接不利影響外，更透過薪資對工作滿意度造成不利影響。學用不一對於工作滿意度之直接效果為 .20，間接效果為 .06，總效果為 .26。注意在本模型中，工作級區與學用不一的共變關係不顯著，且工作時數預測薪資、工作滿意度皆未達顯著，顯示對不足教育者而言，預測工作滿意度最重要的變項為薪資，其次為學用不一。

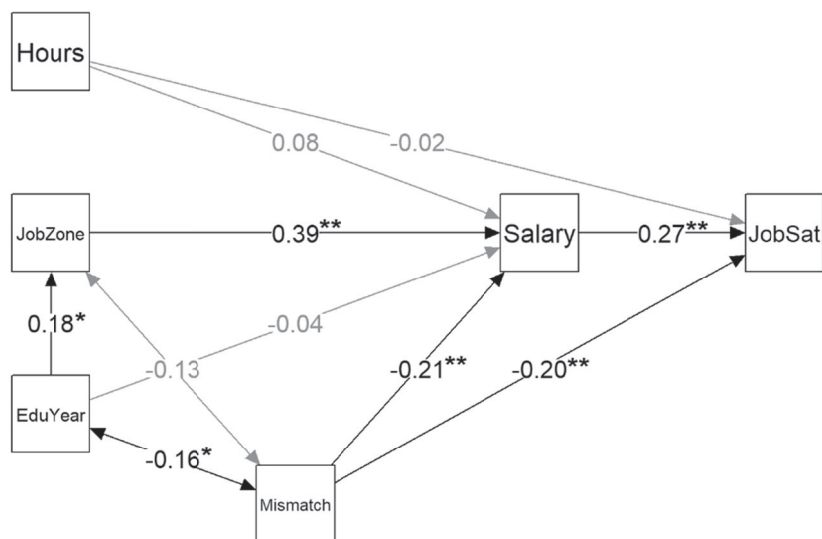


圖 6 不足教育者學用不一透過薪資中介工作滿意度路徑模式 (n = 166)

註：** $p < .01$ 、* $p < .05$

綜合上述，在考量了其他變項影響時，對適量、過量教育者而言，學用不一並未透過薪資中介影響工作滿意度；然而，對於不足教育者而言，學用不一會透過薪資中介來影響工作滿意度。

伍、研究討論與結論

有鑒於垂直與水平的教育與職業不相稱在教育界所引發的討論愈來愈多，本研究首先試圖結合美國勞工部 O*NET 與輔大 CVHS，分別製成學類職業串接表共 1583 細類以及職業級區串接表共 1111 細類，來客觀評量我國學用不一及過量教育，並分別以階層迴歸與徑路分析來爬梳過量教育與學用不一對工作滿意度的影響。研究發現，本研究所發展的客觀評量雖然與主觀評量有統計上的關聯，然而 Gamma 係數卻不高。就人數分配而言，未被收錄於串接表者，便被歸類為無關聯的學用不一；其次，將美國的職業地位與學歷要求，套用在普遍皆有學士學位的臺灣，也導致過多受訪者被歸類為過量教育。前者的問題呼應了過往文獻所指出的客觀評量之限制，在於必須隨時更新以符合現實勞動市場的情況 (Grapsa, 2017;

Hartog, 2000; Verhaest & Omeij, 2006b)。而後者的問題則反映出臺灣與美國高等教育普及程度的差異³。因此本研究所發展的客觀評量未臻完美、並沒被選為後續分析的方法，主觀評量仍是首選，而且就垂直不相稱也不需要再進行半個標準差的調整。主觀評量較客觀評量更可以處理職業內的諸多異質性。

再者，階層迴歸結果顯示，過量教育者和不足教育者相對於適量教育者而言，的確會有更低的工作滿意度。進一步考量工作相關變項、薪資與垂直教育不相稱後，學用不一還有顯著的解釋力。此結果意味著當個人主觀知覺過往學習領域與目前工作領域不相符時，工作滿意度會明顯較低，這就是學用不符的代價。又，路徑分析結果顯示，在不足教育者組，學用不一還會負向影響薪資，進而影響工作滿意度，故對不足教育者而言，學用不一影響薪資更是雪上加霜。

此外，先前洪嘉瑜、銀慶貞、陶宏麟（2015）的研究發現適量教育組之中，學用大部分關聯、部分關聯者與參照組適量教育且學用相符者無差異；但在本研究之中卻發現，對於適量教育者而言，學用不一仍會導致個人有較低的工作滿意度，此主要的差異應是該研究為女性且年輕的大學畢業生樣本。

在教育政策方面，未來應注意培育專業領域的專職人才，以降低學用不一的現象。特別是在本研究中的生物資源、生命科學與藝術學群與法政學群，學用不一的現象嚴重，且工作滿意度最低。其中生命科學學群又兼有過量教育的現象。至於地球與環境、遊憩與運動及資訊學群，則反應出主觀知覺的不足教育，有待職業訓練來補足。

就未來研究之建議方面，過去文獻指出工作滿意度包含諸多外在面向如報酬、工作型態、工作條件及生涯發展等諸多面向（van Saane, 2003; Wanous, Reichers, & Hudy, 1997; Wright & Cropanzano, 2000），然而上述的工作滿意度多從工商心理學的角度進行探索，應進一步延伸至過量教育、學用不一如何影響的工作滿意度的內在面向。另外，未來針對過量教育與學用不一的研究，也應探究不同領域學群如何導致個體出現過量教育或學用不一的情形，進而影響工作滿意度及其特定層面，以長期追蹤來彌補橫斷研究之不足。

3 根據美國國家教育統計中心與國家學生研究中心的資料顯示，高等教育註冊人數在2010-2014期間減少80萬餘人，高等教育註冊人數在2017年仍持續下滑，在所有類型（all sector）接受聯邦獎助的高等教育機構中，2016的春季與秋季分別減少1.3%、1.4%註冊人數，2017春季減少1.5%的註冊生（National Center for Education Statistic, 2015; National Student Clearinghouse Research Center, 2017）。25-29歲人口中僅有41%的白人、63%的亞裔及22%的非裔擁有四年制學院或其他高等教育學歷（United States Census Bureau, 2017）。

就研究限制而言，本研究雖然抽取 20-65 歲全職人口，但整體受訪者仍是以 20-40 年輕族群為主，比起學用不一，他們的薪資主要會受到工作年數影響，且橫斷的資料比較難以看出垂直及水平不相稱隨年齡的消融現象。再者，本研究只考慮工作相關變項，並未考量個別差異與偏好。個人選擇特定職業，除薪資外，可能還有其他生活條件上的考量，不見得和個人人力資本匹配。前述種種可能是勞動市場運作的效率不彰，或教育無法動態調整滿足個體與市場的需求。

誌謝

本文由第一作者的碩士論文改編，感謝區俊傑及陶宏麟兩位教授的指導與審查委員的建議，並感謝輔仁大學人才測評發展與職場健康研究中心及王思峰教授團隊提供的生涯與就業協助系統，以及國立成功大學教育研究所李芷芸同學協作建構臺灣工作型態與滿意調查問卷系統。

參考文獻

- 王思峰（2014）。**工作世界：學群與學類職業網絡圖**。輔仁大學人才測評發展與職場健康研究中心技術報告。新北市。
- 行政院主計處（2017a）。**平均每人月消費支出（統計至 104）**。取自 <http://win.dgbas.gov.tw/fies/doc/4.xls>
- 行政院主計處（2017b）。**教育程度別受僱就業者平均每月主要工作之收入（2015-2016）**。取自 <https://www.dgbas.gov.tw/public/data/dgbas04/bc4/mpwutility/105/mtable60.xls>
- 洪嘉瑜、銀慶貞、陶宏麟（2015）。臺灣女性大學畢業生「教育－工作不相稱」對於薪資與工作滿意度的影響。**臺灣教育社會學研究**，15（1），43-87。doi: 10.3966/168020042015061501002
- 張宜君、林宗弘（2015）。臺灣的高等教育擴張與階級複製：混合效應維續的不平等。**臺灣教育社會學研究**，15（2），85-129。doi: 10.3966/168020042015121502003
- 張雯玲（2011）。臺灣高等教育過量教育與就業現象研究。**經營管理學刊**，5（6），1-30。
- 教育部（2015）。**104 學年度大專校院各科系所畢業生人數**。取自 https://depart.moe.edu.tw/ED4500/News_Content.aspx?n=5A930C32CC6C3818&sms=91B3AAE8C6388B96&s=159044407A762F30
- 教育部統計處（2017a）。**大專校院學生粗在學率－按性別與年別分（2016）**。取自 https://www.gender.ey.gov.tw/gecdb/Stat_Statistics_DetailData.aspx?sn=jqa21a6kHR3mvfzW7xMVfw%3D%3D
- 教育部統計處（2017b）。**大專院校概況統計（77-105 學年度）**。取自 https://depart.moe.edu.tw/ED4500/News_Content.aspx?n=48EBDB3B9D51F2B8&sms=F78B10654B1FDBB5&s=4396A90696381274
- 傅仰止（2017）。**臺灣社會變遷基本調查計畫 2015 第七期第一次：工作與生活組**。取自 https://srda.sinica.edu.tw/datasearch_detail.php?id=1058。doi:10.6141/TW-SRDA-C00315_2-1
- 傅祖壇、楊佳茹、黃美瑛（2010）。過度教育與薪資之關係：臺灣地區大學近期畢

- 業生之研究。**應用經濟論叢**，**99**，1-36。doi: 10.3966/054696002016060099001
- 黃毅志、林俊瑩（2010）。「教育與職業不相稱」的新測量與其對工作收入、主觀意識的影響。**臺灣教育社會學研究**，**10**（1），45-83。
- 黃毅志（2009）。國際新職業量表在臺灣教育研究中的適用性：本土化與國際化的考量。**教育科學研究期刊**，**54**（3），1-28。
- 劉秀曦、黃家凱（2011）。高等教育擴張後我國大學畢業生人力運用之研究。**教育研究與發展期刊**，**7**（3），153-180。
- 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。
- 蕭霖（2003）。教育與職業不對稱的模式探討。**教育政策論壇**，**6**（2），43-66。
- Allen, J. & van der Velden, R. (2001). Educational mismatches versus skill mismatches: Effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search. *Oxford Economic Papers*, 53(3), 434-452. doi: 10.1093/oenp/53.3.434
- Allen, J., & Weert, E. D. E. (2007). What do educational mismatches tell us about skill mismatches ? A cross-country analysis. *European Journal of Education*, 42(1), 59-73.
- Badillo Amador, L., & Vila, L. E. (2013). Education and skill mismatches: Wage and job satisfaction consequences. *International Journal of Manpower*, 34(5), 416-428. doi: 10.1108/IJM-05-2013-0116
- Bédoué, C., & Giret, J. F. (2011). Mismatch of vocational graduates: What penalty on French labour market? *Journal of Vocational Behavior*, 78(1), 68-79. doi: 10.1016/j.jvb.2010.09.003
- Belsley, D. A. (1991). A guide to using the collinearity diagnostics. *Computer Science in Economics and Management*, 4(1), 33-50. doi: 10.1007/BF00426854
- Benz, M., & Frey, B. S. (2008). The value of doing what you like: Evidence from the self-employed in 23 countries. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 68(3-4), 445-455. doi: 10.1016/j.jebo.2006.10.014
- Blázquez, M., & Budría, S. (2012). Overeducation dynamics and personality. *Education Economics*, 20(3), 260-283. doi: 10.1080/09645292.2012.679338

- Budría, S., & Moro-Egido, A. I. (2008). Education, educational mismatch, and wage inequality: Evidence for Spain. *Economics of Education Review*, 27(3), 332-341. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.econedurev.2006.10.005>
- Burris, V. (1983). The social and political consequences of overeducation. *American Sociological Review*, 48(4), 454-467. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2117714>
- DiPietro, G., & Urwin, P. (2006). Education and skills mismatch in the Italian graduate labour market. *Applied Economics*, 38(1), 79-93. doi: 10.1080/00036840500215303
- Dolton, P. J., & Silles, M. A. (2008). The effects of over-education on earnings in the graduate labour market. *Economics of Education Review*, 27(2), 125-139. doi: 10.1016/j.econedurev.2006.08.008
- Duncan, G. J., & Hoffman, S. D. (1981). The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 1(1), 75-86. doi: 10.1016/0272-7757(81)90028-5
- Fox, J., & Monette, G. (1992). Generalized Collinearity Diagnostics. *Journal of the American Statistical Association*, 87(417), 178-183. doi: 10.1080/01621459.1992.10475190
- Göktaş, A. (2011). A comparison and normality test of some measures of association via simulation for rectangular doubly ordered cross tables. *Scientific Research and Essays*, 6(30), 17-37. doi: 10.5897/sre11.1283
- Grapsa, E. (2017). *How well matched are South African workers to their jobs ? A comprehensive analysis of education and skills mismatch*. Pretoria, South Africa: Labour Market Intelligence Partnership (LMIP), Education and Skills Development Programme, Human Sciences Research Council.
- Green, F., McIntosh, S., & Vignoles, A. (2002). The utilization of education and skills: Evidence from Britain. *Manchester School*, 70(6), 792-811. doi: 10.1111/1467-9957.00325
- Groot, W., & Maassen van den Brink, H. (2000). Overeducation in the labor market: A meta-analysis. *Economics of Education Review*, 19(2), 149-158. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0272-7757\(99\)00057-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0272-7757(99)00057-6)

- Harter, J. K., Schmidt, F. L., & Hayes, T. L. (2002). Business-unit-level relationship between employee satisfaction, employee engagement, and business outcomes: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 87(2), 268-279. doi: 10.1037//0021-9010.87.2.268
- Hartog, J. (2000). Over-education and earnings: Where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, 19(2), 131-147. doi: 10.1016/S0272-7757(99)00050-3
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Judge, T. A., & Bono, J. E. (2001). Relationship of core self-evaluations traits - Self-esteem, generalized self-efficacy, locus of control, and emotional stability - With job satisfaction and job performance: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology*, 86(1), 80-92. doi: 10.1037//0021-9010.86.1.80
- Kalleberg, A. L. (1977). Work values and job rewards: A theory of job satisfaction. *American Sociological Review*, 42(1), 124. doi: 10.2307/2117735
- Kalleberg, A. L. (2008). The mismatched worker: When people don't fit their jobs. *Academy of Management Perspectives*, 22(1), 24-40. doi: 10.5465/AMP.2008.31217510
- Kompaso, S. M., & Sridevi, M. S. (2010). Employee engagement: The key to improving performance. *International Journal of Business and Management*, 5(12), 89-96. doi: 10.5539/ijbm.v5n12p89
- Korpi, T., & Tåhlin, M. (2009). Educational mismatch, wages, and wage growth: Overeducation in Sweden, 1974-2000. *Labour Economics*, 16(2), 183-193. doi: 10.1016/j.labeco.2008.08.004
- Kupets, O. (2016). Education-job mismatch in Ukraine: Too many people with tertiary education or too many jobs for low-skilled? *Journal of Comparative Economics*, 44(1), 125-147. doi: 10.1016/j.jce.2015.10.005
- McGuinness, S., & Sloane, P. J. (2011). Labour market mismatch among UK graduates: An analysis using REFLEX data. *Economics of Education Review*, 30(1), 130-145.

doi: 10.1016/j.econedurev.2010.07.006

- Mincer, J. (1974). Schooling, Experience and earnings. *Human Behavior & Social Institutions No. 2*.
- Montt, G. (2015). The causes and consequences of field-of-study mismatch: An analysis using PIAAC. *OECD Social, Employment & Migration Working Papers*, 167, 1-89.
- Nagy, M. S. (2002). Using a single-item approach to measure facet job satisfaction. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 75(1), 77-86. doi: 10.1348/096317902167658
- National Center for Education Statistic. (2015). *Digest of Education Statistics, 2015*. Retrieved May23, 2018, from https://nces.ed.gov/programs/digest/d15/tables/dt15_303.25.asp?current=yes
- National Student Clearinghouse Research Center. (2017). *Term Enrollment Estimates - Fall 2017*. Retrieved from <https://nscresearchcenter.org/wp-content/uploads/CurrentTermEnrollment-Spring2017.pdf>
- Nordin, M., Persson, I., & Rooth, D.-O. (2010). Education-occupation mismatch: Is there an income penalty? *Economics of Education Review*, 29(6), 1047-1059. doi: 10.1016/j.econedurev.2010.05.005
- Oldham, G. R., & Hackman, J. R. (2005). How job characteristics theory happened. In K. G. Smith & M. A. Hitt (Eds.), *The Oxford handbook of management theory: The process of theory development* (pp. 151-170). Oxford, England: Oxford University Press.
- Pecoraro, M. (2016). The incidence and wage effects of overeducation using the vertical and horizontal mismatch in skills: Evidence from Switzerland. *International Journal of Manpower*, 37(3), 536-555. doi: 10.1108/IJM-10-2014-0207
- Perry, A., Wiederhold, S., & Ackermann-Piek, D. (2014). How can skill mismatch be measured? New approaches with PIAAC. *Methoden, Daten, Analysen*, 8(2), 137-174. doi: 10.12758/mda.2014.006
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36(4), 717-731. doi: 10.3758/BF03206553

- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879-891. doi: 10.3758/BRM.40.3.879
- Robst, J. (2007a). Education, college major, and job match: Gender differences in reasons for mismatch. *Education Economics*, 15(2), 159-175. doi: 10.1080/09645290701263070
- Robst, J. (2007b). Education and job match: The relatedness of college major and work. *Economics of Education Review*, 26(4), 397-407. doi: 10.1016/j.econedurev.2006.08.003
- Robst, J. (2008). Overeducation and college major: Expanding the definition of mismatch between schooling and jobs. *Manchester School*, 76(4), 349-368. doi: 10.1111/j.1467-9957.2008.01064.x
- Rossell, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. doi: 10.18637/jss.v048.i02
- Sattinger, M. (1993). Assignment models of the distribution of earnings. *Journal of Economic Literature*, 31(2), 831-880. doi: 10.2307/2728516
- Tett, R. P., & Meyer, J. P. (1993). Job satisfaction, organizational commitment, turnover intention, and turnover: Path analyses based on meta analytic findings. *Personnel Psychology*, 46(2), 259-293. doi: 10.1111/j.1744-6570.1993.tb00874.x
- Tsang, M. C. (1987). The impact of underutilization of education on productivity: A case study of the U.S. Bell companies. *Economics of Education Review*, 6(3), 239-254. doi: 10.1016/0272-7757(87)90003-3
- Tsang, M. C., & Levin, H. (1985). The economics of overeducation. *Economics of Education Review*, 4(2), 93-104.
- United States Census Bureau. (2017). *CPS Historical Time Series Tables on School Enrollment*. Retrieved from <https://www.census.gov/data/tables/time-series/demo/school-enrollment/cps-historical-time-series.html>
- vanSaane, N. (2003). Reliability and validity of instruments measuring job satisfaction-a systematic review. *Occupational Medicine*, 53(3), 191-200. doi: 10.1093/occmed/kqg038

- Verdugo, R. R., & Verdugo, N. T. (1989). The impact of surplus schooling on earnings: Some additional findings. *The Journal of Human Resources*, 24(4), 629. doi: 10.2307/145998
- Verhaest, D., & Omeij, E. (2006a). Discriminating between alternative measures of over-education. *Applied Economics*, 38(18), 2113-2120. doi: 10.1080/00036840500427387
- Verhaest, D., & Omeij, E. (2006b). The impact of overeducation and its measurement. *Social Indicators Research*, 77(3), 419-448. doi: 10.1007/s11205-005-4276-6
- Vila, L. E., Garcia-Aracil, A., & Mora, J.-G. (2007). The distribution of job satisfaction among young european graduates: Does the choice of study field matter? *The Journal of Higher Education*, 78(1), 97-118. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/4122357>
- Wanous, J. P., Reichers, A. E., & Hudy, M. J. (1997). Overall job satisfaction: How good are single-item measures? *Journal of Applied Psychology*, 82(2), 247-252. doi: 10.1037/0021-9010.82.2.247
- Wright, T. A., & Cropanzano, R. (2000). Psychological well-being and job satisfaction as predictors of job performance. *Journal of Occupational Health Psychology*, 5(1), 84-94. doi: 10.1037/1076-8998.5.1.84

2018 年 2 月 26 日收件

2019 年 7 月 25 日第一次修正回覆

2019 年 8 月 20 日初審通過

2019 年 8 月 26 日第二次修正回覆

2019 年 8 月 28 日複審通過

